

Original

Propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI, *Beck Anxiety Inventory*) en población general de México

Ferran Padrós Blázquez^{a,*}, Karina Salud Montoya Pérez^b, Marcelo Archibaldo Bravo Calderón^c y María Patricia Martínez Medina^a

^a Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Hidalgo, México

^b Universidad de Colima, Colima, México

^c Département de Psychologie, Université de Montréal, Montréal, Canadá

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 20 de abril de 2020

Aceptado el 24 de agosto de 2020

On-line el 5 de noviembre de 2020

Palabras clave:

Ansiedad

Confiabilidad

Análisis Factorial Confirmatorio

Consistencia interna

Estrés

R E S U M E N

Introducción y objetivos: Una de las escalas más utilizadas para evaluar la ansiedad es el BAI (*Beck Anxiety Inventory*) que ha mostrado adecuadas propiedades psicométricas; sin embargo, no hay consenso sobre su estructura interna. Este trabajo tuvo como objetivo estudiar la estructura interna del BAI haciendo uso del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) por primera vez en México, así como la bondad de los ítems que la componen y su consistencia interna. Además, se presentan datos descriptivos de los niveles de ansiedad en población general de Michoacán (México).

Material y métodos: Se administró la escala BAI al mismo tiempo que se solicitaron datos sociodemográficos (sexo, edad, estado civil y escolaridad) a 1,245 personas adultas. Primero, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con la mitad de la muestra; posteriormente, con la segunda mitad de la muestra y a través de un AFC, se pusieron a prueba los modelos factoriales obtenidos en estudios mexicanos previos, la solución unifactorial, así como el modelo obtenido en el AFE.

Resultados: Se observó una elevada consistencia interna de la escala total ($\alpha = .911$); sin embargo, ningún modelo de los probados en el AFC resultó satisfactorio.

Conclusiones: Puede concluirse que el BAI, a pesar de mostrar una estructura interna inestable, es adecuado para evaluar la presencia de sintomatología de ansiedad en población general de Michoacán (México). Es importante señalar que hasta un 24.9% de la muestra presentó niveles de ansiedad moderada o severa.

© 2020 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Psychometric properties of the *Beck Anxiety Inventory* (BAI) in the general population of Mexico

A B S T R A C T

Introduction and objectives: One of the most widely used scales to assess anxiety is the BAI (*Beck Anxiety Inventory*) that has shown adequate psychometric properties; however, there is no consensus on its internal structure. This work aimed to study the internal structure of the BAI using Confirmatory Factor Analysis (CFA) for the first time in Mexico, as well as the goodness of the items that make it up and its internal consistency. In addition, descriptive data of anxiety levels in the general population of Michoacán (Mexico) are presented.

Material and methods: The BAI was administered and the sociodemographic data (sex, age, marital status, and education) were requested from 1,245 adults. First, an Exploratory Factor Analysis (EFA) was carried out with half the sample. Using the second half of the sample, the factorial models obtained in previous Mexican studies, the single factor solution and the model obtained in the AFE were tested through a CFA.

Results: A high internal consistency of the total scale was observed ($\alpha = .911$); however, no model of those tested in the CFA was satisfactory.

Keywords:

Anxiety

Reliability

Confirmatory Factor Analysis

Internal consistency

Stress

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: fpadros@umich.mx (F. Padrós Blázquez).

Conclusions: It can be concluded that the BAI, despite showing an unstable internal structure, can adequately assess the presence of anxiety symptoms in the general population of Michoacán (Mexico). It is important to note that up to 24.9% of the sample presented moderate or severe anxiety levels.

© 2020 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

Twenge (2000) hace 20 años se planteaba si la humanidad estaba en la «era de la ansiedad», debido al notorio incremento de sus niveles observados a través de un meta-análisis en población de EE. UU. entre los años 50 y los 90 del siglo XX. Sin embargo, Booth, Sharma y Leader (2016), a pesar de reconocer un cierto incremento, en un estudio contemplando muestras de 57 países, ponen en duda que pueda aludirse a la «era de la ansiedad», ya que los niveles de ansiedad antes (años 70) también eran bastante elevados. Por otro lado, Bandelow y Michaelis (2015) después de realizar una revisión epidemiológica, han señalado que los trastornos de ansiedad son los trastornos mentales más frecuentes, debido a que según los estudios revisados se estima que un 33.7% de la población cumplirá con los criterios de algún trastorno de ansiedad en algún momento de su vida. Actualmente, los trastornos de ansiedad en México son considerados un problema de salud muy importante, especialmente en los últimos tiempos, ya que posiblemente se hayan incrementado debido al COVID-19. Recientemente se ha estimado que alrededor del 50% de la población mexicana ha desarrollado síntomas de ansiedad, de los cuales, según los puntos de corte del cuestionario HAD, un 21% presentan posible trastorno de ansiedad y hasta un 29.5% presentan claramente un trastorno de ansiedad (Priego-Parra, 2020).

Debido a lo anterior, se requiere de instrumentos psicométricos para detectar y evaluar la presencia de ansiedad de forma rápida, válida y fiable. Después de una extensa revisión, Piotrowski (2018) concluye que una de las escalas autoaplicadas más utilizadas a nivel mundial es el inventario de ansiedad de Beck (Beck, Epstein, Brown y Steer, 1988), conocido por sus siglas en inglés como BAI (*Beck Anxiety Inventory*). De igual forma, Sanz (2014) señala que el BAI es la escala autoaplicada para medir la ansiedad más utilizada en aquellos países que muestran mayor número de investigaciones en el área de Psicología.

El BAI es un instrumento que no deja de generar interés y estudios psicométricos a partir de su adaptación en diferentes países, tales como España (Magán, Sanz y García-Vera, 2008; Sanz et al., 2012; Sanz, García-Vera y Fortún, 2012), Alemania (Geissner y Huetteroth, 2018), China (An et al., 2018; Liang, Wang y Zhu, 2018), Corea del Sur (Oh et al., 2018), Nepal (Adhikari, 2019), República Checa (Kamaradova et al., 2015) o, el metaanálisis de la versión en inglés de Bardhoshi, Duncan y Erford (2016).

El BAI ha mostrado ser un instrumento válido para discriminar y detectar pacientes con patología ansiosa (Sanz et al., 2012). También cuenta con evidencias de validez respecto a otras pruebas que evalúan la presencia de ansiedad, tanto con (33 instrumentos) la versión original (Bardhoshi et al., 2016) como con las versiones en español (Sanz y Navarro, 2003; Robles, Varela, Jurado y Páez, 2001). Frecuentemente se ha estudiado la relación con la sintomatología depresiva, sobre todo con el BDI (*Beck Depression Inventory*), la cual es considerable, con correlaciones entre .54 y .62 (Bardhoshi et al., 2016; Magán, Sanz y García-Vera, 2008; Sanz y Navarro, 2003; Sanz et al., 2012). Respecto a la consistencia interna, el valor de alfa de Cronbach ha obtenido valores alrededor de .90 (Bardhoshi et al., 2016; Sanz y Navarro, 2003). Según el meta-análisis de Bardhoshi et al. (2016) los valores del test-retest, al evaluar la fiabilidad temporal, han oscilado alrededor de .65.

Pese a lo anterior, no hay consenso respecto a la estructura interna, ni en el número de factores, ni en los ítems que los componen, aun cuando coinciden con el número de factores. Se ha concluido que el BAI es unidimensional (Geissner y Huetteroth, 2018; Sæmundsson et al., 2011), que lo componen cuatro factores (Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019; Galindo Vázquez et al., 2015; Robles, Varela, Jurado, & Páez, 2001), o seis factores, aunque dos constituidos por solo dos ítems (Adhikari, 2019) y, en algunos casos, se ha señalado que la estructura interna es inestable (An et al., 2018; Liang et al., 2018).

Cabe mencionar que la versión original (Beck et al., 1988) de dos factores («síntomas físicos o sintomatología vegetativa» y «síntomas cognitivos») es la solución más congruente y frecuentemente reportada en otros estudios (Magán et al., 2008; Sanz et al., 2012; Sanz y Navarro, 2003) coincidiendo con los resultados de un reciente meta-análisis realizado solo con la versión en inglés (Bardhoshi et al., 2016). Sin embargo, en muchas de las versiones de dos factores, no coinciden los ítems que los componen (Magán et al., 2008; Sanz et al., 2012; Sanz y Navarro, 2003). Debido a que en el presente estudio interesa estudiar la estructura factorial en población mexicana, primero se va realizar un análisis factorial exploratorio (AFE) y posteriormente, a través del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), se estudiará el ajuste de los modelos del BAI encontrados en población mexicana (incluido el obtenido en el AFE del presente trabajo) y también, el modelo unifactorial, debido a que en la mayoría de ocasiones se interpreta la puntuación total del instrumento (Sanz, 2014).

En México, se han encontrado tres estudios sobre las propiedades psicométricas del BAI pero en ninguno de ellos se ha llevado a cabo un análisis factorial confirmatorio. Dos de ellos se realizaron en poblaciones específicas: pacientes oncológicos (Galindo Vázquez et al., 2015) y pacientes asmáticos (Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019) y, un tercero, se llevó a cabo a principios de siglo (Robles et al., 2001). En las tres investigaciones se reporta una estructura interna formada por cuatro factores, no obstante, hay discordancia entre los ítems que los componen. Además, en todos los casos resultó difícil nombrar de forma congruente los factores, sobre todo por no coincidir la distribución de los ítems con los estudios previos (Tabla 1).

Debe destacarse que la prevalencia de los trastornos de ansiedad en las mujeres es aproximadamente el doble que en los hombres (Bandelow y Michaelis, 2015). No obstante, en los estudios sobre el BAI realizados en México, solo se ha hallado mayor puntuación en mujeres en población de pacientes con asma (con un tamaño del efecto mediano), en los otros dos estudios se observó ausencia de diferencias entre ambos sexos (Galindo Vázquez et al., 2015; Robles et al., 2001).

Respecto a la relación entre la sintomatología de ansiedad y la edad, los estudios prospectivos sugieren que los trastornos de ansiedad tienden a ser crónicos y luego suelen disminuir en el adulto mayor (Bandelow y Michaelis, 2015). En población española no se han encontrado relaciones significativas en los diferentes estudios (Magán et al., 2008; Sanz y Navarro, 2003; Sanz et al., 2012) y en la población mexicana no se ha estudiado aún la relación entre la edad y el BAI.

Tampoco se ha estudiado la posible relación entre la escolaridad y el BAI en población mexicana. Sin embargo, en población española

Tabla 1
Análisis Factorial Confirmatorio. Comparación de índices de bondad de ajuste de los modelos

Modelo	Índices de bondad de ajuste				
	N	Tipo de población	Tipo de muestreo	Análisis Factorial	Distribución ítems y consistencia interna
1 Factor (Geissner y Huetteroth, 2018; Sæmundsson et al., 2011)	3 muestras con $n = 409$	Pacientes con Tx de ansiedad	conveniencia no probabilístico	AFC	Los 21 en un factor Escala total $\alpha = .89$
	$n = 607$ y $n = 1,067$	Pacientes ambulatorios y universitarios	conveniencia no probabilístico	AFC	Los 21 en un factor Escala total $\alpha = .92$
2 Factores (Beck et al., 1988) y la mayoría de estudios previos.	$n = 116$ primera fase y $n = 160$ fase final	Pacientes con Tx de ansiedad	conveniencia no probabilístico	AFC Rotación Varimax	(Ítems: 1,4,5,7,8,9,10,11,14,15,16,17 y 19) «ansiedad subjetiva» y (ítems: 2,3,6,12,13,18,20,21) «Síntomas somáticos» Escala total $\alpha = .92$
4 Factores (Robles et al., 2001)	$n = 1,000$	Población general	conveniencia no probabilístico	AFC Rotación Varimax	No reportada α de factores F1: 4,5,8,9,10,14,16 y 17 F2: 3,6,7,11,15,18 y 19 F3: 12,13 y 21 F4: 1,2 y 20 Escala total $\alpha = .83$
4 Factores (Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019)	$n = 157$	Pacientes asmáticos	conveniencia no probabilístico	AFC Rotación Varimax	No reportada α de factores F1: 5,8,9,14,16 y 17 $\alpha = .858$ F2: 3,4,6,12,13 y 19 $\alpha = .755$ F3: 7,11 y 15 $\alpha = .783$ F4: 2, 20 y 21 $\alpha = .757$ 1,10 y 18 eliminados Escala total $\alpha = .89$
4 Factores (Galindo Vázquez et al., 2015)	$n = 250$	Pacientes oncológicos	conveniencia no probabilístico	AFC Rotación Varimax	F1: 4,5,8,9,10,14 y 16 $\alpha = .78$ F2: 1,3,6,12,13,17,18 y 19 $\alpha = .72$ F3: 7,11 y 15 $\alpha = .64$ F4: 2, 20 y 21 $\alpha = .62$ Escala total $\alpha = .82$

se ha reportado una correlación muy baja con tamaño del efecto casi nulo (Sanz et al., 2012) o ausente (Magán et al., 2008).

Por ello, el objetivo principal de la presente investigación fue estudiar la estructura interna del BAI haciendo uso de un AFE en primer momento y luego, a través de un AFC, estudiar el ajuste del modelo resultante, de los otros modelos hallados en México y del modelo unifactorial, así como corroborar la bondad de los ítems y estudiar la consistencia interna.

También, se pretende ofrecer datos descriptivos sobre los niveles de sintomatología ansiosa en población general de Michoacán (México), y estudiar la posible relación con la edad, la escolaridad y posibles diferencias por sexo, debido a que hace casi 20 años del último estudio en población mexicana, y que no se ha estudiado previamente la relación de la puntuación del BAI con la edad y la escolaridad.

Material y Métodos

Diseño

Se realizó un estudio psicométrico instrumental, transversal y correlacional-explicativo (Montero y León, 2007).

Participantes

Se capturó la muestra a través de un muestreo incidental por conveniencia, en el cual participaron 1,245 personas (después de eliminar 29 por responder de forma incompleta) de la población general con edades comprendidas entre 18 y 73 años ($M = 36.04$; $DE = 16.50$), de los cuales 737 (59.2%) eran mujeres y 508 (40.8%) varones. Respecto a los años de escolaridad, los participantes refirieron tener de 0 a 29 años ($M = 13.19$; $DE = 4.33$), y sobre el estado

civil, 601 (48.3%) eran solteros, 560 (45.0%) casados o en unión libre, 45 (3.61%) divorciados o separados, 31 (2.50%) viudos y 8 (0.6%) otros.

Instrumento

El BAI (*Beck Anxiety Inventory*) es el instrumento objeto de estudio de la presente investigación, evalúa la presencia de síntomas de ansiedad. Está constituido por 21 ítems, cada uno de los cuales presenta un signo o síntoma y el evaluado debe señalar entre cuatro opciones (*Nada, Ligeramente, Moderadamente y severamente*) la presencia del mismo la última semana, incluyendo el día de la evaluación. El puntaje se obtiene con la sumatoria de los 21 ítems (todos directos), cada ítem se evalúa en una escala de 4 puntos (de 0 a 3). La puntuación global puede oscilar entre 0 y 63 puntos. Las características psicométricas del BAI se describieron en la introducción. En esta investigación se utilizó la adaptación en español a población mexicana realizada por Robles et al. (2001) en la cual se observó una aceptable consistencia interna ($\alpha = .83$).

Procedimiento

El protocolo de investigación fue revisado y aprobado por el comité de ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Posteriormente, tres alumnos de Psicología invitaron a los participantes, los cuales se encontraban en la vía pública. Se invitó a participar en la investigación a toda persona mayor de 18 años. Aquellas que aceptaron colaborar, firmaron un formato de consentimiento informado donde se les informaba a grosso modo sobre la naturaleza de la investigación y sobre su participación voluntaria y anónima. Todos los participantes aportaron datos sobre su edad, sexo, estado civil

y años de escolaridad (años completos cursados académicamente), además de responder al BAI (duración aproximada 6 minutos) en formato de papel. Se eliminaron 29 participantes que no contestaron la totalidad de la escala BAI.

Análisis de datos

La muestra total fue dividida en dos partes de manera aleatoria. Primero se realizó un AFE llevado a cabo con la primera mitad, conformada por 622 casos. Previo a realizar el análisis factorial, se aplicaron la prueba de esfericidad de Bartlett y el factor de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin. Después se aplicó un análisis componentes principales con rotación Promax.

Tomando en cuenta los resultados obtenidos en el AFE y los estudios previos, se realizaron varios AFC con la segunda mitad (623 casos), mediante los Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos por ser una aproximación apropiada para el AFC con datos categóricos (Muthén y Muthén, 2006). Se utilizaron los índices de ajuste más frecuentemente reportados (Hooper, Coughlan y Mullen, 2008): la estimación de chi-cuadrada (χ^2) y grados de libertad, considerando que un modelo con un ajuste adecuado debe presentar un χ^2 no significativo y que $\chi^2/gl < 3$ (Bollen, 1989), los siguientes índices de ajuste; comparativo (CFI), normado (NFI), no normado (NNFI), bondad de ajuste (GFI) y bondad de ajuste ajustado (AGFI) que indican un buen modelo cuando muestran valores $> .95$, y adecuados $> .90$ (Hu y Bentler, 1999), así como la raíz media cuadrada del error de aproximación (RMSEA) y Raíz media cuadrática estandarizada (SRMR), cuyos valores igual o menor de .08, indican un ajuste razonable (Kline, 1998). También se hizo uso del índice extraído de varianza promedio, donde valores superiores a .5 indican adecuación (Raykov, Gabler y Dimitrov, 2015). Para el análisis de fiabilidad, se utilizó el alfa de Cronbach y la fiabilidad compuesta, cuyos valores son adecuados por encima de .8. También se utilizaron descriptivos como la media aritmética, desviación estándar, asimetría, curtosis, frecuencias y porcentajes. Asimismo, se utilizó la correlación de Pearson y *t* de Student Fisher para datos independientes. El software utilizado para el análisis de datos fue Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) versión 20.0 y el paquete AMOS V.22 para Windows.

Resultados

Estructura interna

Respecto al AFE, la prueba de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin ($\chi^2_{(20)} = 392.36, p < .001$ y $KMO = .88$) indicaron que el AFE era apropiado. El AFE arrojó una estructura de dos factores, los cuales pueden ser etiquetados como «somático» y «cognitivo», formados por 14 y 7 reactivos, respectivamente. Los autovalores fueron de 6.31 (30% del total de la varianza) y 3.63 (17% del total de la varianza) explicando el 47% de la varianza con una correlación moderada entre los factores ($r = .62$). Los reactivos se distribuyeron con cargas superiores a .40 de forma muy clara, solo en el ítem 4 se observa un peso de .31 en el factor que no corresponde (Tabla 2).

Posteriormente a través del AFC, se probaron las diferentes soluciones factoriales halladas en estudios previos, con especial hincapié en los estudios realizados con población mexicana y la extraída en el AFE en el presente estudio.

Los resultados del AFC (Tabla 3) muestran que ninguno de los modelos ajusta de forma satisfactoria. Sin embargo, el modelo de dos factores que surgió del AFE, fue el que mostró los mejores índices. Aunque debe comentarse que los índices extraídos de varianza promedio de los factores resultaron bajos (Factor 1 = .315 y Factor 2 = .393).

Tabla 2

Análisis Factorial Exploratorio por componentes principales con rotación promax

Ítems	F1 (Somático)	F2 (Cognitivo)
1 Entumecimiento, hormigueo	.52	
2 Oleadas de calor o bochornos	.67	
3 Debilidad y temblor en las piernas	.66	
4 Incapaz de relajarme	.31	.48
5 Miedo a que pase lo peor		.75
6 Sensación de mareo	.65	
7 Palpitaciones o aceleración cardíaca	.66	
8 Falta de equilibrio	.57	
9 Terror		.73
10 Nerviosismo		.54
11 Sensación de ahogo	.61	
12 Temblor de manos	.73	
13 Agitación	.64	
14 Miedo a perder el control		.47
15 Dificultad para respirar	.65	
16 Miedo a morir		.88
17 Asustado		.66
18 Indigestión o molestias abdominales	.59	
19 Desmayos	.63	
20 Enrojecimiento de la cara	.63	
21 Sudoración (no por calor)	.69	

Solo aparecen las cargas factoriales superiores a .30. Las cargas factoriales mayores a .40 están señaladas con negritas.

Consistencia interna

Respecto a la consistencia interna, se calculó el alfa de Cronbach de la escala total y de cada uno de los factores, el valor de alfa del total de la escala resultó aceptable ($\alpha = .911$). Respecto a los factores también resultaron adecuados, para el factor «síntomas somáticos» ($\alpha = .877$) y para el de «síntomas cognitivos» ($\alpha = .835$). Respecto a la fiabilidad compuesta, los resultados también fueron adecuados, .861 y .817, respectivamente.

Descripción de los ítems

Las puntuaciones medias de todos los ítems fueron inferiores a uno, oscilando entre .12 (ítem 19) y .98 (ítem 10). También los valores de la desviación estándar resultaron inferiores a la unidad, el mínimo fue de .46 (ítem 19) y el mayor de .95 (ítem 5). Las correlaciones de cada ítem con la puntuación de la escala total corregida (es decir, sin tener en cuenta dicho ítem) fueron superiores a .35. Ningún ítem, al ser eliminado, hace aumentar el valor del alfa de Cronbach de la escala total.

Por otro lado, los ítems correlacionaron (de forma corregida, sin incluir el propio ítem) entre .375 (ítem 20) y .639 (ítem 8) con el factor «somático», y ninguno al ser eliminado hace subir el valor del alfa del factor. Las correlaciones (corregidas) oscilaron de .488 (ítem 16) y .681 (ítem 5) en el factor «cognitivo», y tampoco ninguno al ser eliminado incrementa el alfa de dicho factor.

Datos en población adulta de Michoacán (México)

La media de la puntuación total de la escala fue de 11.16 ($DE = 9.80$), el rango ocupó todas las puntuaciones posibles de 0 a 63. Se observó una correlación baja y positiva entre la edad y la puntuación del BAI ($r = .106; p < .001$). La puntuación media del género femenino ($M = 11.55; DE = 10.07$) no difirió significativamente ($t_{(1137.77)} = -1.688; p = .092$) de la obtenida por los participantes masculinos ($M = 10.60; DE = 9.38$). Los años de escolaridad correlacionaron de forma negativa, pero muy baja con el BAI ($r = -.066; p = .026$). Por otro lado, pueden observarse las frecuencias de los rangos de puntuaciones totales del BAI y porcentajes (simples y acumulados) según los criterios de gravedad de Robles et al. (2001) en la Tabla 4. Destaca que el 24.9% de los que respondieron

Tabla 3
Análisis Factorial Confirmatorio. Comparación de índices de bondad de ajuste de los modelos

Modelo	χ^2 (gl)	Índices de bondad de ajuste							
		χ^2 /gl	NFI	NNFI	CFI	GFI	AGFI	RMSEA	SRMR
1 Factor (Geissner y Huetteroth, 2018; Sæmundsson et al., 2011)	911.62 (189)**	4.82	.786	.802	.822	.859	.827	.078	.060
2 Factores Extraídos del AFE del presente estudio	665.63 (188)**	3.54	.844	.868	.882	.900	.877	.064	.050
4 Factores (Robles et al., 2001)	769.21 (183)**	4.20	.820	.834	.855	.891	.862	.072	.058
4 Factores (Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019)	516.92 (129)**	4.01	.858	.868	.888	.913	.884	.070	.053
4 Factores (Galindo Vázquez et al., 2015)	744.71 (183)**	4.07	.825	.841	.861	.887	.858	.070	.055

AGFI = Índice de bondad de ajuste ajustado; CFI = Índice de ajuste comparativo; GFI = Índice de bondad de ajuste; gl = grados de libertad; NFI = Índice de ajuste normado; NNFI = Índice de ajuste no normado; RMSEA = Error de aproximación de la media cuadrática; SRMR = Raíz media cuadrática estandarizada; χ^2 = chi cuadrado. Mejores índices de bondad de ajuste en negritas. ** = $p < .001$.

Tabla 4
Frecuencias y porcentajes (simples y acumulados) de los valores de la puntuación total del BAI según criterios de gravedad de Robles et al. (2001)

Gravedad de ansiedad	Rango de puntuación	Frecuencia	%	Porcentaje acumulado
Ausente o mínima	0-5	435	34.94	34.94
Leve	6-15	500	40.16	75.1
Moderada	16-30	249	20.00	95.1
Grave	31-63	61	4.90	100.0

obtuvieron una puntuación que se sitúa en el grado de moderado o grave de ansiedad.

Discusión

El objetivo principal del presente trabajo fue estudiar la estructura interna, corroborar la bondad de los ítems y la consistencia interna del BAI.

Con relación a la estructura interna, ninguno de los modelos propuestos manifestó un ajuste adecuado. Debe recordarse que en los estudios previos realizados en México sobre la estructura interna del BAI, en ningún caso se realizó un AFC, por ello hay que tomar con cautela las comparaciones que realizamos con los resultados de dichos estudios. El modelo obtenido en el estudio de Díaz-Barriga y González-Celis Rangel (2019) aunque tampoco fue adecuado, obtuvo los mejores índices junto al modelo de dos factores extraídos por el AFE en la fase previa del presente estudio. Pero en dicho estudio se eliminaron tres reactivos y, tomando en consideración que el BAI es utilizado con los 21 reactivos que lo conforman (Sanz, 2014), y que todos los reactivos en el presente estudio y en los estudios previos (Magán et al., 2008; Sanz y Navarro, 2003; Sanz et al., 2012), se reportan adecuados, consideramos que no sería recomendable hacer uso de una versión del BAI con 18 reactivos.

Además, la versión de dos factores del presente estudio tiene una clara congruencia teórica (factor 1 «Síntomas somáticos» y factor 2 «síntomas cognitivos») en la distribución de los reactivos, de la cual carecen los modelos de cuatro factores obtenidos en los estudios mexicanos previos (Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019; Galindo Vázquez et al., 2015; Robles et al., 2001). Estos resultados ofrecen apoyo parcial a la estructura interna más frecuentemente reportada (Bardhoshi et al., 2016; Magán et al., 2008; Sanz et al., 2012; Sanz y Navarro, 2003), recordando que en muchas ocasiones no coinciden totalmente la distribución de los ítems. El índice extraído de varianza promedio, sugiere que al eliminar alguno de los ítems con poca variabilidad (muchas veces debido a su baja

prevalencia) incrementaría de forma significativa los otros índices, pero consideramos que el cuestionario perdería representatividad. Igualmente, como se ha observado en este y otros estudios, todos los ítems se relacionan de forma adecuada con el total de la escala (sin contar con el propio ítem).

En cuanto a la estructura interna, puede concluirse que los resultados están en consonancia con lo señalado por An et al. (2018) y Liang et al. (2018) respecto a la inestabilidad de la estructura del BAI. Asimismo, debe recordarse que en varios estudios se han reportado diferentes soluciones factoriales (Adhikari, 2019; Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019; Galindo Vázquez et al., 2015; Geissner y Huetteroth, 2018; Robles et al., 2001; Sæmundsson et al., 2011). Incluso en varios casos se ha encontrado el mismo número de factores, pero con una distribución distinta de los reactivos (p.e., Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019; Galindo Vázquez et al., 2015; Robles et al., 2001).

Respecto a la bondad de los ítems, puede concluirse que todos son adecuados. Los 21 ítems manifiestan un peso factorial superior a .35 y ninguno, al ser eliminado, hace incrementar el valor del alfa de Cronbach de la escala total. En cuanto a la consistencia interna, los índices de fiabilidad, fueron adecuados, tanto de la escala total, como de los factores.

En el presente estudio el valor del alfa de Cronbach resultó superior al reportado en los estudios previos realizados en México (Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019; Galindo Vázquez et al., 2015; Robles et al., 2001), y parecido, al reportado en otros estudios (Bardhoshi et al., 2016; Sanz y Navarro, 2003). Además, en el presente estudio se calculó por primera vez en México la fiabilidad compuesta de los dos factores, las cuales resultaron adecuadas.

En cuanto a los descriptivos, la media obtenida resultó menos de un punto por debajo que la reportada en el estudio de Robles et al. (2001), realizado con población general de la ciudad de México, y medio punto inferior, a la observada en pacientes asmáticos mexicanos (Díaz-Barriga y González-Celis Rangel, 2019), es decir resultados muy similares. Por otro lado, resultaron dos puntos y

medio inferior a la reportada en pacientes oncológicos también mexicanos (Galindo Vázquez et al., 2015), la presencia del diagnóstico de cáncer podría explicar la diferencia hallada. La distribución de frecuencias de personas por niveles de gravedad es muy similar a la encontrada en población general de México (Robles et al., 2001). La similitud en los resultados entre el presente estudio y los mostrados a principios de siglo por Robles et al. (2001), respecto a la distribución de la puntuación del BAI en población general, apoya la idea de que los niveles y patologías de ansiedad tienden a ser estables, como sugerían Booth, Sharma y Leader (2016).

Sobre la comparación de las puntuaciones por sexo, los resultados también coinciden con los estudios de Robles et al. (2001) y de Galindo Vázquez et al. (2015), en donde se reporta ausencia de diferencias en la media del BAI entre hombres y mujeres, sin embargo, en el estudio de Díaz-Barriga y González-Celis Rangel (2019), se observó una media significativamente superior en la muestra de mujeres, aunque este último se realizó con una muestra muy específica, de pacientes asmáticos.

Por otro lado, puede sorprender que los datos epidemiológicos señalen que la prevalencia de trastornos de ansiedad es el doble en mujeres (Bandelow y Michaelis, 2015) y sin embargo no se observen diferencias en el BAI. Cabe señalar que el BAI pregunta sobre la presencia de sintomatología en la última semana, y los trastornos de ansiedad requieren una duración de más de seis meses (APA, 2013). Además, la sintomatología del BAI alude en gran medida a los criterios del trastorno de pánico, los cuales también son característicos de otras alteraciones. Finalmente, el BAI no evalúa la presencia de muchos de los criterios de otros trastornos como la agorafobia, ansiedad social y fobias específicas (Sanz y Navarro, 2003).

Sobre la relación entre la puntuación del BAI y las variables sociodemográficas, se observó una correlación positiva y débil entre la puntuación del BAI y la edad, aunque resultó significativa, el tamaño del efecto es prácticamente nulo. Los resultados coinciden con los reportados en estudios realizados con muestras españolas (Magán et al., 2008; Sanz y Navarro, 2003; Sanz et al., 2012).

Respecto a la relación entre los años de escolaridad y el BAI, resultó positiva y bajísima, y el tamaño del efecto indica ausencia de correlación. El resultado coincide con lo hallado en los estudios previos españoles (Magán et al., 2008; Sanz et al., 2012).

Una notable limitación del presente estudio es el muestreo utilizado, el cual fue incidental y por conveniencia, además de que no se hizo de forma estratificada. De modo que las personas que aceptaron responder a la escala podrían mostrar características psicológicas diferentes a las de la población general que les hiciera ser más propensos a aceptar la invitación a responder de forma voluntaria al cuestionario (mayor necesidad de interaccionar, o menor temor, etc.). Sería deseable en futuros estudios realizar un muestreo aleatorio y estratificado (por características sociodemográficas) para incrementar la representatividad de los resultados.

En futuras investigaciones que se lleven a cabo con población mexicana, se debe estudiar la fiabilidad test-retest de la escala, y corroborar si los datos concuerdan con lo hallado en investigaciones realizadas en otros países (Bardhoshi et al., 2016). También sería interesante, realizar estudios sobre la sensibilidad al cambio de la escala en pacientes con elevados niveles de ansiedad después de un tratamiento exitoso.

Una notable limitación del presente trabajo y del estado de conocimiento de esta escala en México es la ausencia de estudios sobre validez. Solo se ha estudiado la relación del BAI con el STAI, de modo que apenas existe evidencia sobre validez concurrente. Igualmente, se carece de precedentes de validez diagnóstica del BAI. Asimismo, conviene estudiar las relaciones del BAI con otros instrumentos que evalúen la presencia de ansiedad y depresión entre otros padecimientos. Igualmente es pertinente realizar estudios con población clínica que padezca cuadros de ansiedad, controlando la comorbilidad con otros trastornos, especialmente los afectivos, y tratar de

hallar algún punto de corte con adecuada sensibilidad y especificidad.

También, debe señalarse que el presente trabajo se realizó con población solo de Michoacán y sería conveniente replicar el estudio en otros estados del país. Nótese que en México se han observado notables diferencias culturales entre poblaciones del norte, centro y sur que recomiendan el estudio de variables psicosociales de forma específica para cada una de las tres áreas (Saldívar Garduño et al., 2015).

Conclusiones

Como principal conclusión debe destacarse que a pesar de que el BAI es un instrumento con estructura interna inestable, suele utilizarse como unifactorial y ha mostrado validez concurrente en estudios previos. De modo que tomando en consideración las características psicométricas mostradas en la presente investigación, y considerando el importante legado de los estudios previos, el BAI es un instrumento con estructura factorial inestable (evaluada a través de varios AFC), pero con adecuada validez concurrente, fiable y de gran utilidad para evaluar la presencia de ansiedad en población de Michoacán (México). Además, el presente trabajo presenta datos renovados respecto a los datos descriptivos extraídos de una muestra de población general considerable, y muestra datos sobre la relación de la puntuación del BAI con el sexo, edad y escolaridad.

Financiación

No se recibió patrocinio de ningún tipo para llevar a cabo este artículo.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

- Adhikari, C. (2019). Application and validation of the Beck Anxiety Inventory among Nepalese school adolescents. *Journal of Health and Allied Sciences*, 9(1), 51–58.
- An, J., Yu, M., Cheng, M., Chen, G., Rui, G., Li, T. y Yang, C. (2018). Confirmatory factor analysis of the Beck Anxiety Inventory among earthquake survivors in China. *Social Behavior and Personality*, 46(9), 1461–1474. <https://doi.org/10.2224/sbp.7212>.
- American Psychiatric Association. (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders Fifth edition DSM-5. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>.
- Bandelow, B. y Michaelis, S. (2015). Epidemiology of anxiety disorders in the 21st century. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17(3), 327–335.
- Bardhoshi, G., Duncan, K. y Erford, B. (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/jcde.12090>.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G. y Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 893–897. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.893>.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Nueva York: Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>.
- Booth, R. W., Sharma, D. y Leader, T. I. (2016). The age of anxiety? It depends where you look: Changes in STAI trait anxiety, 1970–2010. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 51(2), 193–202.
- Díaz-Barriga, C. G. y González-Celis Rangel, A. L. (2019). Propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad de Beck en adultos asmáticos mexicanos. *Psicología y Salud*, 29(1), 5–16.
- Galindo Vázquez, O., Rojas Castillo, E., Meneses García, A., Aguilar Ponce, J. L., Álvarez Avitia, M. Á. y Alvarado Aguilar, S. (2015). Propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en pacientes con cáncer. *Psicooncología*, 12(1), 51–58.
- Geissner, E. y Huetteroth, A. (2018). Beck Anxiety Inventory German Version—A reliable, valid, patient friendly instrument for measuring clinical anxiety. *Psychotherapie, Psychosomatik, Medizinische Psychologie*, 68(3–4), 118–125. <https://doi.org/10.1055/s-0043-122941>.
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60. <http://www.ejbrm.com/vol6/v6-i1/v6-i1-papers.htm>.

- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55, <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- Kamaradova, D., Prasko, J., Latalova, K., Panacková, L., Svancara, J., Grambal, A. y Jelenova, D. (2015). Psychometric properties of the Czech version of the Beck Anxiety Inventory—comparison between diagnostic groups. *Neuroendocrinology Letters*, 36(7), 706–712.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York: Guilford.
- Liang, Y., Wang, L. y Zhu, J. (2018). Factor structure and psychometric properties of Chinese version of Beck Anxiety Inventory in Chinese doctors. *Journal of Health Psychology*, 23(5), 657–666, <https://doi.org/10.1177/2F1359105316658971>.
- Magán, I., Sanz, J. y García-Vera, M. P. (2008). Psychometric properties of a Spanish version of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in general population. *The Spanish Journal of Psychology*, 11, 626–640.
- Montero, I. y León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847–862.
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (2006). *Mplus Statistical Analysis With Latent Variables User's guide (Version 4)*, (2006), http://www.statmodel.com/download/usersguide/MplusUserGuideVer_8.pdf.
- Oh, H., Park, K., Yoon, S., Kim, Y., Lee, S. H., Choi, Y. Y. y Choi, K. H. (2018). Clinical utility of Beck Anxiety Inventory in clinical and nonclinical Korean samples. *Frontiers in Psychiatry*, 9, 666, <https://doi.org/10.3389/fpsy.2018.00666>.
- Piotrowski, C. (2018). The status of the Beck inventories (BDI, BAI) in psychology training and practice: A major shift in clinical acceptance. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 23(3), e12112, <https://doi.org/10.1111/jabr.12112>.
- Priego-Parra, B. A., Triana-Romero, A., Pinto-Galvez, S. M., Duran-Ramos, C., Salas-Nolasco, O., Reyes, M. M. y Troche, J. M. R. (2020). Anxiety, depression, attitudes, and internet addiction during the initial phase of the 2019 coronavirus disease (COVID-19) epidemic: A cross-sectional study in Mexico. *medRxiv*, <https://doi.org/10.1101/2020.05.10.20095844>.
- Raykov, T., Gabler, S. y Dimitrov, D. M. (2015). Maximal reliability and composite reliability: Examining their difference for multicomponent measuring instruments using latent variable modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(3), 384–391, <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.966369>.
- Robles, R., Varela, R., Jurado, S. y Páez, F. (2001). Versión mexicana del Inventario de Ansiedad de Beck: propiedades psicométricas. *Revista Mexicana de Psicología*, 18(2), 211–218.
- Saldívar Garduño, A., Díaz Loving, R., Reyes Ruíz, N. E., Armenta Hurtarte, C., López Rosales, F., Moreno López, M. y Domínguez Guedea, M. (2015). Roles de género y diversidad: validación de una escala en varios contextos culturales. *Acta de Investigación Psicológica*, 5, 2124–2147, [https://doi.org/10.1016/s2007-4719\(16\)30005-9](https://doi.org/10.1016/s2007-4719(16)30005-9).
- Sanz, J. (2014). Recomendaciones para la utilización de la adaptación española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en la práctica clínica. *Clínica y Salud*, 25(1), 39–48.
- Sanz, J., García-Vera, M. P. y Fortún, M. (2012). El «Inventario de Ansiedad de Beck» (BAI): propiedades psicométricas de la versión española en pacientes con trastornos psicológicos. *Psicología Conductual*, 20(3), 563–583.
- Sanz, J. y Navarro, M. E. (2003). Propiedades psicométricas de una versión española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en estudiantes universitarios. *Ansiedad y Estrés*, 9(1), 59–84.
- Sæmundsson, B. R., Þórsdóttir, F., Kristjánsdóttir, H., Ólason, D. Þ., Smári, J. y Sigurðsson, J. F. (2011). Psychometric properties of the Icelandic version of the Beck Anxiety Inventory in a clinical and a student population. *European Journal of Psychological Assessment*, 27, 133–141, <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000059>.
- Twenge, J. M. (2000). The age of anxiety? The birth cohort change in anxiety and neuroticism, 1952–1993. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(6), 1007–1021, <https://doi.org/10.1037//0022-3514.79.6.1007>.