

EL "INVENTARIO DE ANSIEDAD DE BECK" (BAI): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA EN PACIENTES CON TRASTORNOS PSICOLÓGICOS

Jesús Sanz, María Paz García-Vera y María Fortún
Universidad Complutense de Madrid (España)

Resumen

Se presentan datos de fiabilidad y validez factorial, discriminante y de criterio del "Inventario de ansiedad de Beck" (BAI) en una muestra de 307 pacientes españoles con trastornos psicológicos. Los análisis factoriales indicaron que el BAI mide una dimensión general de ansiedad compuesta de dos factores relacionados (somático y afectivo-cognitivo), pero estos factores apenas explicaban varianza adicional más allá de la puntuación global. La consistencia interna del BAI fue elevada ($\alpha = 0,90$). El BAI tuvo una correlación de 0,63 con el "Inventario de depresión de Beck-II", pero un análisis factorial reveló que sus ítems formaban dos factores, sugiriendo que su correlación se debe más a la relación entre ansiedad y depresión que a un problema de validez discriminante. Respecto a la validez de criterio, los pacientes diagnosticados con un trastorno de ansiedad tenían puntuaciones más altas en el BAI que los pacientes de otros grupos diagnósticos, aunque no se encontraron diferencias con los pacientes con trastornos depresivos. Se concluye que el BAI es un instrumento válido y fiable para detectar y cuantificar síntomas de ansiedad en pacientes con trastornos psicológicos.

PALABRAS CLAVE: *ansiedad, BAI, fiabilidad, validez, trastornos psicológicos.*

Abstract

This study provides reliability, factorial validity, discriminant validity and criterion validity data of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in a Spanish sample of 307 adult outpatients with psychological disorders. Factor analyses suggested that the

Los autores quieren agradecer a los psicólogos de la Clínica Universitaria de Psicología de la Universidad Complutense de Madrid su inestimable colaboración en la recogida de datos y a *Pearson Educación, S. A.*, a través de su división *Pearson Clinical and Talent Assessment España*, su permiso para utilizar el BAI y el BDI-II.

Correspondencia: Jesús Sanz, Dpto. de Personalidad, Evaluación y Psicología Clínica, Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid, Campus de Somosaguas, 28223 Madrid (España).
E-mail: jsanz@psi.ucm.es

BAI taps a general anxiety dimension composed of two related factors (somatic and affective-cognitive symptoms), but these factors hardly explained any additional variance beyond that accounted for by the full-scale score. Internal consistency estimate for the BAI was high ($\alpha= 0.90$). The BAI was correlated 0.63 with the Beck Depression Inventory-II, but a factor analysis of their items revealed two factors, suggesting that this correlation may be better accounted for by the relationship between anxiety and depression rather than by problems of discriminant validity. In regard to criterion validity, patients with anxiety disorders had higher scores on the BAI than the rest of the participating groups of patients, with the only exception of patients diagnosed with a depressive disorder. In sum, the Spanish version of the BAI is a reliable and valid instrument for detecting and quantifying anxious symptoms in patients with psychological disorders.

KEY WORDS: *anxiety, BAI, reliability, validity, psychological disorders.*

Introducción

Un estudio publicado recientemente y realizado a partir de la base de datos bibliográficos *PsycINFO*, identificaba al "Inventario de ansiedad de Beck" (*Beck Anxiety Inventory*, BAI; Beck, Epstein, Brown y Steer, 1988; Beck y Steer, 1993) como el instrumento de evaluación de la ansiedad más utilizado en la investigación psicológica (Piotrowski y Gallant, 2009), avanzando desde la tercera posición que le situaba un estudio similar publicado diez años antes (Piotrowski, 1999). En España, el BAI también ha ido ganando popularidad en los últimos años, de manera que una búsqueda en *PsycINFO* realizada en abril de 2011 con las palabras "Beck Anxiety Inventory" en los campos "resumen" o "pruebas y medidas" y la palabra "Spain" en el campo "afiliación", encontró 43 estudios españoles que habían utilizado el BAI para medir la ansiedad.

Es probable que la popularidad del BAI en la investigación psicológica internacional y nacional se deba, entre otros motivos, a sus características. El BAI se construyó con la intención de disponer de una medida breve (21 ítems) de ansiedad clínica que a su vez permitiera discriminar la ansiedad de la depresión: "el BAI se desarrolló para abordar la necesidad de un instrumento que pudiera discriminar fiablemente la ansiedad de la depresión y, al mismo tiempo, mostrase validez convergente" (Beck *et al.*, 1988, p. 893). La distinción psicométrica entre ansiedad y depresión ha sido desde los años 80 del siglo pasado una cuestión controvertida, ya que ambos constructos comparten muchos síntomas definitorios y esto hace que sea muy difícil su separación fiable mediante cuestionarios, escalas o inventarios y que estos tiendan a correlacionar de forma elevada ($> 0,50$) (Bados, Gómez-Benito y Balaguer, 2010; Gotlib y Cane, 1989; Sanz y Navarro, 2003; Watson, 2005).

Tras analizar su contenido, Sanz y Navarro (2003) concluían que el BAI cubre 13 de los 29 síntomas distintos que, según el DSM-IV, definen los trastornos de ansiedad primarios y no forman parte de los criterios sintomáticos de los trastornos depresivos. Es decir, los ítems del BAI reflejan el 44,8% de los síntomas específicos de la ansiedad clínica, porcentaje aceptable si se compara con el que muestra la escala de ansiedad rasgo del "Cuestionario de ansiedad estado-rasgo" (*State-*

Trait Anxiety Inventory, STAI; Spielberger, Gorsuch y Lushene, 1997), el cuestionario específico más utilizado para la evaluación de la ansiedad en España (Muñiz y Fernández-Hermida, 2010), cuyos ítems tan sólo reflejan el 17,4% de los síntomas específicos de la ansiedad clínica.

Además, el porcentaje de síntomas específicos de ansiedad que cubre el BAI parece más aceptable si se tiene en cuenta que: (1) sus ítems cubren el 78% de los síntomas que definen las crisis de angustia según el DSM-IV (Sanz y Navarro, 2003), lo cual es una característica importante para la evaluación de la ansiedad clínica ya que las crisis de angustia pueden aparecer en el contexto de todos los trastornos de ansiedad y (2) la evaluación de más síntomas de ansiedad supondría la inclusión de ítems adicionales y, por tanto, podría comprometer las ventajas prácticas de poseer un instrumento tan breve como el BAI (p. ej., para la evaluación continuada del progreso terapéutico de los pacientes es deseable contar con instrumentos de aplicación y corrección rápidas y fáciles) (Sanz y García-Vera, 2007).

Un equipo de investigación de la Universidad Complutense de Madrid realizó una versión española del BAI y analizó sus propiedades psicométricas en muestras españolas de estudiantes universitarios y de la población general (Sanz y Navarro, 2003; Magán, Sanz y García-Vera, 2008). Sin embargo, el BAI se creó principalmente para “cubrir la necesidad de una medida fiable y válida de ansiedad específicamente diseñada para su uso con poblaciones psiquiátricas” (Beck *et al.*, 1988, p. 896). Por tanto, un parte fundamental de la adaptación de esa versión española

Tabla 1

Propiedades psicométricas del BAI en distintos estudios con muestras de pacientes con diversos trastornos psicológicos

Estudio	Características de la muestra				Propiedades psicométricas del BAI		
	País	N	% de mujeres	Edad media	M	DT	α
Beck <i>et al.</i> (1988)	EE. UU.	160	--	--	22,3	12,4	0,92
Steer, Ranieri <i>et al.</i> (1993)	EE. UU.	470	60,4	40,3	18,7	12,7	0,92
Steer, Rissmiller <i>et al.</i> (1993)	EE. UU.	250	50,8	38,4	18,6	12,6	0,92
Hewitt y Norton (1993)	Canadá	291	50,8	37,0	18,1	12,9	0,92
Steer <i>et al.</i> (1995)	EE. UU.	1000	65	41,8	18,9	12,6	0,92
Steer <i>et al.</i> (1998)	EE. UU.	840	66	42,2	17,6	12,4	0,92
Stulz y Crits-Christoph (2010)	EE. UU.	270	66	38,5	--	--	0,93
Sæmundsson <i>et al.</i> (2011)	Islandia	607	80	41,3	16,9	11,9	0,92
Estudios anteriores ^a	--	3888	65,1	40,8	18,3	12,5	0,92

Notas: ^aN= suma de los participantes de los estudios anteriores. Para el resto de estadísticos se presenta el valor medio ponderado por el número de participantes en cada estudio.

del BAI requeriría el estudio de sus propiedades psicométricas en relación con ese objetivo original, es decir, en muestras de pacientes con trastornos psicológicos, propiedades que, en el caso de la versión original o de las versiones realizadas en otros países han sido analizadas con amplitud y con resultados satisfactorios (Beck *et al.*, 1988; Beck y Steer, 1993; Hewitt y Norton, 1993; Steer, 2009; Steer, Clark, Beck y Ranieri, 1995, 1998; Steer, Ranieri, Beck y Clark, 1993; Stulz y Crits-Christoph, 2010; Sæmundsson *et al.*, 2011). Por ejemplo, en esos estudios previos se administró el BAI a 3.888 pacientes con diversos trastornos psicológicos, y el coeficiente medio alfa de Cronbach (ponderado por el número de participantes de cada estudio) fue 0,92 (tabla 1), el cual puede considerarse excelente de acuerdo a los estándares propuestos por Prieto y Muñiz (2000). En consecuencia, el objetivo principal del presente estudio era obtener, en una muestra de pacientes ambulatorios españoles con trastornos psicológicos, datos de fiabilidad y de validez de la versión española del BAI, incluyendo la validez discriminante respecto a una medida de depresión, que permitieran sustentar su utilización como instrumento para la cuantificación de la gravedad de los síntomas ansiosos que presentan dichos pacientes.

Método

Participantes

El BAI se aplicó a una muestra de 307 pacientes (63,8% mujeres) con diversos diagnósticos psicopatológicos que fueron atendidos entre junio de 2006 y diciembre de 2010 en la Clínica Universitaria de Psicología de la Universidad Complutense de Madrid (España). La edad de los pacientes se encontraba entre 18 y 77 años, con una media de 31,5 años ($DT= 12$). El 68,7% de los pacientes estaba soltero, el 23,5% casado o conviviendo con otra persona de manera estable, el 3,9% separado o divorciado, el 3,3% viudo y sobre el 0,7% restante no se tenían datos sobre su estado civil. El 49,2% de los pacientes estaba trabajando, el 39,4% era estudiante, el 3,6% estaba en paro, el 2,6% era ama de casa, el 1,3% estaba jubilado o era pensionista, el 1,6% tenía otras situaciones laborales y del 2,3% restante no se tenían datos sobre su situación laboral. El 54,7% de los pacientes tenía estudios universitarios, el 34,5% estudios de bachillerato, formación profesional o equivalentes, el 5,9% estudios de EGB o equivalentes, el 2,9% estudios primarios, el 0,3% no había ido nunca a la escuela y del restante 1,6% no había datos sobre su nivel educativo. La mayoría de los pacientes recibieron un diagnóstico principal según el DSM-IV de trastorno de ansiedad (30,3%), trastorno depresivo (16,3%) o trastorno adaptativo (12,4%), estando los demás diagnósticos principales por debajo de un 5% de la muestra. Entre los primeros, predominaban, por este orden, los diagnósticos de trastorno obsesivo compulsivo (6,5% de la muestra total), fobia social (5,9%), trastorno de angustia con agorafobia (4,9%), trastorno de ansiedad generalizada (4,2%), trastorno de angustia sin agorafobia (2,3%), fobia específica (1,6%), agorafobia (1%) y trastorno por estrés postraumático (1%). Entre los

Tabla 2
Distribución de la muestra de acuerdo con los diagnósticos según el DSM-IV

Diagnósticos	Frecuencia	%	Edad M (DT)	% Mujeres
Trastornos de ansiedad	93	30,3	30,3 (12,0)	66,7
Angustia/agorafobia	25	8,1	30,3 (13,8)	76,0
Fobia social	18	5,9	28,3 (8,2)	66,7
Obsesivo-compulsivo	20	6,5	28,1 (11,1)	30,0
Ansiedad generalizada	13	4,2	36,3 (15,0)	76,9
Otros trastornos de ansiedad	17	5,5	30,1 (10,6)	88,2
Trastornos depresivos	50	16,3	33,8 (13,6)	64,0
Depresivo mayor	38	12,4	33,9 (13,7)	65,8
Otros trastornos depresivos	12	3,9	33,5 (13,9)	58,3
Trastornos adaptativos	38	12,4	34,7 (13,2)	71,1
Trastornos de la conducta alimentaria	10	3,3	21,7 (2,7)	90,0
Trastornos de personalidad	10	3,3	26,9 (5,1)	60,0
Problemas de relación (conyugales, paterno-filiales, otros)	15	4,9	35,3 (10,8)	60,0
Otros trastornos o problemas	91	29,6	31,0 (11,1)	56,0

Nota. Sólo se recogen diagnósticos o grupos diagnósticos con 10 o más pacientes.

trastornos depresivos, la mayoría eran diagnósticos de trastorno depresivo mayor (12,4% de la muestra total) y trastorno distímico (2,6%). Entre los trastornos adaptativos, predominaban el trastorno adaptativo mixto con ansiedad y estado de ánimo depresivo (8,5% de la muestra total) y el trastorno adaptativo con estado de ánimo depresivo (2,6%). En la tabla 2 se resumen los diagnósticos DSM-IV que recibieron los pacientes que participaron en el presente estudio así como sus características demográficas (sexo y edad) en función de tales diagnósticos.

Instrumentos

- “Inventario de ansiedad de Beck” (*Beck Anxiety Inventory*, BAI; Beck *et al.*, 1988; Beck y Steer, 1993). El BAI es un instrumento de autoinforme de 21 ítems diseñado para evaluar la gravedad de la sintomatología ansiosa. Cada ítem del BAI recoge un síntoma de ansiedad y para cada uno de ellos la persona debe valorar el grado en que se ha visto afectado por el mismo durante la última semana, utilizando para ello una escala tipo Likert de cuatro puntos que va desde 0 (*Nada en absoluto*) hasta 3 (*Gravemente, casi no podía soportarlo*).

Cada ítem se valora de 0 a 3 puntos en función de la respuesta dada por el individuo y, tras sumar directamente la puntuación de cada ítem, se obtiene una puntuación total que varía de 0 a 63. En este estudio se utilizó la versión española del BAI de Sanz y Navarro (2003).

- “Inventario de depresión de Beck-II” (*Beck Depression Inventory-Second Edition*, BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996). El BDI-II es un instrumento de autoinforme de 21 ítems diseñado para evaluar la gravedad de la sintomatología depresiva. En cada uno de sus ítems la persona tiene que elegir, entre un conjunto de cuatro alternativas ordenadas de menor a mayor gravedad, la frase que mejor describe su estado durante las últimas dos semanas. Cada ítem se valora de 0 a 3 puntos en función de la alternativa escogida y, tras sumar directamente la puntuación de cada ítem, se obtiene una puntuación total que varía de 0 a 63. En este estudio se utilizó la versión española del BDI-II de Sanz, Navarro y Vázquez (2003), cuyas propiedades psicométricas han sido examinadas tanto en muestras españolas de estudiantes universitarios (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003) y de adultos de la población general (Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003), como de pacientes con trastornos psicológicos (Sanz, García-Vera, Espinosa, Fortún y Vázquez, 2005), obteniéndose en todos los casos índices de fiabilidad y validez adecuados. En la muestra del presente estudio se obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach de consistencia interna de 0,91.

Procedimiento

En el momento de admisión a la Clínica, todos los pacientes pasaron por una evaluación individual realizada por un psicólogo clínico con una duración media de tres sesiones, de una duración aproximada de 60 minutos cada sesión y tras la cual se efectuó un diagnóstico DSM-IV (*American Psychiatric Association*, 1996). Durante esa evaluación se administró el BAI y el BDI-II, por este orden, junto a otros instrumentos específicos para los problemas concretos de los pacientes y, en prácticamente todos los casos, los inventarios de Beck fueron aplicados durante la primera o segunda sesión de evaluación (29,2% y 66% de los casos, respectivamente). Aunque algunos pacientes completaron el BAI o el BDI-II en más ocasiones a lo largo de la terapia, sólo se presentan los datos recogidos durante la evaluación inicial. Por razones diversas, 14 pacientes no completaron el BDI-II durante la evaluación inicial, por lo que para los análisis que implican dicho inventario la muestra final del presente estudio quedó constituida por 293 pacientes. Todos los pacientes fueron atendidos en régimen ambulatorio y de todos ellos se recogió información demográfica y clínica básica. Además, como parte de otras investigaciones en curso en la Clínica, durante la evaluación inicial los pacientes completaron en casa o durante la sesión otros instrumentos psicopatológicos, incluyendo el “Inventario clínico multiaxial de Millon-III” (*Millon Clinical Multiaxial Inventory-III*, MCMI-III; Millon, Davis y Millon, 2007), el “Listado para el episodio depresivo” (Sanz *et al.*, 2005) y la sección de trastornos del estado de ánimo de la “Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV” (*Structured Clinical Interview for*

DSM-IV, SCID-I-VC; First, Spitzer, Gibbon y Williams, 1999), investigaciones para las cuales se les pidió su consentimiento informado. El diagnóstico utilizado en la presente investigación fue el realizado por los psicólogos clínicos al final del proceso de evaluación inicial, teniendo en cuenta toda la información resultante de todos los instrumentos de evaluación y diagnóstico administrados a los pacientes bien durante la evaluación clínica habitual o bien durante la evaluación de las investigaciones en curso.

Análisis estadísticos

Todos los análisis estadísticos se realizaron con el programa estadístico SPSS, versión 19. En línea con la literatura científica previa (Beck et al., 1988; Hewitt y Norton, 1993; Steer, Rissmiller, Ranieri y Beck, 1993), para analizar la validez factorial del BAI se realizó un análisis factorial de ejes principales. Como criterio para determinar el número de factores, se utilizó principalmente el test de mínima correlación parcial promediada de Velicer (MAP), realizado mediante el programa de instrucciones de SPSS de O'Connor (2000), ya que los estudios de simulación muestran que el MAP es uno de los mejores métodos para evaluar la dimensionalidad de una matriz de datos (Zwick y Velicer, 1986). Los resultados del test de MAP de Velicer se complementaron con los obtenidos mediante un análisis visual del gráfico de sedimentación (*scree test*) de Cattell y con el análisis de la interpretación psicológica de la matriz de configuración tras una rotación oblicua *promax*. Se escogió una rotación oblicua puesto que se supone que los síntomas de ansiedad forman un síndrome y, por tanto, sus posibles factores subyacentes estarían correlacionados entre sí. Para el análisis de la interpretación psicológica se consideraron las saturaciones o cargas factoriales iguales o mayores de 0,35 como significativas, y las menores de 0,25 como despreciables.

La solución factorial obtenida fue comparada con las encontradas previamente en muestras españolas mediante el cálculo del coeficiente de correlación de Pearson entre las saturaciones de los factores, considerándose una buena convergencia factorial cuando el coeficiente de correlación superaba el estándar de 0,75 propuesto por Cliff (1966) para afirmar que dos factores tienen una interpretación similar.

La fiabilidad de consistencia interna del BAI fue estimada a partir del coeficiente alfa de Cronbach, de las correlaciones de Pearson entre sus ítems y de los coeficientes de correlación de Pearson entre las puntuaciones en cada uno de los ítems y la puntuación total corregida en el BAI (es decir, la puntuación total sin tener en cuenta el ítem en cuestión).

La validez discriminante del BAI fue analizada mediante el cálculo del coeficiente de correlación de Pearson con el BDI-II y mediante un análisis factorial conjunto de los ítems del BAI y del BDI-II. Puesto que se trataba de examinar si el BAI mide síntomas afectivos diferentes de los de la depresión, en este análisis factorial se extrajeron dos factores mediante ejes principales y se rotaron con *promax*.

La capacidad del BAI para diferenciar pacientes con trastornos de ansiedad de pacientes con otros tipos de diagnóstico se estimó analizando las diferencias en

las puntuaciones del BAI entre grupos de pacientes con distinto diagnóstico. Para protegerse de la comisión de errores de tipo II y no mermar la capacidad de generalización de los resultados, se restringieron los análisis a aquellos grupos diagnósticos que incluían al menos 20 pacientes.

Antes de examinar si las medias en el BAI de tales grupos diagnósticos diferían, se compararon dichos grupos entre sí respecto a las variables demográficas mediante pruebas de χ^2 (sexo) y ANOVA (edad y nivel de estudios). Cuando estas pruebas χ^2 o ANOVA no resultaron estadísticamente significativas, se realizaron ANOVA sobre las puntuaciones del BAI con el grupo diagnóstico como factor intersujetos; cuando aquellas resultaron estadísticamente significativas, los ANOVA sobre las puntuaciones del BAI con el grupo diagnóstico como factor intersujetos fueron reemplazados por ANCOVA similares en los que las diferencias en las variables demográficas fueron controladas mediante la introducción de las mismas como covariables.

En los ANOVA o ANCOVA anteriores, para estimar el tamaño del efecto del grupo diagnóstico se calculó el estadístico η^2 o eta cuadrado a partir de las sumas de cuadrados que ofrecía el SPSS (véase Levine y Hullet, 2002). Según Cohen (1988), un valor de η^2 igual a 0,0099 representa un tamaño del efecto pequeño, 0,0588 un tamaño del efecto medio o moderado y 0,1379 un tamaño del efecto grande.

Cuando los ANOVA o ANCOVA sobre las puntuaciones del BAI fueron estadísticamente significativos, se realizaron pruebas *t* de Student de comparación entre pares de grupos diagnósticos y el tamaño del efecto de las diferencias entre grupos se estimó mediante el estadístico *d* de Cohen (o diferencia estandarizada en desviaciones típicas). Según Cohen (1988), un valor de *d* igual a 0,20 representa un tamaño del efecto pequeño, 0,50 un tamaño del efecto medio o moderado y 0,80 un tamaño del efecto grande.

Antes de realizar los ANOVA o ANCOVA anteriores, se puso a prueba la homogeneidad de las varianzas de los grupos diagnósticos en la variable dependiente en cuestión mediante el estadístico de Levene. En el caso de que dicho estadístico fuera significativo y, por tanto, se demostrara la desigualdad de varianzas, se utilizaron estadísticos robustos al incumplimiento del supuesto de homocedasticidad, en concreto, el estadístico *F* de Brown-Forsythe para comprobar de manera global la igualdad de las medias de los grupos y la prueba *t* con la fórmula para varianzas separadas para hacer comparaciones concretas entre pares de grupos.

Resultados

Validez factorial

El test de Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación muestral (KMO= 0,90) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2[210]= 2530,91$; $p < 0,001$) indicaron que el modelo factorial era adecuado para las respuestas a los ítems del BAI, por lo que se llevó

a cabo un análisis factorial de ejes principales. El test de MAP de Velicer indicaba una solución bifactorial para el BAI y, de hecho, aunque la extracción inicial arrojó cinco factores con valores propios mayores que uno, a partir de los dos primeros factores, que explicaban un 35,1% y un 8,7% de varianza, respectivamente, la varianza explicada por los restantes factores era muy pequeña y tendía a disminuir de manera asintótica (6,1%, 5,4%, 4,9%, 4,2%, 3,7%, y 3,4%, para los restantes seis factores), de forma que un análisis visual del gráfico de sedimentación (*scree test*) de Cattell sugería la existencia de uno o dos factores de ansiedad (los valores propios de los ocho primeros factores fueron, respectivamente, 7,4, 1,8, 1,3, 1,1, 1,0, 0,88, 0,78, y 0,72).

Las saturaciones factoriales para la solución bifactorial, tras la rotación *promax* de los dos factores extraídos, se presentan en la tabla 3, en la cual se puede observar que los dos factores se correspondían con un factor somático y otro afectivo-cognitivo. Efectivamente, el primer factor quedaba definido por los siguientes 10 ítems del BAI que presentaban saturaciones significativas ($> 0,35$) en ese factor y saturaciones despreciables ($< 0,25$) en el segundo: "mareos-vértigos", "indigestión-molestias abdominales", "debilidad en las piernas", "desmayo", "sudoración", "dificultad para respirar", "sensación de calor", "temblor de manos", "hormigueo-entumecimiento" y "rubor facial", y por los siguientes cuatro ítems del BAI que también presentaban saturaciones significativas ($> 0,35$) en el primer factor, pero menores de 0,35 en el segundo factor: "sensación de ahogo", "palpitaciones", "temblor generalizado" e "incapacidad para relajarse". Salvo este último ítem, los restantes reflejaban síntomas ansiosos netamente somáticos o vegetativos. El segundo factor estaba configurado por los siguientes cinco ítems que presentaban saturaciones significativas en dicho factor y despreciables en el primero: "estar asustado", "miedo a que suceda lo peor", "sensación de estar aterrorizado", "miedo a perder el control" y "miedo a morir", y por los siguientes dos ítems que también presentaban saturaciones significativas en el segundo factor, pero menores de 0,35 en el primero: "nerviosismo" y "sensación de inestabilidad". Con la excepción de este último ítem, los restantes expresaban síntomas netamente afectivos-cognitivos de la ansiedad.

Al analizar el grado de convergencia entre la solución bifactorial encontrada en la presente muestra de pacientes españoles con trastornos psicológicos y las encontradas en la muestra de estudiantes universitarios españoles de Sanz y Navarro (2003) y en la de adultos de la población general española de Magán *et al.* (2008), las correlaciones entre la saturación factorial del factor somático de la muestra clínica con las correspondientes de las muestras no clínicas fueron iguales a 0,94 (estudiantes universitarios) y 0,85 (población general), mientras que las correlaciones de la saturación factorial del factor afectivo-cognitivo de la muestra clínica con las correspondientes de las muestras no clínicas fueron iguales a 0,93 (estudiantes universitarios) y 0,86 (población general), valores todos ellos que superaban el estándar de 0,75 que según Cliff (1966) indica que los factores tienen una interpretación similar.

Los dos factores, el somático y el afectivo-cognitivo, se mostraban altamente correlacionados entre sí ($r = 0,73$), lo que podría sugerir la posible existencia de un

Tabla 3
Análisis factoriales del “Inventario de ansiedad de Beck” (BAI)

Ítem	Análisis de ejes principales			Transformación de Schmid–Leiman		
	1 factor	Factores		Factor de 2º orden	Factores de 1º orden	
		1	2		1	2
1. Hormigueo o entumecimiento	0,42	0,50	-0,05	0,38	0,26	-0,03
2. Sensación de calor	0,47	0,53	-0,02	0,43	0,27	-0,01
3. Debilidad en las piernas	0,48	0,61	-0,09	0,44	0,31	-0,05
4. Incapacidad para relajarme	0,62	0,35	0,32	0,58	0,18	0,17
5. Miedo a que suceda lo peor	0,58	-0,18	0,85	0,58	0,09	0,44
6. Mareos o vértigos	0,48	0,64	-0,13	0,44	0,33	-0,07
7. Palpitaciones o taquicardia	0,66	0,47	0,25	0,61	0,24	0,13
8. Sensación de inestabilidad	0,60	0,29	0,38	0,57	0,15	0,19
9. Sensación de estar aterrizado	0,57	-0,18	0,85	0,57	0,09	0,44
10. Nerviosismo	0,71	0,34	0,43	0,67	0,18	0,22
11. Sensación de ahogo	0,68	0,48	0,26	0,63	0,25	0,13
12. Temblor de manos	0,59	0,53	0,11	0,55	0,27	0,06
13. Temblor generalizado	0,68	0,43	0,31	0,63	0,22	0,16
14. Miedo a perder el control	0,63	0,09	0,62	0,60	0,04	0,32
15. Dificultad para respirar	0,66	0,56	0,16	0,61	0,29	0,08
16. Miedo a morir	0,43	-0,01	0,50	0,42	0,00	0,26
17. Estar asustado	0,63	-0,15	0,89	0,63	0,08	0,46
18. Indigestión o molestia abdominal	0,44	0,64	-0,16	0,41	0,33	-0,08
19. Sensación de desmayarse	0,52	0,57	-0,01	0,48	0,30	-0,01
20. Rubor facial	0,34	0,41	-0,05	0,31	0,21	-0,02
21. Sudoración	0,49	0,56	-0,03	0,45	0,29	-0,02

Nota. N= 307. En el análisis de ejes principales, se presenta la matriz factorial para la solución de 1 factor y la de configuración (tras rotación *promax*) para la solución de 2 factores. En todos los casos, las saturaciones factoriales > 0,35 aparecen en negrita.

único factor en el BAI que subyaciera tras los factores somático y afectivo-cognitivo. De hecho, la plausibilidad de una solución unifactorial, que reflejaría el constructo general de ansiedad, venía avalada además por el hecho de que todos los ítems del BAI, con la única excepción del ítem 20, saturaban más de 0,40 cuando sólo se extraía un único factor mediante el análisis de ejes principales (tabla 3).

En resumen, el BAI mostraba dos posibles soluciones factoriales con índices adecuados de plausibilidad, una solución de dos factores altamente correlacionados y otra unifactorial. Estos resultados, sin embargo, no tienen por qué ser contradictorios, puesto que podrían reflejar que el BAI mide una dimensión general (o factor común de segundo orden) de ansiedad que estaría compuesta por dos dimensiones sintomáticas (o dos factores específicos de primer orden) altamente relacionadas, una somática y otra afectiva-cognitiva. No obstante, cabría preguntarse cuál es la contribución relativa del factor general y de los factores específicos en el BAI. Para ello, se realizó un análisis factorial de ejes principales basado en la correlación entre los factores somático y afectivo-somático, y, posteriormente, mediante las instrucciones SPSS escritas por Wolff y Preising (2005), se llevó a cabo la transformación de Schmid-Leiman (Gorsuch, 1983) sobre las matrices de saturaciones factoriales tanto de este análisis factorial de segundo orden como de la solución bifactorial rotada de primer orden del BAI, de forma que se pudiera estimar la cantidad relativa de varianza independiente que explicaban los factores específicos o de primer orden respecto a la cantidad de varianza que explicaba el factor común o de segundo orden, así como las saturaciones factoriales de los ítems del BAI tanto en el factor de segundo orden como en cada uno de los factores de primer orden. En la tabla 3 se presentan estas últimas saturaciones factoriales.

Los resultados de la transformación de Schmid-Leiman revelaron que el factor común o de segundo orden explicaba un 74,1% de la varianza, mientras que los dos factores de primer orden tan sólo explicaban, respectivamente, 13,9% y 12% de la varianza. De hecho, todos los ítems del BAI, menos el ítem 20 ("rubor facial"), presentaban saturaciones iguales o mayores de 0,35 en el factor de segundo orden y, en 12 de ellos, tales saturaciones eran iguales o mayores de 0,50. En contraste, tan sólo 3 ítems presentaban saturaciones iguales o mayores de 0,35 en los factores de primer orden (los 3 ítems en el segundo factor) y, en ninguno de esos 3 ítems, tales saturaciones eran mayores que las que presentaban en el factor de segundo orden. Además, para 7 de los 21 ítems del BAI, sus saturaciones en ambos factores de primer orden no superaban 0,25 (tabla 3).

Consistencia interna

El análisis de la consistencia interna del BAI arrojó un coeficiente alfa de Cronbach de 0,90, lo que indicaba una muy buena consistencia interna (Prieto y Muñoz, 2000). La media de las correlaciones de Pearson interítems del BAI fue 0,31, con un mínimo de 0,04 y un máximo de 0,73. Briggs y Cheek (1986, p. 115) han propuesto que las correlaciones interítems deberían situarse en el rango 0,10-0,50 y, de manera óptima, en el rango 0,20-0,40, para así alcanzar un equi-

libro aceptable entre consistencia interna y amplitud de la medida. En la presente muestra de pacientes, de las 210 correlaciones interítems, solo una fue inferior a 0,10 (0,5% del total) y sólo 9 fueron mayores de 0,50 (4,3%), mientras que 142 (67,6%) se situaron en el rango óptimo. Los coeficientes de correlación de Pearson entre las puntuaciones en cada uno de los ítems y la puntuación total corregida en el BAI (tabla 4) oscilaron entre 0,34 para el ítem "rubor facial" y 0,67 para el ítem "nerviosismo", siendo todos ellos estadísticamente significativos (con $N= 307$, un coeficiente $> 0,19$ es significativo con $p > 0,001$) y superiores al mínimo de 0,30 propuesto por Nunnally y Bernstein (1995).

Tabla 4

Medidas de tendencia central y de dispersión y correlaciones corregidas ítem-total del "Inventario de ansiedad de Beck" (BAI)

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>r_{tot}</i>
1. Hormigueo o entumecimiento	0,46	0,72	0,40
2. Sensación de calor	0,86	0,95	0,46
3. Debilidad en las piernas	0,57	0,87	0,46
4. Incapacidad para relajarme	1,66	0,95	0,59
5. Miedo a que suceda lo peor	1,28	1,12	0,55
6. Mareos o vértigos	0,51	0,80	0,46
7. Palpitaciones o taquicardia	0,96	0,98	0,62
8. Sensación de inestabilidad	0,97	0,99	0,58
9. Sensación de estar aterrorizado	0,66	0,96	0,54
10. Nerviosismo	1,84	0,89	0,67
11. Sensación de ahogo	0,78	0,99	0,63
12. Temblor de manos	0,64	0,87	0,56
13. Temblor generalizado o estremecimiento	0,46	0,76	0,64
14. Miedo a perder el control	0,90	1,01	0,60
15. Dificultad para respirar	0,71	0,91	0,62
16. Miedo a morir	0,44	0,88	0,41
17. Estar asustado	1,05	1,01	0,60
18. Indigestión o molestias en el abdomen	0,97	1,03	0,42
19. Sensación de irme a desmayar	0,36	0,72	0,50
20. Rubor facial	0,50	0,79	0,34
21. Sudoración (no debida al calor)	0,84	0,95	0,47

Nota: $N= 307$.

Validez discriminante: relación con la depresión

Se obtuvo un coeficiente de correlación de Pearson de 0,56 entre el BAI y el BDI-II ($n=293$), el cual fue estadísticamente significativo con $p < 0,001$ y puede considerarse alto, según los valores convencionales de Cohen (1988) para los tamaños del efecto de los coeficientes de correlación ($> 0,50$). Esta correlación podría, en principio, sugerir falta de validez discriminante por parte del BAI. No obstante, dado el solapamiento de las definiciones de ansiedad y depresión (Sanz y Navarro, 2003), cierta correlación entre sus medidas es esperable. Por tanto, la cuestión debería plantearse en términos de si el BAI, a pesar de su alta correlación con medidas de depresión como el BDI-II, permite medir una sintomatología afectiva diferente de la depresión. Para responder a esa pregunta se realizó un análisis factorial con todos los ítems del BAI y del BDI-II, ya que además tanto el test de Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación muestral ($KMO=0,91$) como la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2[861]=5425,65$; $p < 0,001$) indicaban que el modelo factorial era adecuado para esos datos. Como puede verse en la tabla 5, la matriz de configuración resultante de extraer dos factores mediante ejes principales y de rotarlos con *promax* reflejó claramente la existencia de un factor de depresión y de otro de ansiedad, los cuales correlacionaban entre sí de forma alta ($r=0,55$), pero quedaban claramente definidos por los ítems de sus correspondientes instrumentos.

Considerando como despreciables las saturaciones menores de 0,25, todos los ítems que definían el primer factor (depresión) pertenecían al BDI-II (con saturaciones entre 0,79 y 0,27), y 19 de los 21 ítems del BDI-II presentaban saturaciones mayores de 0,40 en ese primer factor (tabla 5). De forma similar, todos los ítems que definían el segundo factor (ansiedad) pertenecían al BAI (con saturaciones que oscilaban entre 0,74 y 0,27), con la única excepción del ítem "agitación" del BDI-II que mostraba una saturación mayor de 0,40 en ese segundo factor (excepción que parece lógica dado que la agitación es un síntoma compartido por los constructos de ansiedad y depresión). Es más, 19 de los 21 ítems del BAI presentaban saturaciones mayores de 0,40 en ese segundo factor de ansiedad (tabla 5).

Distribución de las puntuaciones del BAI

Las puntuaciones totales del BAI oscilaron en la presente muestra entre 0 y 59, con una media igual a 17,4 ($DT=11,3$), y tanto el índice de apuntamiento como el índice de simetría de la curva de distribución de dichas puntuaciones no superaban los valores de ± 1 (curtosis=0,09 y simetría=0,75), lo que sugería que dicha distribución no difería de forma considerable de la curva normal. Teniendo en cuenta las categorías de gravedad de sintomatología ansiosa (mínima, leve, moderada y grave) propuestas en la última edición del manual del BAI (Beck y Steer, 1993), el 19,5% de los pacientes de la presente muestra obtuvieron puntuaciones totales en el BAI entre 0 y 7 (ansiedad mínima), el 31,9% puntuaciones entre 8 y 15 (ansiedad leve), el 24,1% puntuaciones entre 16 y 25 (ansiedad moderada) y el 24,4% restante puntuaciones iguales o mayores de 26 (ansiedad grave).

Tabla 5

Análisis factorial conjunto de los ítems del "Inventario de ansiedad de Beck" (BAI) y del "Inventario de depresión de Beck-II" (BDI-II)

Ítem	Instrumento	Factor 1	Factor 2
1. Hormigueo o entumecimiento	BAI	-0,060	0,471
2. Sensación de calor	BAI	0,002	0,459
3. Debilidad en las piernas	BAI	0,037	0,465
4. Incapacidad para relajarme	BAI	0,240	0,494
5. Miedo a que suceda lo peor	BAI	0,082	0,532
6. Mareos o vértigos	BAI	-0,052	0,521
7. Palpitaciones o taquicardia	BAI	-0,042	0,679
8. Sensación de inestabilidad	BAI	0,061	0,557
9. Sensación de estar aterrorizado	BAI	0,058	0,530
10. Nerviosismo	BAI	0,085	0,650
11. Sensación de ahogo	BAI	-0,033	0,710
12. Temblor de manos	BAI	-0,018	0,601
13. Temblor generalizado	BAI	-0,095	0,741
14. Miedo a perder el control	BAI	0,053	0,591
15. Dificultad para respirar	BAI	-0,044	0,699
16. Miedo a morir	BAI	-0,236	0,585
17. Estar asustado	BAI	0,091	0,578
18. Indigestión o molestia abdominal	BAI	0,142	0,375
19. Sensación de desmayarse	BAI	-0,072	0,571
20. Rubor facial	BAI	0,103	0,276
21. Sudoración	BAI	0,047	0,453
1. Tristeza	BDI-II	0,648	0,005
2. Pesimismo	BDI-II	0,634	0,041
3. Sentimientos de fracaso	BDI-II	0,596	-0,029
4. Pérdida de placer	BDI-II	0,684	-0,046
5. Sentimientos de culpa	BDI-II	0,579	0,054
6. Sentimientos de castigo	BDI-II	0,450	0,012
7. Insatisfacción con uno mismo	BDI-II	0,795	-0,174
8. Auto-críticas	BDI-II	0,578	0,042
9. Pensamientos o deseos de suicidio	BDI-II	0,440	0,021
10. Llanto	BDI-II	0,428	0,182
11. Agitación	BDI-II	0,192	0,403
12. Pérdida de Interés	BDI-II	0,733	-0,058
13. Indecisión	BDI-II	0,666	-0,038
14. Inutilidad	BDI-II	0,707	-0,138
15. Pérdida de energía	BDI-II	0,579	0,043
16. Cambios en el patrón de sueño	BDI-II	0,418	0,126
17. Irritabilidad	BDI-II	0,448	0,051
18. Cambios en el apetito	BDI-II	0,278	0,260
19. Dificultad de concentración	BDI-II	0,633	0,010
20. Cansancio o fatiga	BDI-II	0,592	0,112
21. Pérdida de interés en el sexo	BDI-II	0,522	-0,035

Notas: N= 293. Las saturaciones factoriales $\geq 0,40$ se muestran en negrita.

Las correlaciones de las puntuaciones total del BAI con la edad (coeficiente de correlación de Pearson) y el sexo (coeficiente de correlación biserial puntual con el sexo codificado como 0= varón y 1= mujer) fueron muy bajas y estadísticamente no significativas (respectivamente, $r = -0,108$ con $p = 0,06$ y $r = 0,09$ con $p = 0,11$), pero sí se encontró un coeficiente de correlación de Pearson estadísticamente significativo con el nivel de estudios ($r = -0,13$; $p = 0,024$), indicando un menor grado de sintomatología ansiosa asociado a un mayor nivel educativo, aunque el tamaño de dicha correlación fue pequeño según los estándares de Cohen (1988).

Como puede verse en la tabla 4, la puntuación media de los ítems del BAI fue 0,83, con un mínimo de 0,36 y un máximo de 1,84. Los siguientes ítems del BAI recibieron las mayores puntuaciones en intensidad: "nerviosismo", "incapacidad para relajarse", "miedo a que suceda lo peor" y "estar asustado".

Validez de criterio: diferenciación entre pacientes con y sin trastornos de ansiedad

Las medias y desviaciones típicas en la puntuación total del BAI de los grupos diagnósticos que incluían al menos 20 pacientes se presentan en la tabla 6. La capacidad del BAI para diferenciar pacientes con trastornos de ansiedad de pacientes con otros tipos de diagnóstico se estimó analizando por un lado las diferencias en las puntuaciones del BAI entre los siguientes cuatro grupos diagnósticos de pacientes: trastornos de ansiedad, trastornos depresivos, trastornos adaptativos y otros trastornos-problemas. Antes de examinar si las medias en el BAI de esos cuatro grupos diferían, se compararon entre sí respecto a las variables sociodemográficas, no encontrándose ninguna diferencia estadísticamente significativa entre los mismos ni en cuanto a la proporción de varones y mujeres que incluían ($\chi^2[3] = 3,51$; $p = 0,320$; V de Cramer = 0,11) ni respecto a la edad media ($F[3, 268] = 1,75$; $p = 0,157$; $\eta^2 = 0,019$) o el nivel de estudios medio ($F[3, 267] = 0,91$; $p = 0,437$; $\eta^2 = 0,010$). Al no constatarse ninguna diferencia estadísticamente significativa entre los cuatro grupo diagnósticos en las variables demográficas, se realizó un simple ANOVA sobre las puntuaciones del BAI con el grupo diagnóstico como factor intersujetos, el cual reveló un efecto estadísticamente significativo y moderado de dicho factor (F de Brown-Forsythe[3, 213,79] = 7,91; $p < 0,001$; $\eta^2 = 0,079$).

Posteriores pruebas t comparando el grupo de pacientes con trastornos de ansiedad frente al resto de grupos con otros diagnósticos no de ansiedad, indicaron que los pacientes con trastornos de ansiedad no obtenían puntuaciones significativamente más altas en el BAI que los pacientes con trastornos depresivos ($p = 0,15$; $d = 0,23$), pero sí que los pacientes con trastornos adaptativos ($p = 0,011$; $d = 0,48$) y los pacientes con otros trastornos-problemas psicológicos ($p < 0,001$; $d = 0,69$), y en estos dos casos las diferencias fueron de tamaño moderado o entre moderado y grande (tabla 6).

La capacidad del BAI para diferenciar pacientes con trastornos de ansiedad de pacientes con otros tipos de diagnóstico se estimó también analizando las diferencias en las puntuaciones del BAI entre los siguientes cinco grupos diagnósticos

de pacientes: trastorno de angustia/agorafobia, trastorno obsesivo-compulsivo, trastorno depresivo mayor, trastornos adaptativos y otros trastornos-problemas (tabla 6). De nuevo, antes de examinar si las medias en el BAI de esos cinco grupos diferían, se compararon entre sí respecto a las variables sociodemográficas, no encontrándose ninguna diferencia estadísticamente significativa entre los mismos respecto a la edad ($F[4, 207]= 1,40$; $p= 0,235$; $\eta^2= 0,026$) o el nivel de estudios ($F[4, 204]= 0,65$; $p= 0,629$; $\eta^2= 0,012$), pero sí respecto a la proporción de varones y mujeres que incluían ($\chi^2[4]= 13,25$; $p< 0,01$; V de Cramer= $0,25$).

Por lo tanto, incluyendo el sexo como covariable, se realizó un ANCOVA sobre las puntuaciones en el BAI con el grupo diagnóstico (con cinco grupos) como factor intersujetos, el cual reveló un efecto estadísticamente significativo y entre moderado y grande de dicho factor ($F[4, 206]= 6,98$; $p< 0,001$; $\eta^2= 0,12$), pero no de la covariable sexo ($F[1, 206]= 1,64$; $p= 0,201$; $\eta^2= 0,007$).

Las pruebas t comparando los grupos de pacientes con trastorno de angustia/agorafobia o con trastorno obsesivo-compulsivo frente al resto de grupos con diagnósticos no de ansiedad indicaron que los pacientes con trastorno de angustia-agorafobia y con trastorno obsesivo-compulsivo obtenían puntuaciones significativamente más altas en el BAI que los pacientes con trastornos adaptativos ($p= 0,012$; $d= 0,62$, y $p= 0,004$; $d= 0,66$, respectivamente) y los pacientes con otros trastornos-problemas psicológicos ($p< 0,001$; $d= 0,84$, y $p= 0,001$; $d= 0,87$, respectivamente), y en todos los casos las diferencias oscilaron entre un tamaño moderado y uno grande. Sin embargo, los pacientes con trastorno de angustia-agorafobia y con trastorno obsesivo-compulsivo no obtuvieron puntuaciones significativamente más altas en el BAI que los pacientes con trastorno depresivo mayor ($p= 0,301$; $d= 0,25$, y $p= 0,126$; $d= 0,31$, respectivamente), y tampoco se encontraron diferencias significativas entre ambos grupos con trastornos de ansiedad en sus puntuaciones en el BAI ($p= 0,594$; $d= 0,06$) (tabla 6).

Tabla 6

Medidas de tendencia central y dispersión del "Inventario de ansiedad de Beck" (BAI) en función del diagnóstico según el DSM-IV

Diagnósticos	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>
Trastornos de ansiedad	93	21,3	12,5
Trastorno de angustia/agorafobia	25	22,9	12,5
Trastorno obsesivo compulsivo	20	23,7	13,7
Trastornos depresivos	50	18,5	11,2
Trastorno depresivo mayor	38	19,9	11,1
Trastornos adaptativos	38	15,9	10,0
Otros trastornos o problemas	91	13,8	9,2

Discusión

El BAI es un instrumento diseñado para medir la ansiedad clínica en población psicopatológica y para diferenciarla de la depresión, y el objetivo principal de este estudio era analizar las propiedades psicométricas de su versión española en una muestra de pacientes españoles con trastornos psicológicos.

Los resultados de los análisis factoriales realizados con dicha versión indican que, en esa muestra, el BAI parece medir una dimensión de ansiedad general compuesta por dos dimensiones sintomáticas específicas altamente relacionadas, una somática y otra afectiva-cognitiva. Esta solución bifactorial es consistente con los resultados de varios estudios factoriales previos que en muestras de pacientes psiquiátricos habían obtenido una solución bifactorial con un factor somático y otro afectivo-cognitivo (Beck *et al.*, 1988; Hewitt y Norton, 1993; Steer, Rissmiller, Ranieri y Beck, 1993) y también replica la solución bifactorial encontrada en muestras no clínicas españolas mostrando con estas últimas un grado de convergencia alto que permite concluir que los dos factores tienen una interpretación similar (Magán *et al.*, 2008; Sanz y Navarro, 2003).

Sin embargo, las dos dimensiones específicas apenas explican varianza más allá de la explicada por la dimensión general de ansiedad, por lo que se puede concluir que, en muestras de pacientes españoles con trastornos psicológicos, el BAI se configura como un instrumento unidimensional en el que no tiene mucho sentido crear subescalas (una somática y otra afectiva-cognitiva) para medir las dimensiones específicas, ya que no se pierde mucha información al considerar únicamente la puntuación global y no considerar la varianza específica explicada por los factores somático y afectivo-cognitivo.

La fiabilidad en términos de consistencia interna de las puntuaciones totales que se obtienen con la versión española del BAI es elevada (alfa de Cronbach= 0,90) y replica los coeficientes encontrados en los estudios previos realizados con muestras semejantes de otros países (tabla 1), de forma que el coeficiente medio alfa de Cronbach obtenido en esos estudios previos fue muy similar al hallado en la presente investigación (0,92 frente 0,90).

Dado el elevado índice de consistencia interna (alfa de Cronbach) de la escala, no es de extrañar que todos los ítems del BAI presentaran también índices de consistencia interna (correlaciones corregidas ítem-total) aceptables en la presente muestra de pacientes con trastornos psicológicos, así como que la mayoría de sus ítems presentaran correlaciones interítems en el rango óptimo que supone un equilibrio aceptable entre consistencia interna y amplitud de la medida.

El BAI permite establecer diferencias individuales entre los pacientes españoles con trastornos psicológicos en cuanto a la presencia e intensidad de síntomas de ansiedad, de forma que la distribución de las puntuaciones del BAI en dicha población se ajusta razonablemente a una curva normal y es similar a la encontrada en estudios anteriores con pacientes con trastornos psicológicos de otros países. Por ejemplo, la media del BAI fue tan sólo un punto más baja aproximadamente que la media encontrada tras analizar conjuntamente los ocho estudios con pacientes con

trastornos psicológicos recogidos en la tabla 1. Es más, los cuatro ítems del BAI con una puntuación mayor de intensidad (“nerviosismo”, “incapacidad para relajarse”, “miedo a que suceda lo peor” y “estar asustado”) fueron precisamente los mismos e, incluso, en el mismo orden, que en la muestra normativa estadounidense (Beck *et al.*, 1988; Beck y Steer, 1993).

El BAI correlaciona de forma alta con el BDI-II ($r=0,56$), lo que replica, en general, los resultados encontrados en la literatura científica previa. Así, por ejemplo, estudios previos con muestras de pacientes con diversos trastornos psicológicos han encontrado correlaciones entre el BAI y el BDI-II que varían entre 0,43 (Stulz y Crits-Christoph, 2010), 0,59 (Steer *et al.*, 1998) y 0,63 (Hewitt y Norton, 1993). Además, el coeficiente de correlación del presente estudio es consistente con los encontrados en estudios previos con la versión española: 0,58 en una muestra de estudiantes universitarios españoles (Sanz y Navarro, 2003) y 0,61 en una muestra de la población general española (Magán *et al.*, 2008).

A pesar de esa alta correlación entre el BAI y el BDI-II, los análisis factoriales realizados conjuntamente con los ítems del BAI y del BDI-II indican que tales ítems definen dos factores, uno de ansiedad y otro de depresión, distinguibles entre sí, y sugieren que las correlaciones entre los dos instrumentos pueden deberse más a la relación entre los constructos de ansiedad y depresión, que a un problema de falta de validez discriminante por parte del BAI.

Los resultados de la presente investigación también indican que la validez de criterio del BAI respecto a su objetivo original, la detección y cuantificación de síntomas ansiosos en pacientes con trastornos psicológicos, es también aceptable, aunque mejorable. Utilizando el método de los grupos contrastados, se ha encontrado que los pacientes con trastornos de ansiedad, con trastornos de angustia-agorafobia o con trastorno obsesivo-compulsivo tienen puntuaciones medias significativamente más altas que los pacientes con trastornos adaptativos o con otros trastornos psicológicos distintos de los trastornos depresivos, pero no que los pacientes con trastorno depresivo mayor. Este último dato no sólo indica que la validez de criterio del BAI es mejorable con relación a la diferenciación entre trastornos de ansiedad y trastornos depresivos, sino que abunda de nuevo en los problemas para distinguir ambos constructos ya que, como Stulz y Crits-Christoph (2010) han demostrado recientemente, incluso utilizando versiones refinadas del BAI y del BDI-II que únicamente incluyen ítems muy específicos de la ansiedad y la depresión, respectivamente, sólo se consigue mejorar muy ligeramente la capacidad para diferenciar los trastornos de ansiedad y los trastornos depresivos. Por tanto, aunque cabe la posibilidad de que tanto el BAI como el BDI-II sean instrumentos mejorables respecto a esa distinción, también es posible que la misma no sea posible del todo, tal y como defienden las aproximaciones unitarias que conceptualizan ambos trastornos como clases de un trastorno más general del estado de ánimo o como manifestaciones de los mismos procesos subyacentes (Andrews, 1996; Tyrer, 2001). Aunque estas aproximaciones son hoy en día minoritarias frente a las posiciones que, como la del DSM-IV, defienden que la ansiedad y la depresión son conceptual y empíricamente distinguibles, la naturaleza de las relaciones entre ambos constructos continúa siendo todavía una

cuestión abierta, de cuya resolución depende como se debe abordar la validez de sus instrumentos de medida (Watson, 2005).

Las conclusiones anteriores sobre las propiedades psicométricas del BAI en muestras de pacientes españoles con trastornos psicológicos deberían valorarse teniendo en cuenta las limitaciones del presente estudio. Primero, la muestra utilizada fue una muestra incidental en cuya selección no se siguieron criterios de muestreo aleatorio ni se utilizaron algunos criterios uniformes de exclusión-inclusión como, por ejemplo, la selección sistemática de todos los pacientes que acudieron al centro clínico. En segundo lugar, aunque se exigió el uso de criterios DSM-IV y en cada caso el diagnóstico final se basó en el juicio de un psicólogo clínico con experiencia sobre la base de una batería amplia de instrumentos psicopatológicos, incluyendo el módulo de trastornos del estado de ánimo de una entrevista diagnóstica estructurada, dichos psicólogos no utilizaron expresamente el módulo de trastornos de ansiedad u otros módulos de dicha entrevista. Futuras investigaciones sobre la versión española del BAI deberían tratar de solventar estas limitaciones, especialmente el uso de entrevistas estructuradas diagnósticas completas.

En suma, con las cautelas anteriormente citadas, se puede concluir que la versión española del BAI parece tener unas propiedades psicométricas aceptables como instrumento de evaluación de la sintomatología ansiosa en pacientes con trastornos psicológicos, propiedades que recomiendan su uso en este tipo de población y con ese propósito tanto en ámbitos clínicos como de investigación. No obstante, los datos del presente estudio no justifican el uso del BAI como instrumento diagnóstico, esto es, para hacer un juicio diagnóstico sobre si un paciente padece o no un trastorno de ansiedad. Hacerlo conllevaría confundir los niveles de análisis: síntoma-síndrome-trastorno. El BAI sirve para identificar síntomas de ansiedad y cuantificar su intensidad, lo que obviamente es muy importante para evaluar, por ejemplo, el progreso terapéutico. Sin embargo, el diagnóstico de un trastorno de ansiedad se efectúa teniendo en cuenta no sólo el tipo y número de síntomas presentes, sino también ciertos criterios de duración, gravedad, curso, incapacidad y ausencia de ciertas causas posibles o de ciertos diagnósticos concurrentes. El BAI podría ser un buen instrumento para alertar sobre la posible presencia de un trastorno de ansiedad en muestras psicopatológicas, pero el diagnóstico debería ser confirmado posteriormente mediante algún tipo de entrevista diagnóstica. Esto requeriría que estudios futuros evalúen expresamente las propiedades psicométricas del BAI para esa función de cribado y determinen empíricamente la puntuación de corte más apropiada en dicha población para identificar cada uno de los trastornos de ansiedad.

Referencias

- American Psychiatric Association (1996). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales* (4º ed.). Washington, DC: Autor (Orig., 1994).
- Andrews, G. (1996). Comorbidity and the general neurotic syndrome. *British Journal of Psychiatry*, 168(supl. 30), 76-84.

- Bados, A., Gómez-Benito, J. y Balaguer, G. (2010). The State-Trait Anxiety Inventory, trait version: does it really measure anxiety? *Journal of Personality Assessment*, 92, 560-567.
- 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.
- Beck, A. T. y Steer, R. (1993). *Beck Anxiety Inventory manual*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A. y Brown, G. K. (1996). *BDI-II. Beck Depression Inventory-Second Edition manual*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Briggs, S. R. y Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the evaluation of personality scales. *Journal of Personality*, 54, 106-148.
- Cliff, J. (1966). Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika*, 31, 33-42.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: LEA.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M. y Williams, J. B. W. (1999). *Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV. Versión clínica*. Barcelona: Masson.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: LEA.
- Gotlib, I. H. y Cane, D. B. (1989). Self-report assessment of depression and anxiety. En P. C. Kendall y D. Watson (dirs.), *Anxiety and depression: distinctive and overlapping features* (pp. 131-169). San Diego, CA: Academic Press.
- Hewitt, P. L. y Norton, G. R. (1993). The Beck Anxiety Inventory: a psychometric analysis. *Psychological Assessment*, 5, 408-412.
- Levine, T. R. y Hullett, C. R. (2002). Eta squared, partial eta squared, and misreporting of effect size in communication research. *Human Communication Research*, 28, 612-625.
- 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.
- Millon, T., Davis, R. y Millon, C. (2007). *MCMII-III. Inventario clínico multiaxial de Millon-III*. Madrid: TEA.
- Muñiz, J. y Fernández-Hermida, J. R. (2010). La opinión de los psicólogos españoles sobre el uso de los tests. *Papeles del Psicólogo*, 31, 108-121.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1995). *Teoría psicométrica* (3ª ed.) México: McGraw-Hill.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 32, 396-402.
- Piotrowski, C. (1999). The status of the Beck Anxiety Inventory in contemporary research. *Psychological Reports*, 85, 261-262.
- Piotrowski, C. y Gallant, N. (2009). Research use of clinical measures for anxiety in the recent psychological literature. *Journal of Instructional Psychology*, 36, 84-86.
- Prieto, G. y Muñiz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77, 65-71.
- Sanz, J. y García-Vera, M. P. (2007). Análisis psicométrico de las versiones breves del «Inventario para la depresión de Beck» de 1978 (BDI-IA). *Psicología Conductual*, 15, 191-214.
- Sanz, J., García-Vera, M. P., Espinosa, R., Fortún, M. y Vázquez, C. (2005). Adaptación española del Inventario para la depresión de Beck-II (BDI-II): 3. Propiedades psicométricas en pacientes con trastornos psicológicos. *Clinica y Salud*, 16, 121-142.
- 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, 59-84.

- Sanz, J., Navarro, M. E. y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la depresión de Beck-II (BDI-II): 1. Propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Análisis y Modificación de Conducta*, 29, 239-288.
- Sanz, J., Perdigón, L. A. y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la depresión de Beck-II (BDI-II): 2. Propiedades psicométricas en población general. *Clínica y Salud*, 14, 249-280.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L. y Lushene, R. E. (1997). *STAI. Cuestionario de ansiedad estado-rasgo. Manual* (4ª ed. rev.). Madrid: TEA.
- 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, 112-118.
- Steer, R. A., Clark, D. A., Beck, A. T. y Ranieri, W. F. (1995). Common and specific dimensions of self-reported anxiety and depression: a replication. *Journal of Abnormal Psychology*, 104, 542-545.
- Steer, R. A., Clark, D. A., Beck, A. T. y Ranieri, W. F. (1998). Common and specific dimensions of self-reported anxiety and depression: the BDI-II versus the BDI-IA. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 183-190.
- Steer, R. A., Ranieri, W. F., Beck, A. T. y Clark, D. A. (1993). Further evidence for the validity of the Beck Anxiety Inventory with psychiatric outpatients. *Journal of Anxiety Disorders*, 7, 195-205.
- Steer, R. A., Rissmiller, D. J., Ranieri, W. F. y Beck, A. T. (1993). Structure of the computer-assisted Beck Anxiety Inventory with psychiatric inpatients. *Journal of Personality Assessment*, 60, 532-542.
- Stulz, N. y Crits-Christoph, P. (2010). Distinguishing anxiety and depression in self-report: purification of the Beck Anxiety Inventory and Beck Depression Inventory-II. *Journal of Clinical Psychology*, 66, 927-940.
- 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.
- Tyrer, P. (2001). The case for cothymia: mixed anxiety and depression as a single diagnosis. *British Journal of Psychiatry*, 114, 597-603.
- Watson, D. (2005). Rethinking mood and anxiety disorders: a quantitative hierarchical model for DSM-IV. *Journal of Abnormal Psychology*, 114, 522-536.
- Wolff, H. y Preising, K. (2005). Exploring item and higher order factor structure with the Schmid-Leiman solution: syntax codes for SPSS and SAS. *Behavior Research Methods*, 37, 48-58.
- Zwick, W. R. y Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 3, 432-442.

RECIBIDO: 29 de abril de 2011

ACEPTADO: 19 de junio de 2011

