



Clínica y Salud

ISSN: 1130-5274

clin-salud@cop.es

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid  
España

SANZ, JESÚS; GARCÍA-VERA, MARÍA PAZ; ESPINOSA, REGINA; FORTÚN, MARÍA; VÁZQUEZ, CARMELO

Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 3. Propiedades psicométricas en pacientes con trastornos psicológicos

Clínica y Salud, vol. 16, núm. 2, 2005, pp. 121-142

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid  
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180616104001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## ARTÍCULOS

### **Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 3. Propiedades psicométricas en pacientes con trastornos psicológicos**

### **Spanish adaptation of the Beck Depression Inventory-II (BDI-II): 3. Psychometric features in patients with psychological disorders**

**JESÚS SANZ\***

**MARÍA PAZ GARCÍA-VERA**

**REGINA ESPINOSA**

**MARÍA FORTÚN**

**CARMELO VÁZQUEZ**

Departamento de Personalidad, Evaluación y Psicología Clínica (U.C.M.)

Fecha de Recepción: 01-04-2004

Fecha de Aceptación: 22-04-2005

#### **RESUMEN**

*Se presentan datos sobre la fiabilidad y validez de la adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996), obtenidos con una muestra de 305 pacientes ambulatorios con diversos diagnósticos psicopatológicos según el DSM-IV. El coeficiente alfa de fiabilidad fue alto ( $\alpha = 0,89$ ). Las correlaciones con otras medidas autoaplicadas y heteroaplicadas de depresión fueron elevadas y significativamente mayores que la correlación con una medida de ansiedad, lo que avala la validez convergente y discriminante del BDI-II, respectivamente. Respecto a la validez de criterio, los resultados demostraron que los pacientes diagnosticados con un trastorno*

\* Filiación: jsanz@psi.ucm.es

depresivo mayor tenían niveles de depresión más elevados, medidos con el BDI-II, que los pacientes de otros grupos diagnósticos, aunque no hubo diferencias con los pacientes con trastornos de personalidad. Finalmente, la validación factorial del BDI-II proporcionó una solución bifactorial (factor somático-motivacional y factor cognitivo) que coincide con la hallada en estudios previos. Se concluye que el BDI es un instrumento válido de detección y cuantificación de síntomas depresivos en pacientes, si bien su utilidad como herramienta para el diagnóstico diferencial de la depresión es una cuestión pendiente de investigación.

### ABSTRACT

*This paper describes the reliability and validity of the Spanish adaptation of the Beck Depression Inventory-II (BDI-II; Beck, Steer & Brown, 1996) in a sample of 305 outpatients with a range of DSM-IV diagnoses. The internal consistency of the instrument was high ( $\alpha = 0.89$ ). Pearson correlations with other self-report and interview-based measures of depression were high and significantly higher than the correlation with a self-report measure of anxiety, hence supporting respectively the convergent and discriminant validities of the BDI-II. As for criterion validity, our results showed that major depression patients scored higher on the BDI-II than the rest of the participating groups, with the only exception of patients diagnosed with a personality disorder. Finally, the factorial validation of the BDI-II showed a two-factor solution (somatic-motivational and cognitive factors) that replicates findings in other studies. In sum, the Spanish adaptation of the BDI-II is a valid instrument for screening depression and to quantify depressive symptoms in psychiatric patients, although its utility as a differential diagnostic tool for depression is an unresolved question needing research.*

### PALABRAS CLAVE

*BDI-II, Depresión, Cuestionario, Propiedades psicométricas, Adaptación española.*

### KEY WORDS

*BDI-II, Depression, Questionnaire, Psychometric properties, Spanish adaptation.*

## INTRODUCCIÓN

En 1996 se publicó una nueva versión del Inventario para la Depresión de Beck, denominada *Beck Depression Inventory—II* (BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996), que presenta, respecto a versiones anteriores, modificaciones sustanciales dirigidas a conseguir que el instrumento cubra todos los criterios diagnósticos sintomáticos de los trastornos depresivos propuestos por el DSM-IV (APA, 1994). Así, en relación a la última versión, la de 1978 (BDI-IA; Beck, Rush, Shaw y Emery, 1979; Beck y Steer, 1993), en la construcción del BDI-II se reemplazaron cuatro ítems (Pérdida de peso, Cambio en la imagen corporal, Preocupación somática y Dificultades en el trabajo) por otros tantos de nueva creación (Agitación, Sentimientos de inutilidad, Dificultad de concentración y Pérdida de energía). Además, se modificaron los ítems de Pérdida de apetito e Insomnio para que éstos pudieran evaluar tanto las disminuciones en apetito y sueño como los aumentos, y asimismo se introdujeron modificaciones en varias de las afirmaciones usadas para valorar otros síntomas. Por otro lado, para medir la presencia e intensidad de síntomas depresivos durante el período mínimo contemplado en la definición de episodio depresivo mayor del DSM-IV, el marco temporal de una semana utilizado en las instrucciones del BDI-IA se extendió a dos semanas en el BDI-II. En definitiva, en la elaboración del BDI-II tan sólo tres ítems del BDI-IA (Sentimientos de castigo, Pensamientos de suicidio y

Pérdida de interés en el sexo) no fueron modificados y, por tanto, el BDI-II supone una importante actualización del popular BDI-IA, instrumento que, junto a la versión original de 1961 (Beck, Ward, Mendelson, Mock y Erbaugh, 1961), han hecho del BDI el test autoaplicado más utilizado en la práctica clínica y en investigación para medir la sintomatología depresiva en pacientes con trastornos psicológicos y en población normal (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003).

Hasta hace un par de años, en España sólo disponíamos de la adaptación de la versión original de 1961 (Conde, Esteban y Useros, 1976) y de la adaptación de la versión revisada de 1978 (Sanz y Vázquez, 1998; Vázquez y Sanz, 1997, 1999), adaptaciones que habían permitido que el BDI también se convirtiera en nuestro país, en uno de los tests psicológicos más utilizados en la clínica y en investigación (Muñiz y Fernández-Hermida, 2000; Sanz, Navarro y Vázquez, 2003). En 2003, publicamos dos trabajos que presentaban una versión española del BDI-II acompañada de datos psicométricos que justificaban su utilización en muestras de estudiantes universitarios (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003) y en muestras de adultos procedentes de la población general (Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003) para al menos los siguientes tres objetivos: identificar y cuantificar síntomas depresivos en dichas muestras, seleccionar personas subclínicamente deprimidas y no deprimidas en investigaciones sobre depresión, y evaluar la eficacia de los tratamien-

tos contra la depresión desde el punto de vista de la significación clínica comparando la puntuación post-tratamiento de los pacientes en el BDI-II con las medias o medianas de estas muestras no clínicas.

Sin embargo, el BDI-II fue diseñado principalmente como “un instrumento de evaluación de la gravedad de la depresión en pacientes adultos y adolescentes con diagnóstico psiquiátrico” (Beck et al., 1996, p. 6). Por tanto, una parte fundamental de la adaptación de la versión española del BDI-II requiere el estudio de las propiedades psicométricas de dicho instrumento en relación con ese objetivo original, es decir, en muestras de pacientes con diagnóstico psicopatológico, propiedades que, en el caso de la versión original estadounidense ya han sido analizadas con amplitud y con resultados empíricos satisfactorios (Acton et al., 2001; Aharonovich et al., 2001; Ball y Steer, 2003; Cole et al., 2003; Beck, Steer y Brown, 1996; Beck, Steer, Ball et al., 1996; Buckley et al., 2001; Henriques et al., 2004; Sprinkle et al., 2002; Steer et al., 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2003; Trygstad et al., 2002). En consecuencia, el objetivo principal del presente estudio es obtener, en una muestra de pacientes ambulatorios con trastornos psicológicos, datos de fiabilidad y de validez de la versión española del BDI-II que permitan sustentar su utilización como instrumento para la cuantificación de la gravedad de los síntomas depresivos que presentan los pacientes psicopatológicos.

## MÉTODO

### Participantes

El BDI-II se administró a una muestra de 305 pacientes (74,8% mujeres) con diversos diagnósticos psicopatológicos que fueron atendidos entre enero de 2002 y diciembre de 2004 en la Unidad de Psicología Clínica y de la Salud de la Universidad Complutense de Madrid. La edad de los pacientes se encontraba entre 18 y 68 años, con una media de 31,8 años ( $DT = 11,7$ ). Del 11,8% de los pacientes no se tenían datos sobre su estado civil; de los restantes 269 pacientes, el 65,1% estaba soltero, el 29% casado o conviviendo con otra persona de manera estable, el 5,6% separado o divorciado y un 0,4% viudo. En cuanto a la situación laboral, no se tenían datos del 16,4% de la muestra; del resto, el 47,1% era estudiante, el 41,6% estaba trabajando, el 3,9% estaba parado, el 2,7% era ama de casa, el 1,6% estaba jubilado o era pensionista y el restante 3,1% tenía otras situaciones laborales. Tampoco se tenían datos del nivel de estudios del 25,6% de los pacientes; de los restantes 227 pacientes, el 76,7% tenía estudios universitarios, el 17,6% estudios de bachillerato, formación profesional o equivalentes, el 2,6% estudios de EGB o equivalentes, el 2,2% estudios primarios y el 0,9% no había ido nunca a la escuela. En la Tabla 1 se resumen los diagnósticos DSM-IV que recibieron los pacientes que participaron en el presente estudio así como las características demográficas (sexo y edad) de la muestra en función de tales diagnósticos.

**Tabla 1. Distribución de diagnósticos (DSM-IV) en la muestra de pacientes y características demográficas de dicha muestra en función de los diagnósticos**

Diagnósticos	Frecuencia	%	Edad media*	% Mujeres
Trastornos de ansiedad	132	43,3	30,4 (11,4)	75,8
Angustia/agorafobia	33	10,8	29,6 (11,9)	75,8
Fobia social	19	6,2	28 (9,1)	63,2
Estrés postraumático	10	3,3	33,2 (11,2)	90,0
Otros trastornos de ansiedad	70	23,0	31,1 (11,9)	77,1
Trastornos depresivos	60	19,7	36,7 (12,6)	80,0
Depresivo mayor	21	6,9	33,9 (10,3)	76,2
Otros trastornos depresivos	39	12,8	38,2 (13,6)	82,1
Trastornos de personalidad	21	6,9	27,6 (7,5)	57,1
Trastornos de la conducta alimentaria	17	5,6	29,2 (9,0)	100,0
Trastornos adaptativos	13	4,3	38,2 (13,7)	76,9
Problemas conyugales	10	3,3	30,1 (6,5)	70,0
Otros trastornos o problemas	52	17,0	30,7 (12,1)	65,4

Nota. \* Desviación típica de la edad entre paréntesis.

### Instrumentos

*Inventario para la Depresión de Beck—Segunda Edición* (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 adultos y adolescentes con una edad mínima de 13 años. En cada uno de los 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 incluyendo el día en que completa el instrumento. En cuanto a su corrección, 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 puede obtener una puntuación total que varía de 0 a 63. A veces, se da la circunstancia de que la persona elige más de una alternativa en un ítem dado. En este caso se toma la puntuación de la frase elegida de mayor gravedad. Varios estudios psicométricos avalan la fiabilidad y validez del BDI-II en muestras de pacientes con trastornos psicológicos diversos, tanto ambulatorios (Acton et al., 2001; Beck, Steer y Brown, 1996; Beck, Steer, Ball y Ranieri, 1996; Sprinkle et al., 2002; Steer, Ball, Ranieri y Beck, 1997; Steer, Clark, Beck y

Ranieri, 1998; Steer et al., 2003) como ingresados (Cole et al., 2003; Henriques et al., 2004), o en muestras de pacientes con trastornos específicos como, por ejemplo, pacientes ambulatorios con trastornos depresivos (Ball y Steer, 2003; Steer, Ball, Ranieri y Beck, 1999), pacientes con dependencia de sustancias (Aharonovich, Nguyen y Nunes, 2001; Buckley, Parker y Heggie, 2001), pacientes ingresados geriátricos con trastornos depresivos (Steer et al., 2000), pacientes ambulatorios con trastorno depresivo mayor (Steer et al., 2001) y pacientes ambulatorios con esquizofrenia (Trygstad et al., 2002).

*Listado para el Episodio Depresivo (LED).* Este es un instrumento de heteroevaluación creado *ad hoc* para esta investigación que consta de dos preguntas abiertas y de 12 preguntas con tres opciones de respuesta [("Sí", "No" y "¿?" (sin información suficiente-no estoy seguro)] que cubren los criterios diagnósticos del episodio depresivo mayor del DSM-IV (APA, 1994). El LED fue diseñado para que el clínico, después de la entrevista con el paciente, cotejará dichos criterios para determinar la presencia o ausencia de un diagnóstico de trastorno depresivo. Además, el instrumento incluye una última pregunta en la que el clínico debe estimar la gravedad de los síntomas depresivos del paciente (aunque no se correspondan con ningún diagnóstico) en una escala de tipo Likert de cuatro puntos ("sin depresión/depresión mínima", "depresión leve", "depresión moderada" y "depresión grave").

*Inventario Clínico Multiaxial de Millon II (MCMI-II;* Millon, 1999). El MCMI-II es un instrumento de autoinforme que consta de 175 ítems con formato de respuesta verdadero-falso que recogen diferentes síntomas psicopatológicos y aspectos de la personalidad que permiten obtener medidas de trece trastornos de personalidad y de nueve síndromes clínicos. En este estudio sólo se utilizaron dos medidas, la Escala de Distimia (D) y la Escala de Depresión Mayor (CC), que evalúan síntomas depresivos congruentes con la propia teoría de la psicopatología de Millon y con las definiciones de trastorno distímico y trastorno depresivo mayor del DSM-III-R que, a nivel sintomático, son totalmente coincidentes con las definiciones de dichos trastornos del DSM-IV. Los índices de fiabilidad de las Escalas D y CC de la versión española del MCMI-II son adecuados (0,90 y 0,89, respectivamente) y comparables a los obtenidos con la versión original estadounidense (0,95 y 0,90), la cual, por otro lado, presenta índices aceptables de validez de criterio en términos de su sensibilidad y especificidad respecto a los diagnósticos de trastorno distímico y trastorno depresivo mayor realizados por clínicos siguiendo el DSM-III-R (Millon, 1999).

*Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI;* Spielberger, Gorsuch y Lushene, 1988). El STAI es un instrumento de autoinforme compuesto de 40 ítems que miden la frecuencia con que se experimentan reacciones de ansiedad y que se

valoran en escalas tipo Likert de cuatro puntos, desde “casi nunca” (0) a “casi siempre” (3). Veinte de los ítems del STAI proporcionan una medida de las diferencias individuales relativamente estables en cuanto a la propensión a manifestar reacciones de ansiedad (Escala de Ansiedad Rasgo; STAI-R) y los restantes 20 una medida de las respuestas de ansiedad que actualmente está experimentando una persona (Escala de Ansiedad Estado). Para este estudio solamente se consideraron las puntuaciones relativas al rasgo de ansiedad. Los datos de fiabilidad y validez de la versión española de la Escala de Ansiedad Rasgo del STAI son aceptables y comparables a los obtenidos con la versión original estadounidense (Spielberger, Gorsuch y Lushene, 1988).

### **Procedimiento**

En el momento de admisión al centro, todos los pacientes pasaron por una evaluación individual realizada por un psicólogo clínico con una duración media de tres sesiones y tras la cual se efectuó un diagnóstico DSM-IV (APA, 1994). Durante esa evaluación se administró el BDI-II junto a otros instrumentos específicos para los problemas concretos de los pacientes. Aunque algunos pacientes completaron el BDI-II en más ocasiones a lo largo de la terapia, sólo se presentan los datos recogidos durante la evaluación inicial. Todos los pacientes fueron atendidos en régimen ambulatorio y de todos ellos se recogió infor-

mación demográfica y clínica básica. Además, en función de las características de los casos y de los usos profesionales de la plantilla de psicólogos del centro, durante la evaluación inicial algunos pacientes completaron el MCMI-II ( $n = 71$ ) o el STAI ( $n = 56$ ), o sus clínicos completaron el LED ( $n = 101$ ).

## **RESULTADOS Y DISCUSIÓN**

### ***Distribución de las puntuaciones del BDI-II***

Las puntuaciones totales en el BDI-II oscilaron entre 0 y 51, con una media igual a 22,1 y una desviación típica igual a 11,5. Estos resultados son consistentes con los que presenta la literatura científica sobre el BDI-II en muestras de pacientes con diferentes trastornos psicológicos y que aparecen resumidos en la Tabla 2. En total, en los estudios previos recogidos en dicha tabla se administró el BDI-II a 2653 pacientes, y la media y desviación típica conjuntas (ponderadas por el número de participantes en cada estudio) fueron prácticamente iguales a las obtenidas en nuestro estudio (22,3 frente a 22,1 y 11,6 frente a 11,5, respectivamente). Por otro lado, tanto el índice de apuntamiento como el índice de simetría de la curva de distribución de las puntuaciones totales en el BDI-II en la presente muestra de pacientes no superaban los valores de  $\pm 1$  (curtosis = -0,65 y simetría = 0,28), lo que sugeriría que dicha distribución no difería de forma considerable de la curva normal.



**Tabla 2. Propiedades psicométricas del BDI-II en estudios con muestras de pacientes ambulatorios con trastornos psicológicos**

Estudio	Características de la muestra				Propiedades del BDI-II		
	N	País	% de mujeres	Edad media	Fiabilidad (alfa)	Media	Desviación típica
Beck, Steer y Brown (1996)	500	EE. UU.	63	37,2	0,92	22,4	12,7
Beck, Steer, Ball et al. (1996)	140	EE. UU.	67	37,6	0,91	22,4	11,9
Steer et al. (1997)	210	EE. UU.	60	41,3	0,92	24,4	13,3
Steer et al. (1998)	840	EE. UU.	66	42,2	0,92	23,8	12,7
Acton et al. (2001)	205	EE. UU.	68	41,0	s.d.	19,6 <sup>a</sup>	6,0 <sup>a</sup>
Sprinkle et al. (2002)	137	EE. UU.	58	22,0	s.d.	21,3 <sup>a</sup>	9,0 <sup>a</sup>
	46	EE. UU.	61	21,6	0,91	15,8	10,4
Steer et al. (2003)	575	EE. UU.	64	40,2	0,93	23,4	13,3
Estudios anteriores	2653	-	64,2 <sup>b</sup>	38,8 <sup>b</sup>	0,92 <sup>c</sup>	22,3 <sup>b</sup>	11,6 <sup>d</sup>
Este estudio	305	España	74,8	31,8	0,89	22,1	11,5

*Nota.* <sup>a</sup> Representan valores medios ponderados de los datos de los subgrupos que recogía el artículo. <sup>b</sup> Valor medio ponderado por el número de participantes en cada estudio. <sup>c</sup> Coeficiente medio ponderado por el número de participantes en cada estudio según la fórmula propuesta por Rosenthal (1983, p. 8) basada en la transformación Z de Fisher de los coeficientes. <sup>d</sup> Desviación típica conjunta;  $DT_{conjunta} = \sqrt{\{[(n_1 - 1) DT_1^2 + (n_2 - 1) DT_2^2 + \dots + (n_x - 1) DT_x^2] / [(n_1 - 1) + (n_2 - 1) + \dots + (n_x - 1)]\}}$ .

Teniendo en cuenta las categorías de gravedad de sintomatología depresiva (mínima, leve, moderada y grave) propuestas por Beck, Steer y Brown (1996) en el manual del BDI-II, el 28,2% de los pacientes de la presente muestra obtuvieron puntuaciones totales en el BDI-II entre 0 y 13 (depresión mínima), el 16,4% puntuaciones entre 14 y 19 (depresión leve), el 23,6% puntuaciones entre 20 y 28 (depresión moderada) y el 31,8% restante puntuaciones iguales o mayores de 29 (depresión grave).

Como puede verse en la Tabla 3, la puntuación media de los ítems del BDI-II fue 1,05, con un mínimo de 0,34 y un máximo de 1,38. Los siguientes ítems del BDI-II recibieron las mayores puntuaciones en frecuencia e intensidad: Dificultad de concentración, Insatisfacción con uno mismo, Pérdida de energía, Cambios en el patrón de sueño e Indecisión. Por el contrario, los síntomas que se mostraban de forma más ligera y con menor frecuencia fueron Pensamientos de suicidio,

**Tabla 3. Frecuencia, media (*M*), desviación típica (*DT*) y correlaciones corregidas ítem-total ( $r_{tot}$ ) de los ítems del BDI-II**

Ítems	Escala de gravedad (en %)				<i>M</i>	<i>DT</i>	$0r_{tot}$
	0	1	2	3			
1. Tristeza	33,4	51,5	10,8	4,3	0,86	0,77	0,62
2. Pesimismo	28,5	49,5	13,1	8,9	1,02	0,88	0,50
3. Sentimientos de fracaso	36,4	43,3	14,4	5,9	0,90	0,86	0,56
4. Pérdida de Placer	23,6	48,5	23,3	4,6	1,09	0,80	0,57
5. Sentimientos de culpa	30,5	52,5	11,5	5,6	0,92	0,80	0,45
6. Sentimientos de Castigo	56,4	19,7	1,3	22,6	0,90	1,21	0,37
7. Insatisfacción con uno mismo	27,2	34,1	16,7	22,0	1,33	1,10	0,58
8. Auto-críticas	27,5	32,8	27,2	12,5	1,24	0,99	0,49
9. Pensamientos de suicidio	68,5	29,5	1,6	0,3	0,34	0,53	0,42
10. Llanto	42,0	24,9	18,4	14,8	1,06	1,09	0,50
11. Agitación	31,1	46,2	11,8	10,8	1,02	0,93	0,43
12. Pérdida de interés	31,5	41,3	14,4	12,8	1,08	0,98	0,57
13. Indecisión	40,7	19,7	14,8	24,9	1,24	1,22	0,60
14. Inutilidad	38,4	23,3	33,1	5,2	1,05	0,96	0,58
15. Pérdida de energía	23,9	29,5	37,7	8,9	1,31	0,93	0,67
16. Cambios en el patrón de sueño	24,6	42,6	16,7	16,1	1,24	1,00	0,42
a. Incremento		15,4	7,2	2,3			
b. Decremento		26,9	8,9	14,1			
17. Irritabilidad	32,8	40,0	17,4	9,8	1,04	0,95	0,54
18. Cambios en el apetito	32,8	44,3	10,5	12,5	1,03	0,97	0,39
a. Incremento		16,7	3,3	11,5			
b. Decremento		29,2	6,6	2,6			
19. Dificultad de concentración	21,3	29,2	39,3	10,2	1,38	0,93	0,60
20. Cansancio o fatiga	33,4	31,5	22,6	12,5	1,14	1,02	0,63
21. Pérdida de interés en el sexo	49,2	25,2	15,7	9,8	0,86	1,01	0,33

Tristeza, Pérdida de interés en el sexo, Sentimientos de fracaso y Sentimientos de castigo. Estos resultados son muy semejantes a los encontrados en otras muestras de pacientes con trastornos psicológicos. Por ejemplo, en la muestra normativa estadounidense (Beck, Steer y Brown, 1996), los cuatro ítems con mayor frecuencia e inten-

sidad eran Cambios en el patrón de sueño, Insatisfacción con uno mismo, Dificultad de concentración y Pérdida de energía. Igualmente, en esa muestra normativa también se encontró que entre los seis ítems con menor puntuación en intensidad y frecuencia estaban Sentimientos de castigo, Pérdida de interés en el sexo, Tristeza y Pensa-

mientos de suicidio, siendo este último el que mostraba la puntuación más baja de los 21 ítems del BDI-II, tal y como ocurría en la muestra de pacientes españoles.

### **Consistencia interna**

El análisis de la consistencia interna del BDI-II arrojó un coeficiente alfa de 0,89, lo que indica una muy buena consistencia interna que se asemeja a los coeficientes encontrados en la literatura con muestras semejantes (véase la Tabla 2). Las correlaciones entre las puntuaciones en cada uno de los ítems y la puntuación total corregida en el BDI-II (es decir, la puntuación total sin tener en cuenta el ítem en cuestión) se presentan en la Tabla 3. Los coeficientes de correlación hallados fueron todos estadísticamente significativos, oscilando entre 0,33 para el ítem de Pérdida de interés en sexo y 0,67 para el ítem de Pérdida de energía. La media de las correlaciones interítems fue 0,30 ( $DT = 0,09$ ), con un mínimo de 0,06 y un máximo de 0,68.

### **Validez convergente y discriminante**

Las correlaciones de las puntuaciones totales del BDI-II con las puntuaciones de otros tests que miden depresión o ansiedad permiten obtener índices de validez convergente y discriminante del BDI-II. Con respecto a la validez convergente, el BDI-II correlacionaba de forma positiva y estadísti-

camente significativa ( $p < 0.001$ ) con otras medidas de depresión tanto autoaplicadas ( $r = 0,70$  y  $0,68$  con las escalas de Depresión Mayor y Distimia del MCMI-II, respectivamente) como de heteroevaluación ( $r = 0,51$  con el ítem de gravedad de la depresión del LED). Además, en todos los casos, estos coeficientes presentaban magnitudes superiores a 0,50, valor que constituye el estándar para una correlación de tamaño grande (Cohen, 1988).

Con respecto a la validez discriminante, el BDI-II correlacionaba de forma positiva y estadísticamente significativa ( $p < 0,01$ ) con la Escala de Ansiedad Rasgo del STAI ( $r = 0,36$ ). Dado que las medidas de ansiedad y depresión tienden a correlacionar positivamente tanto en muestras de pacientes con trastornos psicológicos como en muestras de estudiantes universitarios o de la población general (Sanz, 1991, 1994, 2001; Sanz y Navarro, 2003), la existencia de una correlación estadísticamente significativa entre el BDI-II y la Escala de Ansiedad Rasgo del STAI era esperable. Sin embargo, las correlaciones que presentaba el BDI-II con las medidas de depresión del MCMI-II y del LED fueron superiores a la correlación entre el BDI-II y la Escala de Ansiedad Rasgo del STAI y, de hecho, dichas diferencias fueron estadísticamente significativas en el caso de la Escala de Depresión del MCMI-II ( $0,70$  frente a  $0,36$ ;  $z = 2,68$ ,  $p < 0,01$ ) y de la Escala de Distimia del MCMI-II ( $0,68$  frente a  $0,36$ ;

$z = 2,47$ ,  $p < 0,01$ ), aunque no en el caso del ítem de gravedad de la depresión del LED (0,51 frente a 0,36;  $z = 1,09$ ,  $p = 0,14$ ). Estos resultados avalan la validez del BDI-II para discriminar entre depresión y ansiedad.

**Validez de criterio: diferenciación entre pacientes con sintomatología depresiva de diferente gravedad**

En 101 casos de la muestra, los psicólogos clínicos, tras cotejar los síntomas depresivos de los pacientes mediante el LED, habían estimado la gravedad de dichos síntomas mediante el ítem global de valoración de la depresión que finaliza el LED y sin conocer la puntuación del paciente en el BDI-II. Por tanto, en función de los datos de esos 101 pacientes fue posible estimar la capacidad del BDI-II para diferenciar distintos niveles de gravedad de la sintomatología depresiva, tomando como criterio la valoración del clínico. Un ANOVA demostró que las puntuaciones medias del BDI-II diferían de forma estadísticamente significativa entre los pacientes con niveles distintos de sintomatología depresiva según las valoraciones de los clínicos [ $F(3, 100) = 12,38$ ,  $p < 0,001$ ]. Las pruebas  $t$  realizadas posteriormente para comparar dos a dos los niveles de gravedad de la depresión indicaron que el grupo de pacientes con depresión grave ( $n = 8$ ) mostraba puntuaciones medias en el BDI-II ( $M = 38,9$ ,  $DT = 9,5$ ) más altas de forma estadísticamente significativa que los grupos de pacien-

tes con depresión moderada ( $M = 26,9$ ,  $DT = 10,7$ ,  $n = 31$ ), depresión leve ( $M = 21,8$ ,  $DT = 7,5$ ,  $n = 34$ ) o depresión mínima ( $M = 17$ ,  $DT = 10,8$ ,  $n = 28$ ) (todas las  $p < 0,05$ ). En la misma línea, el grupo de pacientes a los que se les valoró una depresión moderada mostraron puntuaciones medias en el BDI-II significativamente superiores que los pacientes a los que se les valoró una depresión mínima ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, las diferencias en el BDI-II entre los grupos de depresión moderada y leve, y las diferencias entre los grupos de depresión leve y depresión mínima no alcanzaron la significación estadística (ambas  $p > 0,05$ ).

**Validez de criterio: diferenciación entre pacientes con y sin trastornos depresivos**

La capacidad del BDI-II para diferenciar pacientes con trastornos depresivos de pacientes con otros tipos de diagnóstico se estimó analizando las diferencias entre grupos de pacientes con distinto diagnóstico en las puntuaciones del BDI-II. 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. Las medias y desviaciones típicas de estos grupos en la puntuación total del BDI-II se pueden consultar en la Tabla 4.

Antes de examinar si las medias en el BDI-II de esos grupos diferían, se compararon entre sí respecto a

**Tabla 4. Medidas y desviaciones típicas de las puntuaciones totales en el BDI-II en función del tipo de diagnóstico (DSM-IV)**

Diagnósticos	<i>n</i>	Media	Desviación típica
Trastornos de ansiedad	132	20,7	11,1
Angustia/agorafobia	33	20,3	9,6
Otros trastornos de ansiedad	99	20,8	11,6
Trastornos depresivos	60	26,5	12,3
Depresivo mayor	21	27,8	13,3
Otros trastornos depresivos	39	25,8	11,8
Trastornos de personalidad	21	22,4	11,6
Otros trastornos o problemas	92	21,1	10,9

las variables sexo y edad mediante una prueba de chi-cuadrado y un ANOVA, respectivamente, no encontrándose ninguna diferencia estadísticamente significativa entre los grupos en cuanto a la proporción de varones y mujeres que incluían [ $\chi^2(N = 305, 5) = 4,67$ , n.s.], pero sí respecto a la edad media de sus integrantes [ $F(5, 299) = 3,54$ ,  $p < 0,004$ ]. Por lo tanto, descartando el factor sexo, pero incluyendo la edad de los pacientes como una covariable, se realizó un ANCOVA para analizar las diferencias entre los grupos diagnósticos anteriormente citados respecto a sus puntuaciones totales en el BDI-II. Tal y como se esperaba, este ANCOVA reveló un efecto estadísticamente significativo sobre las puntuaciones del BDI-II del diagnóstico de los pacientes [ $F(5, 298) = 2,41$ ,  $p < 0,04$ ], pero no de su edad [ $F(1, 298) = 0,82$ , n.s.].

Posteriores pruebas *t* comparando el grupo de pacientes con trastorno depresivo mayor frente al resto de grupos con otros diagnósticos no depresivos, indicaron que los pacientes con trastorno depresivo mayor obtenían puntuaciones significativamente más altas en el BDI-II que los pacientes con trastorno de angustia/agorafobia ( $p < 0,02$ ), los pacientes con otros trastornos de ansiedad ( $p < 0,01$ ) y los pacientes con otros trastornos psicológicos ( $p < 0,02$ ), pero no que los pacientes con trastornos de personalidad ( $p > 0,12$ ) (véase la Tabla 4). En la misma línea, las pruebas *t* comparando el grupo de pacientes con otros trastornos depresivos frente al resto de grupos con diagnósticos no depresivos también indicaron que los pacientes con otros trastornos depresivos obtenían puntuaciones significativamente más altas en el BDI-II que los

pacientes con trastorno de angustia/agorafobia ( $p < 0.04$ ), los pacientes con otros trastornos de ansiedad ( $p < 0.02$ ) y los pacientes con otros trastornos psicológicos ( $p < 0.03$ ), pero no que los pacientes con trastornos de personalidad ( $p > 0.12$ ) (véase la Tabla 4).

### **Validez factorial**

Se realizó un análisis factorial de ejes principales sobre las correlaciones entre los 21 ítems del BDI-II para la muestra total. La extracción inicial arrojó cuatro factores con valores propios mayores que 1; sin embargo, a partir del primer factor, que explicaba un 33,9% de varianza, la varianza explicada por los restantes factores era muy pequeña y tendía a disminuir de manera asintótica (6,7%, 5,3%, 4,9%, 4,6%, 4,5%, 4,2% y 3,8%, para los restantes siete factores). De hecho, un análisis visual del gráfico de sedimentación (*scree test* de Cattell) sugería la existencia de un solo factor de depresión (los valores propios de los ocho primeros factores fueron, respectivamente, 7,1, 1,4, 1,1, 1,0, 0,97, 0,94, 0,89 y 0,79). Además, en la matriz factorial de un único factor (véase la Tabla 5) se observa cómo todos los ítems del BDI-II saturaban en ese único factor con valores por encima de 0,40, excepto los ítems de Castigo y Pérdida de interés en el sexo (con saturaciones de 0,39 y 0,35, respectivamente).

Dado que la mayoría de los estudios factoriales anteriores del BDI-II

en población clínica (Beck, Steer y Brown, 1996; Cole et al., 2003; Steer et al., 1999, 2000) han encontrado soluciones con dos factores que correlacionan entre sí de forma moderada o muy alta (como excepción véase la solución trifactorial de Buckley et al., 2001), se realizó un segundo análisis factorial de ejes principales extrayendo dos factores que fueron rotados mediante un procedimiento oblicuo (*promax*). La solución factorial resultante (véase la Tabla 5) identificó un primer factor que explicaba un 33,9% de varianza y que venía definido fundamentalmente por los ítems de Cansancio-fatiga, Pérdida de energía, Pérdida de placer, Cambios en el patrón de sueño, Pérdida de interés y Agitación, los cuales parecen representar un factor somático-motivacional en línea con la dimensión Somática que también ha sido identificada con pacientes psicopatológicos en estudios anteriores (Beck, Steer y Brown, 1996; Cole et al., 2003; Steer et al., 1999, 2000). El segundo factor, que explicaba un 6,7% de varianza, quedaba configurado principalmente por los ítems de Sentimientos de culpa, Sentimientos de fracaso, Inutilidad, Autocríticas, Insatisfacción con uno mismo, Sentimientos de castigo y Pensamientos de suicidio. Dado que estos 7 síntomas son de naturaleza esencialmente cognitiva, se puede considerar que este factor representa la dimensión Cognitiva que previos estudios factoriales también han identificado en pacientes con trastornos psicopatológicos (Beck, Steer y Brown, 1996; Cole et al., 2003; Steer et al., 1999, 2000).

**Tabla 5 Análisis factorial de las puntuaciones del BDI-II**

Ítems	Solución unifactorial *	Solución bifactorial †	
		Factor 1	Factor 2
1. Tristeza	<b>0,66</b>	<b>0,48</b>	0,22
2. Pesimismo	<b>0,53</b>	0,31	0,26
3. Sentimientos de fracaso	<b>0,59</b>	0,02	<b>0,65</b>
4. Pérdida de placer	<b>0,60</b>	<b>0,58</b>	0,05
5. Sentimientos de culpa	<b>0,47</b>	-0,15	<b>0,69</b>
6. Sentimientos de castigo	0,39	-0,01	<b>0,44</b>
7. Insatisfacción con uno mismo	<b>0,62</b>	0,12	<b>0,57</b>
8. Auto-críticas	<b>0,51</b>	-0,05	<b>0,61</b>
9. Pensamientos de suicidio	<b>0,45</b>	0,08	<b>0,41</b>
10. Llanto	<b>0,53</b>	0,29	0,28
11. Agitación	<b>0,45</b>	<b>0,51</b>	-0,04
12. Pérdida de interés	<b>0,60</b>	<b>0,51</b>	0,13
13. Indecisión	<b>0,64</b>	0,31	0,37
14. Inutilidad	<b>0,62</b>	0,05	<b>0,64</b>
15. Pérdida de energía	<b>0,72</b>	<b>0,82</b>	-0,05
16. Cambios en el patrón de sueño	<b>0,44</b>	<b>0,52</b>	-0,05
17. Irritabilidad	<b>0,56</b>	<b>0,48</b>	0,12
18. Cambios en el apetito	<b>0,40</b>	0,28	0,15
19. Dificultad de concentración	<b>0,64</b>	<b>0,49</b>	0,19
20. Cansancio o fatiga	<b>0,68</b>	<b>0,89</b>	-0,16
21. Pérdida de interés en el sexo	0,35	0,38	-0,01

*Nota.* <sup>a</sup> Las saturaciones mayores de 0,40 se presentan en negrita. \*Matiz factorial tras extraer un solo factor mediante el método de ejes principales. † Matriz de configuración tras rotar, mediante la rotación oblicua *promax*, los dos factores extraídos mediante el método de ejes principales.

Es más, la solución de dos factores, uno somático y otro cognitivo, también es consistente con los resultados obtenidos en la mayoría de los

estudios factoriales del BDI-II realizados con muestras de la población general o de estudiantes universitarios, incluyendo los resultados de

los estudios previos realizados con la versión española del BDI-II en dichas muestras (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003; Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003).

En línea también con estos estudios previos (véase la Tabla 6), los dos factores, el cognitivo y el somático-motivacional, se mostraban altamente correlacionados entre sí ( $r = 0,72$ ), lo que apoya aún más la idea de que el BDI-II mide una dimensión general de depresión que está compuesta por dos dimensiones sintomáticas altamente relacionadas, una cognitiva y otra somático-motivacional. De hecho, un análisis de la congruencia de los factores que componen las soluciones bifactoriales del BDI-II en estudios con pacientes con trastornos psicológicos que han utilizado el mismo procedimiento de rotación factorial (rotación *promax*), sugiere que los dos factores encontrados en el presente estudio se corresponden razonablemente bien con los factores cognitivo y somático encontrados en la literatura previa (véase la Tabla 6). Para cuantificar el grado de convergencia entre la solución bifactorial del presente estudio y las encontradas en estudios anteriores con pacientes psicopatológicos, se calculó el coeficiente de correlación de Pearson entre factores rotados. Cliff (1966) ha propuesto una correlación mínima de 0,75 para afirmar que dos factores tienen una interpretación similar. Como puede verse en la Tabla 6, los valores de  $r$  obtenidos superaron en todos los casos el estándar de 0,75. Es más, también superaron el estándar de 0,75

los coeficientes que se obtuvieron cuando se analizó la convergencia de la solución bifactorial del presente estudio con las soluciones encontradas en las muestras españolas de la población general y de estudiantes universitarios. Incluso, la convergencia de las soluciones de estas últimas muestras españolas con las obtenidas con pacientes estadounidenses con trastornos psicológicos alcanzó el estándar de 0,75 en 10 de las 12 correlaciones entre factores, estando las dos restantes muy cerca de dicho estándar (0,72 y 0,74).

### **Comparación entre el BDI-II y el BDI-IA**

Comparando los resultados encontrados con el BDI-II en la presente muestra de pacientes ambulatorios con trastornos psicológicos con los obtenidos con la adaptación española del BDI-IA en una muestra similar (Vázquez y Sanz, 1999), llama la atención que la media de las puntuaciones totales del BDI-II es superior en más de cinco puntos a la media del BDI-IA (22,1 frente a 16,5). Esta diferencia es consistente con los resultados hallados en estudios previos y en todo tipo de muestras. Por ejemplo, los estudios llevados a cabo por Beck y sus colaboradores (Beck, Steer y Brown, 1996; Beck, Steer, Ball y Ranieri, 1996) administrando simultáneamente el BDI-II y el BDI-IA a muestras de pacientes con trastornos psicológicos corroboran que la puntuación media del BDI-II es 2-3 puntos mayor que la del BDI-IA, y



**Tabla 6. Congruencia factorial entre las soluciones bifactoriales del BDI-II encontradas en muestras de pacientes con trastornos psicológicos y en muestras españolas (correlaciones entre factores)**

Estudio	Muestra	Estudio						<i>r</i> entre factor somático y cognitivo
		1	2	3	4	5	6	
Factor somático								
1. Beck, Steer y Brown (1996)	500 pacientes - EE. UU.	1,00						0,66
2. Steer et al. (1999)	250 pacientes - EE. UU.	0,91	1,00					0,57
3. Steer et al. (2000)	130 pacientes - EE. UU.	0,81	0,82	1,00				0,52
4. Este estudio	305 pacientes - España	0,92	0,84	0,85	1,00			0,72
5. Sanz, Navarro y Vázquez (2003)	590 estudiantes - España	0,91	0,84	0,72	0,87	1,00		0,71
6. Sanz, Perdigón y Vázquez (2003)	470 adultos - España	0,80	0,81	0,79	0,77	0,81	1,00	0,68
Factor cognitivo								
1. Beck, Steer y Brown (1996)	500 pacientes - EE. UU.	1,00						
2. Steer et al. (1999)	250 pacientes - EE. UU.	0,93	1,00					
3. Steer et al. (2000)	130 pacientes - EE. UU.	0,80	0,85	1,00				
4. Este estudio	305 pacientes - España	0,94	0,84	0,81	1,00			
5. Sanz, Navarro y Vázquez (2003)	590 estudiantes - España	0,92	0,85	0,76	0,89	1,00		
6. Sanz, Perdigón y Vázquez (2003)	470 adultos - España	0,77	0,79	0,74	0,75	0,84	1,00	

que la diferencia es estadísticamente significativa. Igualmente, al comparar la versión española del BDI-II y la del BDI-IA en muestras de estudiantes universitarios (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003) o en muestras de la población general (Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003), vuelve a emerger una diferencia de 2-4 puntos en favor del BDI-II.

Por otro lado, la consistencia

interna del BDI-II es prácticamente igual a la que muestra el BDI-IA en pacientes con trastornos psicológicos (0,89 frente a 0,90; Vázquez y Sanz, 1999). Esta igualdad contrasta con la superioridad que manifiesta el BDI-II frente al BDI-IA en otras muestras españolas. Por ejemplo, en estudiantes universitarios españoles se encontró un coeficiente alfa de 0,89 para el BDI-II frente a 0,83 para el BDI-IA, mien-

tras que en adultos de la población general se encontró un alfa de 0,87 para el BDI-II frente a 0,83 para el BDI-IA, y en ambas muestras las diferencias entre los coeficientes alfa fueron estadísticamente significativas (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003; Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003). Es más, estudios previos en pacientes psicopatológicos con las versiones originales inglesas del BDI/BDI-IA o del BDI-II o con sus versiones en otros idiomas, también parecen sugerir que el BDI-II posee índices de consistencia interna superiores al BDI-IA. Así, un meta-análisis de los índices de consistencia interna del BDI/BDI-IA estimaba que el coeficiente alfa medio para pacientes psicopatológicos era de 0,86 (Beck, Steer y Garbin, 1988), mientras que el coeficiente alfa medio ponderado de los siete estudios con pacientes ambulatorios con trastornos psicológicos que aparecen recogidos en la Tabla 2 es de 0,92, coeficiente que no varía mucho si en su cálculo también se tienen en cuenta los estudios previos con pacientes psicopatológicos ingresados (Cole et al., 2003; Henriques et al., 2004; Steer et al., 2000) o con pacientes con trastornos específicos (Aharonovich et al., 2001; Ball y Steer, 2003; Buckley et al., 2001; Steer et al., 2001; Trygstad et al., 2002). En este caso, el coeficiente alfa medio ponderado del BDI-II teniendo en cuenta los 15 estudios previos con pacientes psicopatológicos es de 0,91.

Por último, los resultados factoriales del BDI-II revelan una elevada

congruencia de la solución bifactorial encontrada en la presente muestra de pacientes españoles con trastornos psicológicos con las soluciones bifactoriales obtenidas en estudios previos con muestras de pacientes de otros países y, también, con las soluciones bifactoriales encontradas con muestras españolas de estudiantes universitarios y de la población general. Esta elevada congruencia y, en general, el hecho de que el BDI-II muestre un estructura factorial compuesta de dos dimensiones, cognitivo y somático-motivacional, que aparece de forma consistente en la mayoría de los estudios y con muestras de distintos países y poblaciones, contrasta con los resultados factoriales que se solían obtener con el BDI-I y el BDI-IA, en los cuales la consistencia era la excepción más que la regla, con soluciones factoriales que iban desde dos a seis factores y con muy poca consistencia tanto para una misma población como entre poblaciones distintas (véase la revisión de estudios factoriales de Beck et al., 1988).

## CONCLUSIONES

1. El objetivo de este estudio era analizar las propiedades psicométricas de la versión española del BDI-II en una muestra de pacientes con trastornos psicológicos. La *distribución de las puntuaciones* del BDI-II en esta muestra es similar a la encontrada en estudios anteriores con pacientes psicopatológicos de otros países, con una media que, tal y como también ocurre en la literatura previa, es superior a la media

que se suele obtener con su inmediato predecesor, el BDI-IA. Este hecho sustenta la decisión de incrementar en el BDI-II, y con respecto al BDI-IA, las puntuaciones criterio para definir las categorías de gravedad de la sintomatología depresiva (Beck et al., 1996).

2. La fiabilidad en términos de *consistencia interna* de la versión española del BDI-II es buena y se asemeja a los niveles encontrados en otros ámbitos culturales.

3. Los índices de *validez convergente y discriminante* de la versión española del BDI-II son también buenos, mostrando unos coeficientes de correlación convergente con otras medidas de autoinforme y de heteroevaluación de la depresión cuya mediana (0,68) supera con creces el criterio estándar de excelente (0,60; Prieto y Muñoz, 2000), y también supera de forma estadísticamente significativa el coeficiente de correlación del BDI-II con una medida de rasgo general de ansiedad (0,36).

4. El BDI-II se diseñó como un instrumento para la detección y cuantificación de síntomas depresivos en pacientes con trastornos psicológicos. En el presente trabajo, hemos demostrado que la versión española del BDI-II es capaz de detectar diferencias en la presentación y gravedad de tales síntomas en una muestra de pacientes con distintos trastornos psicopatológicos de forma que, como cabría esperar de un instrumento sensible para el propósito originario del test,

esas diferencias se distribuyen ajustándose de manera razonable a la curva normal. Pero, además, nuestros resultados también indican que la *validez de criterio* del BDI-II respecto a su objetivo original es también aceptable. Utilizando el método de los grupos contrastados, hemos encontrado que los pacientes con trastorno depresivo mayor o con otros trastornos depresivos tienen puntuaciones medias significativamente más altas que los pacientes con trastorno de angustia/agorafobia, los pacientes con otros trastornos de ansiedad y los pacientes con otros trastornos psicológicos. Igualmente, el BDI-II permite diferenciar de forma aceptable distintos niveles de gravedad de la sintomatología depresiva (mínima, ligera, moderada o grave) tomando como criterio las valoraciones de un clínico tras realizar una entrevista y cumplimentar un listado de cotejo de síntomas depresivos.

5. Los resultados de los *análisis factoriales* realizados con la versión española del BDI-II indican que en muestras de pacientes con trastornos psicológicos este instrumento parece medir una dimensión de depresión general que está compuesto de dos dimensiones sintomáticas altamente relacionadas, una cognitiva y otra somático-motivacional, que replica los resultados encontrados en la literatura previa, incluyendo los resultados encontrados con dicha versión en muestras españolas de estudiantes universitarios y de la población general.

6. En términos de validez facto-

rial, la versión española del BDI-II parece mejor que su predecesor, el BDI-IA, como instrumento para evaluar la sintomatología depresiva en pacientes psicopatológicos, ya que presenta una estructura factorial que refleja en mejor medida una dimensión general de depresión, distingue de forma más clara dos factores interrelacionados de sintomatología cognitiva y somático-motivacional, y es más consistente con la literatura previa.

7. Aunque el BDI-II presenta índices adecuados de fiabilidad, validez convergente y discriminante, validez de criterio y validez factorial que justifican su uso como instrumento de evaluación de la sintomatología depresiva en pacientes con trastornos mentales, su utilización como instrumento de diagnóstico diferencial no se justifica en función de los datos presentados en este estudio. El BDI-II no es un instrumento diagnóstico. Esta es una idea que hemos expresado en otras ocasiones (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003; Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003), y sobre la que los propios autores del instrumento advertían de forma explícita en el manual original del mismo: "el BDI-II se desarrolló como un indicador de la presencia de síntomas depresivos consistentes con el DSM-IV y de su intensidad, no como un instrumento para especificar un diagnóstico clínico. El BDI-II debería usarse con precaución como única medida diagnóstica ya que la depresión puede acompañar a muchos trastornos diagnósticos primarios desde el trastorno por

pánico a la esquizofrenia" (Beck, Steer y Brown, 1996, p. 6).

8. En suma, la versión española del BDI-II parece tener unas *propiedades psicométricas aceptables* como instrumento de medición de la sintomatología depresiva en pacientes españoles con trastornos psicológicos, que recomiendan su uso en este tipo de población tanto en ámbitos clínicos como de investigación. No obstante esta conclusión y las anteriores deberían matizarse en función de algunas de las limitaciones de este 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 clínico de al menos dos psicólogos clínicos, tan sólo en un tercio de la muestra dichos psicólogos utilizaron expresamente un listado de cotejo de síntomas depresivos ligado al DSM-IV. Hubiera sido deseable que en todos los casos se hubiera utilizado ese listado de cotejo de síntomas y, aún mucho mejor, que se hubiera administrado una entrevista estructurada diagnóstica. Futuras investigaciones sobre la versión española del BDI-II deberían tratar de solventar esta limitación, especialmente el uso de entrevistas estructuradas diagnósticas, de forma que así sí se podría

evaluar la capacidad del BDI-II para el diagnóstico diferencial y obtener sus propiedades psicométricas para esa función (sensibilidad, especificidad, valor predictivo positivo, grado de acuerdo con un diagnóstico bien establecido, etc.), determinando empíricamente la puntuación de corte más apropiada para hacer un diagnóstico diferencial entre un trastorno depresivo y otro tipo de trastorno mental. Por supuesto, la validación de cualquier instrumento psicométrico es un proceso de continua investigación. En este sentido, investigaciones futuras sobre la adaptación espa-

ñola del BDI-II también deberían examinar, por ejemplo, su estabilidad temporal, sus propiedades psicométricas en adolescentes, jóvenes españoles entre 13 y 18 años o ancianos, o su utilización en atención primaria.

### Notas de los autores

Los autores quisieran agradecer a los psicólogos residentes de la Unidad de Psicología Clínica y de la Salud de la UCM su colaboración en la administración del BDI-II y del resto de instrumentos utilizados.

## REFERENCIAS

- Acton, G. S., Prochaska, J. J., Kaplan, A. S., Small, T., y Hall, S. M. (2001). Depression and stages of change for smoking in psychiatric outpatients. *Addictive Behaviors*, 26, 621-631.
- Aharonovich, E., Nguyen, H. T., y Nunes, E. V. (2001). Anger and depressive states among treatment-seeking drug abusers: testing the psychopharmacological specificity hypothesis. *The American Journal on Addictions*, 10, 327- 334.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (4º ed.)*. Washington, DC: APA (Trad. esp. en Barcelona: Masson, 1996).
- Ball, R., y Steer, R. A. (2003). Mean Beck Depression Inventory-II scores of outpatients with dysthymic or recurrent-episode major depressive disorders. *Psychological Reports*, 93, 507-512.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., y Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press (Trad. esp. en Bilbao: Desclée de Brower, 1983).
- Beck, A. T., y Steer, R. A. (1993). *Beck Depression Inventory. Manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A., Ball, R., y Ranieri, W. F. (1996). Comparison of Beck Depression Inventories-IA and -II in psychiatric outpatients. *Journal of Personality Assessment*, 67(3), 588-597.

- Beck, A. T., Steer, R. A., y Brown, G. K. (1996). *BDI-II. Beck Depression Inventory-Second Edition. Manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A., y Garbin, M. C. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychology Review*, 8, 77-100.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., y Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Buckley, T. C., Parker, J. D., y Heggie, J. (2001). A psychometric evaluation of the BDI-II in treatment-seeking substance abusers. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 20, 197-2004.
- Cliff, J. (1966). Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika*, 31, 33-42.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cole, J. C., Grossman, I., Prilliman, C., y Hunsaker, E. (2003). Multimethod validation of the Beck Depression Inventory-II and Grossman-Cole Depression Inventory with an inpatient sample. *Psychological Reports*, 93, 1115-1129.
- Conde, V., Esteban, T., y Useros, E. (1976). Revisión crítica de la adaptación castellana del Cuestionario de Beck. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 31, 469-497.
- Henriques, G. R., Brown, G. K., Berkand, M. S., y Beck, A. T. (2004). Marked increases in psychopathology found in a 30-year cohort comparison of suicide attempters. *Psychological Medicine*, 34, 833-841.
- Millon, T. (1999). *MCMII-II. Inventario Clínico Multiaxial de Millon II. Manual*. Madrid: TEA.
- Muñiz, J., y Fernández-Hermida, J. R. (2000). La utilización de los tests en España. *Papeles del Psicólogo*, 76, 41-49.
- Prieto, G., y Muñiz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77, 65-71.
- Rosenthal, R. (1983). Assessing the statistical and social importance of the effects of psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51, 4-13.
- Sanz, J. (1991). The specific traits of anxiety in the Anxiety Situations and Responses Inventory (ASRI): Construct validity and relationship to depression. *Evaluación Psicológica/Psychological Assessment*, 7, 149-173.
- Sanz, J. (1994). The Spanish version of the Interaction Anxiousness Scale: psychometric properties and relationship with depression and cognitive factors. *European Journal of Psychological Assessment*, 10, 129-135.
- Sanz, J. (2001). *Procesos cognitivos en la ansiedad y en la depresión*. Madrid: Editorial de la Universidad Complutense.
- 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.
- 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(124), 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(3), 249-280.
- Sanz, J., y Vázquez, C. (1998). Fiabilidad, validez y datos normativos del Inventario para la Depresión de Beck. *Psicothema*, 10(2), 303-318.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., y Lushene, R. E. (1988). *STAI. Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo: Manual*, 3º ed. Madrid: TEA.
- Sprinkle, S. D., Lurie, D., Insko, S. L., Atkinson, G., Jones, G. L., Logan, A. R., y Bissada, N. N. (2002). Criterion validity, severity cut scores, and test-retest reliability of the Beck Depression Inventory-II in a university counseling center sample. *Journal of Counseling Psychology*, 49(3), 381-385.
- Steer, R. A., Ball, R., Ranieri, W. F., y Beck, A. T. (1997). Further evidence for the construct validity of the Beck Depression Inventory-II with psychiatric outpatients. *Psychological Reports*, 80, 443-446.
- Steer, R. A., Ball, R., Ranieri, W. F., y Beck, A. T. (1999). Dimensions of the Beck Depression Inventory-II in clinically depressed outpatients. *Journal of Clinical Psychology*, 55, 117-128.
- Steer, R. A., Brown, G. K., Beck, A. T., y Sanderson, W. C. (2001). Mean Beck Depression Inventory-II scores by severity of major depressive episode. *Psychological Reports*, 88, 1075-1076.
- 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., Kumar, G., y Beck, A. T. (2003). Beck Depression Inventory-II items associated with self-reported symptoms of ADHD in adult psychiatric outpatients. *Journal of Personality Assessment*, 80(1), 58-63.
- Steer, R. A., Rissmiller, D. J., y Beck, A. T. (2000). Use of the Beck Depression Inventory-II with depressed geriatric inpatients. *Behaviour Research and Therapy*, 38, 311-318.
- Trygstad, L., Buccheri, R., Dowling, G., Zind, R., White, K., Griffin, J. J., Henderson, S., Suci, L., Hippe, S., Kaas, M. J., Covert, C., y Hebert, P. (2002). Behavioral management of persistent auditory hallucinations in schizophrenia: outcomes from a 10-week course. *Journal of the American Psychiatric Nurses Association*, 8(3), 84-91.
- Vázquez, C., y Sanz, J. (1997). Fiabilidad y valores normativos de la versión española del Inventario para la Depresión de Beck de 1978. *Clínica y Salud*, 8, 403-422.
- Vázquez, C., y Sanz, J. (1999). Fiabilidad y validez de la versión española del Inventario para la Depresión de Beck de 1978 en pacientes con trastornos psicológicos. *Clínica y Salud*, 10(1), 59-81.