



Clínica y Salud

ISSN: 1130-5274

clin-salud@cop.es

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid  
España

SANZ, JESÚS; PERDIGÓN, ANTONIO LUIS; VÁZQUEZ, CARMELO  
Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 2. Propiedades  
psicométricas en población general  
Clínica y Salud, vol. 14, núm. 3, 2003, pp. 249-280  
Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid  
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180617972001>

- 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): 2. Propiedades psicométricas en población general**

## **The spanish adaptation of Beck's Depression Inventory-II (BDI-II): 2. Psychometric properties in the general population**

**JESÚS SANZ\***  
**ANTONIO LUIS PERDIGÓN**  
**CARMELO VÁZQUEZ**

### RESUMEN

*Se presentan por primera vez datos normativos y de fiabilidad y validez factorial de la adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck—II (BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996) obtenidos con una muestra de 470 adultos seleccionados de la población general española. La fiabilidad de consistencia interna del BDI-II fue elevada (coeficiente alfa de 0,87). Los análisis factoriales indicaron que el BDI-II mide una dimensión general de depresión compuesta por dos factores altamente relacionados, uno cognitivo-afectivo y otro somático-motivacional. En términos de consistencia interna y validez factorial, el BDI-II parece mejor instrumento para evaluar sintomatología depresiva en población general que su predecesor, el BDI-IA. La distribución de la puntuación total del BDI-II fue similar a la encontrada en estudios previos, con una media superior en 2 puntos a la que se suele obtener con el BDI-IA, lo que justifica incrementar las puntuaciones para definir las categorías de gravedad de la depresión. Además, se hallaron diferencias significativas en tales*

\* La correspondencia en relación a este artículo puede dirigirse a Jesús Sanz, Departamento de Personalidad, Evaluación y Psicología Clínica. Universidad Complutense de Madrid. Campus de Somosaguas, 28223 Madrid, o, mediante correo electrónico, a jsanz@psi.ucm.es.

puntuaciones en función del sexo, la edad, el nivel de educación y el estado civil: las mujeres puntuaban más alto que los varones, las personas mayores de 60 años más que las personas de menor edad, las personas con estudios básicos o sin estudios más que las personas con estudios secundarios o universitarios, y las personas divorciadas, separadas o viudas más que las personas casadas o conviviendo con una pareja. Se ofrecen puntuaciones normativas para la muestra total, y se discute su utilidad para evaluar la significación clínica de los resultados de los tratamientos contra la depresión.

### ABSTRACT

*This is the first study that provides normative data, reliability and factor validity for the Spanish adaptation of Beck's Depression Inventory—II (BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996) with a sample of 470 Spanish community adults. Internal consistency estimate for the BDI-II was high (coefficient alpha of 0.89). Factor analyses suggested that the BDI-II measures a general dimension of depression consisting of two highly related factors, a cognitive-affective factor and a somatic-motivational one. In terms of both internal consistency and factorial validity, the BDI-II appears to be a stronger instrument to assess depressive symptomatology in community adults than its predecessor, the BDI-IA.*

*Distribution of BDI-II scores was similar to that found in prior studies, yielding a mean that was 2 points higher than the one found with the BDI-IA. This difference supports the decision to increase cut-off scores to define categories of depression severity. In addition, age, sex, education level and civil status differences in the BDI scores were found: women scored higher than men, participants over 60 years old exceeded those who were younger, the group with the lowest education level scored higher than high-school or university education participants, and divorced, separated or widowed persons scored higher than married persons or persons cohabiting with a stable couple. BDI-II norm scores are provided for the complete community sample, and the usefulness of these scores for assessing clinical significance of therapy outcomes is discussed.*

### PALABRAS CLAVE

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

### KEY WORDS

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

## INTRODUCCIÓN

El Inventario para la Depresión de Beck (*Beck Depression Inventory*; BDI), tanto en su versión original de 1961 (BDI-I; Beck, Ward, Mendelson, Mock y Erbaugh, 1961) como en su versión revisada de 1978 (BDI-IA; Beck, Rush, Shaw y Emery, 1979; Beck y Steer, 1993), ha sido ampliamente utilizado como medida de sintomatología depresiva en pacientes con trastornos psicológicos y en población normal, hasta constituirse en el instrumento autoaplicado para evaluar la depresión más utilizado en la práctica clínica y en investigación (Beck, Steer y Garbin, 1988; Piotrowski, 1996; Sanz, Navarro y Vázquez, 2003).

En España, disponemos desde mediados de los años 70 de una adaptación española de la versión original de 1961 (Conde, Esteban y Useros, 1976) y, más recientemente, de una adaptación de la versión revisada de 1978 (Sanz y Vázquez, 1998; Vázquez y Sanz, 1991, 1997, 1999) y, con los años, el BDI también ha llegado a ser en nuestro país uno de los tests psicológicos más utilizados en la práctica clínica (Muñiz y Fernández-Hermida, 2000) y en investigación (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003).

En 1996 se publicó una nueva versión del BDI denominada *Beck Depression Inventory—II* (BDI-II;

Beck, Steer y Brown, 1996) que presentaba modificaciones sustanciales respecto a sus predecesores, el BDI-I y el BDI-IA, encaminadas a conseguir que el instrumento cubriera todos los criterios diagnósticos sintomáticos de los trastornos depresivos propuestos por el DSM-IV (APA, 1994). El BDI se desarrolló en los años 60 con la intención de reflejar el consenso clínico sobre los síntomas que entonces se consideraban definitorios de la depresión. En los 40 años que han pasado desde su construcción, han aparecido algunos desarrollos importantes en la forma de entender la depresión, desarrollos que quedan patentes en las definiciones de episodio depresivo mayor y distimia ofrecidas por el DSM-III (APA, 1980) y sus posteriores ediciones: el DSM-III-R (APA, 1987) y el DSM-IV (APA, 1994). A pesar de estos desarrollos, el BDI-I y, posteriormente, el BDI-IA han seguido reflejando de manera razonable las principales características de la depresión. Sin embargo, diversos estudios han señalado su falta de adecuación a varios criterios diagnósticos sintomáticos del DSM-III y DSM-IV (Moran y Lambert, 1983; Vázquez y Sanz, 1997; Vredenburg, Krames y Flett, 1985). Así, respecto a la definición de episodio depresivo mayor más consensuada hoy en día, la ofrecida por el DSM-IV (APA, 1994), el BDI-IA no cubre el criterio sintomático de enlentecimiento o

agitación psicomotora, y sólo refleja de manera parcial (recogiendo sólo los aspectos deficitarios pero no de exceso) otros dos: problemas de sueño y problemas de apetito/peso (Vázquez y Sanz, 1997). Por otro lado, el BDI-IA cubre síntomas (p. ej., hipocondría, desesperanza) que no son criterios diagnósticos DSM para el episodio depresivo mayor (Burt y IsHak, 2002). Finalmente, el BDI-IA no permite evaluar la presencia de sintomatología depresiva durante el período mínimo necesario para el diagnóstico de episodio depresivo mayor (dos semanas en el DSM-IV frente al marco temporal de una semana utilizado por el BDI-IA).

Para solventar estas discrepancias, en la construcción del BDI-II el marco temporal se extendió a dos semanas, se reemplazaron cuatro ítems del BDI-IA (pérdida de peso, cambio en la imagen corporal, preocupación somática y dificultades en el trabajo) por otros tantos nuevos (agitación, sentimientos de inutilidad, dificultad de concentración y pérdida de energía), se modificaron los ítems de pérdida de apetito e insomnio para que éstos pudieran evaluar tanto los decrementos como los incrementos en apetito y sueño, y se introdujeron modificaciones en la redacción de otros doce ítems. 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 que parece haber conseguido de manera satisfactoria el objetivo de cubrir los criterios diagnósticos sintomáticos de los trastornos depresivos del DSM-IV (véase un análisis de su validez de contenido en Sanz, Navarro y Vázquez, 2003). De hecho, los estudios psicométricos realizados hasta la fecha indican que esta nueva versión presenta índices de fiabilidad y validez tan buenos como su más reciente predecesor, el BDI-IA y, en algunos casos, claramente superiores como, por ejemplo, respecto a su validez factorial y consistencia interna (Beck, Steer, Ball y Ranieri, 1996; Beck, Steer y Brown, 1996; Dozois, Dobson y Ahnberg, 1998; Sanz, Navarro y Vázquez, 2003; Steer, Clark, Beck y Ranieri, 1999; Whisman, Perez y Ramel, 2000).

En un trabajo previo (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003), hemos desarrollado una versión española del BDI-II siguiendo un cuidadoso proceso de traducción y estudio de su aplicabilidad y comprensibilidad, y se han analizado sus propiedades psicométricas (fiabilidad, validez de contenido, validez de criterio, validez factorial y normas) en una muestra de estudiantes universitarios españoles. Este estudio conti-

núa el proceso de adaptación del BDI-II en España aportando valores normativos y datos sobre su fiabilidad y validez factorial en una muestra de adultos extraídos de la población general.

Esta información no sólo permitiría fundamentar la utilización del BDI-II como instrumento de evaluación de la sintomatología depresiva en población general, sino también permitiría establecer criterios específicos para evaluar la significación clínica de los resultados obtenidos con las terapias para la depresión.

El BDI ha sido usado en multitud de estudios para evaluar la respuesta al tratamiento de grupos de pacientes con depresión, y para comprobar qué tratamiento es el más eficaz (véanse los análisis de la literatura de Cuijpers, 1998; Dobson, 1989; Gaffan, Tsaousis y Kemp-Wheeler, 1995; Gloaguen, Cottraux, Cucherat y Blackburn, 1998; Robinson, Berman y Neimeyer, 1990; Svartberg y Stiles, 1991). Habitualmente se administra el BDI antes y después del tratamiento, y una reducción estadísticamente significativa en la puntuación media del BDI se considera, entre otros parámetros, una respuesta positiva al tratamiento. Sin embargo, es obvio que el objetivo de toda intervención terapéutica no es, o no es solamente, alcanzar una mejoría estadísticamente significativa de la

problemática media de un grupo de pacientes, sino fundamentalmente alcanzar una mejoría clínicamente significativa, es decir, una mejoría de una magnitud clínicamente relevante y con efectos prácticos en la vida de dichos pacientes que suponga una recuperación del trastorno y una vuelta al funcionamiento normal.

Los investigadores dedicados a estudiar la evaluación de tratamientos han desarrollado diversos criterios para evaluar el grado en que un tratamiento produce una mejoría clínicamente significativa en un grupo de pacientes o para evaluar si un paciente en concreto ha mejorado de forma clínicamente significativa o se ha recuperado (véase Kazdin, 1992). Un procedimiento muy utilizado, que a veces se conoce como *comparaciones normativas*, es tener en cuenta si la puntuación del paciente al finalizar el tratamiento se aproxima a la puntuación media de un grupo de referencia "normal", es decir, si el paciente tras el tratamiento no se diferencia de las personas normales respecto a sus síntomas y quejas principales (Jacobson y Traux, 1991; Kendall, Marrs-Garcia, Nath y Sheldrick, 1999).

Para valorar este criterio, se puede analizar si la puntuación postratamiento del paciente es igual o está por debajo de la media

o la mediana de las normas de una muestra suficientemente grande y representativa de la población general (Hollon y Flick, 1988), o si se encuentra alrededor de dicha media o mediana situándose al menos en el intervalo de una desviación típica por encima de la media (Kendall y Grove, 1988; Kendall et al., 1999). A nivel grupal, la eficacia de un tratamiento vendría dada, por ejemplo, por el porcentaje de pacientes que en el postratamiento obtienen una puntuación igual o inferior a la media (o mediana), o una puntuación en el intervalo de una desviación típica alrededor de dicha media (o mediana). Por consiguiente, la evaluación de este criterio de recuperación o mejoría clínicamente significativa requiere disponer de información sobre la distribución de puntuaciones (estadísticos de tendencia central y de dispersión) que se obtienen con el instrumento en una población "normal". Idealmente estos valores normativos deberían conseguirse a partir de una muestra de la población general estratificada en función de diversas variables sociodemográficas, y, por supuesto, siempre que el instrumento presente un nivel aceptable de fiabilidad que haga suponer que tales valores son generalizables a la población de la cual se extrajo la muestra.

En resumen, el objetivo del pre-

sente trabajo era obtener valores normativos y datos de fiabilidad y de validez factorial de la versión española del BDI-II en una muestra representativa y relativamente numerosa de la población general con el ánimo de ofrecer a los investigadores y profesionales españoles que trabajan en el área de la depresión un instrumento que les sirva para medir la sintomatología depresiva en dicha población, y para establecer criterios de recuperación o mejoría clínicamente significativa basados en comparaciones normativas cuando evalúan la eficacia y efectividad de los tratamientos para la depresión.

## MÉTODO

### Participantes

El BDI-II se administró a una muestra de 490 personas procedentes de una población heterogénea en cuanto a edad, estado civil, profesión y nivel de estudios. Estas personas fueron reclutadas mediante la técnica de la "bola de nieve", es decir, se pidió a un grupo de estudiantes de tercer curso de Psicología que invitaran a participar en un estudio sobre personalidad y esquizotipia a sus familiares y amigos según unos criterios que aseguraran la estratificación de la muestra en función de la edad y del sexo. No se tuvieron en cuenta los datos proce-

dentos de 11 personas que devolvieron el BDI-II incompleto, de otras ocho que no indicaron su sexo o edad, y de una persona que era menor de 18 años, de forma que la muestra final quedó constituida por 470 personas (223 varones y 247 mujeres). A pesar de que una muestra así obtenida no es aleatoria, su estratificación demográfica no resultó diferente de forma estadísticamente significativa del perfil demográfico de la población de la Comunidad de Madrid en cuanto a las variables sexo y edad [ $\chi^2(7, N = 470) = 5,44, n.s.$ ; véase la Tabla 1]. Más información sobre las características sociodemográficas de esta muestra aparecen en la Tabla 2.

*Beck—Segunda Edición* (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

## Instrumentos

### *Inventario para la Depresión de*

Tabla 1. Comparación de las características de la muestra de participantes en función del sexo y la edad con las de la población de la Comunidad de Madrid

Edad	Muestra de este estudio		Población de la Comunidad de Madrid*	
	Varones (n = 223)	Mujeres (n = 247)	Varones (N = 1.983.308)	Mujeres (N = 2.194.261)
De 18 a 29 años	13,6 %	14,7 %	12,5 %	12,1 %
De 30 a 44 años	13,2 %	14,5 %	14,0 %	14,5 %
De 45 a 59 años	10,8 %	11,7 %	10,8 %	11,7 %
De 60 años y más	9,8 %	11,7 %	10,2 %	14,2 %
Subtotales	47,4%	52,6%	47,5%	52,5%

Nota. \* INE (2001).



Tabla 2. Características sociodemográficas de la muestra (en porcentajes)

	Varones (n = 223)	Mujeres (n = 247)	Total (N = 470)
<b>Estado Civil</b>			
Soltero	38,6	37,8	38,2
Casado o conviviendo con pareja estable	51,1	48,0	52,4
Separado o divorciado	4,9	5,7	5,3
Viudo	5,4	8,5	7,0
No contesta			0,2
<b>Estudios</b>			
Sin estudios	1,4	2,9	2,1
Primarios	25,7	26,9	26,2
Secundarios y universitarios de 1º ciclo	55,4	51,8	53,2
Universitarios de 2º y 3º ciclo o especialización	17,6	18,4	17,9
No contesta			0,6
<b>Profesión</b>			
Profesional o técnico liberal	13,6	5,3	9,1
Alto directivo de la Admón. o empresa	3,2	1,6	2,3
Propietario/gerente de hostelería, comercio o agricultura	2,3	2,9	2,6
Mando intermedio, profesor o técnico de la Admón.	11,3	7,8	9,4
Capataz o encargado en empresas de servicios	3,6	0,4	1,9
Personal administrativo	7,7	16,7	12,3
Comerciales o vendedores	6,3	3,7	4,9
Personal de servicios	4,1	5,7	4,9
Trabajadores cualificados y semicualificados	6,3	1,2	3,6
Trabajadores agrícolas y no cualificados	1,8	0,8	1,3
Fuerzas y cuerpos de seguridad del Estado	3,2	0,4	1,7
Estudiante	18,1	24,1	21,1

Tabla 2. (Continuación)

	Varones (n = 223)	Mujeres (n = 247)	Total (N = 470)
Profesión			
Jubilado o pensionista	11,8	6,9	9,1
Parado y busca 1º empleo	1,4	0,4	0,9
Ama de casa	0,5	18,4	9,8
Otra ocupación	5,0	3,7	4,3
No contesta			0,9

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 muy diversas muestras: pacientes psiquiátricos (Beck, Steer y Brown, 1996), pacientes con trastornos depresivos (Steer, Ball, Ranieri y Beck, 1999), adolescentes (Coelho, Martins y Barros, 2002), drogodependientes (Buckley, Parker y Heggie, 2001), ancianos (Jefferson, Powers y Pope, 2001), pacientes de atención primaria (Arnau, Meagher, Norris y Bramson, 2001), estudiantes universitarios (Beck, Steer y Brown, 1996; Dozois, Dobson y Ahnberg, 1998; Whisman, Perez y Ramel, 2000) y adultos de la población general (Aasen, 2001; Kojima, Furukawa, Takahashi, Kawai, Nagaya y Tokudome, 2002).

### Procedimiento

El desarrollo de la versión española de BDI-II ya ha sido detallado en Sanz, Navarro y Vázquez (2003). Esta versión del BDI-II, junto a otros dos cuestionarios sobre esquizotipia que servían a los objetivos de otra investigación, fueron administrados individualmente a los participantes. Para controlar cualquier efecto debido al orden de aplicación, se construyeron cuatro tipos de cuadernillos de forma que en la mitad de los mismos el BDI-II precedía a los cuestionarios sobre esquizotipia y en la otra mitad les seguía. La administración de los cuadernillos quedó a cargo de los propios estudiantes de Psicología que, como parte de las actividades de un seminario voluntario, habían invitado a los participantes a colaborar en este estudio.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Distribución de las puntuaciones del BDI-II

Las puntuaciones totales del BDI-II oscilaron entre 0 y 43, con una media igual a 9,4 y una desviación típica igual a 7,7. Estos resultados son consistentes con los que presenta la literatura científica sobre el BDI-II en muestras de la población general y que aparecen resumidos en la Tabla 3. En

total, en los estudios previos recogidos en dicha tabla se ha administrado el BDI-II a 1.756 adultos, y la media y desviación típica conjuntas (ponderadas por el número de participantes en cada estudio) son semejantes a las obtenidas en este estudio (8,4 frente 9,4 y 7,5 frente a 7,1, respectivamente). Por otro lado, y como viene siendo habitual en los estudios sobre el BDI (Kendall, Hollon, Beck, Hammen e Ingram, 1987; Lasa, Ayuso-Mateos, Vázquez-Barquero, Díez-

Tabla 3. Propiedades psicométricas del BDI-II en distintos estudios con muestras de adultos de la población general

Estudio	Características de la muestra				Datos psicométricos del BDI-II			
	País	N	% de mujeres	Edad media	M	DT	alfa	Rango de $r_{tot}$
Aasen (2001)	Noruega	875	58,5	44,3	8,1	7,5	0,90	0,38-0,66
Hunt et al. (2003)	EE. UU.	115	52	36,5	7,8	7,2	—	—
Kojima et al. (2002)	Japón	766	39,6	50	8,9	6,5	0,87	0,30-0,57
Estudios anteriores	-	1756	50 <sup>b</sup>	46,3 <sup>b</sup>	8,4 <sup>b</sup>	7,1 <sup>c</sup>	0,88 <sup>d</sup>	0,30-0,66 <sup>e</sup>
Este estudio (2003)	España	470	52,6	42,4	9,4	7,7	0,87	0,33-0,60

Nota.  $r_{tot}$  = Correlaciones corregidas ítem-total.

<sup>a</sup> En este estudio se aplicó aleatoriamente a dos grupos de personas una de dos posibles versiones del BDI-II; la primera versión mostraba el título de "Inventario de Depresión" e incluía otros 14 ítems que también evaluaban depresión, mientras que la segunda versión tenía el título de "Inventario de Estrés Vital" e incluía otros 14 ítems que medían situaciones estresantes leves. Sólo se presentan los datos del grupo que completó el BDI-II con el título "Inventario de Depresión", salvo en relación a la edad, pues en el estudio sólo se informaba de la edad media de los dos grupos considerados conjuntamente.

<sup>b</sup> Valor medio ponderado por el número de participantes en cada estudio.

<sup>c</sup> Desviación típica conjunta;  $DT_{conjunta} = \sqrt{[(n_1 - 1)DT_1^2 + (n_2 - 1)DT_2^2 + \dots + (n_x - 1)DT_x^2] / [(n_1 - 1) + (n_2 - 1) + \dots + (n_n - 1)]}$ .

<sup>d</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>e</sup> Rango que representa el valor inferior y superior de los dos estudios.

Manrique y Dowrick, 2000; Sanz y Vázquez, 1998; Sanz, Navarro y Vázquez, 2003; Vázquez y Sanz, 1997), la curva de distribución de las puntuaciones del BDI-II estaba desplazada hacia los valores más altos (índice de simetría = 1,3) y apuntada en los valores más bajos (curtosis = 1,9), de forma que si bien la mediana no era muy distinta de la media (8 frente a 9,4), el valor más frecuente en la muestra (moda = 7) era más bajo que dicha media.

Como puede verse en la Tabla 4, la puntuación media de todos los ítems fue 0,45, con un mínimo de 0,10 y un máximo de 0,74, y los siguientes ítems recibieron las mayores puntuaciones en frecuencia e intensidad: cambios en el patrón de sueño, pérdida de energía, dificultad de concentración y cansancio-fatiga. Por el contrario, los síntomas que se mostraban de forma más ligera y con menor frecuencia fueron pensamientos de suicidio, tristeza, sentimientos de castigo y sentimientos de fracaso. Estos resultados son muy semejantes a los encontrados en otras muestras de la población general. Por ejemplo, tanto en una muestra noruega (Aasen, 2001) como en una japonesa (Kojima et al., 2002), entre los cuatro ítems con mayor frecuencia e intensidad se encontraban cambios en el patrón de

sueño, pérdida de energía y cansancio-fatiga. En esos dos estudios también se encontró que entre los cuatros ítems con menor puntuación en intensidad y frecuencia estaban pensamientos de suicidio y sentimientos de castigo.

### **Rangos cuantitativos de depresión en el BDI-II**

En la Tabla 5 se recogen los porcentajes de participantes que se corresponden con las diferentes categorías de gravedad de sintomatología depresiva (mínima, leve, moderada y grave) propuestas por Beck, Steer y Brown (1996) en el manual del BDI-II, así como las puntuaciones medias en el BDI-II para cada categoría de gravedad. En esa misma Tabla 5, también se presentan las distribuciones en las categorías de gravedad obtenidas en estudios previos con muestras de la población general. Un análisis visual sugiere que la distribución en tales estudios fue muy similar a la obtenida con la muestra española. De hecho, los resultados de una prueba de chi cuadrado comparando la distribución de este estudio y la encontrada por Kojima et al. (2002) indicaba que los porcentajes para las diferentes categorías de gravedad no diferían de forma estadísticamente significativa [ $\chi^2(3, N = 1.236) = 6,71, n.s.$ ].

Tabla 4. 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>	$r_{tot}$
	0	1	2	3			
1. Tristeza	81,3	16,8	1,3	0,6	0,21	0,5	0,53
2. Pesimismo	64,7	25,7	8,5	1,1	0,46	0,7	0,51
3. Sentimientos de fracaso	75,5	20,6	2,8	1,1	0,29	0,6	0,42
4. Pérdida de Placer	62,3	30,6	5,3	1,7	0,46	0,7	0,51
5. Sentimientos de culpa	70,0	27,7	2,1	0,2	0,32	0,5	0,42
6. Sentimientos de Castigo	83,2	12,6	0,4	3,8	0,25	0,6	0,34
7. Insatisfacción con uno mismo	71,3	21,3	4,0	3,4	0,40	0,7	0,50
8. Auto-críticas	54,7	33,4	10	1,9	0,59	0,7	0,41
9. Pensamientos de suicidio	90,0	9,8	0	0,2	0,10	0,3	0,34
10. Llanto	72,3	20,6	4	3	0,38	0,7	0,53
11. Agitación	63,4	28,9	3,8	3,8	0,48	0,7	0,37
12. Pérdida de interés	59,1	34,3	4,9	1,7	0,49	0,7	0,54
13. Indecisión	76,4	15,1	3,2	5,3	0,37	0,8	0,53
14. Inutilidad	71,7	19,1	7,7	1,5	0,39	0,7	0,60
15. Pérdida de energía	42,6	43,6	12,3	1,5	0,73	0,7	0,58
16. Cambios en el patrón de sueño	43	42,8	11,1	3,2	0,75	0,8	0,39
a. Incremento	43	16,2	3,4	1,5			
b. Decremento	43	26,6	7,7	1,7			
17. Irritabilidad	67,4	27,4	3,4	1,7	0,39	0,6	0,49
18. Cambios en el apetito	58,5	34,4	4,3	2,8	0,51	0,7	0,33
a. Incremento	58,5	15,5	1,5	0,9			
b. Decremento	58,5	18,9	2,8	1,9			
19. Dificultad de concentración	50,2	32,3	16,4	1,1	0,68	0,8	0,53
20. Cansancio o fatiga	47,4	40,2	10,2	2,1	0,67	0,7	0,56
21. Pérdida de interés en el sexo	70	17	5,3	7,7	0,51	0,9	0,35

Tabla 5. Rangos cuantitativos de depresión del BDI-II: Porcentajes y valores medios

Rangos de Depresión (Beck et al., 1996)	Aasen (2001)	Kojima et al. (2001)	Este estudio (2003)			
	<i>N</i> = 875	<i>N</i> = 766	<i>N</i> = 470			
	%	%	%	<i>n</i>	Media	<i>DT</i>
Mínima (0-13)	81	80,7	75,3	354	5,9	3,8
Leve (14-19)	10,6	12,9	15,7	74	16,2	1,6
Moderada (20-28)	6,0	4,8	5,7	27	23,4	2,4
Grave (29-63)	2,4	1,6	3,2	15	33,6	4,1

Nota. *DT* = Desviación típica.

Respecto a la distribución encontrada por Aasen (2001), la prueba de chi cuadrado fue estadísticamente significativa [ $\chi^2(3, N = 1.345) = 8,44, p < 0,038$ ], pero los estadísticos que indicaban la magnitud de la diferencia entre la distribución hallada en este estudio y la de Aasen (2001) revelaban que, aunque estadísticamente significativa dado el elevado número de participantes en ambos estudios, dicha diferencia era muy pequeña (coeficientes de contingencia e incertidumbre iguales a 0,079 y 0,004, respectivamente, cuando sus valores pueden oscilar entre 0 y 1).

#### Diferencias demográficas y normas para la población general

Las medias y desviaciones típicas de la puntuación total del BDI-II para la muestra dividida por sexo,

grupo de edad, estado civil y nivel de estudios aparecen en la Tabla 6. Puesto que algunos de los grupos resultantes de combinar los niveles de estos factores demográficos estaban compuestos por muy pocos participantes comprometiendo, por tanto, la fiabilidad de los resultados de los ANOVAs de cuatro y tres factores sobre la puntuación total del BDI-II, se decidió realizar, en primer lugar, un ANCOVA 2 x 4 con el sexo y el grupo de edad como factores, y el nivel de estudios como covariable.

Este ANCOVA reveló un efecto significativo del nivel de estudios [ $F(1, 458) = 20,5, p < 0,001$ ], del sexo [ $F(1, 458) = 4,68, p < 0,03$ ] y del grupo de edad [ $F(3, 458) = 4,10, p < 0,01$ ], pero ningún efecto significativo de la interacción sexo por grupo de edad [ $F(3, 458) = 0,42, n.s.$ ]. El efecto significativo del sexo reflejaba el hecho de que las muje-

res puntuaban más alto en el BDI-II que los varones (10,2 frente a 8,7 con las medias ajustadas por el nivel de estudios). Para analizar el efecto significativo de la edad, se realizaron *a posteriori* pruebas *t* con niveles de significación corregidos según el procedimiento de Bonferroni ( $p = 0,05/6$ ) sobre las puntuaciones del BDI-II ajustadas por el nivel de estudios. Las pruebas *t* revelaron que no existían diferencias estadísticamente significativa en cuanto al nivel de sintomatología depresiva entre las personas de 18 a 29 años, las de 30 a 44 años y las de 45 a 59 años, pero que las personas mayores de 60 años puntuaban significativamente más alto en el BDI-II que las que tenían de 18 a 29 años o de 45 a 59 años ( $p$  corregidos  $< 0,03$  y  $0,05$ , respectivamente).

Posteriormente, se realizó un ANCOVA 2 x 4 con el sexo y el nivel de estudios como factores, y la edad como covariable. Este ANCOVA mostró un efecto significativo del nivel de estudios [ $F(1, 458) = 10,06, p < 0,001$ ], pero ningún efecto significativo de la interacción sexo por nivel de estudios [ $F(3, 458) = 0,82, n.s.$ ]. Las subsiguientes pruebas *t* con niveles de significación de Bonferroni ( $p = 0,05/6$ ) sobre las puntuaciones del BDI-II ajustadas por la edad revelaron que las personas que tenían estudios primarios o que no tenían estudios puntuaban significativamente más

alto en el BDI-II que las personas con estudios secundarios o universitarios (todos  $p$  corregidos  $< 0,01$ ). Ninguna otra comparación entre grupos de nivel de estudios fue estadísticamente significativa.

Finalmente, se llevó a cabo un ANCOVA 2 x 4 con el sexo y el estado civil como factores, y la edad como covariable. Este ANCOVA reveló un efecto significativo del estado civil [ $F(3, 460) = 5,92, p < 0,001$ ], pero ningún efecto significativo de la interacción sexo por estado civil [ $F(3, 460) = 0,34, n.s.$ ]. Las posteriores pruebas *t* con niveles de significación corregidos ( $p = 0,05/6$ ) sobre las puntuaciones del BDI-II ajustadas por la edad mostraron que los participantes casados o que convivían de forma estable en pareja mostraban niveles significativamente menores de sintomatología depresiva que los participantes separados-divorciados o viudos ( $p$  corregidos  $< 0,04$  y  $0,03$ , respectivamente). Ninguna otra comparación entre grupos de distinto estado civil fue estadísticamente significativa.

En resumen, el análisis de las relaciones entre factores sociodemográficos y el BDI-II en esta muestra de la población general española reveló diferencias estadísticamente significativas en el BDI-II en relación al sexo, la edad, el estado civil y los estudios de los partici-

pantes. El hallazgo de que las mujeres puntúan significativamente más alto en el BDI-II que los varones es consistente con los resultados obtenidos en la mayoría de los estudios previos con muestras de la población general bien sea utilizando el BDI-II (Aasen, 2001; Kojima et al., 2002) o bien su predecesor el BDI-IA (Hintikka, Honkalampi, Lehtonen y Viinamäki, 2001; Salokangas, Vaahtera, Pacriev, Sohlman y Lehtinen, 2002; Vázquez y Sanz, 1997). No obstante, es importante señalar que en todos los estudios las diferencias son muy pequeñas en magnitud, oscilando entre 0,5 (Hintikka et al., 2001) y 2,6 puntos (Aasen, 2001), aunque tales diferencias son estadísticamente significativas dado los tamaños muestrales tan grandes que se han utilizado. Por ejemplo, Hintikka et al. (2001) presentaban medias y errores típicos de las medias para 846 varones y 1.042 mujeres y, a partir de estos datos, nos fue posible calcular que la diferencia entre las medias fue estadísticamente significativa [ $t(1886) = 1,76, p < 0,05$ ]; sin embargo, su magnitud, 0,5, era despreciable desde un punto de vista clínico.

En cambio, respecto a la edad, la diferencia en el BDI-II entre los participantes de este estudio mayores de 60 años y los de menor edad fue más grande en magnitud, oscilando entre 4 y 5

puntos, y, por tanto, superando al menos en media desviación típica a los participantes entre 18-29 años y entre 45-59 años (véase la Tabla 6). Estudios previos con el BDI-II en muestras de la población general noruega o japonesa no han encontrado diferencias significativas en el BDI-II asociadas a la edad (Aasen, 2001; Kojima et al., 2002); sin embargo, los resultados del presente estudio sí replican hallazgos previos con el BDI-IA en otra muestra de la población general española (Vázquez y Sanz, 1997) y en una muestra de adultos estadounidense (Zemore y Eames, 1979). También respecto al estado civil y al nivel de estudios, los resultados aquí encontrados señalan diferencias en el BDI-II de una magnitud considerable: entre 5 y 6 puntos en el primer caso, y entre 5 y 10 puntos en el segundo, diferencias que en algunas comparaciones llegan a superar una desviación típica (véase la Tabla 6).

La existencia de diferencias en el BDI-II de cierta magnitud y estadísticamente significativas recomendaría la elaboración de baremos para distintos subgrupos de la población general española en función, por ejemplo, de la edad, el estado civil y el nivel de estudios. Sin embargo, el pequeño tamaño de los subgrupos de la presente muestra desaconseja por ahora proponer tales puntuaciones nor-



Tabla 6. Puntuación del BDI-II por sexo en función de la edad, el estado civil y el nivel de estudios

	Varones (n = 223)			Mujeres (n = 247)			Total (N = 470)		
	M	DT	n	M	DT	n	M	DT	n
	<b>Edad</b>								
De 18 a 29 años	7,2	6,0	64	9,4	7,3	69	8,3	6,8	131
De 30 a 44 años	8,0	8,3	62	9,6	8,3	68	8,9	8,3	130
De 45 a 59 años	7,9	5,2	51	8,3	6,4	55	8,1	5,9	106
De 60 años y más	11,9	9,4	46	14,0	7,7	55	13,1	8,6	101
<b>Estado civil</b>									
Soltero	7,8	7,2	86	9,3	7,6	93	8,6	7,4	179
Casado/conviviendo	8,0	6,6	114	9,6	7,4	118	8,8	7,0	232
Separado/Divorciado	12,1	10,0	11	14,7	9,1	14	13,6	9,4	25
Viudo	15,6	11,2	12	15,3	7,3	21	15,4	8,7	33
<b>Nivel de estudios</b>									
Sin estudios	19,0	7,5	3	18,0	6,8	7	18,3	6,6	10
Primarios	12,0	8,2	57	13,5	9,0	66	12,8	8,6	123
Secundarios y 1 ciclo universitario	7,5	6,8	123	8,4	7,0	127	7,9	6,9	250
Universitarios de 2º-3º ciclo o especialización	6,0	6,1	39	9,6	5,4	45	7,9	6,0	84
<b>Totales</b>	<b>8,5</b>	<b>7,5</b>	<b>223</b>	<b>10,2</b>	<b>7,7</b>	<b>247</b>	<b>9,4</b>	<b>7,7</b>	<b>470</b>

mativas ya que los estándares actuales sugieren que 150 personas es el tamaño mínimo “suficiente” para obtener baremos (Prieto y Muñiz, 2000). En consecuencia, en la Tabla 7 únicamente se presentan baremos (en centiles) obtenidos a partir de la muestra total.

**Criterio de recuperación o mejoría clínicamente significativa basado en baremos de la población general (comparaciones normativas)**

Definiendo la recuperación de la depresión como una puntuación

Tabla 7. Puntuaciones centiles del BDI-II para la muestra total ( $N = 470$ ) de la población general

Centiles	BDI-II	Centiles	BDI-II	Centiles	BDI-II
1	0	30	4	75	13
5	0	40	6	80	15
10	1	50	8	90	19
20	3	60	10	95	25
25	3	70	12	99	36

igual o menor que la media de las normas de una muestra de la población general (Hollon y Flick, 1988) o como una puntuación igual o menor que una desviación típica por encima de la media (Kendall y Grove, 1988), y teniendo en cuenta los estadísticos descriptivos obtenidos con la presente muestra, se podría estimar que el criterio de recuperación o mejoría clínicamente significativa para los pacientes depresivos españoles podría ser una puntuación igual o menor que 9 (media) o una puntuación igual o menor que 17 (media +  $DT$ ). ¿Cuál de los dos criterios parece el más apropiado?

En principio, los puntos de corte que definen las distintas categorías de gravedad de la depresión obtenidos por Beck, Steer y Brown (1996) a partir de una muestra de pacientes psiquiátricos mediante la utilización de las curvas ROC

(Receiver Operating Characteristic) o curvas de rendimiento predictivo (véase la Tabla 5), sugerirían que la puntuación de 17 podría ser demasiado alta como criterio de recuperación, ya que la presencia de una sintomatología depresiva leve identificable por un profesional clínico viene marcada por una puntuación mayor de 13, y la presencia de una sintomatología depresiva moderada por una puntuación mayor de 19.

Por otro lado, la experiencia acumulada con el BDI-I y el BDI-IA en la evaluación de resultados terapéuticos clínicamente significativos también parece favorecer a 9 (la media) frente a 17 (media +  $DT$ ) como criterio más adecuado para el BDI-II. La mayoría de los estudios sobre el tratamiento de la depresión que han utilizado el BDI-I o el BDI-IA para evaluar sus resultados desde el punto de vista de su significación clínica, han utilizado

para definir una mejoría o recuperación clínicamente significativa una puntuación igual o menor de 8 (Jacobson et al., 1996; Paykel et al., 1999; Shapiro et al., 1994; Shapiro, Rees, Barkham y Hardy, 1995) o una puntuación igual o menor de 9 (Elkin et al., 1989; Jarrett et al., 1999; Ball et al., 2000). Las razones para la elección de tales puntuaciones no están en algunos casos muy claras. La puntuación de 9 representa el punto de corte entre la ausencia de depresión y la depresión ligera según los rangos cuantitativos de gravedad de la depresión propuestos por Beck para el BDI y el BDI-IA (Beck et al., 1988; Beck y Steer, 1993), aunque no nos ha sido posible encontrar ningún estudio empírico que justificara dicha propuesta en función, por ejemplo, de curvas de rendimiento predictivo encontradas en una muestra de pacientes evaluada en cuanto a la gravedad de su depresión por profesionales clínicos, tal y como sí se ha hecho para el BDI-II (Beck, Steer y Brown, 1996). Por su parte, la puntuación de 8 fue recomendada, de forma algo arbitraria, por Frank et al. (1991) en un esfuerzo por estandarizar los índices de recuperación en la investigación sobre depresión. No obstante, la puntuación de 8 parece coincidir con la media en el BDI-IA de las muestras de estudiantes universitarios, aunque no con la media de las muestras de adultos de la población

general que parece ser más baja para el BDI-IA. Efectivamente, la media ponderada de los ocho estudios con estudiantes universitarios recogidos por Kendall y Sheldrick (2000) en su revisión de datos normativos del BDI-IA fue de 7,6 ( $N = 3.030$ ;  $DT_{conjunta} = 7,2$ ), mientras que la media ponderada de los tres estudios sobre el BDI-IA realizados con población general que nos ha sido posible localizar en la literatura (Salokangas et al., 2002; Hintikka et al., 2001; Vázquez y Sanz, 1997) fue de 6,1 ( $N = 2.662$ ;  $DT_{conjunta} = 6,6$ ). En cualquier caso, cualquiera de las dos puntuaciones del BDI-IA (8 ó 9) que tan frecuentemente se utilizan como criterios de recuperación o mejoría clínicamente significativa en la investigación sobre el tratamiento de la depresión están más cerca de los valores que representan la media del BDI-IA (8 y 6 para los estudiantes y la población general, respectivamente) que de los valores que representan una desviación típica por encima de la media (15 y 13 para los estudiantes universitarios y la población general, respectivamente).

En conclusión, y de manera tentativa, nos decantaríamos por proponer una puntuación igual o menor de 9 en el BDI-II (la media de la población general española) para estimar que un paciente adulto español se ha recuperado de su depresión o ha mejorado de una

forma clínicamente significativa. No obstante, los datos presentados en la Tabla 6 sobre las diferencias en el BDI-II en función de la edad, el estado civil y el nivel de estudios, deben alertar a los investigadores y profesionales clínicos sobre el empleo rutinario de ese criterio de recuperación-mejoría y, en general, de cualquier otro criterio de recuperación, mejoría o gravedad de la depresión, sin antes comprobar si tales criterios, que han sido obtenidos en una muestra de un país determinado, con unas características demográficas concretas y para un propósito específico, son aplicables a sus pacientes y a sus objetivos. Así, por ejemplo, un investigador o profesional clínico que trabaje en el tratamiento de ancianos con depresión quizás podría considerar que el criterio de recuperación de una puntuación igual o menor de 9 en el BDI-II es muy exigente para un paciente español mayor de 60 años, ya que en este caso, a tenor de los datos que se recogen en la Tabla 6, un funcionamiento "normal" para su edad vendría indicado por una puntuación en el BDI-II igual o menor de 13 (aunque, en este ejemplo, sería deseable que una investigación posterior hubiera corroborado con una muestra más grande de personas de más de 60 años que 13 es la media normativa de la población anciana española).

### **Consistencia interna**

El análisis de la consistencia interna de los 21 ítems originales del BDI-II arrojó un coeficiente alfa de 0,87, lo que indica una muy buena consistencia interna para el BDI-II y replica los coeficientes encontrados en la literatura con muestras semejantes (véase la Tabla 3). 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 4. Los coeficientes de correlación hallados fueron todos estadísticamente significativos, oscilando entre 0,33 para el ítem de cambios en el apetito y 0,60 para el ítem de inutilidad. La media de las correlaciones interítems fue 0,25 ( $DT = 0,08$ ), con un mínimo de 0,05 y un máximo de 0,59.

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

Comparando los resultados encontrados con el BDI-II con los obtenidos con la adaptación española del BDI-IA en una muestra también de la población general (Vázquez y Sanz, 1997), llama la atención dos datos. En primer lugar, la media de las puntuaciones totales del BDI-II es superior en dos puntos a la media del BDI-IA (9,4

frente a 7,5). Esta diferencia es consistente con los resultados hallados en estudios previos en todo tipo de muestras. Por ejemplo, respecto a los estudiantes universitarios, la media ponderada por el número de participantes de los ocho estudios sobre el BDI-II revisados por Sanz, Navarro y Vázquez (2003) fue de 9,3 ( $N = 2.623$ ), mientras que la media ponderada de los ocho estudios con estudiantes universitarios recogidos por Kendall y Sheldrick (2000) en su revisión de datos normativos del BDI-IA fue de 7,6 ( $N = 3.030$ ). En la misma línea, Sanz y Vázquez (1998), trabajando con una muestra de 1.393 estudiantes universitarios españoles, obtuvieron una media de 5,9 para el BDI-IA, mientras que Sanz, Navarro y Vázquez (2003) obtuvieron una media de 9,2 para el BDI-II en otra muestra de 590 estudiantes universitarios españoles. De hecho, el único estudio con estudiantes universitarios que ha administrado simultáneamente el BDI-II y el BDI-IA (Dozois et al., 1998) ha corroborado que la puntuación media del primero es superior de forma estadísticamente significativa a la del segundo (9,1 frente a 7,4). Consistentemente, 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 también han ratificado

que la puntuación media del BDI-II es 2-3 puntos mayor que la del BDI-IA, y que la diferencia es estadísticamente significativa.

En segundo lugar, la consistencia interna del BDI-II es superior a la que muestra el BDI-IA en la población general española (0,87 frente a 0,83; Vázquez y Sanz, 1997), diferencia que, según el test de Alswalmeh y Feldt (1992) para la igualdad de dos coeficientes alfa independientes, fue estadísticamente significativa [ $T(589,5, 600,38) = 1,31, p < 0,001$ ]. Esta superioridad también es consistente con la literatura previa. Por ejemplo, en estudiantes universitarios españoles, Sanz, Navarro y Vázquez (2003) hallaron un coeficiente alfa de 0,89 para el BDI-II, mientras que Sanz y Vázquez (1998) informaron de un coeficiente de 0,83 para el BDI-IA, siendo la diferencia entre ambos coeficientes estadísticamente significativa (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003). En la misma dirección, un reciente meta-análisis de coeficientes de consistencia interna para el BDI estimaba, a partir de los datos de 133 muestras de participantes de muy diversa naturaleza (p. ej., estudiantes universitarios, adultos de la población general, pacientes médicos, pacientes psiquiátricos) que la consistencia interna media del instrumento era 0,85 para personas entre 18 y 49 años, y 0,80 para mayores de 50 años (Yin y

Fan, 2000)<sup>1</sup>. En comparación, para el BDI-II, el coeficiente alfa medio ponderado de los siete estudios con estudiantes universitarios ( $N = 2.623$ ) revisados por Sanz, Navarro y Vázquez (2003) fue 0,88, el coeficiente alfa medio ponderado con población general que se recoge en la Tabla 3 ( $N = 1.756$ ) era también de 0,88, y el coeficiente alfa medio ponderado de los ocho estudios con pacientes ( $N = 2.786$ ) revisados por Sanz, García-Vera y Vázquez (2003) fue 0,92.

### Validez factorial

Se realizó un análisis factorial de ejes principales sobre las correlaciones entre los 21 ítems del BDI-II. La extracción inicial arrojó cuatro factores con valores propios mayores que 1; sin embargo, a partir del primer factor, que explicaba un 29,4% de varianza, los porcentajes de varianza que explicaban los restantes factores eran muy pequeños y tendían a disminuir de manera asintótica (7,4%, 6,2%, 4,9%, 4,3%, 4,1%, 4,0% y 3,9%, 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, 6,2, 1,5, 1,3, 1,0, 0,91, 0,87, 0,84 y 0,83). Además, en la matriz factorial de un único factor (véase la Tabla 8) 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 agitación, pérdida de interés en el sexo, pensamientos de suicidio, sentimientos de castigo y cambios en el apetito, todos ellos con saturaciones iguales o mayores de 0,35.

Dado que en la mayoría de los estudios anteriores con el BDI-II, tanto en población general (Kojima et al., 2002) como en estudiantes universitarios (Beck, Steer y Brown, 1996; Dozois et al., 1998; Sanz, Navarro y Vázquez, 2003; Steer y Clark, 1997; Whisman, Pérez y Ramel, 2000) o en población clínica (Beck, Steer y Brown, 1996; Steer, Ball, Ranieri y Beck, 1999), se han encontrado soluciones con dos factores que correlacionaban entre sí de forma moderada o muy alta (como excepción

<sup>1</sup> De los 90 estudios incluidos en el meta-análisis, al menos diez utilizaron la versión breve del BDI-IA y dos el BDI-II. Sin embargo, los resultados de este meta-análisis pueden considerarse una buena estimación de la consistencia interna media del BDI-I y del BDI-IA, ya que la mayoría de los datos fueron obtenidos con estas dos versiones y, además, la variabilidad de los coeficientes de consistencia interna debida al tipo de versión del BDI utilizada fue muy pequeña. Por otro lado, la inclusión de los dos estudios del BDI-II (con coeficientes alfas entre 0,89 y 0,92) iría en contra de conclusión que se quiere defender: que los índices de consistencia interna del BDI-I y del BDI-IA son menores que los del BDI-II.

Tabla 8. Resultados del análisis factorial sobre las puntuaciones del BDI-II

Ítems	Solución unifactorial *	Solución bifactorial †	
		Factor 1	Factor 2
1. Tristeza	<b>0,58</b>	<b>0,55</b>	0,08
2. Pesimismo	<b>0,55</b>	0,37	0,23
3. Sentimientos de fracaso	<b>0,46</b>	<b>0,57</b>	-0,07
4. Pérdida de placer	<b>0,55</b>	0,00	<b>0,60</b>
5. Sentimientos de culpa	<b>0,46</b>	<b>0,58</b>	-0,08
6. Sentimientos de castigo	0,36	<b>0,52</b>	-0,13
7. Insatisfacción con uno mismo	<b>0,55</b>	<b>0,54</b>	0,06
8. Auto-críticas	<b>0,44</b>	<b>0,55</b>	-0,07
9. Pensamientos de suicidio	0,37	<b>0,43</b>	-0,03
10. Llanto	<b>0,57</b>	<b>0,52</b>	0,10
11. Agitación	0,39	0,37	0,04
12. Pérdida de interés	<b>0,58</b>	0,11	<b>0,52</b>
13. Indecisión	<b>0,57</b>	0,37	0,25
14. Inutilidad	<b>0,65</b>	0,26	<b>0,44</b>
15. Pérdida de energía	<b>0,62</b>	-0,12	<b>0,82</b>
16. Cambios en el patrón de sueño	<b>0,40</b>	0,05	0,39
17. Irritabilidad	<b>0,53</b>	<b>0,48</b>	0,09
18. Cambios en el apetito	0,35	0,13	0,25
19. Dificultad de concentración	<b>0,56</b>	0,18	<b>0,43</b>
20. Cansancio o fatiga	<b>0,59</b>	-0,08	<b>0,74</b>
21. Pérdida de interés en el sexo	0,38	-0,18	<b>0,61</b>

*Nota.* Se presentan en negrita las saturaciones > 0,40. \* Matriz factorial tras extraer un factor con el método de ejes principales. † Matriz de configuración tras rotar, mediante la rotación oblicua *promax*, los dos factores extraídos con el método de ejes principales.

véanse las soluciones trifactoriales de Aasen, 2001, con población general y estudiantes universitarios, o las de Al-Musawi, 2001, y Osman et al., 1997, ambas con estudiantes universitarios), 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 8) identificó un primer factor que explicaba un 29,4% de varianza y que venía definido fundamentalmente por los ítems de sentimientos de culpa, sentimientos de fracaso, tristeza, autocríticas, insatisfacción con uno mismo, llanto, sentimientos de castigo, irritabilidad y pensamientos de suicidio. Dado que estos nueve síntomas son de naturaleza esencialmente cognitiva y afectiva, se puede considerar que este factor representa la dimensión Cognitivo-Afectiva que previos estudios factoriales han identificado en población general (Kojima et al., 2002) y en estudiantes universitarios (Beck, Steer y Brown, 1996; Dozois et al., 1998; Steer y Clark, 1997; Whisman et al., 2000), incluyendo estudiantes universitarios españoles (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003). El segundo factor, que explicaba un 7,4% de varianza, quedaba configurado principalmente por los ítems de pérdida de energía, cansancio-fatiga, pérdida de interés en el sexo, pérdida de

placer, pérdida de interés y dificultad de concentración, los cuales parecen representar un factor somático-motivacional en línea con la dimensión Somática que también ha sido identificada en estudios anteriores con población general (Kojima et al., 2002) y con estudiantes universitarios (Beck, Steer y Brown, 1996; Dozois et al., 1998; Steer y Clark, 1997; Whisman et al., 2000), incluyendo estudiantes universitarios españoles (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003). En línea también con estos estudios previos, los dos factores, el cognitivo-afectivo y el somático-motivacional, se mostraban altamente correlacionados entre sí ( $r = 0,68$ ), lo que apoya aún más la idea de que el BDI-II mide una dimensión general de depresión que está compuesta de dos dimensiones sintomáticas altamente relacionadas, una cognitivo-afectiva y otra somático-motivacional. De hecho, un análisis comparativo de los ítems que definen las soluciones bifactoriales del BDI-II en estudios con población general que han utilizado los mismos procedimientos de extracción y rotación factorial (ejes principales y rotación *promax*), sugiere que los dos factores encontrados en el presente estudio se corresponden razonablemente bien con los factores cognitivo-afectivo y somático encontrados en la literatura previa (véase la Tabla 9).



Tabla 9. Soluciones bifactoriales del BDI-II obtenidas mediante análisis factorial exploratorio con población general o con muestras españolas

Estudio	Factor 1° (F1): Cognitivo-afectivo	Factor 2° (F2): Somático-motivacional	Congruencia factorial con este estudio				
			r entre F1 y F2		r		
			F1 y F2	Factor 1°	Factor 2°	C	
Aasen (2001) †	7, 3, 1, 9, 8, 14, 2, 10, 6, 5, 4, 12	15, 20, 19, 16, 13, 17, 21, 18	0,70	0,75	0,90	0,79	0,89
Kojima et al. (2002)	3, 6, 5, 9, 7, 8, 1, 2, 11	15, 19, 20, 21, 16, 18, 12, 13, 4, 14, 10, 17	0,55	0,85	0,92	0,84	0,92
Sanz et al. (2003) ‡	14, 7, 3, 5, 13, 8, 6, 1, 9, 10, 2	20, 15, 16, 12, 4, 18, 21	0,71	0,84	0,93	0,81	0,90
Este estudio (2003)	5, 3, 1, 8, 7, 6, 10, 17, 9, 2, 11, 13	15, 20, 21, 4, 12, 14, 19, 16	0,68				

Nota. r = coeficiente de correlación de Pearson. C = índice de congruencia de Tucker.

\* Los ítems aparecen indicados mediante su número correspondiente del BDI-II y en orden decreciente respecto a la magnitud de su saturación factorial; en negrita los ítems con saturaciones significativas ( $\geq ,35$ ) que coinciden en las soluciones de los cuatro estudios.

† Solución factorial calculada a partir de la matriz de correlaciones que recoge Aasen (2001, Apéndice 3).

‡ Estudio realizado con estudiantes universitarios; el resto se hizo con población general.

Para cuantificar el grado de convergencia entre la solución bifactorial del presente estudio y las encontradas en estudios anteriores con población general y que aparecen recogidas en la Tabla 9, se calcularon dos índices: el coeficiente de congruencia factorial  $C$  de Tucker y el coeficiente de correlación de Pearson. El rango de valores de  $C$  varía entre -1 y 1, indicando el valor cero falta de acuerdo. Cureton y D'Agostino (1983) y Mulaik (1972) sugieren valores de  $C$  mayores que 0,80 ó 0,90 para afirmar que dos factores son congruentes. Para el coeficiente de correlación, Cliff (1966) ha propuesto una correlación mínima 0,75 para afirmar que dos factores tienen una interpretación similar. Como puede verse en la Tabla 9, tanto los valores de  $C$  como los de  $r$  superaron en todos los casos los estándares de 0,80 y 0,75, respectivamente. Es más, en esa misma Tabla 9, también se presenta el grado de convergencia entre la solución bifactorial del presente estudio y la encontrada en nuestro estudio previo con estudiantes universitarios españoles (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003). De nuevo, los valores de  $C$  y  $r$  que se obtuvieron superaron los estándares de 0,80 y 0,75, respectivamente, indicando la consistencia de la estructura factorial latente tras el BDI-II en las dos poblaciones españolas,

general y de estudiantes universitarios.

En resumen, los resultados factoriales revelan una elevada congruencia de la solución bifactorial del BDI-II en población general española con las soluciones bifactoriales obtenidas en estudios previos con muestras de la población general de otros países y con muestras de la población de estudiantes universitarios españoles. Esta elevada congruencia y, en general, el hecho de que el BDI-II muestre un estructura factorial compuesta de dos factores, cognitivo-afectivo 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, y, respecto a muestras españolas, los estudios factoriales de Aragón, Bragado y Carrasco, 1999; Ibáñez, Peñate y González, 1997; Ibáñez, González y Peñate, 1997; Pelechano y Matud, 1990; Salamero, Marcos, Gutiérrez y Rebull, 1994; Vázquez y Sanz, 1991).

## CONCLUSIONES

1. El objetivo de este estudio era analizar las propiedades psicométricas de la versión española del BDI-II en una muestra de adultos de la población general española cuyo perfil sociodemográfico respecto al sexo y la edad era similar al de la población de la Comunidad de Madrid. La *distribución de puntuaciones del BDI-II* en esa muestra fue similar a la encontrada en estudios anteriores con adultos de la población general de otros países, con una media que, tal y como también ocurre en la literatura previa, fue superior en 2-3 puntos 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.

2. Se replicaron transculturalmente los porcentajes de adultos de la población general que se corresponden a las distintas *categorías de gravedad* de la depresión medidos por el BDI-II.

3. Aunque las mujeres puntuaban más alto que los varones en el BDI-II, la magnitud de esa diferencia fue muy pequeña y no llegaba a dos puntos. En cambio, respecto a *la edad, el estado civil y el nivel*

*de estudios*, sí se encontraron diferencias en el BDI-II de una magnitud relevante y que superaban en todos los casos media desviación típica o, incluso, una desviación típica. En concreto, las personas mayores de 60 años presentaban más sintomatología depresiva que las más jóvenes, las personas con estudios básicos o sin estudios más que las personas con estudios secundarios o universitarios, y las personas divorciadas, separadas o viudas más que las personas casadas o conviviendo con una pareja.

4. 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.

5. Los resultados de los *análisis factoriales* realizados con la versión española del BDI-II indican que en muestras de adultos de la población general este instrumento parece medir una dimensión de depresión general que está compuesta de dos dimensiones sintomáticas altamente relacionadas, una cognitivo-afectiva y otra somático-motivacional, que replican los resultados encontrados en la literatura previa.

6. En términos de fiabilidad de consistencia interna y validez factorial, la versión española del BDI-II parece *mejor que su predecesor, el*

*BDI-IA*, como instrumento para evaluar la sintomatología depresiva en adultos de la población general, ya que (a) exhibe un coeficiente alfa más alto, y (b) presenta una estructura factorial que refleja en mejor medida una dimensión general de depresión, distingue de forma más clara dos factores interrelacionados de sintomatología cognitivo-afectiva y somático-motivacional, y es más consistente con la literatura previa.

7. Dado que el *BDI-II* parece medir con fiabilidad y validez la sintomatología depresiva en adultos de la población general, es posible proponer una puntuación igual o menor de 9 en dicho instrumento (la media de la población general española) como criterio para evaluar si un paciente adulto tras recibir un tratamiento para la depresión no se diferencia de las personas normales respecto a sus síntomas y quejas principales, es decir, presenta una *recuperación o mejoría clínicamente significativa*.

8. En suma, la versión española del *BDI-II* parece tener unas *propiedades psicométricas aceptables* como instrumento de evaluación de la sintomatología depresiva en adultos de la población general española que recomiendan su uso en este tipo de población y con ese propósito. Sin embargo, los datos del presente estudio no justifican el uso del *BDI-II* como instrumento

diagnóstico, esto es, para hacer un juicio diagnóstico sobre si una persona de la población general padece o no un trastorno depresivo. Hacerlo conllevaría confundir los niveles de análisis: síntoma-síndrome-trastorno. El *BDI-II* sirve para *identificar síntomas depresivos y cuantificar su intensidad*, lo que obviamente es muy importante para evaluar, por ejemplo, el estado general de una persona, identificar personas con síntomas o síndromes depresivos o evaluar el progreso terapéutico. Sin embargo, el diagnóstico de un trastorno depresivo mayor o un trastorno distímico se efectúa teniendo en cuenta no sólo el tipo y número de síntomas presentes, sino también ciertos criterios de duración (p. ej., los síntomas aparecen la mayor parte del tiempo de la mayoría de los días durante al menos dos años), gravedad (p. ej., al menos aparecen cinco síntomas y éstos provocan un malestar clínicamente significativo), curso (p. ej., los síntomas representan un cambio respecto a la actividad previa), incapacidad (p. ej., los síntomas provocan deterioro social, escolar, o laboral), y ausencia de ciertas causas posibles o de ciertos diagnósticos concurrentes (p. ej., no se considera el efecto fisiológico directo de una enfermedad médica o de la ingestión de medicamentos o drogas, o no se explica mejor por la muerte reciente de un ser querido o por la presen-

cia de una esquizofrenia). No obstante, el BDI-II podría ser un buen instrumento de cribado (*screening*) para detectar personas con un trastorno depresivo en muestras de la población general (y cuyo posible diagnóstico debería ser confirmado posteriormente mediante algún tipo de entrevista diagnóstica), en tanto

en cuanto estudios futuros evalúen expresamente sus propiedades psicométricas para esa función (sensibilidad, especificidad, grado de acuerdo con un diagnóstico bien establecido, etc.) y determinen empíricamente la puntuación de corte más apropiada en la población general española.

## REFERENCIAS

Aasen, H. (2001). *An empirical investigation of depression symptoms: norms, psychometric characteristics and factor structure of the Beck Depression Inventory-II*. Facultad de Psicología, Universidad de Bergen. Documento consultado en Internet en: <http://www.ub.uib.no/elpub/2001/h/308003/Hovedoppgave.pdf>.

Al Musawi, N. m. M. (2001). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory-II with university students in Bahrain. *Journal of Personality Assessment*, 77(3), 568-579.

Alsawalmeh, Y. M. y Feldt, L. S. (1992). Test of the hypothesis that the intraclass reliability coefficient is the same for two measurement procedures. *Applied Psychological Measurement*, 16, 195-205.

American Psychiatric Association. (1980). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (3° ed.). Washington, DC: APA (Trad. esp. en Barcelona: Masson, 1980).

American Psychiatric Association. (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (3° ed., revisada). Washington, DC: APA (Trad. esp. en Barcelona: Masson, 1989).

American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4° ed.). Washington, DC: APA (Trad. esp. en Barcelona: Masson, 1996).

Aragón Ramírez, N., Bragado Álvarez, M.C., y Carrasco Galán, I. (1999). Análisis factorial del B.D.I. (Beck Depression Inventory) en padres de niños con trastornos psicopatológicos. *Análisis y Modificación de Conducta*, 25(99), 81-102.

Arnau, R. C., Meagher, M. W., Norris, M. P. y Bramson, R. (2001). Psychometric evaluation of the Beck Depression Inventory-II with primary care medical patients. *Health Psychology*, 20(2), 112-119.

Ball, J., Kearney, B., Wilhelm, K., Dew-

- hurst-Savellis, J., y Barton, B. (2000). Cognitive behaviour therapy and assertion training groups for patients with depression and comorbid personality disorders. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 28, 71-85.
- 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(3), 197-204.
- Burt, T. y IsHak, W.W. (2002). Outcome measures in mood disorders. En W.W. IsHak, T. Burt y L.I. Sederer (Eds.), *Outcome measurement in Psychiatry* (pp. 155-190).
- Cliff, J. (1966). Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika*, 31, 33-42
- Coelho, R., Martins, A. y Barros, H. (2002). Clinical profiles relating gender and depressive symptoms among adolescents ascertained by the Beck Depression Inventory II. *European Psychiatry*, 17(4), 222-226.
- 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.
- Cuijpers, P. (1998). A psychoeducational approach to the treatment of depression: A meta-analysis of Lewinsohn's "Coping with Depression" course. *Behavior Therapy*, 29(3), 521-533.
- Cureton, E.E. y D'Agostino, R.B. (1983). *Factor analysis: An applied approach*. London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Dobson, K. S. (1989). A meta-analysis of the efficacy of cognitive therapy for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 57(3), 414-419.
- Dozois, D. J. A., Dobson, K. S. y Ahnberg, J. L. (1998). A psychometric evaluation of the Beck Depression Inventory-II. *Psychological Assessment*, 10(2), 83-89.
- Elkin, I., Shea, T., Watkins, J. T., Imber, S. D., Sotsky, S. M., Collins, J. F., Glass, D. R., Pilkonis, P. A., Leber, W. R., Docherty, J. P., Fiester, S. J., y Parloff, M. B. (1989). National Institutes of Mental Health Treatment of Depression Collaborative Research Program. *Archives of General Psychiatry*, 46, 971-982.
- Frank, E., Prien, R. F., Jarrett, R. B., Keller, M. B., Kupfer, D. J., Lavoie, P.W., Rush, J., y Weissman, M. M. (1991). Conceptualization and rationale for consensus

definitions of terms in major depressive disorder. *Archives of General Psychiatry*, 48, 851-855.

Gaffan, E. A., Tsaousis, J., y Kemp Wheeler, S. M. (1995). Researcher allegiance and meta-analysis: The case of cognitive therapy for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63(6), 966-980.

Gloaguen, V., Cottraux, J., Cucherat, M., y Blackburn, I. (1998). A meta-analysis of the effects of cognitive therapy in depressed patients. *Journal of Affective Disorders*, 49, 59-72.

Hintikka, J., Honkalampi, K., Lehtonen, J., y Viinamäki, H. (2001). Are alexithymia and depression distinct or overlapping constructs?: A study in a general population. *Comprehensive Psychiatry*, 42(3), 234-239.

Hollon, S.D. y Flick, S.N. (1988). On the meaning and methods of clinical significance. *Behavioral Assessment*, 10, 197-206.

Hunt, M., Auriemma, J., y Cashaw, A. C. A. (2003). Self-report bias and underreporting of depression on the BDI-II. *Journal of Personality Assessment*, 80(1), 26-30.

Ibáñez, I., González, M. y Peñate, W. (1997). Comparación de modelos factoriales alternativos para la versión española del Inventario de Depresión de Beck. *Análisis y Modificación de Conducta*, 23, 283-303.

Ibáñez, I., Peñate, W. y González, M. (1997). La estructura factorial del Inventario de Depresión de Beck. *Psicología Conductual*, 5(1), 71-91.

Instituto Nacional de Estadística (2001). *Población de la Comunidad Autónoma de Madrid*. Documento consultado en internet: <http://www.ine.es>.

Jacobson, N. S., Dobson, K. S., Truax, P. A., Addis, M.E., Koerner, K., Gollan, J. K., Gortner, E., y Prince, S.E. (1996). A component analysis of cognitive-behavioral treatment for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64(2), 295-304.

Jacobson, N.S. y Truax, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 59, 12-19.

Jarrett, R. B., Schaffer, M., McIntire, D., Witt-Browder, A., Kraft, D., y Risser, R.C. (1999). Treatment of atypical depression with cognitive therapy or phenelzine. A double-blind, placebo-controlled trial. *Archives of General Psychiatry*, 56, 431-437.

Jefferson, A. L., Powers, D. V. y Pope, M. (2001). Beck Depression Inventory-II (BDI-II) and the Geriatric Depression Scale (GDS) in older women. *Clinical Gerontologist*, 22(3-4), 3-12.

Kazdin, A.E. (1992). *Research design in clinical psychology*, 2<sup>o</sup> ed. Boston: Allyn & Bacon.

Kendall, P.C. y Grove, W.M. (1988). Normative comparisons in therapy outcome. *Behavioral Assessment*, 10, 147-158.

Kendall, P. C., Hollon, S. D., Beck, A. T., Hammen, C. L. e Ingram, R.E. (1987). Issues and recommendations regarding use of the Beck Depression Inventory. *Cognitive Therapy and Research*, 11(3), 289-299.

Kendall, P. C., Marrs-Garcia, A., Nath, S. R., y Sheldrick, R. C. (1999). Normative comparisons for the evaluation of clinical significance. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 67, 285-299.

Kendall, P. C., y Sheldrick, R. C. (2000). Normative data for normative comparisons.

*Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68, 767-773.

Kojima, M., Furukawa, T.A., Takahashi, H., Kawai, M., Nagaya, T., y Tokudome, S. (2002). Cross-cultural validation of the Beck Depression Inventory-II in Japan. *Psychiatry Research*, 110, 291-299.

Lasa, L., Ayuso-Mateos, J.L., Vázquez-Barquero, J.L., Díez-Manrique, F.J., y Dorrick, C.F. (2000). The use of the Beck Depression Inventory to screen for depression in the general population: a preliminary analysis. *Journal of Affective Disorders*, 57, 261-265.

Mulaik, S.A. (1972). *The foundations of factor analysis*. Nueva York: McGraw-Hill.

Moran, P., y Lambert, M. J. (1983). Measurement methods in affective disorders: Consistency with DSM-III diagnosis. En M.J. Lambert, S.S. DeJulio y E.R. Christensen (Eds.), *The Assessment of Psychotherapy Outcome*. Nueva York: Wiley-Interscience

Muñiz, J. y Fernández, J.R. (2000). La utilización de los tests en España. *Papeles del Psicólogo*, 76, 41-49.

Osman, A., Downs, W. R., Barrios, F. X., Kopper, B. A., Gutierrez, P. M. y Chiro, C. E. (1997). Factor structure and psychometric characteristics of the Beck Depression Inventory-II. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 19(4), 359-376.

Paykel, E.S., Scott, J., Teasdale, J. D., Johnson, A. L., Garland, A., Moore, R., Jenaway, A., Cornwall, P. L., Hayhurst, H., Abbott, R., Pope, M. (1999). Prevention of relapse in residual depression by cognitive therapy. A controlled trial. *Archives of General Psychiatry*, 56, 829-835.

Pelechano, V., y Matud, M. P. (1990). Depresión post-parto: datos sobre su existen-

cia y codeterminantes en una investigación con grupos criterio y la escala de Beck. *Análisis y Modificación de Conducta*, 16(47), 3-54.

Piotrowsky, C. (1996). Use of the Beck Depression Inventory in clinical practice. *Psychological Reports*, 79, 873-874.

Prieto, G. y Muñiz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77, 65-71.

Robinson, L. A., Berman, J. S., y Neimeyer, R. A. (1990). Psychotherapy for the treatment of depression: A comprehensive review of controlled outcome research. *Psychological Bulletin*, 108(1), 30-49.

Salamero, M., Marcos, T., Gutierrez, F., y Rebull, E. (1994). Factorial study of the BDI in pregnant women. *Psychological Medicine*, 24(4), 1031-1035.

Salokangas, R. K. R., Vaahtera, K., Pacriev, S., Sohlman, B., y Lehtinen, V. (2002). Gender differences in depressive symptoms. An artefact caused by measurement instruments? *Journal of Affective Disorders*, 68, 215-220.

Sanz, J., García-Vera, M.P. y Vázquez, C. (2003). *Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck—II (BDI-II): 3. Propiedades psicométricas en pacientes con trastornos psicológicos*. Manuscrito en preparación.

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 notificación de conducta*, 29, 239, 288.

Sanz, J. y Vázquez, C. (1998). Fiabilidad, validez y datos normativos del Inventario para la Depresión de Beck. *Psicothema*, 10(2), 303-318.



Shapiro, D. A., Barkham, M., Rees, A., Hardy, G. E., Reynolds, S., y Startup, M. (1994). Effects of treatment duration and severity of depression on the effectiveness of cognitive-behavioral and psychodynamic-interpersonal psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 62*, 522-534.

Shapiro, D. A., Rees, A., Barkham, M., y Hardy, G. E. (1995). Effects of treatment duration and severity of depression on the maintenance of gains after cognitive-behavioral and psychodynamic-interpersonal psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 63*, 378-387.

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*(1), 117-128.

Steer, R. A. y Clark, D. A. (1997). Psychometric characteristics of the Beck Depression Inventory-II with college students. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 30*(3), 128-136.

Steer, R. A., Clark, D. A., Beck, A. T. y Ranieri, W. F. (1999). Common and specific dimensions of self-reported anxiety and depression: The BDI-II versus the BDI-IA. *Behaviour Research and Therapy, 37*(2), 183-190.

Svartberg, M., y Stiles, T. C. (1991). Comparative effects of short-term psychodynamic psychotherapy: A meta-analysis. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 59*(5), 704-714.

Vázquez, C. y Sanz, J. (1991). *Fiabilidad y validez factorial de la versión española del Inventario de Depresión de Beck*. Comunicación presentada en III Congreso de Evaluación Psicológica, Barcelona, 25-28 de septiembre.

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.

Vredenburg, K., Flett, G.L. y Krames, L. (1993). Analogue versus clinical depression: A critical reappraisal. *Psychological Bulletin, 113*, 327-344.

Whisman, M. A., Perez, J. E. y Ramel, W. (2000). Factor structure of the Beck Depression Inventory--Second Edition (BDI-II) in a student sample. *Journal of Clinical Psychology, 56*(4), 545-551.

Yin, P. y Fan, X. (2000). Assessing the reliability of Beck Depression Inventory scores: reliability generalization across studies. *Educational and Psychological Measurement, 60*, 201-223.

Zemore, R., y Eames, N. (1979). Psychic and somatic symptoms of depression among young adults, institutionalized aged, and noninstitutionalized aged. *Journal of Gerontology, 34*(3), 716-722.

