

Rendimiento diagnóstico y estructura factorial del Inventario de Depresión de Beck-II (BDI-II)

Jesús Sanz* y María Paz García-Vera

Universidad Complutense de Madrid, España

Resumen: Este estudio tenía dos objetivos. Primero, analizar el rendimiento diagnóstico de la versión española del Inventario de Depresión de Beck-II (BDI-II) en una muestra de pacientes con trastornos psicológicos y, segundo, examinar si las soluciones unifactoriales y bifactoriales del BDI-II encontradas previamente en muestras similares son replicables y, de ser así, analizar la contribución relativa del factor general y de los dos factores específicos a la varianza del BDI-II. El BDI-II, junto con el módulo de los trastornos del estado de ánimo de la Entrevista Clínica Estructurada para los Trastornos del Eje I del DSM-IV (SCID-I VC) y un listado de cotejo de síntomas depresivos completado por el clínico, fueron aplicados a una muestra española de 322 pacientes adultos ambulatorios con diversos trastornos psicológicos. Tomando como criterio el diagnóstico clínico basado en la SCID-I VC y el listado de cotejo de síntomas depresivos, el BDI-II demostró un rendimiento diagnóstico aceptable para discriminar entre pacientes con trastorno depresivo mayor y pacientes sin depresión. Los análisis factoriales indicaron que el BDI-II mide una dimensión general de depresión compuesta por dos factores relacionados (somático y cognitivo), pero estos factores apenas explicaban varianza adicional más allá de la puntuación global.

Palabras clave: Depresión; BDI-II; diagnóstico; estructura factorial; pacientes psicopatológicos.

Title: Diagnostic performance and factorial structure of the Beck Depression Inventory–Second Edition (BDI-II).

Abstract: This study had two aims. The first aim was to analyze the diagnostic performance of the Spanish version of the Beck Depression Inventory–Second Edition (BDI-II) in a sample of patients with psychological disorders. The second aim was to examine whether the one- and two-factor solutions previously found for the BDI-II in similar samples are replicable, and, if it is so, to analyze the independent contribution of the general factor and the two specific factors to the variance of the BDI-II. The BDI-II, along with the mood disorder module of the Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I disorders, Clinical Version (SCID-I VC) and a clinician-administered checklist for depressive symptoms, were administered to a Spanish sample of 322 adult outpatients with a variety of psychological disorders. Taking as a criterion the clinical diagnosis based on the SCID-I VC and the checklist for depressive symptoms, the BDI-II showed an acceptable diagnostic performance to discriminate between patients with major depressive disorder and those without depression. Factor analyses suggested that the BDI-II assess a general depression dimension composed of two related factors (somatic and cognitive symptoms), but these factors hardly explained any additional variance beyond accounted for by the full-scale score.

Key words: Depression; BDI-II; diagnosis; factorial structure; psychopathological patients.

Introducción

Según un estudio reciente sobre una muestra de 3126 psicólogos españoles, todos ellos miembros del Colegio Oficial de Psicólogos, el Inventario de Depresión de Beck (BDI) es el quinto test más utilizado por esos profesionales en su práctica diaria (Muñiz y Fernández-Hermida, 2010). De hecho, el BDI cuenta con traducciones castellanas validadas en España para todas sus versiones, desde la versión original de 1961 (Beck, Ward, Mendelson, Mock y Erbaugh, 1961), adaptada por Conde y Useros (1974; Conde, Esteban y Useros 1976), pasando por la versión revisada de 1978 (BDI-IA; Beck, Rush, Shaw y Emery, 1979; Beck y Steer, 1993), adaptada por Vázquez y Sanz (1997, 1999; Sanz y Vázquez, 1998), hasta la versión más reciente de 1996 o segunda edición (BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996), adaptada por Sanz, Navarro y Vázquez (2003; Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003; Sanz, García-Vera, Espinosa, Fortún y Vázquez, 2005).

El BDI fue “desarrollado para ofrecer una evaluación cuantitativa de la intensidad de la depresión” (Beck et al., 1961, p. 61), entendida ésta como síndrome, no como entidad diagnóstica. Por tanto, el objetivo del instrumento es detectar la presencia de síntomas depresivos y cuantificar su gravedad, pero no realizar un diagnóstico de trastorno de-

presivo. De hecho, Beck et al. (1961, p. 61) ya advertían que “mientras este instrumento tiene como objetivo registrar diversos grados de depresión a lo largo de un continuo, no está diseñado para distinguir entre categorías diagnósticas estándares”. Sin embargo, trabajando con la adaptación española del BDI original, diversos estudios han mostrado que este inventario es un instrumento útil para detectar personas con trastornos depresivos en muestras españolas de la población general o de pacientes de atención primaria. Por ejemplo, Lasa, Ayuso-Mateos, Vázquez-Barquero, Díez-Manrique y Dowrick (2000) encontraron que una puntuación igual o mayor que 13 en el BDI obtenía índices de rendimiento diagnóstico excelentes para detectar personas con trastornos depresivos en la población general española (100% de sensibilidad y 99% de especificidad), mientras que Gabarrón Hortal et al. (2002) encontraron índices ligeramente inferiores, pero también buenos, para una puntuación igual o mayor que 21 en pacientes españoles de atención primaria (86.7% de sensibilidad y 92% de especificidad). Cabría preguntarse, pues, si el BDI también podría ser útil para detectar trastornos depresivos en muestra de pacientes con trastornos psicológicos, especialmente en el caso de la versión más reciente del instrumento, el BDI-II, la cual presenta, frente a versiones anteriores, modificaciones sustanciales en el contenido de los ítems y en el marco temporal de las instrucciones dirigidas a conseguir que el instrumento cubra todos los criterios diagnósticos sintomáticos de los trastornos depresivos propuestos por el DSM-IV (APA, 1994).

*** Dirección para correspondencia [Correspondence address]:**

Jesús Sanz, Departamento de Personalidad, Evaluación y Psicología Clínica, Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid, Campus de Somosaguas, 28223 Madrid (España).

E-mail: jsanz@psi.ucm.es

En un estudio con estudiantes universitarios españoles, y tomando como criterio la entrevista estructurada por ordenador Quick DIS-III-R, Sanz, Navarro et al. (2003) encontraron que el BDI-II obtenía índices de rendimiento diagnóstico aceptables para discriminar entre personas con y sin diagnóstico de episodio depresivo mayor. Por ejemplo, con una puntuación igual o superior a 12, el BDI-II era capaz de identificar correctamente al 92.9% de los estudiantes con episodio depresivo mayor (sensibilidad) y al 84.1% de los estudiantes sin depresión (especificidad), mientras que una puntuación igual o superior a 16 obtenía índices de sensibilidad y especificidad de 78.8% y 92%, respectivamente. Sin embargo, no se sabe si este rendimiento diagnóstico aceptable de la versión española del BDI-II es generalizable a muestras de pacientes españoles con trastornos psicológicos, ya que en el estudio de validación correspondiente (Sanz et al., 2005) no se obtuvieron índices de rendimiento diagnóstico, fundamentalmente porque los diagnósticos que tenían los pacientes que participaron en dicho estudio estaban basados en el juicio clínico del psicólogo o psicólogos a su cargo, pero sin que se hubiera utilizado en ninguno de los casos una entrevista diagnóstica estructurada y tan sólo en un tercio de los mismos, un listado de cotejo de síntomas depresivos ligados al DSM-IV. Por tanto, el primer objetivo de este estudio fue analizar el rendimiento diagnóstico de la versión española del BDI-II en una muestra de pacientes con trastornos psicológicos cuyo diagnóstico estuviera fundado en la utilización conjunta de una entrevista diagnóstica estructurada y un listado de cotejo de síntomas depresivos basados ambos en el DSM-IV.

Aunque el estudio de validación del BDI-II en pacientes españoles con trastornos psicológicos (Sanz et al., 2005) no informaba de índices de rendimiento diagnóstico, sí presentaba, en cambio, índices de validez factorial. En concreto, sus resultados sugerían la plausibilidad de dos soluciones factoriales: una unifactorial y otra bifactorial, ésta última compuesta por un factor somático-motivacional y un factor cognitivo altamente correlacionados que replicaban los resultados bifactoriales encontrados en la literatura científica previa, incluyendo los resultados encontrados en muestras españolas de estudiantes universitarios (Sanz, Navarro et al., 2003) y de la población general (Sanz, Perdígón et al., 2003). La plausibilidad de dos soluciones factoriales en el BDI-II, una unifactorial y otra bifactorial, no debería sorprender, puesto que podría reflejar que el BDI-II mide una dimensión general (o factor común de segundo orden) de depresión que estaría compuesta por dos dimensiones sintomáticas (o dos factores específicos de primer orden) altamente relacionadas, una somática y otra cognitiva. No obstante, cabría preguntarse cuál es la contribución relativa del factor general y de los factores específicos en el BDI-II y, por lo tanto, si en la práctica clínica o en investigación es suficiente la información que proporciona la puntuación global del BDI-II o, en cambio, es necesario obtener puntuaciones para esos factores específicos. En este sentido, el segundo objetivo del presente estudio fue examinar si los resultados factoriales de

Sanz et al. (2005) eran replicables en una nueva muestra de pacientes españoles con trastornos psicológicos y, sobre todo, analizar cuál era la contribución relativa del factor general y de los factores específicos en el BDI-II. Para ello, se utilizó la transformación de Schmid-Leiman (Gorsuch, 1983), una transformación de las matrices de saturaciones factoriales obtenidas con un análisis factorial de segundo orden que permite calcular las relaciones directas que existen entre los factores de segundo orden y las variables originales así como la contribución independiente de los factores de primer y segundo orden a dichas variables.

Método

Participantes

El BDI-II se administró a una muestra de 322 pacientes (63.6% mujeres) con diversos diagnósticos psicopatológicos que fueron atendidos entre junio de 2006 y diciembre de 2010 en la Clínica Universitaria de Psicología de la Universidad Complutense de Madrid (292 de esos pacientes también participaron en un estudio de validación del BAI; Sanz, García-Vera y Fortún, 2012). La edad de los pacientes se encontraba entre 18 y 77 años, con una media de 31.7 años ($DT = 11.7$). El 67.1% de los pacientes estaba soltero, el 23.6% casado o conviviendo con otra persona de manera estable, el 5% separado o divorciado, el 3.7% viudo, y sobre el 0.6% restante no se tenían datos sobre su estado civil. El 51.6% de los pacientes estaba trabajando, el 37.9% era estudiante, el 3.4% estaba en paro, el 2.2% era ama de casa, el 1.2% estaba jubilado o era pensionista, el 1.6% tenía otras situaciones laborales, y del 2.2% restante no se tenían datos sobre su situación laboral. El 56.2% de los pacientes tenía estudios universitarios, el 32.9% estudios de bachillerato, formación profesional o equivalentes, el 5.9% estudios de EGB o equivalentes, el 3.4% estudios primarios, y del restante 1.5% no había datos sobre su nivel educativo. En la Tabla 1 se resumen los diagnósticos DSM-IV que recibieron los pacientes que participaron en el presente estudio así como sus características demográficas (sexo y edad) en función de tales diagnósticos.

Instrumentos

Inventario de la Depresión de Beck-II (BDI-II; Beck et al., 1996). El BDI-II es un instrumento de autoinforme de 21 ítems diseñado para evaluar la gravedad de la sintomatología depresiva. En cada uno de sus ítems la persona tiene que elegir, entre un conjunto de cuatro alternativas ordenadas de menor a mayor gravedad, la frase que mejor describe su estado durante las últimas dos semanas. Cada ítem se valora de 0 a 3 puntos en función de la alternativa escogida y, tras sumar directamente la puntuación de cada ítem, se obtiene una puntuación total que varía de 0 a 63. En este estudio se utilizó la versión española del BDI-II de Sanz, Navarro et al. (2003), cuyas propiedades psicométricas han sido examina-

das tanto en muestras españolas de estudiantes universitarios (Sanz, Navarro et al., 2003) y de adultos de la población general (Sanz, Perdígón et al., 2003), como de pacientes con

trastornos psicológicos (Sanz et al., 2005), obteniéndose en todos los casos índices de fiabilidad y validez adecuados.

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 depresivos	55	17	33.6 (13.4)	66.7
Depresivo mayor	42	13	33.4 (13.5)	68.3
Otros trastornos depresivos	13	4	34.1 (3.7)	61.5
Trastornos de ansiedad	96	29.8	28.9 (11.1)	64.6
Angustia/agorafobia	28	8.7	30.6 (13.4)	71.4
Fobia social	17	5.3	28.6 (8.4)	64.7
Obsesivo-compulsivo	20	6.2	28.1 (11.1)	30
Ansiedad generalizada	14	4.3	32.1 (10.7)	71.4
Otros trastornos de ansiedad	17	5.3	30.1 (10.6)	88.2
Trastornos adaptativos	41	12.7	35.7 (12.8)	70.7
Trastornos de la conducta alimentaria	10	3.1	21.7 (2.7)	90
Trastornos de personalidad	12	3.7	26 (5.2)	58.3
Problemas de relación (conyugales, paterno-filiales, otros)	18	5.6	36.3 (9.5)	55.6
Otros trastornos o problemas	90	28	31.5 (11.1)	56.7

Nota. N = 322. Sólo se recogen diagnósticos o grupos diagnósticos con 10 o más pacientes.

* Desviación típica de la edad entre paréntesis.

Listado para el Episodio Depresivo (LED; Sanz et al., 2005).

Este es un instrumento de heteroevaluación para medir la presencia de síntomas depresivos y valorar la gravedad de la depresión en pacientes con trastornos psicológicos. 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 un clínico, después de una entrevista de al menos 45 minutos con el paciente, coteje dichos criterios y pueda 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").

Entrevista Clínica Estructurada para los Trastornos del Eje I del DSM-IV (SCID-I VC; First, Spitzer, Gibbon y Williams, 1997). Es una entrevista semiestructurada diseñada para establecer en adultos los diagnósticos más importantes del eje I según criterios DSM-IV. Consta de un módulo de exploración general del paciente y módulos específicos para evaluar distintos tipos de trastornos del DSM-IV. En el presente estudio tan sólo se aplicó el módulo A destinado específicamente a la evaluación de los trastornos del estado de ánimo y se utilizó su traducción española oficial (First, Spitzer, Gibbon y Williams, 1999). La SCID-I VC presenta índices adecuados de fiabilidad entre jueces, que en el caso concreto del trastorno depresivo mayor se sitúan entre .66 (Lobbstaël, Leurgans y Arntz, 2011) y .80 (Zanarini et al., 2001), y en el caso del trastorno distímico entre .76 (Zanarini et al., 2001) y .81 (Lobbstaël et al., 2011).

Procedimiento

En el momento de admisión a la Clínica, todos los pacientes pasaron por una evaluación individual realizada por un psicólogo clínico con una duración media de tres sesiones y tras la cual se efectuó un diagnóstico DSM-IV (APA, 1994). Durante esa evaluación se administró, por este orden, el BDI-II y el módulo de trastornos del estado de ánimo, junto a otros instrumentos específicos para los problemas concretos de los pacientes, y en prácticamente todos los casos el BDI-II fue aplicado durante la primera o segunda sesión de evaluación (28.4% y 67.1% de los casos, respectivamente). 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. En 215 pacientes, los psicólogos completaron el LED entre el BDI-II y la SCID-I VC. Todos los pacientes fueron atendidos en régimen ambulatorio y de todos ellos se recogió información demográfica y clínica básica. Además, como parte de otras investigaciones en curso en la Clínica, los pacientes completaron durante la evaluación inicial otros instrumentos psicopatológicos, incluyendo el MCMI-III (Millon, Davis y Millon, 2007) y la versión española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI; Beck, Epstein, Brown y Steer, 1988; Sanz y Navarro, 2003; Magán, Sanz y García-Vera, 2008), investigaciones para las cuales se les pidió su consentimiento informado. El diagnóstico utilizado en la presente investigación fue el realizado por los psicólogos clínicos al final del proceso de evaluación inicial, teniendo en cuenta toda la información resultante de todos los instrumentos de evaluación y diagnóstico administrados a los pacientes bien durante la evaluación clínica habitual o bien durante la evaluación de las investigaciones en curso. Todos los psicólogos clínicos tenían formación de postgrado a nivel de magister en la evaluación, diagnóstico y tratamiento psicológicos de trastornos

mentales y habían asistido a una sesión de formación específica sobre el módulo A de la SCID-I de al menos 4 horas de duración que había incluido estrategias de *role-playing* para el entrenamiento en su aplicación.

Resultados

Distribución de puntuaciones, fiabilidad y validez convergente del BDI-II

Para comprobar que el BDI-II se comportaba en la muestra de este estudio de forma similar a como lo había hecho en estudios previos con pacientes con trastornos psi-

cológicos, se calcularon diversos índices de distribución de sus puntuaciones, de fiabilidad de consistencia interna y de validez convergente, y se compararon con los informados por la literatura científica, especialmente con los informados por Sanz et al. (2005).

En la presente muestra, las puntuaciones totales del BDI-II oscilaron entre 0 y 51, con una media igual a 19.8 ($DT = 10.9$), mientras que el coeficiente *alfa* de Cronbach de fiabilidad de consistencia interna para dichas puntuaciones fue de .91. Estos valores fueron similares a los encontrados en estudios previos realizados en otros países con muestras semejantes y que aparecen recogidos en la Tabla 2.

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

Estudio	Características de la muestra			Propiedades del BDI-II			
	País	N	% de mujeres	Edad media	Fiabilidad (<i>alfa</i>)	Media	DT
Beck, Steer y Brown (1996)	USA	500	63	37.2	.92	22.4	12.7
Beck, Steer, Ball et al. (1996)	USA	140	67	37.6	.91	22.4	11.9
Steer et al. (1997)	USA	210	60	41.3	.92	24.4	13.3
Steer et al. (1998)	USA	840	66	42.2	.92	23.8	12.7
Acton et al. (2001)	USA	205	68	41.0	s. d.	19.6	6.0
Sprinkle et al. (2002)	USA	137	58	22.0	s. d.	21.3	9.0
	USA	46	61	21.6	.91	15.8	10.4
Steer et al. (2003)	USA	575	64	40.2	.93	23.4	13.3
Brenlla y Rodríguez (2006)	Argentina	325	67.7	34.6	.88	22.2	10.9
Estudios anteriores ^a	-	2978	64.6	38.5	.92	22.8	11.9
Sanz et al. (2005)	España	305	74.8	31.8	.89	22.1	11.5
Este estudio	España	322	63.6	31.7	.91	19.8	10.9

Nota. ^aN = suma de los participantes de los estudios anteriores; para el resto de estadísticos se presenta el valor medio ponderado por el número de participantes en cada estudio.

s. d. = sin datos.

En total, en esos estudios previos se administró el BDI-II a 2978 pacientes con diversos trastornos psicológicos, y el coeficiente *alfa* medio (ponderado por el número de participantes de cada estudio) fue muy similar al hallado en la presente investigación (.92 frente a .91), mientras que la puntuación media del BDI-II (también ponderada) fue tan sólo 3 puntos más alta que la media encontrada en este estudio (22.8 frente a 19.8). Como cabría esperar, las semejanzas fueron mayores en relación con el estudio de Sanz et al. (2005): *alfa* de .89 frente a .91, y puntuación media de 22.1 frente a 19.8.

Por otro lado, tanto el índice de apuntamiento como el índice de simetría de la curva de distribución de las puntuaciones totales del BDI-II en este estudio no superaban los valores de ± 1 (*curtosis* = -0.03 y *simetría* = 0.56), lo que sugería que dicha distribución no difería de forma considerable de la curva normal, resultado que también replica los encontrados por Sanz et al. (2005).

Finalmente, en Sanz et al. (2005) se obtuvo una correlación estadísticamente significativa de .51 entre la puntuación total del BDI-II y el ítem de gravedad de la depresión del LED, mientras que en el presente estudio dicha correlación fue de .66 y también estadísticamente significativa ($p < .001$; $N = 215$). Además, en ambos estudios, los coeficientes pre-

sentaban magnitudes superiores a 0.50, valor que constituye el estándar para una correlación de tamaño grande (Cohen, 1988), lo que sugiere una alta validez convergente del BDI-II respecto a una medida heteroevaluada de gravedad de la depresión.

Rendimiento diagnóstico del BDI-II

Tomando como criterio el diagnóstico realizado por los psicólogos sobre la base, al menos, de la información de la entrevista diagnóstica estructurada (módulo de estado de ánimo de la SCID-I VC) y de la lista de cotejo de síntomas depresivos (LED), se obtuvieron, para las distintas puntuaciones del BDI-II, diversos índices de rendimiento diagnóstico relacionados con su capacidad para detectar un trastorno depresivo mayor frente a un trastorno no depresivo. Por tanto, para estos análisis se descartaron todos aquellos pacientes que: a) no tenían el LED, o b) presentaban un diagnóstico principal de trastorno distímico, trastorno depresivo no especificado, trastorno adaptativo con estado de ánimo depresivo, trastorno adaptativo mixto con ansiedad y estado de ánimo depresivo o trastorno adaptativo con alteración mixta de las emociones y el comportamiento, o c) presentaban como diagnóstico secundario un trastorno de-

presivo o un trastorno adaptativo de los subtipos mencionados anteriormente. La muestra de participantes para estos análisis quedó finalmente formada por 171 pacientes, 34 con un diagnóstico principal de trastorno depresivo mayor y 137 sin depresión. Los índices diagnósticos que se calcularon se corresponden con los más utilizados para estos propósitos (Kessel y Zimmerman, 1993): sensibilidad, especificidad, valor predictivo positivo, valor predictivo negativo, eficiencia y kappa.

En la Tabla 3 aparecen los valores de esos índices diagnósticos obtenidos en la presente muestra de pacientes psicopatológicos para el rango de puntuaciones totales del BDI-II entre 10 y 35. Para interpretar estos resultados es

imprescindible tener en cuenta el propósito para el que va a ser utilizado el test. De manera que si el BDI-II va a ser utilizado como instrumento de diagnóstico diferencial entre pacientes que sufren trastornos depresivos y no depresivos, como es el caso de este estudio, se debería utilizar un punto de corte que ofrezca simultáneamente valores altos de sensibilidad y especificidad, quizás primando más este último índice, mientras que si se pretende utilizar el BDI-II como instrumento de cribado para detectar pacientes con un posible trastorno depresivo para una confirmación diagnóstica posterior, se debería emplear un punto de corte con valores más altos de sensibilidad.

Tabla 3. Puntuaciones del BDI-II y su precisión diagnóstica para detectar personas con trastorno depresivo mayor.

BDI-II	Sensibilidad	Especificidad	VPP	VPN	Eficiencia	Kappa
10	94.12	27.74	24.43	95.00	40.94	.11
11	94.12	29.93	25.00	95.35	42.69	.12
12	94.12	32.12	25.60	95.65	44.44	.13
13	94.12	35.77	26.67	96.08	47.37	.15
14	94.12	43.07	29.09	96.72	53.22	.20
15	94.12	46.72	30.48	96.97	56.14	.23
16	91.18	48.91	30.69	95.71	57.31	.23
17	91.18	51.09	31.63	95.89	59.06	.25
18	91.18	57.66	34.83	96.34	64.33	.30
19	91.18	63.50	38.27	96.67	69.01	.36
20	88.24	67.15	40.00	95.83	71.35	.38
21	85.29	70.80	42.03	95.10	73.68	.40
22	82.35	73.72	43.75	94.39	75.44	.42
23	82.35	75.91	45.90	94.55	77.19	.45
24	73.53	77.37	44.64	92.17	76.61	.41
25	73.53	80.29	48.08	92.44	78.95	.45
26	70.59	81.02	48.00	91.74	78.95	.44
27	64.71	83.21	48.89	90.48	79.53	.43
28	55.88	84.67	47.50	88.55	78.95	.38
29	55.88	87.59	52.78	88.89	81.29	.43
30	55.88	91.24	61.29	89.29	84.21	.49
31	50.00	91.97	60.71	88.11	83.63	.45
32	47.06	93.43	64.00	87.67	84.21	.45
33	38.24	93.43	59.09	85.91	82.46	.37
34	32.35	94.89	61.11	84.97	82.46	.33
35	29.41	94.89	58.82	84.42	81.87	.30

Nota. N = 171. VPP = Valor predictivo positivo; VPN = Valor predictivo negativo.

Como puede verse en la Tabla 3, y teniendo sólo en cuenta aquellos puntos de corte con coeficientes kappa (grado de acuerdo con el criterio que no es explicable por azar) aceptables ($\geq .40$; Cicchetti, 1994), la puntuación de 25 en el BDI-II fue capaz de identificar correctamente al 73.5% de los pacientes con trastorno depresivo mayor y al 80.3% de los individuos sin depresión, lo que suponía unos índices de eficiencia diagnóstica y de concordancia (kappa) de 78.9 y .45, respectivamente. Por otra parte, el punto de corte del BDI-II que ofrecía el mejor valor de concordancia con el diagnóstico fue 30 (kappa = .49). A su vez, los puntos de corte que mostraban los valores más altos de sensibilidad eran los situados en el rango de 10 a 15, mientras que los que ofrecían los niveles más altos de especificidad eran las puntuaciones iguales o superiores a 30. Esta última puntua-

ción, además, marcaba el inicio claro de los puntos de corte a partir de los cuales la probabilidad de que un paciente que obtiene esa determinada puntuación en el BDI-II padezca realmente un trastorno depresivo mayor, está por encima del 50% (valor predictivo positivo > 61.3).

Con el objetivo de analizar globalmente el rendimiento diagnóstico del BDI-II a lo largo de todo el continuo de sus puntuaciones, se empleó un análisis de la curva ROC (véase la Figura 1). En dicha curva se representa gráficamente la sensibilidad en la ordenada y la tasa de falsos positivos (1 - especificidad) en la abscisa para cada uno de los puntos de corte del instrumento. El caso ideal estaría representado por un punto de corte que arrojase una sensibilidad del 100% y una tasa de falsos positivos de 0% (especificidad del 100%), lo cual quedaría representado en el vértice superior izquierdo

de la curva. De este modo, los mejores puntos de corte para el instrumento en cuestión serían aquellos que estuviesen situados más cerca de dicho vértice. En el caso de que el poder discriminante del instrumento fuese nulo, los valores de la curva ROC formarían una línea recta en la diagonal principal. En este estudio, las características operativas del BDI-II para el diagnóstico del trastorno depresivo mayor en muestras de pacientes fueron aceptables (véase la Figura 1). Una medida útil del rendimiento diagnóstico de un instrumento es el área bajo la curva ROC (Swets, 1979), que varía desde .5 para un rendimiento al azar a lo largo de la diagonal, hasta 1 para una curva ROC con una precisión pronosticadora perfecta. El área bajo la curva ROC para el BDI-II fue de .83, con un intervalo de confianza asintótico al 95% de confianza entre .75 y .91, lo que suponía una capacidad discriminadora buena (Swets, 1979).

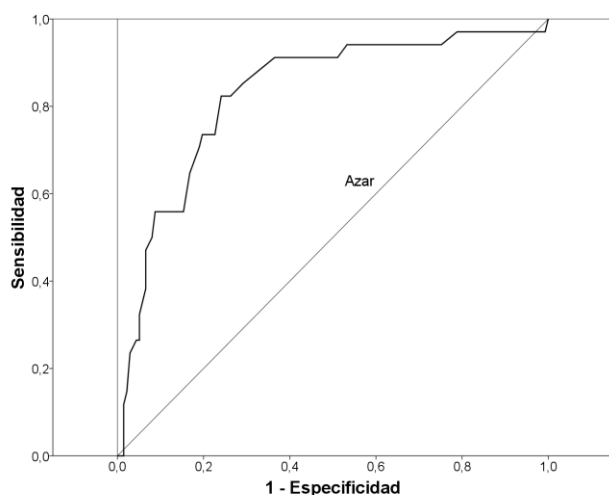


Figura 1. Curva ROC para las puntuaciones del BDI-II

Estructura factorial del BDI-II

En línea con la literatura previa (Beck et al., 1996; Steer et al., 1999), se realizó un análisis de ejes principales sobre la matriz de correlaciones de los 21 ítems del BDI-II, ya que además tanto el test de Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación muestral ($KMO = .92$) como la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 2510.7$, $p < .001$) indicaban que el modelo factorial era adecuado para los datos de la presente muestra. La extracción inicial arrojó cuatro factores con valores propios mayores que 1. Sin embargo, a partir del primer factor, que explicaban un 36.4% de varianza, la varianza explicada por los restantes factores era muy pequeña y tendía a disminuir de manera asintótica (6.3%, 5.9%, 5.4%, 4.6%, 4.1%, y 4%, para los restantes seis factores), de forma que un análisis visual del gráfico de sedimentación (*scree test*) de Cattell sugería la existencia de un factor de depresión (los valores propios de los siete primeros factores fueron, respectivamente, 7.6, 1.3, 1.2, 1.1, 0.96, 0.87 y 0.84). De hecho, el

test de mínima correlación parcial promediada de Velicer (MAP), realizado mediante el programa de instrucciones de SPSS de O'Connor (2000), indicaba una solución unifactorial. Los estudios de simulación muestran que el MAP es uno de los mejores métodos para evaluar la dimensionalidad de una matriz de datos (Zwick y Velicer, 1986). Es más, en la matriz factorial de un único factor (véase la Tabla 4), se observaba que todos los ítems del BDI-II saturaban en ese único factor con valores por encima de .40.

Dado que el estudio de Sanz et al. (2005), así como la mayoría de los estudios factoriales del BDI-II en población clínica (Beck, Steer y Brown, 1996; Steer et al., 1999, 2000), habían encontrado soluciones con dos factores que correlacionaban entre sí de forma moderada o muy alta, 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 4) identificó un primer factor que venía definido fundamentalmente (saturaciones $> .40$) por los ítems de Pérdida de energía, Cansancio-fatiga, Pérdida de placer, Pérdida de interés y Cambios en el patrón de sueño, el cual replicaba el factor somático-motivacional encontrado previamente por Sanz et al. (2005) y estaba en línea con la dimensión Somática que también había sido identificada con pacientes psicopatológicos en estudios anteriores (Beck, Steer y Brown, 1996; Steer et al., 1999, 2000). El segundo factor quedaba configurado principalmente (saturaciones $> .40$) por los ítems de Autocríticas, Insatisfacción con uno mismo, Inutilidad, Sentimientos de fracaso, Sentimientos de culpa e Indecisión, replicando la dimensión Cognitiva del estudio de Sanz et al. (2005) y que previos estudios factoriales también habían identificado en pacientes con trastornos psicopatológicos (Beck, Steer y Brown, 1996; Steer et al., 1999, 2000).

De hecho, un análisis comparativo con las soluciones bifactoriales del BDI-II encontradas en estudios factoriales exploratorios con muestras de pacientes psicopatológicos, sugiere que los dos factores encontrados en el presente estudio se corresponden razonablemente bien con los factores somático y cognitivo-afectivo encontrados en la literatura científica previa, incluyendo la solución bifactorial de Sanz et al. (2005). Así, por ejemplo, se podría cuantificar el grado de convergencia entre las soluciones bifactoriales del presente estudio y las encontradas por Beck, Steer y Brown (1996), Steer et al. (1999, 2000) y Sanz et al. (2005), calculando, para ello, el coeficiente de correlación de Pearson entre las saturaciones de los factores. Tales coeficientes se recogen en la Tabla 5 y, como puede observarse, todos ellos superaban el estándar de .75 propuesto por Cliff (1966) para afirmar que dos factores tienen una interpretación similar.

En línea también con la literatura científica previa (véase la Tabla 5), los dos factores, el somático-motivacional y el cognitivo, se mostraban altamente correlacionados entre sí ($r = .71$), lo que sugería también que el factor de la solución unifactorial subyacía tras esos dos factores.

Tabla 4. Análisis factorial del BD-II.

Ítem	Análisis de ejes principales			Transformación de Schmid-Leiman		
	1 factor	2 factores		Factor de 2º orden	Factores de 1º orden	
		1	2		1	2
1. Tristeza	.656	.458	.247	.628	.208	.112
2. Pesimismo	.637	.420	.266	.611	.191	.121
3. Sentimientos de fracaso	.568	.079	.544	.555	.036	.247
4. Pérdida de placer	.663	.658	.056	.636	.299	.025
5. Sentimientos de culpa	.601	.124	.533	.585	.056	.242
6. Sentimientos de castigo	.444	.172	.309	.429	.078	.140
7. Insatisfacción con uno mismo	.682	.143	.603	.665	.065	.274
8. Auto-críticas	.597	-.262	.946	.609	.119	.429
9. Pensamientos de suicidio	.463	.092	.413	.450	.042	.188
10. Llanto	.556	.262	.339	.535	.119	.154
11. Agitación	.409	.285	.155	.392	.129	.070
12. Pérdida de interés	.713	.607	.160	.683	.276	.073
13. Indecisión	.611	.179	.487	.593	.081	.221
14. Inutilidad	.609	.109	.557	.593	.049	.253
15. Pérdida de energía	.625	.845	-.168	.603	.384	.076
16. Cambios en patrón de sueño	.490	.496	.029	.468	.225	.013
17. Irritabilidad	.485	.261	.263	.467	.118	.119
18. Cambios en el apetito	.447	.378	.102	.428	.172	.046
19. Dificultad de concentración	.641	.464	.226	.615	.211	.103
20. Cansancio o fatiga	.644	.744	-.050	.618	.338	.023
21. Pérdida de interés en el sexo	.450	.409	.073	.429	.186	.033

Nota. N = 322. En el análisis de ejes principales, se presenta la matriz factorial para la solución de 1 factor y la de configuración (tras rotación *promax*) para la solución de 2 factores. En todos los casos, las saturaciones factoriales > .35 aparecen en negrita.

Tabla 5. 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				r entre factor somático y cognitivo
		1	2	3	4	
Factor somático						
1. Beck et al. (1996)	500 pacientes – EE. UU.					.66
2. Steer et al. (1999)	250 pacientes – EE. UU.	.91				.57
3. Steer et al. (2000)	130 pacientes – EE. UU.	.81	.82			.52
4. Sanz et al. (2005)	305 pacientes – España	.92	.84	.85		.72
5. Este estudio	322 pacientes – España	.82	.80	.81	.89	.71
Factor cognitivo						
1. Beck et al. (1996)	500 pacientes – EE. UU.					
2. Steer et al. (1999)	250 pacientes – EE. UU.	.93				
3. Steer et al. (2000)	130 pacientes – EE. UU.	.80	.85			
4. Sanz et al. (2005)	305 pacientes – España	.94	.84	.81		
5. Este estudio	322 pacientes – España	.84	.81	.80	.90	

Para estimar la contribución relativa del factor general y de los factores específicos en el BDI-II, se realizó un análisis factorial de ejes principales basado en la correlación entre los factores somático y afectivo-somático, y, posteriormente, mediante las instrucciones SPSS escritas por Wolff y Preising (2005), se llevó a cabo la transformación de Schmid-Leiman (Gorsuch, 1983) sobre las matrices de saturaciones factoriales tanto de este análisis factorial de segundo orden como de la solución bifactorial rotada de primer orden del BDI-II, de forma que se pudiera estimar la cantidad relativa de varianza independiente que explicaban los factores específicos o de primer orden respecto a la cantidad de varianza que explicaba el factor común o de segundo orden, así como las saturaciones factoriales de los ítems del BDI-II tanto en el factor de segundo orden como en cada uno de

los factores de primer orden. En la Tabla 4 se presentan estas últimas saturaciones factoriales.

Los resultados de la transformación de Schmid-Leiman revelaron que el factor común o de segundo orden explicaba un 82.5% de la varianza, mientras que los dos factores de primer orden tan sólo explicaban, respectivamente, 9.1% y 8.1% de la varianza. De hecho, todos los ítems del BDI-II presentaban saturaciones iguales o mayores de .35 en el factor de segundo orden y, en 14 de ellos, tales saturaciones eran iguales o mayores de .50. En contraste, tan sólo 2 ítems presentaban saturaciones iguales o mayores de .35 en los factores de primer orden (1 ítem en cada factor) y, en ninguno de esos dos ítems, tales saturaciones eran mayores que las que presentaban en el factor de segundo orden. Además, para 14 de los 21 ítems del BDI-II, sus saturaciones en ambos

factores de primer orden no superaban .25 (véase la Tabla 4).

Por tanto, estos resultados apoyan la unidimensionalidad del BDI-II y sugieren que no tienen mucho sentido en pacientes psicopatológicos crear dos subescalas del BDI-II (una somática-motivacional y otra cognitiva), sino tan sólo una puntuación global, ya que apenas se pierde información al no considerar la varianza específica explicada por los factores somático-motivacional y cognitivo.

Discusión

Los dos objetivos de este estudio eran, primero, analizar el rendimiento diagnóstico de la versión española del BDI-II en una muestra de pacientes con trastornos psicológicos y, segundo, examinar si las soluciones unifactoriales y bifactoriales encontradas en Sanz et al. (2005) eran replicables y, de ser así, analizar la contribución relativa del factor general y de los dos factores específicos a la varianza del BDI-II.

Para ello, primero se analizó si la versión española del BDI-II mostraba en la muestra de pacientes psicopatológicos de este estudio unos índices de sensibilidad a las diferencias individuales en depresión, fiabilidad y validez convergente adecuados, que permitieran abordar con garantía los dos objetivos mencionados. Los resultados obtenidos permiten concluir que la distribución de las puntuaciones del BDI-II en esta muestra de pacientes con trastornos psicológico se ajustaba razonablemente a una curva normal, y sus medias y desviaciones típicas eran similares a las encontradas en estudios anteriores con muestras semejantes de otros países. La fiabilidad en términos de consistencia interna del BDI-II fue elevada y se asemejaba a los niveles encontrados en otros países y en el estudio previo de Sanz et al. (2005). Finalmente, el índice que se obtuvo de validez convergente del BDI-II fue también bueno, mostrando un coeficiente de correlación con una medida de heteroevaluación de la depresión cuyo valor (.66) supera con creces el criterio estándar de excelente (.60) establecido por Prieto y Muñiz (2000) para dicho índice.

Aseguradas esas propiedades psicométricas básicas, los resultados de este estudio respecto al rendimiento diagnóstico sugieren que el BDI-II puede utilizarse, con precauciones, para sospechar la presencia de un trastorno depresivo mayor en una muestra de pacientes psicopatológicos, ya que los índices de sensibilidad, especificidad o concordancia con el criterio (*kappa*) para puntos de corte como 25 o 30, así como el índice global de rendimiento diagnóstico del BDI-II que refleja el área bajo la curva ROC, son aceptables según los estándares actuales para pruebas psicopatológicas clínicas (Cicchetti, 1994; Swets, 1979). No obstante, hay que subrayar que esos índices diagnósticos son peores que los que muestra el BDI-II a la hora de detectar un episodio depresivo mayor en una muestra de estudiantes universitarios españoles (Sanz, Navarro et al., 2003) o los que muestra la versión original del BDI a la hora de detectar un trastorno depresivo mayor en muestras españolas de pacientes de aten-

ción primaria o de la población general (Gabarrón Hortal et al. 2002; Lasa et al., 2000), diferencia que, por otro lado, no debería sorprender dada la naturaleza de las muestras y las dificultades que entraña el diagnóstico diferencial en una muestra psicopatológica. De hecho, los puntos de corte más apropiados difieren en cada muestra, siendo mucho más altos en la muestra psicopatológica (p. ej., 25 ó 30 en esta última muestra frente a 12 ó 18 en estudiantes universitarios; Sanz, Navarro et al., 2003).

Por otro lado, estas diferencias vienen a dar la razón a la Comisión Internacional de Tests cuando afirma que, en la interpretación de los resultados de un test, se deberían “utilizar puntos de corte en la interpretación de las puntuaciones sólo cuando se disponga de datos empíricos sobre su validez” (Directriz 2.7.9.; ITC, 2000), ya que precisamente estos datos pueden ser distintos en función de las características de los grupos de personas evaluadas y de los propósitos de la evaluación.

En cualquier caso, los índices de rendimiento diagnóstico del BDI-II que se han obtenido en la presente muestra de pacientes psicopatológicos se encuentran en el rango bajo de los estándares adecuados y, por tanto, esta situación, unida al hecho de que el instrumento no ha sido diseñado específicamente para realizar diagnósticos, aconsejan que, hasta que no se lleven a cabo nuevas investigaciones que repliquen estos hallazgos o los mejoren, lo más prudente es que la sospecha de la presencia de un trastorno depresivo mayor en un paciente psicopatológico sobre la base de su puntuación en el BDI-II se vea acompañada de la oportuna confirmación mediante algún tipo de entrevista diagnóstica realizada por un clínico.

Respecto al segundo objetivo de este estudio, los análisis factoriales realizados replican claramente las soluciones unifactoriales y bifactoriales del BDI-II ya encontradas por Sanz et al. (2005) y en línea con los encontrados en la literatura científica internacional y, además, en línea con los encontrados en muestras no clínicas españolas (Ibáñez, del Pino, Olmedo y Gaos, 2010; Sanz, Navarro et al., 2003; Sanz, Perdigón et al., 2003). En concreto, todos estos resultados sugieren que el BDI-II en pacientes psicopatológicos mide una dimensión de depresión general compuesta por dos dimensiones sintomáticas específicas altamente relacionadas, una somática y otra cognitiva. Pero, de manera novedosa, este estudio sugiere que en dichos pacientes, las dos dimensiones específicas apenas explican varianza más allá de la explicada por la dimensión general de depresión, por lo que se puede concluir que, en muestras de pacientes psicopatológicos españoles, el BDI-II se configura como un instrumento básicamente unidimensional en el que no tiene mucho sentido crear subescalas para medir las dimensiones específicas ya que no se pierde mucha información al considerar únicamente la puntuación global.

Finalmente, las conclusiones anteriores sobre el rendimiento diagnóstico y la estructura factorial del BDI-II en muestras de pacientes españoles con trastornos psicológicos deberían valorarse teniendo en cuenta las limitaciones del

presente estudio. Primero, la muestra utilizada fue una muestra incidental en cuya selección no se siguieron criterios de muestreo aleatorio ni se utilizaron algunos criterios uniformes de exclusión-inclusión como, por ejemplo, la selección sistemática de todos los pacientes que acudieron al centro clínico. En segundo lugar, aunque se exigió el uso de criterios DSM-IV y en cada caso el diagnóstico final se basó en el juicio de un psicólogo clínico con experiencia sobre la base de una batería de instrumentos psicopatológicos que incluían el módulo de trastornos del estado de ánimo de una entrevista diagnóstica estructurada y un listado de cotejo de

síntomas depresivos, no fue posible examinar la fiabilidad entre jueces de dichos diagnósticos. Futuras investigaciones sobre la versión española del BDI-II, sobre todo sobre su rendimiento diagnóstico, deberían tratar de solventar estas limitaciones.

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

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.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (4ª ed.)*. Washington, DC: APA (Trad. esp. en Barcelona: Masson, 1996).
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., y Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(6), 893-897.
- 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., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., y Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Brenlla, M. E., y Rodríguez, C. M. (2006). Adaptación argentina del Inventario de Depresión de Beck (BDI-II). En A. T. Beck, R. A. Steer y G. K. Brown (Eds.), *BDI-II. Inventario de Depresión de Beck. Segunda Edición. Manual*. Buenos Aires: Paidós.
- Cicchetti, D. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290.
- Cliff, J. (1966). Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika*, 31, 33-42.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*, 2ª ed. Hillsdale, NJ: LEA.
- Conde, V., y Useros, E. (1974). El inventario para la medida de la depresión de Beck. *Revista de Psiquiatría y Psicología Médica de Europa y América Latina*, 12(3), 153-167.
- 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.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M., y Williams, J. B. W. (1997). *Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I disorders (SCID-I)*. New York: Biometric Research Department.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M., y Williams, J. B. W. (1999). *Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV. Versión clínica*. Barcelona: Masson.
- Gabarrón Hortal, E., Vidal Royo, J. M., Haro Abad, J. M., Boix Soriano, I., Jover Blanca, A., y Arenas Prat, M. (2002). Prevalencia y detección de los trastornos depresivos en atención primaria. *Atención Primaria*, 29(6), 329-337.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis (2ª ed.)*. Hillsdale, NJ: LEA.
- Ibáñez, I., del Pino, A., Olmedo, E., y Gaos, M. T. (2010). Fiabilidad y validez de una versión española del Inventario de Depresión de Beck-II en una muestra de la población general canaria. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 18(1), 35-56.
- International Test Commission (2000). *Directrices Internacionales para el Uso de los Tests de la Comisión Internacional de Tests (ITC)* [Traducción de la Comisión de Tests del Colegio Oficial de Psicólogos]. Documento consultado en Internet el 20 de abril de 2011: <http://www.intestcom.org/Downloads/ITC%20Test%20Use%20Guidelines%20-%20Spain.doc>
- Kessel, J. B., y Zimmerman, M. (1993). Reporting errors in studies of the diagnostic performance of self administered questionnaires: extent of the problem, recommendations for standardized presentation of results, and implications for the peer review process. *Psychological Assessment*, 5, 395-399.
- Lasa, L., Ayuso-Mateos, J. L., Vázquez-Barquero, J. L., Díez-Manrique, F. J., y Dowrick, 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(1-3), 261-265.
- Lobbstaël, J., Leurgans, M., y Arntz, A. (2011). Inter-rater reliability of the Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders (SCID I) and Axis II Disorders (SCID II). *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 18, 75-79.
- Magán, I., Sanz, J., y García-Vera, M. P. (2008). Psychometric properties of a Spanish version of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in general population. *The Spanish Journal of Psychology*, 11, 626-640.
- Millon, T., Davis, R., y Millon, C. (2007). *MCMII-III. Inventario Clínico Multiaxial de Millon III*. Madrid: TEA.
- Muñoz, J., y Fernández-Hermida, J. R. (2010). La opinión de los psicólogos españoles sobre el uso de los tests. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 108-121.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 32, 396-402.
- Prieto, G., y Muñoz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77, 65-71.
- Sanz, J., García-Vera, M. P., Espinosa, R., Fortún, M., y Vázquez, C. (2005). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck (BDI-II): 3. Propiedades psicométricas en pacientes con trastornos psicológicos. *Clínica y Salud*, 16(2), 121-142.
- Sanz, J., García-Vera, M. P., y Fortún, M. (2012). El Inventario de Ansiedad de Beck (BAI): propiedades psicométricas de la versión española en pacientes con trastornos psicológicos. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 20(3).
- 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 (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.
- 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., 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.
- Swets, J. A. (1979). ROC analysis applied to the evaluation of medical imaging techniques. *Investigative Radiology, 14*, 110-121.
- 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.
- Wolff, H., y Preisling, K. (2005). Exploring item and higher order factor structure with the Schmid-Leiman solution: syntax codes for SPSS and SAS. *Behavior Research Methods, 37*, 48-58.
- Zanarini, M. C., Skodol, A. E., Bender, D., Dolan, R., Sanislow, C., Schaefer, E., Morey, L. C., Grilo, C. M., Shea, M. T., McGlashan, T. H., y Gunderson, J. G. (2000). The Collaborative Longitudinal Personality Disorder Study: reliability of axis I and II diagnoses. *Journal of Personality Disorders, 14*, 291-299.
- Zwick, W. R., y Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin, 3*, 432-442.

(Artículo recibido: 23-05-2011, revisión: 17-01-2012, aceptado: 17-01-2012)