

ANÁLISIS PSICOMÉTRICO DE LAS VERSIONES BREVES DEL «INVENTARIO PARA LA DEPRESIÓN DE BECK» DE 1978 (BDI-IA)

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

Resumen

Se analizaron las propiedades psicométricas de dos versiones breves del «Inventario para la depresión de Beck» de 1978 (BDI-IA), una basada en su subescala cognitiva-afectiva (BDI-IA-SCA) y otra basada en los ítems del BDI-SF (BDI-IA-SF) en tres muestras (pacientes psicopatológicos, población general y estudiantes universitarios). Los coeficientes alfa de fiabilidad para las dos versiones breves fueron similares y excedieron el estándar de 0,70. Los análisis factoriales indicaron que ambos instrumentos miden una dimensión general de depresión compuesta por dos factores relacionados, cognitivo y somático en el BDI-IA-SF, y cognitivo y afectivo-motivacional en el BDI-IA-SCA. El BDI-IA-SF cubre todos los criterios sintomáticos del DSM-IV para los trastornos depresivo mayor y distímico, menos dos; el BDI-IA-SCA se centra en los síntomas afectivos-cognitivos, no cubriendo cuatro síntomas somáticos. Ambos instrumentos mostraron índices aceptables de precisión diagnóstica, pero ninguna puntuación sirvió por sí misma para realizar un diagnóstico diferencial entre pacientes con y sin trastornos depresivos. Las dos versiones breves del BDI-IA pueden ser sustitutas fiables y válidas de éste cuando la rapidez de la administración es importante.

PALABRAS CLAVE: *Inventario de depresión de Beck, BDI, versión breve, fiabilidad, validez.*

Abstract

The psychometric properties of two short forms of the 1978 version of the Beck Depression Inventory (BDI-IA) were examined in three samples (psychopathological

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

Agradecimientos: Los autores quisieran agradecer a los profesores Jesús Carrillo Esteban y Nieves Rojo Mora el permiso para utilizar sus datos sobre el BDI-IA en población general, y a Beatriz López, Javier Espada, María José Pollo y Federico Jiménez su colaboración en la recogida de los datos de los pacientes.

patients, general population, and university students). One short form (BDI-IA-SCA) is based on the cognitive-affective subscale of the BDI-IA; the other short form (BDI-IA-SF) is based on the BDI-SF. Reliability alpha coefficients for both short forms were similar and exceeded the standard of 0,70. Factor analyses suggested that both instruments measure a general dimension of depression composed of two highly related factors: a cognitive factor and a somatic one for the BDI-IA-SF, and a cognitive factor and an affective-motivational one for the BDI-IA-SCA. With two exceptions, all the symptomatic criteria proposed by the DSM-IV for major depressive and dysthymic disorders are accounted for the BDI-IA-SF; the BDI-IA-SCA is focused on affective-cognitive symptoms, and does not cover four somatic symptoms. Both instruments showed adequate indices of diagnostic accuracy, but there was no single cut-off score that allowed for a differential diagnosis between patients with or without depressive disorders. Both short forms can serve as reliable and valid substitutes for the BDI-IA when speed of administration is important.

KEY WORDS: *Beck Depression Inventory, BDI, short form, reliability, validity.*

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 sus versiones revisadas de 1978 (BDI-IA; Beck, Rush, Shaw y Emery, 1979; Beck y Steer, 1993) y 1996 (BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996), se ha convertido en el instrumento autoaplicado para evaluar la depresión más utilizado en el ámbito internacional (Beck, Steer y Garbin, 1988; Piotrowski, 1996; Sanz, Navarro y Vázquez, 2003). Como era de esperar, en España el BDI también es uno de los tests psicológicos más utilizados tanto en la práctica clínica (Muñiz y Fernández-Hermida, 2000) como en investigación (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003), siendo actualmente la versión más utilizada en nuestro país la de 1978, a la que Beck y sus colaboradores han venido denominando en los últimos años BDI-IA (BDI-I *amended* —corregido—). Así, una búsqueda en las bases de datos *PsycINFO*, *Web of Science* e *IN-RECS* de los artículos que citan los estudios sobre la adaptación española del BDI-IA (Vázquez y Sanz, 1991, 1997, 1999; Sanz y Vázquez, 1998) localizó más de 60 trabajos españoles que habían utilizado dicha versión, de los cuales al menos 25 habían sido publicados con posterioridad al año de publicación de los primeros estudios sobre la adaptación española del BDI-II (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003; Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003).

El BDI, en cualquiera de sus tres versiones, contiene tan sólo 21 ítems que se pueden responder en aproximadamente 5-10 minutos, y su corrección, sobre todo en las versiones más recientes (BDI-IA y BDI-II), es tan fácil y rápida que se puede realizar en apenas 1 ó 2 minutos. Esta brevedad y facilidad de uso permiten administrar el BDI de forma repetida a lo largo del proceso terapéutico, convirtiéndolo en un instrumento muy adecuado para monitorizar los progresos del paciente y evaluar los resultados de la terapia. Así, por ejemplo, el protocolo de evaluación que se recomienda durante la aplicación tanto individual como grupal de la tera-

pia cognitiva para la depresión de Beck implica la administración semanal del BDI antes del inicio de cada sesión de terapia (Beck *et al.*, 1979; Beck, 1995).

Sin embargo, hay ocasiones en las que puede ser conveniente contar con un instrumento aún más breve que el BDI para evaluar la presencia de síntomas depresivos y su gravedad, máxime si lo que se quiere es administrar el instrumento de forma repetida para evaluar los progresos del paciente y los resultados de la terapia. Por ejemplo, cuando un paciente presenta de forma simultánea un trastorno depresivo y otro trastorno mental sería deseable aplicar un instrumento que evaluara la progresión de los síntomas depresivos conjuntamente con otro instrumento que permitiera medir la evolución de los síntomas específicos del otro trastorno mental. En tales casos, pues, esos dos instrumentos deberían ser aún más breves que el BDI de forma que su aplicación conjunta no ocupara en total más de 10 minutos y pudiera realizarse antes de cada sesión terapéutica. Curiosamente, en la práctica clínica estos casos suelen ser más la norma que la excepción dada la alta comorbilidad de los trastornos depresivos con otros trastornos mentales, especialmente, con los trastornos de ansiedad. Así, en un reciente estudio con una muestra de 1127 pacientes ambulatorios, Brown *et al.* (2001) encontraron que el 64% de los pacientes con un diagnóstico principal de trastorno depresivo mayor y el 57% de los pacientes con un diagnóstico principal de trastorno distímico presentaban simultáneamente un diagnóstico adicional de trastorno de ansiedad, especialmente fobia social (41% y 48%, respectivamente) y trastorno por pánico con o sin agorafobia (19% y 14%, respectivamente). En ese mismo estudio, el 30% de los pacientes con un diagnóstico principal de trastorno de ansiedad tenían un diagnóstico adicional de trastorno del estado de ánimo, siendo este diagnóstico adicional más frecuente entre los pacientes con un diagnóstico principal de trastorno por estrés postraumático, trastorno de ansiedad generalizada o trastorno por pánico con agorafobia (respectivamente, en el 77%, 36% y 33% de los pacientes con tales diagnósticos principales). En resumen, la alta comorbilidad de los trastornos depresivos con otros trastornos mentales justificaría el desarrollo y la utilización de una versión breve del BDI que permitiera acortar significativamente su tiempo de aplicación sin reducir significativamente sus propiedades psicométricas.

De la versión del BDI más utilizada en España, el BDI-IA, se han propuesto dos versiones abreviadas. La primera fue propuesta por Beck y Steer (1993) siguiendo la recomendación inicial de Plumb y Holland (1977) de que los ítems del BDI-I que midieran síntomas somáticos que pudieran solaparse con los síntomas derivados de enfermedades médicas y de su tratamiento (los últimos ocho ítems del BDI-I) no deberían tenerse en cuenta al evaluar la depresión en pacientes con dichas enfermedades. En consecuencia, Beck y Steer (1993) propusieron que el BDI-IA podía ser dividido en dos subescalas: la cognitiva-afectiva (ítems 1 a 13) y la somática-de rendimiento (ítems 14 a 21), y recomendaron utilizar únicamente la subescala cognitiva-afectiva para evaluar la depresión en pacientes con trastornos de abuso de sustancias o con enfermedades médicas. Al menos dos estudios han examinado las propiedades psicométricas de esta versión breve del BDI-IA basada en su subescala cognitiva-afectiva (BDI-IA-SCA a partir de ahora), encontrando,

en muestras de pacientes hospitalizados con enfermedades médicas, índices adecuados de validez de criterio para discriminar entre pacientes con o sin trastorno depresivo comórbido (Clark y Steer, 1994; Furlanetto, Mendlowicz y Romildo Bueno, 2005).

La segunda versión breve del BDI-IA que ha sido propuesta es la utilización de los ítems que componen la versión breve del BDI-I. Beck y Beck (1972) desarrollaron una versión breve del BDI-I para identificar rápidamente la depresión y estimar su gravedad en pacientes con enfermedades médicas. Esta versión breve, conocida como BDI-SF (*BDI-short form*), estaba compuesta por los 13 ítems del BDI-I que mejor correlacionaban con la puntuación total del BDI-I y con valoraciones de la gravedad de la depresión realizadas por clínicos (Beck y Beamesderfer, 1974). Las propiedades psicométricas del BDI-SF han sido investigadas de forma extensa en todo tipo de muestras (pacientes psicopatológicos, adultos de la población general, estudiantes universitarios, pacientes médicos, ancianos), mostrando índices adecuados de consistencia interna (Gould, 1982; Knight, 1984; Leahy, 1992; Reynolds y Gould, 1981; Van Hemert, Van de Vijver y Poortinga, 2002), validez factorial (Gould, 1982; Leahy, 1992; Volk, Pace, y Parchman, 1993), validez convergente con otros instrumentos que miden sintomatología depresiva (Beck, Rial y Rickels, 1974; Cathebras, Mosnier, Levy, Bouchou y Rousset, 1994; Reynolds y Gould, 1981; Stukenberg, Dura y Kiecolt-Glaser, 1990) y validez de criterio respecto al diagnóstico de depresión obtenido mediante una entrevista diagnóstica estructurada (Cathebras *et al.*, 1994; Stukenberg, *et al.*, 1990). A partir del BDI-SF, Bennett *et al.* (1997) propusieron utilizar una versión breve del BDI-IA que incluyera los ítems de éste que se correspondían con los del BDI-SF. Esta versión breve del BDI-IA (BDI-IA-SF, a partir de ahora) ha mostrado índices adecuados de validez de criterio para diagnosticar diferencialmente pacientes con trastornos depresivos frente a pacientes con otros tipos de trastornos en una muestra clínica de adolescentes (Bennett *et al.*, 1997) y para identificar pacientes con trastornos depresivos en una muestra de mujeres con cáncer de mama (Love, Grabsch, Clarke, Bloch y Kissane, 2004)¹.

1 Al revisar la literatura, a veces es difícil saber a ciencia cierta qué versión breve del BDI se ha utilizado en un estudio dado pues la descripción del instrumento a veces no coincide con la referencia bibliográfica que se cita del instrumento. Esta situación de confusión también se produce con la versión completa del BDI. Por ejemplo, Beck *et al.* (1988) informaban de varios estudios en los que los investigadores habían citado la referencia del BDI-I (Beck *et al.*, 1961), cuando en realidad habían utilizado el BDI-IA y, por tanto, deberían haber citado la referencia de Beck *et al.* (1979) o de Beck y Steer (1987, 1993). Algo similar parece haber sucedido en el trabajo de Love *et al.* (2004) respecto a las versiones breves del BDI. Love *et al.* (2004) citaban la referencia del BDI-SF (Beck y Beck, 1972), cuando en realidad parece que habían utilizado la versión breve del BDI-IA basada en el BDI-SF (BDI-IA-SF), ya que en la descripción del instrumento informaban que «los pacientes valoraron (0-3) la gravedad de cada síntoma durante un período de siete días» (Love *et al.*, 2004, p. 527), período que se corresponde con el de las instrucciones del BDI-IA-SF, no con el de las instrucciones del BDI-SF, las cuales, consistentemente con el BDI-I original, piden al paciente que valore su situación actual («escoja la afirmación de cada grupo que mejor describa el modo en que se siente hoy, es decir, actualmente»; Beck y Beamesderfer, 1974, p. 167).

Al contrario de lo que ocurre con el BDI-I y el BDI-IA en el que este último ha reemplazado casi totalmente al primero en las preferencias de los investigadores y clínicos, las dos versiones breves del BDI-IA (BDI-IA-SCA y BDI-IA-SF) apenas han sido utilizadas en media docena de estudios (p. ej., Bennett *et al.*, 1997; Clark y Steer, 1994; Fornari y Furlanetto, 2002; Furlanetto *et al.*, 2005; Love *et al.*, 2004), mientras que la versión breve del BDI-I (BDI-SF) ha sido empleada en casi una treintena de estudios (p. ej., una búsqueda en PsycINFO con las palabras «BDI-SF» y «Beck Depression Inventory Short Form» en los campos resumen, palabras clave y medidas, arrojó 27 estudios publicados en revistas científicas hasta marzo de 2006). Esta situación es algo sorprendente ya que al igual que el BDI-IA, sus dos versiones breves presentan, respecto al BDI-I y su versión abreviada, el BDI-SF, un cambio sustancial en las instrucciones del cuestionario que, en principio, aconsejarían su uso frente a estos últimos. En concreto, mientras que en el BDI-I y en el BDI-SF se pregunta por la situación de la persona en el momento de completar el cuestionario, en el BDI-IA-SCA y en el BDI-IA-SF, en consonancia con las instrucciones del BDI-IA, se pregunta por su situación «durante la última semana, incluyendo el día de hoy». Este cambio es de gran relevancia puesto que con las instrucciones del BDI-SF se evalúa una sintomatología depresiva más momentánea, mientras que con las instrucciones del BDI-IA-SCA y del BDI-IA-SF se evalúan síntomas depresivos más estables y duraderos. De hecho, este marco temporal semanal del BDI-IA-SCA y del BDI-IA-SF se aproxima más al contemplado en los criterios diagnósticos de un episodio depresivo mayor en el DSM-IV, es decir, síntomas de una duración mínima de dos semanas (APA, 1994).

El objetivo del presente estudio es analizar y comparar en muestras españolas las propiedades psicométricas de estas dos versiones breves del BDI-IA en cuanto a su fiabilidad de consistencia interna, validez de contenido, validez factorial y validez de criterio. Para ello, re-analizaremos los datos que obtuvimos en nuestros estudios previos sobre la adaptación española del BDI-IA con relación a los ítems que componen dichas versiones (Vázquez y Sanz, 1997, 1999; Sanz y Vázquez, 1998).

Método

Participantes

En su proceso de adaptación en España, el BDI-IA se administró a tres muestras de participantes: una muestra de pacientes con trastornos psicológicos, otra de adultos de la población general y una tercera de estudiantes universitarios. La muestra de pacientes estaba compuesta por 338 personas (54,3% mujeres) con diversos trastornos psicológicos que fueron atendidos de forma ambulatoria en diversos centros de asistencia psicológica de Madrid. La edad de los pacientes se encontraba entre 18 y 78 años, con una media de 32,9 años ($DT = 12,8$). La mayoría de los pacientes tenían un diagnóstico principal, según el DSM-III-R, de trastorno de ansiedad (28,6%), trastorno depresivo (14,5%) o esquizofre-

nia (15,1%). Los restantes pacientes (41,8%) habían recibido diagnósticos muy diversos (trastornos por uso de sustancias psicoactivas, sexuales, adaptativos, de conversión/disociación, etc.). En Vázquez y Sanz (1999) se puede encontrar información más detallada sobre las características clínicas y demográficas de esta muestra. La muestra de la población general estaba compuesta por 445 personas (48,3 % mujeres) de la Comunidad de Madrid con edades comprendidas entre 18 y 79 años (media = 42,5, $DT = 18,8$). Estas personas fueron reclutadas mediante la técnica de la «bola de nieve» por la cual estudiantes de Psicología invitaron a sus familiares y allegados a participar voluntariamente en un estudio sobre personalidad y depresión según unos criterios que aseguraran la estratificación de la muestra en función de la edad y del sexo. A pesar de su carácter incidental, la estratificación demográfica de esta muestra se aproximó bastante al perfil demográfico de la Comunidad de Madrid en cuanto a las variables sexo y edad (véase Vázquez y Sanz, 1997). La muestra de estudiantes universitarios estaba compuesta por 1393 estudiantes de la Facultad de Psicología de la Universidad Complutense de Madrid, la mayoría (76 %) mujeres. El rango de edades de los estudiantes estaba entre 18 y 53, con una media de 22,2 años ($DT = 3,1$). Información más detallada respecto a la edad y sexo de esta muestra se puede encontrar en Sanz y Vázquez (1998).

Instrumentos

Inventario para la Depresión de Beck, versión de 1978 o versión I corregida (BDI-IA; Beck *et al.*, 1979). El BDI-IA es un instrumento de autoinforme de 21 ítems diseñado para evaluar la gravedad de la sintomatología depresiva en adultos. 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 la última semana incluyendo el día en que completa el instrumento. En cuanto a su corrección, cada ítem se valora de 0 a 3 puntos en función de la alternativa escogida y, tras sumar directamente la puntuación de cada ítem, se puede obtener una puntuación total que varía de 0 a 63. A veces se da la circunstancia de que la persona elige más de una alternativa en un ítem dado. En este caso se toma la puntuación de la frase elegida de mayor gravedad. Por otro lado, el ítem sobre pérdida de peso (ítem 19) sólo se valora si la persona indica no estar bajo dieta para adelgazar. En el caso de que lo esté, se otorga una puntuación de 0 en el ítem.

La versión breve del BDI-IA basada en su subescala cognitiva-afectiva (BDI-IA-SCA) está compuesta por los trece primeros ítems del BDI-IA, los cuales tratan de medir los siguientes síntomas depresivos: tristeza, pesimismo, sentimientos de fracaso, insatisfacción, culpabilidad, sentimientos de castigo, autodecepción, autoculpación, ideas de suicidio, llanto, irritabilidad, desinterés social, e indecisión. La versión breve del BDI-IA basada en el BDI-SF también está compuesta por trece ítems, los cuales evalúan los siguientes síntomas depresivos: tristeza, pesimismo, sentimientos de fracaso, insatisfacción, culpabilidad, autodecepción, ideas de suici-

dio, desinterés social, indecisión, pobre imagen corporal, dificultad laboral, fatiga, y pérdida del apetito. Ambas versiones, pues, comparten nueve de sus 13 ítems.

Procedimiento

Los pacientes con trastornos psicológicos completaron el BDI-IA como parte de la evaluación realizada por un psicólogo clínico en el momento de admisión a los centros de asistencia psicológica. Aunque, en muchos casos, el BDI-IA se administró repetidamente, sólo se utilizaron los datos recogidos en la línea base. En todos los casos se efectuó un diagnóstico DSM-III-R (APA, 1987) si bien no se empleó ningún instrumento específico para obtenerlo (p. ej., entrevistas estructuradas). Las personas de la muestra de la población general completaron el BDI-IA junto a otros tres cuestionarios que servían a los objetivos de otra investigación (véase Carrillo, Rojo y Staats, 1996). Todos los cuestionarios fueron administrados individualmente por el alumno que, como parte de sus prácticas, había invitado a la persona a participar en la investigación. Los estudiantes universitarios de Psicología completaron el BDI-IA en grupos de 25-35 personas. El BDI-IA se incluía dentro de una batería de cuestionarios más amplia que servía a los objetivos de otras investigaciones.

Resultados y discusión

Distribución de las puntuaciones de las versiones breves del BDI-IA

En cada una de las muestras de este estudio, las medias obtenidas para ambas versiones breves del BDI-IA son prácticamente iguales. Así, las medias para el BDI-IA-SF y el BDI-IA-SCA fueron 10,5 ($DT = 7,6$) y 10,5 ($DT = 7,8$), respectivamente, en la muestra clínica, 4,1 ($DT = 4,1$) y 4,3 ($DT = 4,3$), respectivamente, en la muestra de la población general, y 3,6 ($DT = 3,7$) y 3,8 ($DT = 3,8$), respectivamente, en la muestra de estudiantes universitarios. Por otro lado, las medias de las puntuaciones totales de ambas versiones breves del BDI-IA en las dos muestras no clínicas son muy parecidas a las obtenidas en estudios previos con el BDI-SF en muestras no clínicas. Por ejemplo, en un meta-análisis de 33 muestras no clínicas estudiadas en 13 trabajos realizados en ocho países distintos y que totalizaban 5.216 personas, Van Hemert, *et al.*, (2002) obtuvieron una puntuación total media de 3,7 para el BDI-SF, prácticamente igual a las medias obtenidas en el presente estudio para el BDI-IA-SF y el BDI-IA-SCA en la muestra universitaria (3,6 y 3,8, respectivamente), y tan sólo 0,4-0,6 puntos menor que las medias obtenidas para el BDI-IA-SF y el BDI-IA-SCA en la muestra de la población general (4,1 y 4,3, respectivamente).

No hemos encontrado ningún estudio que haya propuesto puntuaciones de corte para cualquiera de las dos versiones breves del BDI-IA que delimiten distintas categorías de gravedad de la sintomatología depresiva. Sin embargo, para el BDI-IA completo se han sugerido diversos rangos de puntuaciones correspondientes a

distintas categorías de gravedad de la depresión (Beck *et al.*, 1988; Beck y Steer, 1993; Burns, 1980/1998; Kendall *et al.*, 1987). Combinando los datos de las tres muestras, se realizaron dos análisis de regresión para obtener las ecuaciones que permitían estimar la puntuación total del BDI-IA a partir de las puntuaciones del BDI-IA-SCA o del BDI-IA-SF. La ecuación para el BDI-IA-SCA fue: $BDI-IA = 0,93 + (1,40 \times BDI-SCA)$, mientras que para el BDI-IA-SF fue: $BDI-IA = 0,98 + (1,44 \times BDI-IA-SF)$. A partir de estas dos ecuaciones, se calcularon los rangos de puntuaciones de las versiones breves del BDI-IA que equivaldrían a las puntuaciones de las diferentes categorías de gravedad de la depresión (mínima, ligera, moderada y grave) propuestas por Beck y Steer (1993) en la versión más reciente del manual del BDI-IA. Dichos rangos de puntuaciones, así como los porcentajes de personas que se corresponden a cada categoría de gravedad en cada muestra de participantes de este estudio, se recogen en la Tabla 1². Un análisis visual de dicha tabla sugiere que, tomando como referencia los porcentajes de personas que se obtienen con los rangos de gravedad de la depresión del BDI-IA, tanto los rangos de gravedad del BDI-IA-SCA como los del BDI-IA-SF dan como resultado porcentajes muy similares y, de hecho, el grado de acuerdo al clasificar a los participantes en categorías de gravedad de la depresión era alto, con valores de kappa de 0,70, 0,63 y 0,73 para los rangos del BDI-IA-SCA y valores de kappa de 0,72, 0,71 y 0,72 para los rangos del BDI-IA-SF, en las muestras de pacientes, adultos de la población general y estudiantes universitarios, respectivamente. Todos estos valores superan el estándar de 0,60 propuesto por Cicchetti (1994) para considerar un índice kappa como bueno en términos de significación clínica.

Tabla 1

2 En la Tabla 2 también se recoge los porcentajes de pacientes que en la muestra clínica se corresponden con las categorías de gravedad de la depresión propuestas por Beck y Steer (1993) a partir de la puntuación total del BDI-IA. Estos datos no coinciden con los presentados en nuestro trabajo previo con el BDI-IA para esa misma muestra de pacientes psicopatológicos (Vázquez y Sanz, 1999, Tabla 4) porque, al realizar el presente estudio, hemos advertido un error tipográfico en dicho trabajo. En concreto, aunque en el artículo de Vázquez y Sanz (1999) se dice que las categorías de gravedad de la depresión analizadas son las propuestas por Beck y Steer (1993), en realidad todos los datos presentados en la Tabla 4 se corresponden con las categorías propuestas por Beck (1967). Para el artículo de Vázquez y Sanz (1999) analizamos tres propuestas de Beck de categorías de gravedad de la depresión en función de la puntuación del BDI: las de Beck (1967), Beck *et al.* (1988), y Beck y Steer (1993). Lamentablemente, al elaborar la Tabla 4 los datos que finalmente aparecieron no fueron los que se correspondían con la propuesta que en realidad queríamos presentar, la de Beck y Steer (1993). Por tanto, para interpretar bien los datos de la Tabla 4 del artículo de Vázquez y Sanz (1999), las categorías (y rango de puntuaciones del BDI-IA) que deberían aparecer en la columna primera de dicha tabla son las de Beck (1967), esto es: mínima (0-9), leve (10-15), moderada (16-23) y grave (24-63).

Rangos cuantitativos de la depresión para las diferentes versiones del BDI-IA y porcentajes de personas en cada muestra con puntuaciones en esos rangos

Gravedad de la depresión para cada versión del BDI-IA	Rango de puntuaciones [†]	Porcentaje de personas		
		Pacientes psicopatológicos	Población general	Estudiantes universitarios
BDI-IA completo				
Mínima	0-9	32,2	69,2	81
Leve	10-16	25	20	13
Moderada	17-29	27	9,7	4
Grave	30-63	14	1,1	0
BDI-IA-SCA				
Mínima	0-6	38	75	83
Leve	7-11	25	17	11
Moderada	12-20	24	6	4
Grave	21-39	12	0	0
BDI-IA-SF				
Mínima	0-5	31	71	77
Leve	6-10	24	20	16
Moderada	11-19	32	7	5
Grave	20-39	12	0	0

Nota. † Los rangos del BDI-IA son los de Beck y Steer (1993), mientras que los del BDI-IA-SCA y el BDI-IA-SF se obtuvieron mediante las ecuaciones calculadas que relacionan el BDI-IA-SCA y el BDI-IA-SF con el BDI-IA y se corresponden con los rangos de Beck y Steer (1993). BDI-IA-SF: versión breve del BDI-IA basada en el BDI-SF; BDI-IA-SCA: versión breve del BDI-IA basada en su subescala cognitiva-afectiva.

Consistencia interna

El análisis de la consistencia interna de las versiones breves del BDI-IA reveló coeficientes alfa para el BDI-IA-SF de 0,89, 0,80 y 0,79 para las muestras de pacientes, de la población general y de estudiantes universitarios, respectivamente, y coeficientes alfa para el BDI-IA-SCA de 0,89, 0,76 y 0,79 para esas mismas muestras, respectivamente. De acuerdo a los criterios de Cicchetti (1994), todos estos coeficientes superaban el valor de 0,70 considerado como un índice aceptable de consistencia interna y, en algunos casos, superaban el valor de 0,80 considerado como bueno.

Por otro lado, estos coeficientes alfa de consistencia interna se asemejan a los encontrados en la literatura previa con versiones breves del BDI. Por ejemplo, Ritterband y Spielberger (2001) obtuvieron un coeficiente alfa para la BDI-IA-SCA de 0,90 en una muestra de pacientes con trastornos psicopatológicos, de 0,69 en una muestra de personas sanas de la población general, y de 0,74 en una muestra de pacientes con cáncer, y Van Hemert *et al.* (2002), en el estudio anteriormente mencionado, obtuvieron, mediante un meta-análisis de muestras de la población general de distintos países, un coeficiente alfa medio de 0,84 para el BDI-SF.

Frente al BDI-IA completo, sus versiones breves suponen una pequeña pérdida en los índices de consistencia interna tanto para la muestra de pacientes (0,90 frente a 0,89), como para la muestra de la población general (0,83 frente a 0,80-0,76) o la muestra de estudiantes universitarios (0,83 frente a 0,79). De hecho, se realizaron seis tests de Feldt (W) para la igualdad de dos coeficientes alfa obtenidos con la misma muestra (Alsawalmeh y Feldt, 1994), y todos ellos revelaron que dichas diferencias eran estadísticamente significativas ($p < 0,05$). Sin embargo, dado los tamaños muestrales tan grandes del presente estudio, es importante señalar que tales diferencias, aún siendo estadísticamente significativas, fueron en general pequeñas o moderadas en magnitud, ya que, salvo en un caso (el BDI-IA-SC en la muestra de la población general), representaban pérdidas de fiabilidad que oscilaban entre 0,01 y 0,04. Una revisión de algunos de los estudios meta-analíticos que han analizado la generalización de los índices de fiabilidad de los cuestionarios psicológicos, permite calcular la media ponderada por el número de muestras de las desviaciones típicas de los coeficientes de consistencia interna obtenidos a partir de 2.232 muestras para el BDI (Yin y Fan, 2000), los cuestionarios de personalidad que evalúan los Cinco Grandes (Viswesvaran y Ones, 2000), los inventarios NEO (Caruso, 2000), el MBTI (Capraro y Capraro, 2002), el STAI (Barnes, Harp y Jung, 2002), los cuestionarios de satisfacción vital (Wallace y Wheeler, 2002), las Escalas de Búsqueda de Sensaciones de Zuckerman (Deditius-Island y Caruso, 2002), la Escala de Valoración de la Ansiedad a las Matemáticas (Capraro, Capraro y Henson, 2001) y el EPQ (Caruso *et al.*, 2001). La desviación típica media resultante es de 0,09 (rango: 0,007-0,15), por lo que las reducciones de fiabilidad que representan las versiones breves del BDI-IA frente a la versión completa no llegan, en la mayoría de los casos, a media desviación típica (0,045) de la distribución muestral de coeficientes alfa de los típicos cuestionarios psicológicos.

Las correlaciones entre las puntuaciones en cada uno de los ítems del BDI-IA-SF y del BDI-IA-SCA y la puntuación total corregida de las escalas (es decir, la puntuación total sin tener en cuenta el ítem en cuestión) se presentan en la Tabla 2. Para ambas versiones y para las tres muestras, todas las correlaciones halladas fueron estadísticamente significativas; además, todas superaban el estándar de 0,30, salvo por dos excepciones del BDI-IA-SF (el ítem de autodecepción en la muestra de la población general, $r_{\text{ítem-total}} = 0,28$, y el ítem de pérdida de apetito en la muestra de estudiantes universitarios, $r_{\text{ítem-total}} = 0,23$). No obstante, las medias de las correlaciones ítem-total en las tres muestras fueron prácticamente iguales para ambas versiones breves del BDI-IA (véase la Tabla 2).

Tabla 2

Correlación corregida ítem-total de los ítems de las versiones breves del BDI-IA basadas en su subescala cognitiva-afectiva (BDI-IA-SCA) y en el BDI-SF (BDI-IA-SF) para las distintas muestras

Ítems		Correlación corregida ítem-total					
BDI-IA-SCA	BDI-IA-SF	Pacientes psicopatológicos		Población general		Estudiantes universitarios	
		BDI-IA-SCA	BDI-IA-SF	BDI-IA-SCA	BDI-IA-SF	BDI-IA-SCA	BDI-IA-SF
1. Tristeza	1. Tristeza	0,61	0,62	0,53	0,56	0,51	0,48
2. Pesimismo	2. Pesimismo	0,64	0,66	0,42	0,44	0,48	0,49
3. Sentimientos de fracaso	3. Sentimientos de fracaso	0,61	0,60	0,44	0,44	0,51	0,51
4. Insatisfacción	4. Insatisfacción	0,65	0,64	0,52	0,53	0,51	0,54
5. Culpabilidad	5. Culpabilidad	0,59	0,56	0,45	0,45	0,44	0,40
6. Sentimientos de castigo	6. Autodecepción	0,45	0,67	0,40	0,28	0,41	0,49
7. Autodecepción	7. Ideas de suicidio	0,68	0,52	0,33	0,36	0,49	0,35
8. Autoculpación	8. Desinterés social	0,59	0,67	0,31	0,30	0,36	0,38
9. Ideas de suicidio	9. Indecisión	0,52	0,67	0,36	0,45	0,37	0,41
10. Llanto	10. Pobre imagen corporal	0,44	0,50	0,38	0,47	0,40	0,38
11. Irritabilidad	11. Dificultad laboral	0,46	0,61	0,30	0,50	0,36	0,42
12. Desinterés social	12. Fatiga	0,65	0,54	0,32	0,47	0,37	0,45
13. Indecisión	13. Pérdida del apetito	0,67	0,31	0,45	0,34	0,39	0,23
Media		0,58	0,58	0,40	0,43	0,43	0,42

Equivalencia entre versiones del BDI-IA

Las correlaciones entre las versiones breves y la versión completa del BDI-IA oscilaban entre 0,97 (BDI-IA-SF) y 0,96 (BDI-IA-SCA) para la muestra de pacientes, 0,95 (BDI-IA-SF) y 0,92 (BDI-IA-SCA) para la muestra de la población general, y 0,95 (BDI-IA-SF y BDI-IA-SCA) para la muestra de estudiantes universitarios. Estos valores son semejantes a los obtenidos en la literatura previa. Así, Millikin, Trépanier

y Rourke (2004) encontraron que en una muestra de 217 adultos infectados con el virus del SIDA, la BDI-IA-SCA correlacionó 0,96 con la puntuación total del BDI-IA, mientras que Ritterband y Spielberger (2001) obtuvieron una correlación de 0,90 entre el BDI-IA-SCA y el BDI-IA tanto en una muestra de personas sanas de la población general como en una muestra de pacientes con cáncer. Por otro lado, las correlaciones entre las dos versiones breves del BDI-IA alcanzaron un valor de 0,95 para la muestra de pacientes, de 0,89 para la muestra de la población general y de 0,91 para la muestra de estudiantes universitarios.

Validez factorial

Se realizaron análisis factoriales de ejes principales sobre las correlaciones entre los 13 ítems del BDI-IA-SCA y sobre las correlaciones entre los 13 ítems del BDI-IA-SF para cada una de las muestras. Para las dos versiones breves del BDI-IA y para las tres muestras, los resultados fueron parecidos. La extracción inicial arrojó dos factores con valores propios mayores que 1 (salvo el BDI-IA-SF en la muestra de estudiantes universitarios, en la que se encontraron tres factores con valores propios mayores que 1); sin embargo, a partir del primer factor, la varianza explicada por los restantes factores era muy pequeña y tendía a disminuir de manera asintótica. De hecho, un análisis visual del gráfico de sedimentación (*scree test* de Cattell) sugería la existencia de un solo factor de depresión para las dos versiones breves del BDI-IA y para las tres muestras. Además, en las matrices factoriales de un único factor (véanse las Tablas 3 y 4) se observa que todos los ítems del BDI-IA-SCA y del BDI-IA-SF saturaban en ese único factor con valores por encima de 0,40, salvo contadas excepciones (para el BDI-IA-SCA tres ítems con saturaciones que oscilan entre 0,32 y 0,38 en la muestra de la población general y un ítem con una saturación de 0,39 en la muestra de estudiantes universitarios; para el BDI-IA-SF un ítem con una saturación de 0,33 en la muestra de pacientes, tres ítems con saturaciones que oscilan entre 0,33 y 0,39 en la muestra de la población general y un ítem con una saturación de 0,26 en la muestra de estudiantes universitarios).

Sin embargo, una extensión del criterio de análisis paralelo de Horn (1965) apoyaba en algunos casos una solución unifactorial (muestra de pacientes) y en otros bifactorial (muestras no clínicas). En este procedimiento, se usa una ecuación de regresión para predecir el valor medio de los valores propios sucesivos de matrices de correlaciones basadas en datos aleatorios (Longman, Cota, Holden, y Fekken, 1989; Keeling, 2000). Tanto con la ecuación de regresión propuesta por Longman *et al.* (1989) como con la ecuación propuesta por Keeling (2000), estos análisis revelaron que el primer valor propio de la matriz de correlaciones del BDI-IA-SF y de la matriz de correlaciones del BDI-IA-SCA en la muestra de pacientes excedían su correspondiente valor medio obtenido a partir de dichas ecuaciones apoyando, por tanto, la solución unifactorial. Sin embargo, con ambas ecuaciones, estos análisis también revelaron que el segundo valor propio de la matriz de correlaciones del BDI-IA-SF y de la matriz del BDI-IA-SCA en las muestras de adultos de la población general y de estudiantes universitarios excedían su correspondiente valor medio predicho, apoyando, por tanto, una solución bifactorial.

Tabla 3
Análisis factorial de la versión breve del BDI-IA basada en su subescala cognitiva-afectiva (BDI-IA-SCA) para las distintas muestras

Ítems	Pacientes psicopatológicos (N = 338)		Población general (N = 445)		Estudiantes universitarios (N = 1393)	
	Solución unifactorial *	Solución bifactorial †	Solución unifactorial *	Solución bifactorial †	Solución unifactorial *	Solución bifactorial †
1. Tristeza	0,66	Cognitivo 0,29 Mot-Afec. 0,41	0,63	Cognitivo 0,20 Mot-Afec. 0,47	0,56	Cognitivo 0,21 Mot-Afec. 0,41
2. Pesimismo	0,69	0,48 0,24	0,49	0,02 0,51	0,57	0,26 0,36
3. Sentimientos de fracaso	0,65	0,73 -0,04	0,55	0,50 0,13	0,61	0,58 0,08
4. Insatisfacción	0,70	0,22 0,53	0,58	0,04 0,59	0,57	-0,00 0,65
5. Culabilidad	0,63	0,60 0,06	0,55	0,62 0,03	0,51	0,65 -0,09
6. Sentimientos de castigo	0,48	0,55 -0,05	0,48	0,27 0,25	0,47	0,33 0,18
7. Autodecepción	0,73	0,84 -0,06	0,40	0,70 -0,20	0,58	0,69 -0,04
8. Autoculpación	0,63	0,47 0,20	0,38 0,48	-0,03 0,41	0,41	0,51 -0,06
9. Ideas de suicidio	0,56	0,25 0,35	0,41	0,15 0,29	0,42	0,28 0,17
10. Llanto	0,47	-0,00 0,51	0,40	-0,15 0,58	0,44	0,07 0,41
11. Irritabilidad	0,49	-0,08 0,61	0,32	-0,09 0,43	0,39	0,00 0,43
12. Desinterés social	0,69	-0,07 0,84	0,35	-0,01 0,39	0,40	-0,18 0,64
13. Indecisión	0,71	0,28 0,47	0,50	0,04 0,49	0,43	0,17 0,30

Nota. Las saturaciones mayores o iguales a 0,40 se presentan en negrita. Mot-Afec.: motivacional-afectivo. * Matriz factorial de un factor tras extracción de ejes principales. † Matriz de configuración tras rotación oblicua *promax* de dos factores extraídos mediante ejes principales.

Tabla 4
Análisis factorial de la versión breve del BDI-IA basada en el BDI-SF (BDI-IA-SF) para las distintas muestras

Ítems	Pacientes psicopatológicos (N = 338)		Población general (N = 445)		Estudiantes universitarios (N = 1393)	
	Solución unifactorial *	Solución bifactorial † Cognitivo Somático	Solución unifactorial *	Solución bifactorial † Cognitivo Somático	Solución unifactorial *	Solución bifactorial † Cognitivo Somático
1. Tristeza	0,66	0,54 0,14	0,64	0,32 0,39	0,54	0,27 0,32
2. Pesimismo	0,70	0,65 0,07	0,50	0,18 0,37	0,57	0,32 0,30
3. Sentimientos de fracaso	0,64	0,72 -0,06	0,50	0,72 -0,05	0,60	0,68 -0,00
4. Insatisfacción	0,69	0,55 0,17	0,59	0,22 0,43	0,61	0,05 0,62
5. Culpadabilidad	0,60	0,52 0,10	0,52	0,43 0,18	0,47	0,54 -0,01
6. Autodecepción	0,72	0,97 -0,24	0,33	0,57 -0,13	0,57	0,77 -0,11
7. Ideas de suicidio	0,56	0,52 0,05	0,40	0,21 0,23	0,40	0,27 0,17
8. Desinterés social	0,71	0,34 0,43	0,34	0,12 0,25	0,42	-0,08 0,54
9. Indecisión	0,71	0,48 0,27	0,50	0,10 0,44	0,45	0,08 0,41
10. Pobre imagen corporal	0,52	0,20 0,37	0,52	0,02 0,53	0,44	0,23 0,24
11. Dificultad laboral	0,64	0,20 0,51	0,55	-0,07 0,66	0,46	0,06 0,44
12. Fatiga	0,56	-0,07 0,74	0,52	-0,23 0,77	0,48	-0,07 0,61
13. Pérdida del apetito	0,33	-0,10 0,49	0,39	0,02 0,38	0,26	0,03 0,25

Nota. Las saturaciones mayores o iguales a 0,40 se presentan en negrita. * Matriz factorial de un factor tras extracción de ejes principales. † Matriz de configuración tras rotación oblicua *promax* de dos factores (factor cognitivo y somático) extraídos mediante ejes principales.

No hemos encontrado ningún estudio previo que haya analizado la estructura factorial de cualquiera de las dos versiones breves del BDI-IA. Sin embargo, existen varios trabajos que han examinado la validez factorial del BDI-SF y, dado que la mayoría de dichos estudios han encontrado soluciones de dos factores (Berndt, 1979; Bourque y Beaudette, 1982; Gould, 1982; Hojat, Shapurian y Mehryar, 1986; Leahy, 1992; Vredenburg, Krames y Flett, 1985; Volk *et al.*, 1993)³ y dado los resultados del criterio de los análisis paralelos, se realizó un segundo conjunto de análisis factoriales de ejes principales extrayendo dos factores que fueron rotados mediante un procedimiento oblicuo (*promax*).

Para el BDI-IA-SCA, las soluciones bifactoriales resultantes (véase la Tabla 3) identificaron, en todas las muestras, un primer factor que venía definido fundamentalmente por los ítems de sentimiento de fracaso, culpabilidad, autodecepción y autoculpación, los cuales parecen representar un factor cognitivo. El segundo factor quedaba configurado principalmente por los ítems de tristeza, insatisfacción, llanto, irritabilidad y desinterés social, y, dado que estos síntomas son de naturaleza esencialmente afectiva y motivacional, se puede considerar que este factor representa una dimensión motivacional-afectiva. Además, en todas las muestras, los dos factores, el cognitivo y el motivacional-afectivo, se mostraban altamente correlacionados entre sí ($r = 0,64-0,78$; véase la Tabla 5), lo que apoya la idea de que el BDI-IA-SCA mide una dimensión general de depresión que está compuesta por dos dimensiones sintomáticas altamente relacionadas, una cognitiva y otra motivacional-afectiva. De hecho, un análisis de la congruencia de los factores que componen las soluciones bifactoriales del BDI-IA-SCA en las tres muestras, sugiere que los dos factores encontrados en cada muestra convergen razonablemente. Para cuantificar ese grado de convergencia, se calculó el coeficiente de correlación de Pearson entre factores rotados. Cliff (1966) ha propuesto una correlación mínima de 0,75 para afirmar que dos factores tienen una interpretación similar. Como puede verse en la Tabla 5, los valores de r obtenidos superaron en todos los casos el estándar de 0,75, con la excepción de la correlación entre la muestra de pacientes y la muestra de la población general para el factor motivacional-afectivo (0,71).

Para el BDI-IA-SF, las soluciones bifactoriales encontradas (véase la Tabla 4) identificaron, en todas las muestras, un primer factor que venía definido de forma consistente por los ítems de sentimientos de fracaso, culpabilidad y autodecepción, los cuales parecen representar un factor cognitivo. El segundo factor quedaba configurado consistentemente en las tres muestras por los ítems de dificultad laboral y

3 Aunque en sus estudios, Berndt (1979), Gould (1982) y Vredenburg *et al.* (1985) extrajeron tres factores siguiendo el criterio de valores propios mayores que uno, en los tres estudios es probable que ese criterio diera lugar a una sobrefactorización y que la solución más factible fuera la bifactorial, ya que en los tres estudios el tercer factor quedó definido por un único ítem sobresaliente (un ítem sobresaliente es aquel que tiene una saturación igual o mayor de 0,40 en un factor dado y esa saturación es la mayor del ítem; Gorsuch, 1997). Este tipo de factores definidos por un sólo ítem sobresaliente es muy probable que sean triviales (Gorsuch, 1997), máxime cuando proceden de un análisis factorial de componentes principales, con extracción según el criterio de valores propios mayores que uno y con rotación varimax, una combinación metodológica usada en los estudios de Berndt (1979) y Vredenburg *et al.* (1985) y que tiende a dar soluciones con demasiados factores, especialmente en el análisis factorial de ítems (Gorsuch, 1997).

fatiga, por lo que se puede considerar una dimensión somática. Además, en todas las muestras, los dos factores, el cognitivo y el somático, se mostraban altamente correlacionados entre sí ($r = 0,59-0,75$; véase la Tabla 5), lo que apoya la idea de que el BDI-IA-SF mide una dimensión general de depresión que está compuesta por dos dimensiones sintomáticas altamente relacionadas, una cognitiva y otra somática. De hecho, un análisis de la congruencia de los factores que componen las soluciones bifactoriales del BDI-IA-SF en las tres muestras, sugiere que los dos factores encontrados en cada muestra convergen razonablemente (véase la Tabla 5), con correlaciones entre los factores de dichas soluciones que superaron en todos los casos el estándar de 0,75, con la excepción de la correlación entre la muestra de pacientes y la muestra de estudiantes universitarios para el factor somático (0,73).

Tabla 5

Congruencia factorial (correlaciones entre factores) entre las soluciones bifactoriales de la versión breve del BDI-IA basada en su subescala cognitiva-afectiva (BDI-IA-SCA) y entre las soluciones bifactoriales de la versión breve del BDI basada en el BDI-SF (BDI-IA-SF)

Estudio	Muestra			<i>r</i> entre los dos factores de la solución bifactorial
	1	2	3	
BDI-IA-SCA				
Factor cognitivo				
1. Pacientes	1,00			0,78
2. Población general	0,87	1,00		0,64
3. Estudiantes universitarios	0,91	0,92	1,00	0,67
Factor motivacional-afectivo				
1. Pacientes	1,00			
2. Población general	0,71	1,00		
3. Estudiantes universitarios	0,83	0,87	1,00	
BDI-IA-SF				
Factor cognitivo				
1. Pacientes	1,00			0,75
2. Población general	0,84	1,00		0,59
3. Estudiantes universitarios	0,77	0,87	1,00	0,66
Factor somático				
1. Pacientes	1,00			
2. Población general	0,86	1,00		
3. Estudiantes universitarios	0,73	0,78	1,00	

Validez de criterio: Diagnóstico diferencial entre trastornos depresivos y no depresivos

Tomando como criterio de validez el diagnóstico llevado a cabo por los clínicos en la muestra de pacientes de acuerdo a los criterios del DSM-III-R, se pueden obtener, para las distintas puntuaciones de las versiones breves del BDI-IA, diversos índices de validez para diagnosticar un trastorno depresivo en una población psicopatológica. Dos de los índices más utilizados son la sensibilidad (capacidad del BDI-IA-SCA y del BDI-IA-SF para identificar correctamente pacientes con trastornos depresivos, es decir, porcentaje de pacientes con un trastorno depresivo que puntúan igual o por encima de una puntuación determinada en esos instrumentos) y la especificidad (capacidad del BDI-IA-SCA y del BDI-IA-SF para identificar correctamente pacientes sin trastornos depresivos o porcentaje de pacientes no depresivos que puntúan por debajo de una puntuación determinada de esos instrumentos). Un modo de analizar la sensibilidad y la especificidad a lo largo de todo el rango de puntuaciones de los instrumentos consiste en emplear un análisis de la curva ROC (*Receiver Operating Characteristic*). En dicha curva se representa gráficamente la sensibilidad en la ordenada y la tasa de falsos positivos (1 – especificidad) en la abscisa para cada una de las puntuaciones del instrumento, y una medida útil del rendimiento diagnóstico de un instrumento es el área bajo la curva ROC (Swets, 1988), la cual varía desde 0,5 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-IA completo fue de 0,81, con un intervalo de confianza asintótico al 95% de confianza entre 0,74 y 0,87, valores similares a los obtenidos para el BDI-IA-SF y el BDI-IA-SCA (respectivamente, áreas iguales a 0,82 y 0,81 e intervalos de confianza de 0,75-0,88 y 0,74-0,88). Por tanto, no parece que ninguna de las dos versiones breves del BDI-IA supongan una reducción del rendimiento diagnóstico del BDI-IA completo, y tanto el rendimiento diagnóstico de éste como los de las versiones breves se pueden considerar aceptables en términos de los criterios propuestos por Swets (1988) para el área bajo la curva ROC (1,00-0,91: excelente, 0,90-0,81: bueno; 0,80-0,71; aceptable; 0,70-0,61: pobre, 0,60-0,51: no válido).

Por otro lado, las curvas ROC identificaron como mejores puntos de corte para discriminar entre pacientes con y sin trastornos depresivos, la puntuación de 15 para el BDI-IA-SCA y la de 14 para el BDI-IA-SF. Utilizando la puntuación de 15, el BDI-IA-SCA fue capaz de identificar correctamente al 72,9% de los 48 pacientes con trastornos depresivos de la muestra de pacientes y al 80% de los 290 pacientes sin trastornos depresivos, lo cual suponía un índice de concordancia (coeficiente kappa) de 0,38 con el diagnóstico realizado por los clínicos, índice que no alcanza el estándar de 0,40 para ser considerado aceptable en cuanto a su significación clínica según las directrices de Cicchetti (1994). Por su parte, el BDI-IA-SF, utilizando la puntuación de 14, fue capaz de identificar correctamente al 72,9% de los pacientes con trastornos depresivos y al 76,9% de los pacientes sin trastornos depresivos, lo cual suponía un índice de concordancia diagnóstica (kappa) de 0,34 que tampoco alcanzaba el estándar de 0,40 (Cicchetti, 1994).

Validez de contenido

El BDI surgió con la intención de «medir las manifestaciones conductuales de la depresión» (Beck *et al.*, 1961, p. 53), por tanto, cabría esperar que el BDI-IA reflejara de manera adecuada las principales manifestaciones conductuales de la depresión tal y como es entendida de forma consensuada hoy en día en sistemas como el DSM-IV (APA, 1994). En concreto, pues, se podría examinar la validez de contenido de las versiones breves del BDI-IA en función de si los nueve criterios sintomatológicos del episodio depresivo mayor y los siete criterios sintomatológicos del trastorno distímico (cinco de ellos comunes a los del episodio depresivo mayor) tienen su reflejo en uno o varios de los ítems de dichas versiones breves del BDI-IA.

Tabla 6

Comparación entre los criterios diagnósticos del DSM-IV para los trastornos depresivos y los ítems de las versiones breves del BDI-IA

DSM-IV (1994)	BDI-IA-SF	BDI-IA-SCA
Criterio A:		
1. Estado de ánimo deprimido (puede ser irritable en niños y adolescentes)	(1) Tristeza	(1) Tristeza. (10) Llanto. (11) Irritabilidad
2. Disminución del placer o interés	(4) Insatisfacción. (8) Desinterés social	(4) Insatisfacción. (12) Desinterés social
3. Aumento/disminución del peso o apetito	(13) Pérdida del apetito	
4. Insomnio o hipersomnia		
5. Agitación o enlentecimiento psicomotor		
6. Fatiga o pérdida de energía	(12) Fatiga	
7. Sentimientos de inutilidad o culpa	(3) Sentimientos de fracaso. (5) Culpabilidad	(3) Sentimientos de fracaso. (6) Sentimientos de castigo. (5) Culpabilidad. (8) Autoculpación
8. Disminución de la capacidad para pensar, concentrarse o tomar decisiones	(9) Indecisión	(13) Indecisión
9. Ideas recurrentes de muerte o suicidio	(7) Suicidio	(9) Suicidio
10. Baja autoestima	(6) Autodecepción. (10) Autoimagen	(7) Autodecepción
11. Sentimientos de desesperanza	(2) Pesimismo	(2) Pesimismo
Criterio C: Malestar significativo o deterioro en las áreas social, laboral u otras importantes	(11) Dificultad laboral	

Nota. Entre paréntesis los números de los correspondientes ítems en las versiones breves del BDI-IA. BDI-IA-SF: Versión breve del BDI-IA basada en el BDI-SF. BDI-IA-SCA: Versión breve del BDI-IA basada en su sub-escala cognitiva-afectiva. * Del 1 al 9 aparecen los criterios sintomáticos (Criterio A) del episodio depresivo mayor, mientras que los del trastorno distímico corresponden a los números 1, 3, 4, 6, 8, 10 y 11.

Como puede observarse en la Tabla 6, el BDI-IA-SF cubre cinco de los siete síntomas que definen el trastorno distímico y seis de los nueve del episodio depresivo mayor y, aunque parcialmente, también refleja uno de los síntomas restantes común al trastorno distímico y al episodio depresivo mayor (aumento o pérdida de peso/apetito), de forma que el BDI-IA-SF evalúa la pérdida de apetito, pero no su aumento. Por otro lado, existen dos criterios sintomatológicos que quedan sin cubrir en el BDI-IA-SF, uno común al episodio depresivo mayor y a la distimia (insomnio o hipersomnias), y otro específico del episodio depresivo mayor (agitación o enlentecimiento psicomotor). Aunque las dificultades para hacer cosas y las interferencias en el trabajo recogidas por el ítem de dificultad laboral del BDI-IA-SF podrían indicar la presencia de cambios psicomotores, en concreto, de retardo psicomotor, nos parece que ese ítem parece cubrir más bien el criterio de gravedad o deterioro (Criterio C) propuesto por el DSM-IV para el diagnóstico de ambos trastornos depresivos: malestar clínicamente significativo o algún tipo de deterioro en el área social, laboral o en cualquier otra área importante de funcionamiento. Es importante señalar que la versión completa del BDI-IA tan sólo evalúa un criterio sintomático más que el BDI-IA-SF, el relativo al insomnio.

En cuanto al BDI-IA-SCA, en consonancia con su estrategia de construcción (la selección de los ítems que evalúan síntomas cognitivos-afectivos), esta versión breve cubre menos criterios diagnósticos sintomáticos del trastorno distímico y del episodio depresivo mayor que el BDI-IA-SF ya que deja fuera a propósito los síntomas somáticos. Así, como puede observarse en la Tabla 6, el BDI-IA-SCA cubre cuatro de los siete síntomas que definen el trastorno distímico y cinco de los nueve del episodio depresivo mayor, dejando fuera los síntomas de aumento o pérdida de peso/apetito, insomnio o hipersomnias, agitación o enlentecimiento psicomotor y fatiga o pérdida de energía. Además, frente al BDI-IA-SF, el BDI-IA-SCA no evalúa el criterio de gravedad o deterioro en el área social, laboral o en cualquier otra área importante de funcionamiento.

Conclusiones

El objetivo de este estudio era analizar las propiedades psicométricas de dos versiones breves españolas del BDI-IA: la versión desarrollada a partir de su subescala cognitivo-afectiva (BDI-IA-SCA) y la desarrollada a partir de los ítems del BDI-SF (BDI-IA-SF). Para ello, se analizaron los datos de los ítems que componen dichas versiones breves obtenidos en el contexto de los estudios de adaptación en España del BDI-IA con tres muestras: pacientes psicopatológicos, adultos de la población general y estudiantes universitarios.

Los índices de fiabilidad de consistencia interna de las dos versiones breves del BDI-IA en las tres muestras son buenos y se asemejan a los niveles encontrados en otros ámbitos culturales. Aunque dichos índices son menores que los de la versión completa del BDI-IA, la reducción es relativamente pequeña y sólo supone un descenso de 0,01-0,04 unidades del coeficiente alfa.

Los resultados de los análisis factoriales realizados indican que, en las tres muestras, las dos versiones breves del BDI-IA parecen medir una dimensión de depresión general que está compuesta de dos dimensiones sintomáticas altamente relaciona-

das. Estas dimensiones difieren, sin embargo, en las dos versiones breves. Como cabría esperar de la forma en que fueron desarrolladas dichas versiones, en el BDI-IA-SCA se puede aislar, de forma consistente en distintas muestras de personas, una dimensión de sintomatología depresiva cognitiva y otra motivacional-afectiva, mientras que en el BDI-IA-SF se puede identificar de forma consistente una dimensión sintomatológica cognitiva y otra somática.

En la muestra de pacientes psicopatológicos, las dos versiones breves del BDI-IA presentan índices de validez de criterio para hacer un diagnóstico diferencial entre trastornos depresivos y no depresivos aceptables e iguales a los que obtiene el BDI-IA completo. Sin embargo, ninguna puntuación de las versiones breves del BDI-IA fue capaz de satisfacer simultáneamente valores adecuados de sensibilidad, especificidad y de acuerdo diagnóstico, por lo que la utilización como instrumento de diagnóstico diferencial de cualquiera de las versiones breves del BDI-IA no se justifica en función de los datos presentados en este estudio. El BDI-IA no es un instrumento diagnóstico, al menos para realizar diagnósticos diferenciales entre trastornos mentales; por tanto, el BDI-IA no debería usarse como único instrumento diagnóstico ya que la depresión puede acompañar a muchos trastornos mentales, desde el trastorno por pánico a la esquizofrenia. Estas son ideas que hemos expresado en otras ocasiones (Vázquez y Sanz, 1997, 1999). Cabe la posibilidad de que las versiones breves del BDI-IA puedan servir como instrumento de cribado para detectar casos de depresión en muestras de la población general o de pacientes con enfermedades médicas. La validez de esta utilización de las versiones breves del BDI-IA requeriría su análisis empírico en dichas muestras.

El BDI-IA-SF cubre aceptablemente el espectro de síntomas incluidos como criterios de los trastornos depresivos (depresión mayor y distimia) en el DSM-IV, abordando 9 de los 11 criterios sintomatológicos propuestos (tan sólo uno menos que el BDI-IA completo), así como, parcialmente, el criterio de deterioro en el funcionamiento. Por contra, el BDI-IA-SCA cubre 7 de los 11 síntomas propuestos, centrándose fundamentalmente en la sintomatología cognitiva-afectiva. Este es el único aspecto de los investigados en este estudio en el que existe una diferencia clara entre el BDI-IA-SF y el BDI-IA-SCA, ya que en términos de fiabilidad de consistencia interna, validez factorial, validez de criterio y correlación con el BDI-IA completo, ambas versiones breves muestran índices muy similares, por lo que la elección entre uno u otro para evaluar la depresión en el tipo de muestras que se han analizado en el presente estudio se debería hacer más en función de los objetivos de la evaluación, que en función de sus propiedades psicométricas. Así, por ejemplo, una investigación interesada fundamentalmente en los aspectos cognitivos de la depresión podría preferir el BDI-IA-SCA en lugar del BDI-IA-SF, mientras que un investigador o profesional interesado en la evaluación continua de sus pacientes con trastornos depresivos podría inclinarse por el BDI-IA-SF en lugar de por el BDI-IA-SCA para cubrir así mejor la heterogeneidad sintomática que suelen presentar dichos pacientes. Cabe, no obstante, que en otras muestras no analizadas en el presente estudio, una de las versiones breves pudiera ser superior psicométricamente a la otra. Así, por ejemplo, sería razonable suponer que en muestras de pacientes con enfermedades médicas el BDI-IA-SCA podría mostrar mejores índices de fiabilidad y validez que el BDI-IA-SF, ya que este último incluye síntomas somáticos que pueden confundirse

con los síntomas derivados de la propia enfermedad médica o de su tratamiento. No obstante, esta es una posibilidad que espera su oportuna investigación empírica.

Las dos versiones breves del BDI-IA presentan correlaciones similares y muy altas (por encima de 0,92) con el BDI-IA completo, lo que ha permitido calcular ecuaciones de regresión que permiten convertir las puntuaciones de las versiones breves del BDI-IA en puntuaciones de la versión completa y, a partir de esas ecuaciones, rangos de puntuaciones de las versiones breves para distintas categorías de gravedad de la depresión (mínima, leve, moderada y grave). Estas altas correlaciones entre las versiones breves y completa del BDI-IA justificarían, en conjunción con los índices aceptables de fiabilidad y validez ya comentados, la utilización del BDI-IA-SF o del BDI-IA-SCA como sustitutos satisfactorios del BDI-IA cuando la rapidez en la administración sea un factor importante. Sin embargo, dicha sustitución no debería realizarse de forma automática, sino que debería responder a un cuidadoso análisis de sus ventajas (p. ej., rapidez en la administración; posibilidad de administrar otros instrumentos relevantes) e inconvenientes (p. ej., disminución de los índices de fiabilidad y validez) en función de los objetivos de la evaluación. Es cierto que los datos de este estudio sugieren que las disminuciones en los índices de fiabilidad y validez que conlleva el uso de las versiones breves del BDI-IA en detrimento de la versión completa no son muy grandes, pero aún así esas pequeñas reducciones pueden no compensar en determinados contextos y para determinados objetivos. Por ejemplo, cuando se evalúa la depresión de una persona para realizar un peritaje en un contexto legal-forense, parece obligado la utilización de los instrumentos más fiables y válidos de que se disponga, ya que las valoraciones y recomendaciones a las que se lleguen van a tener repercusiones muy importantes e inmediatas para la vida de esa persona y, probablemente, también para la de terceros. En tales casos, el ahorro de tiempo no justificaría la utilización de las versiones breves del BDI-IA en detrimento de la versión completa, más fiable y válida.

En suma, las versiones breves españolas del BDI-IA parecen tener, inicialmente, unos índices aceptables de fiabilidad de consistencia interna, validez factorial, validez de criterio y validez de contenido como instrumento de medida de la sintomatología depresiva en pacientes con trastornos psicológicos, adultos de la población general y estudiantes universitarios, que recomiendan su uso en este tipo de población tanto en ámbitos clínicos como de investigación. No obstante esta conclusión y las anteriores deberían matizarse en función de algunas de las limitaciones de este estudio. Primero, las muestras utilizadas fueron muestras de conveniencia en cuya selección no se siguieron criterios uniformes de exclusión-inclusión como podría haber sido, por ejemplo, la utilización de muestreos aleatorios o la selección sistemática de todos los pacientes que acudieron a los centros clínicos. En segundo lugar, aunque se exigió el uso de criterios DSM-III-R, el diagnóstico final en la muestra de pacientes se basó en el juicio clínico del psicólogo o psicólogos a cargo de los pacientes. Hubiera sido deseable la utilización de entrevistas estructuradas diagnósticas o listados de síntomas ligados al DSM-III-R, o haber contado con información sobre el acuerdo diagnóstico de dos o más clínicos para una mejor valoración de la validez de criterio. En tercer lugar, el análisis de las propiedades psicométricas de las versiones breves del BDI-IA se ha realizado a partir de las respuestas a los ítems de dichas versiones en el contexto de la administración del BDI-IA completo. Por tanto,

sería necesario realizar nuevos estudios que investiguen las propiedades psicométricas de las versiones breves españolas del BDI-IA cuando sus ítems son contestados de forma independiente, formando ellos mismos un instrumento independiente.

Referencias

- Alsawalmeh, Y. M. y Feldt, L. S. (1994). A modification of Feldt's test of the equality of two dependent alpha coefficients. *Psychometrika*, 59, 49-57.
- American Psychiatric Association. (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (3^o ed., revised)*. Washington, DC: APA.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (4^o ed.)*. Washington, DC: APA.
- Barnes, L. L. B., Harp, D. y Jung, W. S. (2002). Reliability generalization of scores on the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 62, 603-618.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: Causes and treatment*. Philadelphia, PA: University of Pennsylvania Press.
- Beck, A. y Beamesderfer, A. (1974). Assessment of depression: the Depression Inventory. En P. Pichot (dir.), *Modern problems in pharmacopsychiatry, vol. 7. Psychological measurements in psychopharmacology* (pp. 151-169). Basel, Suiza: Karger.
- Beck, A. T. y Beck, R. W. (1972). Screening depressed patients in family practice. A rapid technic. *Postgraduate Medicine*, 52 (6), 81-85.
- Beck, A. T., Rial, W. Y. y Rickels, K. (1974). Short form of Depression Inventory: cross-validation. *Psychological Reports*, 34, 1184-1186.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F. y Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. Nueva York: Guilford (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. 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.
- Beck, J. S. (1995). *Cognitive therapy: Basics and beyond*. Nueva York: Guilford.
- Bennett, D. S., Ambrosini, P. J., Bianchi, M., Barnett, D., Metz, C. y Rabinovich, H. (1997). Relationship of Beck Depression Inventory factors to depression among adolescents. *Journal of Affective Disorders*, 45, 127-134.
- Berndt, D. J. (1979). Taking items out of context: dimensional shifts with the short form of the Beck Depression Inventory. *Psychological Reports*, 45, 569-570.
- Bourque, P. y Beaudette, D. (1982). Etude psychométrique du Questionnaire de Depression de Beck auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires francophones. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 14, 211-218.
- Brown, T. A., Campbell, L. A., Lehman, C. L., Grisham, J. R. y Mancill, R. B. (2001). Current and lifetime comorbidity of the DSM-IV anxiety and mood disorders in a large clinical sample. *Journal of Abnormal Psychology*, 110, 585-599.
- Burns, D. (1998). *Sentirse bien: una nueva fórmula contra las depresiones*. Barcelona: Paidós. (Orig. 1980).

- Capraro, M. M., Capraro, R. M. y Henson, R. K. (2001). Measurement error of scores on the Mathematics Anxiety Rating Scale across studies. *Educational and Psychological Measurement*, 61, 373-386.
- Capraro, R. M. y Capraro, M. M. (2002). Myers-Briggs Type Indicator score reliability across studies: A meta-analytic reliability generalization study. *Educational and Psychological Measurement*, 62, 590-602.
- Carrillo, J. M., Rojo, N. y Staats, A. W. (1996). Vulnerable personality in depression: Investigating commonality in the search for unification. *European Journal of Psychological Assessment*, 12, 202-211.
- Caruso, J. C. (2000). Reliability generalization of the NEO Personality Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 60, 236-254.
- Caruso, J. C., Witkiewitz, K., Belcourt-Dittloff, A. y Gottlieb, J. D. (2001). Reliability of scores from the Eysenck Personality Questionnaire: A reliability generalization study. *Educational and Psychological Measurement*, 61, 675-689.
- Cathebras, P., Mosnier, C., Levy, M., Bouchou, K. y Rousset, H. (1994). Depistage de la depression chez les patients hospitalises en medecine: comparaison de deux echelles d'autoevaluation et du jugement des cliniciens a un questionnaire structure. *L'Encéphale*, 20, 311-317.
- Clark, D. A. y Steer, R.A. (1994). Use of nonsomatic symptoms to differentiate clinically depressed and nondepressed hospitalized patients with chronic medical illnesses. *Psychological Reports*, 75, 1089-1090.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284-290.
- Cliff, J. (1966). Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika*, 31, 33-42.
- Deditius-Island, H. K y Caruso, J. C. (2002). An examination of the reliability of scores from Zuckerman's Sensation Seeking Scales, Form V. *Educational and Psychological Measurement*, 62, 728-734.
- Fornari, L. M. y Furlanetto, L. M. (2002). Frequência de sintomas depressivos em pacientes com história de infarto agudo do miocárdio. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 51, 385-390.
- Furlanetto, L. M., Mendlowicz, M. V. y Romildo Bueno, J. (2005). The validity of the Beck Depression Inventory-Short Form as a screening and diagnostic instrument for moderate and severe depression in medical inpatients. *Journal of Affective Disorders*, 86, 87-91.
- Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment*, 68, 532-560.
- Gould, J. (1982). A psychometric investigation of the standard and short form Beck Depression Inventory. *Psychological Reports*, 51, 1167-1170.
- Hojat, M., Shapurian, R. y Mehryar, A. H. (1986). Dimensionality of the Short Form of the Beck Depression Inventory: A study with Iranian college students. *Psychological Reports*, 59, 1069-1070.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- 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, 289-299.
- Keeling, K. B. (2000). A regression equation for determining the dimensionality of data. *Multivariate Behavioral Research*, 35, 457-468.
- Knight, R. G. (1984). Some general population norms for the short form Beck Depression Inventory. *Journal of Clinical Psychology*, 40, 751-753.
- Leahy, J. M. (1992). Validity and reliability of the Beck Depression Inventory-Short Form in a group of adult bereaved females. *Journal of Clinical Psychology*, 48, 64-68.
- Longman, R. S., Cota, A. A., Holden, R. R. y Fekken, G. C. (1989). A regression equation for the parallel analysis criterion in principal components analysis: Mean and 95th percentile eigenvalues. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 59-79.

- Love, A. W., Grabsch, B., Clarke, D. M., Bloch, S. y Kissane, D. W. (2004). Screening for depression in women with metastatic breast cancer: a comparison of the Beck Depression Inventory Short Form and the Hospital Anxiety and Depression Scale. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 38, 526-531.
- Millikin, C. P., Trepanier, L. L. y Rourke, S. B. (2004). Verbal fluency component analysis in adults with HIV/AIDS. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 26, 933-942.
- Muñiz, J. y Fernández-Hermida, J. R. (2000). La utilización de los tests en España. *Papeles del Psicólogo*, 76, 41-49.
- Piotrowsky, C. (1996). Use of the Beck Depression Inventory in clinical practice. *Psychological Reports*, 79, 873-874.
- Plumb, M. M. y Holland, J. (1977). Comparative studies of psychological function in patients with advanced cancer, I: Self-reported depressive symptoms. *Psychosomatic Medicine*, 39, 264-276.
- Reynolds, W. M. y Gould, J. W. (1981). A psychometric investigation of the standard and short form Beck Depression Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 49, 306-307.
- Ritterband, L. M. y Spielberger, C. D. (2001). Depression in a cancer patient population. *Journal of Clinical Psychology in Medical Settings*, 8, 85-93.
- Sanz, J., Navarro, M. E. y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 1. Propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Análisis y Modificación de Conducta*, 29, 239-288.
- Sanz, J., Perdígón, A. L. y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 2. Propiedades psicométricas en población general. *Clinica y Salud*, 14, 249-280.
- Sanz, J. y Vázquez, C. (1998). Fiabilidad, validez y datos normativos del Inventario para la Depresión de Beck. *Psicothema*, 10, 303-318.
- Stukenberg, K. W., Dura, J. R. y Kiecolt-Glaser, J. K. (1990). Depression screening scale validation in an elderly, community-dwelling population. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 2, 134-138.
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, 240, 1285-1293.
- 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. *Clinica 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. *Clinica y Salud*, 10, 59-81.
- Van Hemert, D. A., Van de Vijver, F. J. R. y Poortinga y. H. (2002). The Beck Depression Inventory as a measure of subjective well-being: A cross-national study. *Journal of Happiness Studies*, 3, 257-286.
- Vredenburg, K., Krames, L. y Flett, G. L. (1985). Reexamining the Beck Depression Inventory: the long and short of it. *Psychological Reports*, 56, 767-778.
- Viswesvaran, C. y Ones, D. S. (2000). Measurement error in «Big Five Factors» personality assessment: Reliability generalization across studies and measures. *Educational and Psychological Measurement*, 60, 224-235.
- Volk, R., Pace, T. M. y Parchman, M. L. (1993). Screening for depression in primary care patients: dimensionality of the short form of the Beck Depression Inventory. *Psychological Assessment*, 5, 173-181.
- Wallace, K. A. y Wheeler, A. J. (2002). Reliability generalization of the Life Satisfaction Index. *Educational and Psychological Measurement*, 62, 674-676.
- Yin, P. y Fan, X. (2000). Assessing the reliability of the Beck Depression Inventory scores: Reliability across studies. *Educational and Psychological Measurement*, 60, 201-223.