

El Inventario de Depresión de Beck: Su validez en población adolescente

The Beck Depression Inventory: Its validity in adolescent population

María del Carmen Beltrán

Miguel-Ángel Freyre

&

Laura Hernández-Guzmán

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México
Hospital Psiquiátrico Infantil “Dr. Juan N. Navarro”, México

(Rec: 10 de septiembre de 2011 / Acep: 15 de diciembre de 2011)

Resumen

El Inventario de Depresión de Beck, IA (BDI-IA), ha demostrado buenas propiedades psicométricas durante los últimos cuarenta años. El propósito de este estudio fue evaluar la estructura factorial y las propiedades psicométricas del BDI-IA para adolescentes mexicanos. Participó un total de 385 adolescentes en dos muestras (comunidad general, pacientes psiquiátricos externos con y sin trastorno depresivo). Los participantes completaron el BDI-IA y una batería de instrumentos para medir constructos relacionados. El AFE mostró una solución de dos factores: el Cognitivo-Afectivo y el Somático. El AFC indicó un ajuste aceptable del modelo propuesto por Beck. El BDI-IA mostró un $\alpha = .92$, y mantuvo una relación significativa con medidas de afrontamiento evitativo, respuesta de rumia y ansiedad. Asimismo, mostró buena sensibilidad y especificidad para discriminar entre deprimidos y no deprimidos. El BDI-IA es una medida válida y confiable de los síntomas depresivos en adolescentes mexicanos de población clínica y no clínica.

Palabras clave: Estado de ánimo, pubertad, sensibilidad, especificidad, curva ROC.

Abstract

The Beck Depression Inventory, IA (BDI-IA) has been shown to have good psychometric properties for the past forty years. The aim of the present study was to evaluate the factor structure and provide evidence of the psychometric properties of the BDI-IA for Mexican adolescents. Three hundred eighty five adolescents in two samples (general community, psychiatric outpatients with and without major depressive disorders) completed the BDI-IA and a battery of measures of related constructs. The EFA showed a two-factor solution: the Cognitive-Affective one, and the Somatic one. The CFA indicated an acceptable fit of Beck's model. The BDI-IA showed an $\alpha = .92$, and maintained a significant relationship with avoidance coping, ruminative response and anxiety measures. As well, the BDI-IA showed good sensitivity and specificity to discriminate between depressed and non-depressed individuals. The BDI-IA is a valid and reliable measure of depressive symptoms in Mexican adolescents of clinical and non-clinical populations.

Keywords: Mood, puberty, sensitivity and specificity, ROC curve.

María del Carmen Beltrán Rodríguez, Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, y Hospital Psiquiátrico Infantil “Dr. Juan N. Navarro”; Miguel Ángel Freyre, Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México; Laura Hernández-Guzmán, Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México.

Este estudio fue posible gracias al financiamiento otorgado a la Dra. Laura Hernández-Guzmán, responsable del proyecto PAPIIT IN304610 de la Universidad Nacional Autónoma de México. La evaluación de la muestra clínica contó con la aprobación de los comités de ética (PT4/02/0309) e investigación (PT4/02/0109) del Hospital Psiquiátrico Infantil “Dr. Juan N. Navarro” (HPIJNN), Secretaría de Salud, México.

Se agradece las facilidades brindadas de parte de las autoridades y del personal médico, paramédico y administrativo del HPIJNN, para la recolección de datos, así como la colaboración de los estudiantes de licenciatura que a continuación se enlistan, en la recolección de datos: Kitzia Anguiano, Margarita Calderón, Nadia Castillo, Ángel Cruz, Julieta De Castilla, Karina Domínguez, Kenya García, Mayela García, Frida Garduño, Alejandro González, Laura Guadarrama, Helena Hernández, Marissa Hernández, Cyndi Jiménez, Verónica Jiménez, Mónica Juárez, Selene Lira, Blanca López, Tania Maldonado, Daniela Martínez, Guadalupe Martínez, Magalli Martínez, Ollin Montecillo, Darinka Montiel, Ana Morales, Rosa Muñoz, Carmen Nájera, Mónica Ramírez, Akari Rangel, Rosa Reyes, Paulina Romani, Carlos Sabanero, Alejandra Sánchez, Jesús Sánchez, Juan Manuel Santiago, Omar Suárez, Erika Téllez, Elizabeth Trejo y Montserrat Valentín.

La correspondencia en relación con este artículo debe dirigirse a la Dra. Laura Hernández-Guzmán, Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, Av. Universidad No. 3004, Edif. E, cubículo 2-9, Col. Copilco-Universidad, C.P. 04510, Deleg. Coyoacán, México, D.F. Tel. (55) 5622-2250. E-mail: lher@unam.mx

La Organización Mundial de la Salud (OMS, 2003) define a la depresión como un trastorno del estado de ánimo que se caracteriza por la pérdida de la capacidad del individuo para interesarse y disfrutar de las cosas. Alteración que afecta de manera significativa la funcionalidad del individuo en sus principales áreas de actividad.

La depresión se acompaña también de cambios en el sueño, apetito y psicomotricidad, disminución de la atención, concentración y capacidad para tomar decisiones, pérdida de la confianza en sí mismo, sentimientos de inferioridad o inutilidad y culpa, así como de desesperanza, y pensamientos de muerte recurrentes con ideación, planeación y/o actos suicidas.

La OMS (2001) señala a la depresión como la primera causa de pérdida de años de buena salud por discapacidad (APD), y el primer lugar de prevalencia (10.4%) entre los trastornos psiquiátricos graves en la atención primaria. El trastorno depresivo es más prevalente en adolescentes mujeres que en hombres, en proporción de dos a uno. Ellas tienden a puntuar más alto que los hombres en diferentes escalas de autoinforme a partir de los 14 años (Benjet et al., 2009; Wade, Cairney & Pevalin, 2002).

La población adolescente parece ser especialmente vulnerable a la depresión, ya que muestra una prevalencia del 4% al 8% en población no clínica y del 27% al 40% en población clínica (American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 2007), con múltiples consecuencias a corto, mediano y largo plazos, como la ideación suicida (Benjet et al., 2009), y el suicidio consumado en el 15% al 20% de los que la presentan (OMS, 2001). A mediano plazo la depresión predice conducta antisocial, consumo de tabaco, alcohol y otras drogas; y actúa como factor de riesgo para el desarrollo de cualquier otro tipo de psicopatología (Benjet, Borges, Medina-Mora, Fleiz & Zambrano, 2004; Colman, Wadsworth, Croudace & Jones, 2007; Rice, Lifford, Thomas & Thapar, 2007).

La teoría de la depresión de Beck se considera una de las principales representantes de las explicaciones cognitivas de la depresión (Lakdawalla, Hankin & Mermelstein, 2007). Esta teoría se basa en un modelo de vulnerabilidad al estrés, en el que se activan esquemas de pensamiento distorsionado que contribuyen a la forma negativa en que el individuo percibe, codifica e interpreta la información sobre sí mismo, sobre el mundo y sobre el futuro, lo cual inicia y mantiene los síntomas depresivos. A partir de esta explicación surgió el Inventario de Depresión de Beck (BDI por sus siglas en inglés), para detectar la existencia de síntomas depresivos y su gravedad, en adolescentes y adultos.

El BDI, desarrollado originalmente por Beck y sus colaboradores en 1961, cuenta con más de 500 estudios publicados que avalan sus propiedades psicométricas en población clínica y no clínica, así como su uso transcultural en investigación (Beck & Steer, 1984; Mukhtar & Tian, 2008). El BDI-IA contempla seis de los nueve criterios

diagnósticos establecidos en el DSM-III (Beck, Steer, Ball, & Ranieri, 1996) que se miden mediante 21 ítems, en una escala de cuatro puntos, cuya suma total fluctúa entre 0 y 63 puntos.

Estudios recientes del BDI-IA han arrojado una estructura factorial de dos dimensiones, en concordancia con el modelo original propuesto por Beck, Steer & Garbin (1988). El factor 1 se denomina cognitivo-afectivo y el factor 2, somático-vegetativo, los cuales explican el 37.41% y 6.28% de la varianza respectivamente, y muestran un alfa de Cronbach de .89 para el primero y .72 para el segundo (Mukhtar & Tian, 2008). No obstante, Steer, Beck y Brown (1989) han advertido que este arreglo podría variar de una población clínica a otra, lo que hace necesaria su confirmación en otras poblaciones.

Si bien la versión del BDI-IA se revisó y actualizó en 1996 para conformar el BDI-II (Beck et al., 1996) que evalúa las últimas dos semanas, e incluye los nueve síntomas depresivos del DSM-IV (American Psychiatric Association [APA], 1995), la traducción y estandarización de este inventario no se ha difundido y estudiado tanto como su predecesora respecto a sus propiedades psicométricas. En México, la versión estandarizada por Jurado, Villegas, Méndez, Rodríguez, Loperena & Varela (1998) constituye la versión de uso más común en estudios con población adolescente (Universidad Complutense Madrid, 2006), mientras que el BDI-II se ha empleado para estudios con adultos mayores (González-Celis, 2009) o con capacidades diferentes (Estrada, Beyebach, Delgado & Freire, 2008), y sólo en un estudio con adolescentes deprimidos, sin describir las propiedades psicométricas del instrumento para este grupo de edad (Ponce et al., 2010). La versión de Jurado et al., (1998) presenta sesgos, tales como no realizar un análisis factorial confirmatorio del modelo de medida propuesto por Beck, no especificar la versión estudiada, ni describir los motivos para eliminar en el formato las etiquetas de los síntomas que mide cada ítem. Tampoco señala los criterios en los que se basó el diagnóstico psiquiátrico de la muestra utilizada, integrada sólo por un 9% de adolescentes, de población no clínica, y de edades entre los 15 y 21 años. Aunado a ello, no se realizó una evaluación de la validez discriminante del instrumento.

La importancia de realizar un análisis psicométrico de la versión BDI-IA, aparte de ser la única utilizada aún en varios países de Latinoamérica, radica en los datos de estudios recientes que demuestran que no existe una gran variabilidad entre ésta y el BDI-II que justifique la discontinuidad de la primera. Por ejemplo, el BDI-II se compone de los mismos dos factores propuestos por Beck et al., (1988), a saber, un factor cognitivo y uno somático, más un factor adicional, denominado de depresión general, que está compuesto por los dos primeros. El primer factor integra 12 de los 14 ítems señalados en el BDI-IA, mientras que el segundo factor integra cinco de los siete ítems del

BDI-IA (Thombs, Ziegelstein, Beck & Pilote, 2008). Ambos instrumentos alcanzan un alfa de Cronbach entre .89 y .93 (Mukhtar & Tian, 2008; Thombs et al., 2008). El puntaje total promedio para ambos instrumentos fluctúa entre la depresión moderada y la severa. Ninguno correlaciona con las variables de sexo, edad o etnicidad. Ambos guardan una asociación positiva con algún diagnóstico de los trastornos del estado de ánimo señalados en el DSM-IV (APA, 1995), aunque ninguna de las dos versiones ha demostrado su especificidad con alguno en particular (Beck et al., 1996; Beck, Steer & Brown, 2006).

A la luz de los datos revisados, el presente estudio se ha propuesto investigar la validez de constructo de la versión en español para México del BDI-IA (Beck & Steer, 1984; Steer et al., 1989). Se pretende someter a prueba si se confirma el modelo original de dos factores propuesto por Beck en la versión mexicana en población adolescente, tanto clínica como no clínica. Para profundizar más sobre la validez se propuso el estudio determinar la validez convergente del instrumento. Otro propósito fue corroborar si el BDI-IA distingue entre población no clínica y clínica, y entre personas con diagnóstico de depresión y personas con otros diagnósticos, mediante el cálculo de su validez discriminante, así como la posible diferencia en los puntos de corte necesarios para detectar el trastorno de acuerdo al género. Finalmente, indaga sobre su consistencia interna, mediante el alfa de Cronbach.

Método

Participantes

Se trabajó con dos muestras, una de población general compuesta por 173 adolescentes, seleccionados por muestreo de bola de nieve, en la Ciudad de México, 82 varones y 91 mujeres, con una media de edad de 16 años ($DE = 1.7$). De población clínica participaron 212 pacientes, seleccionados intencionalmente, de un hospital especializado en psiquiatría infantil de la Ciudad de México, 83 varones y 129 mujeres, con una media de edad de 14 años ($DE = 1.6$). El diagnóstico clínico del paidopsiquiatra se basó en los criterios de la Clasificación Internacional de las Enfermedades 10ª edición (CIE-10; OMS, 2003). De ellos, 189 presentaban un diagnóstico de depresión (110 con episodio depresivo, 35 con trastorno depresivo recurrente y 44 con distimia), y 23 presentaban otros diagnósticos psiquiátricos (ocho con trastornos hiperkinéticos, seis con trastorno disocial, cuatro con trastornos de personalidad, dos con trastorno de ansiedad generalizada, dos con trastorno obsesivo compulsivo y uno con abuso de sustancias), de acuerdo a la CIE-10. No se incluyó pacientes con retardo mental o psicosis.

Instrumentos

El Inventario de Depresión de Beck, IA (BDI-IA), estandarizado por Jurado et al., (1998) en población mexicana ($\alpha = .87$), es un autoinforme de 21 ítems, referidos a síntomas depresivos en la semana previa a la aplicación, con cuatro opciones de respuesta. Los puntajes de severidad de síntomas van de 0 a 63, donde 63 representa la severidad máxima. El punto de corte establecido por Jurado et al., (1998) para población mexicana fue de 10 puntos.

La Escala Cognitivo-Conductual de Evitación (CBAS; Ottenbreit & Dobson, 2004), versión en español (Hernández-Guzmán et al., 2009), es un autoinforme de 31 ítems, que reflejan diferentes estrategias de evitación para lidiar con problemas, distribuidos en cuatro dimensiones: conductual/social, conductual/no social, cognitivo/social, y cognitivo/no social, con α de .87, .63, .68 y .64, respectivamente. Cuenta con cinco opciones de respuesta que van desde *No tan cierto para mí* hasta *Extremadamente cierto para mí*. A mayor puntuación, mayor evitación.

La Escala de Respuesta de Rumia (ERR) del Cuestionario de Estilos de Respuesta (RSQ; Nolen-Hoeksema, 1991; Nolen-Hoeksema, Morrow & Fredrickson, 1993), versión en español ($\alpha = .82$; Hernández-Guzmán et al., 2009), es un autoinforme de 22 ítems que miden la tendencia a rumiar en respuesta a un estado de ánimo deprimido, que consta de cuatro opciones de respuesta que oscilan entre *Casi nunca* y *Casi siempre*. A mayor puntuación, mayor rumia.

El Inventario de Ansiedad de Beck (BAI; Beck, Epstein, Brown & Steer, 1988; Steer, Ranieri, Beck & Clark, 1993), versión estandarizada por Robles, Varela, Jurado & Páez (2001) para población mexicana ($\alpha = .83$), es un autoinforme de 21 ítems que evalúan síntomas de ansiedad en la semana previa a la aplicación, con cuatro opciones de respuesta. Los puntajes de severidad de síntomas van de 0 a 63, donde 63 representa la severidad máxima.

Procedimiento

Estudiantes de la carrera de psicología abordaron aleatoriamente a adolescentes (de población general) en diversos puntos de la Ciudad de México, de manera individual o colectiva. Los participantes respondieron, previo consentimiento y de manera anónima, la batería de instrumentos integrada por el BDI-IA, la CBAS, la ERR y el BAI. El tiempo fue en promedio de una hora.

Para la muestra clínica, previa aprobación del Comité de Ética e Investigación de la institución psiquiátrica donde se desarrolló el estudio, se seleccionó por conveniencia a individuos con el diagnóstico de trastorno depresivo o distimia que no ameritara hospitalización y que no presentaran retardo mental ni psicosis. Paidopsiquiatras del hospital y un grupo de estudiantes de psicología aplicaron el BDI-IA en el área de Admisión y Urgencias, previa firma de consentimiento informado.

Tabla 1. Estadística descriptiva y cargas factoriales de los ítems del BDI-IA

Ítem	<i>M</i>	<i>DE</i>	Comunalidad	Modelo	<i>EE</i>
<i>Factores Cognitivo-Afectivo</i>					
1. Tristeza	0.80	0.93	.54	.68	0.05
2. Pesimismo	0.91	1.11	.55	.74	0.06
3. Sensación de fracaso	0.92	1.06	.62	.75	0.05
4. Insatisfacción	1.09	1.05	.40	.62	0.05
5. Culpa	0.95	0.89	.42	.60	0.05
6. Expectativas de castigo	0.99	1.16	.38	.58	0.06
7. Autodesprecio	0.92	1.00	.62	.71	0.05
8. Autoacusación	0.91	0.95	.50	.68	0.05
9. Ideas suicidas	0.65	0.83	.43	.53	0.04
10. Episodios de llanto	0.96	1.08	.38	.50	0.06
11. Irritabilidad	0.91	0.78	.24	.49	0.04
12. Retirada social	0.76	0.92	.40	.57	0.05
13. Indecisión	1.20	0.96	.45	.64	0.05
14. Cambios en la imagen corporal	0.89	1.11	.49	.62	0.06
15. Enlentecimiento	1.01	0.85	.42	.61	0.04
17. Fatigabilidad	0.88	0.90	.37	.45	0.05
<i>Factor Somático</i>					
16. Insomnio	0.91	0.91	.39	.56	0.05
18. Pérdida de apetito	0.85	1.02	.55	.67	0.05
19. Pérdida de peso	0.36	0.64	.57	.74	0.03
20. Preocupaciones somáticas	0.67	0.89	.39	.49	0.05
21. Bajo nivel de energía	0.60	0.96	.37	.48	0.05

Nota: $n = 385$. Todas las cargas factoriales del modelo mostraron una probabilidad asociada menor a .05.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Se realizó un análisis factorial exploratorio previo al análisis factorial confirmatorio. Se solicitó la extracción de dos factores fijos, los cuales explicaron en conjunto el 45.14% de la varianza, similar al 43.7% encontrado por Mukhtar & Tian (2008) para la versión malaya. El valor Eigen para el primer factor fue de 6.53 y para el segundo de 2.94. En la matriz de correlación rotada se observó correlaciones superiores a .45. La media de los ítems fluctuó entre 0.36 y 1.20. Una descripción detallada de la estadística descriptiva de los ítems se ofrece en la tabla 1.

Análisis factorial confirmatorio

Mediante el programa Amos 16.0 (Arbuckle, 2007) se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) en busca de datos que apoyaran el modelo original de dos factores propuesto por Beck et al., (1988) para el BDI-IA, y de su confirmación en población adolescente mexicana, de 12 a 18 años, tanto clínica como no clínica.

El AFC del modelo de medida reveló índices de bondad de ajuste adecuados. Al realizar el AFC sobre la matriz correspondiente, se confirmó un modelo de dos factores correlacionados, con 21 ítems. A pesar de que la χ^2 (188,

$N = 362$) = 309.59, fue significativa, $p = .000$, el cociente chi cuadrada/grados de libertad (el cual reduce la sensibilidad del estadístico χ^2 al tamaño de la muestra) resultó de 1.64. A pesar de que no hay lineamientos claros acerca del valor mínimamente aceptable, Kline (2005) sugiere que un cociente menor a 3 indica un buen ajuste del modelo. El valor del índice RMSEA (error cuadrático medio de aproximación) que exige un valor menor a .05 (Byrne, 2001) indicó un buen ajuste, pues resultó de .042, IC 90% [.03, .05]. Respecto al CFI (índice de ajuste comparativo de Bentler), cuyos valores deben ubicarse por encima de .90 para indicar una bondad de ajuste razonable del modelo (Kline, 2005), también se encontró un ajuste aceptable, ya que fue de .95. Lo mismo ocurrió con el IFI (índice de ajuste incrementado), que arrojó un valor de .95, el cual de acuerdo con Bollen (1990) es satisfactorio. El GFI (índice de bondad de ajuste) que explica la proporción de la covarianza observada explicada por las covarianzas implicadas en el modelo, mostró también un buen ajuste con un valor de .92, la cercanía al valor 1 es indicativa de ajuste perfecto.

Validez convergente

La validez convergente del BDI-IA se estableció con respecto a la CBAS (Hernández-Guzmán et al., 2009), la ERR (Hernández-Guzmán et al., 2009) y el BAI (Robles

Tabla 2. Correlaciones producto-momento de Pearson entre el BDI-IA completo y sus factores, y medidas de constructos relacionados

BDI-IA	CBAS CompSoc	CBAS CogNSoc	CBAS CogSoc	CBAS CompNSoc	ERR	BAI
Completo	.50**	.56**	.47**	.44**	.39**	.60**
Factor Cognitivo-Afectivo	.51**	.56**	.47**	.48**	.40**	.57**
Factor Somático	.37**	.41**	.38**	.22**	.28**	.53**

Nota: CBAS = Escala Cognitivo-Conductual de Evitación; CompSoc = factor Conductual/Social; CogNSoc = factor Cognitivo/No Social; CogSoc = factor Cognitivo/Social; CompNSoc = factor Conductual/No Social; ERR = Escala de Respuesta de Rumia; BAI = Inventario de Ansiedad de Beck.

** $p < .01$.

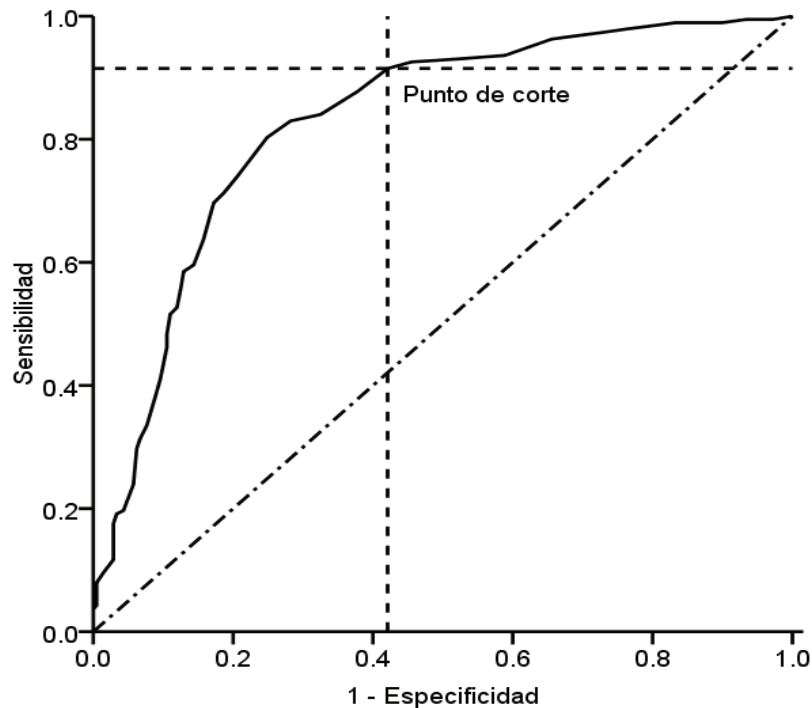


Figura 1. Curva ROC del BDI-IA, con todos los pares sensibilidad/especificidad resultantes de la variación continua de los puntos de corte en todo el rango de resultados observados, y punto de corte propuesto para máxima discriminación entre población con y sin depresión.

et al., 2001). La calificación total del BDI-IA y de sus dos dimensiones correlacionó de manera positiva con todas las subescalas de la CBAS y con la ERR. El BDI-IA alcanzó una correlación de $r = .60$ ($p = .000$) con el BAI, las demás correlaciones fluctuaron entre .22 y .57, todas con una probabilidad asociada $p < .01$, como se muestra de manera detallada en la tabla 2.

Validez discriminante

Para evaluar la precisión del BDI-IA como prueba diagnóstica capaz de discriminar casos con ($n = 189$; $M = 25.10$; $DE = 11.41$) y sin ($n = 196$; $M = 11.24$; $DE = 9.38$) trastorno depresivo, se contrastó los resultados del instrumento con el diagnóstico clínico basado en la CIE-10 (criterio estándar), mediante el uso de una curva

ROC (características operativas del receptor, por sus siglas en inglés; Zweig & Campbell, 1993). Mediante este análisis se determinó la sensibilidad y especificidad del instrumento, así como el punto de corte idóneo para dicha diferenciación.

La figura 1 muestra la curva ROC obtenida, en función de los pares sensibilidad/especificidad para diversos umbrales de decisión de los resultados observados. El área bajo la curva fue de .84, IC 95% [.80, .88], lo que mostró al BDI-IA como una medida de eficacia moderada para el diagnóstico de la depresión (Swets, 1988).

Asimismo, se observó que al punto de corte de 10, calculado por Beck, el BDI-IA discriminó entre población con y sin trastorno depresivo con una sensibilidad de .92 y una especificidad de .59.

El análisis de la curva ROC por género mostró una eficacia diagnóstica del BDI-IA moderada tanto para mujeres ($N = 220$, $M = 20.77$, $DE = 13.02$) como para hombres ($N = 165$, $M = 14.41$, $DE = 10.82$), con áreas bajo la curva de .89, IC 95% [.85, .94], y .74, IC 95% [.67, .82], respectivamente. El punto de corte, es decir, de máxima sensibilidad (.84) y especificidad (.82), se ubicó en los 18 puntos para las mujeres, mientras que para los hombres se mantuvo en los 10 puntos, con una sensibilidad de .81 y una especificidad de .59.

Consistencia interna

La consistencia interna del BDI-IA fue de .92 (excelente para propósitos clínicos según Cicchetti, 1994), de .91 para el factor cognitivo-afectivo y de .68 para el factor somático. Estos valores fueron superiores a los informados por Beck et al., (1988) en pacientes psiquiátricos (.86) y población no clínica (.81), y similar a los encontrados por Mukhtar & Tian (2008; .91) en adolescentes, con coeficientes de moderados a altos para las subescalas somática (.68) y cognitivo-afectiva (.91).

Discusión

El presente estudio se realizó para validar la continuidad en el uso del BDI-IA, con población adolescente mexicana, tanto clínica como no clínica. Sus escalas se sujetaron a un AFC y a un análisis psicométrico más profundo que el planteado por Jurado et al., (1998) para este grupo de edad.

Un primer propósito fue investigar si se confirmaba el modelo de dos factores correlacionados, propuesto por Beck para el BDI-IA, en adolescentes mexicanos, de población clínica y no clínica. El AFC para el modelo de medida, que incluyó los 21 ítems, al revelar buenos índices de bondad de ajuste, confirmó la estructura factorial informada por Beck et al., (1988). Estos resultados son consistentes con aquellos encontrados por otros investigadores como Mukhtar & Tian (2008) en población adolescente clínica y general. Estos datos avalan la validez de constructo del instrumento ya que los ítems de la dimensión cognitivo-afectiva integran síntomas derivados de la activación de patrones cognitivos negativos, los cuales conforman la denominada tríada cognitiva que opera como sustrato psicológico de la depresión, esto es, la visión negativa de uno mismo, la interpretación de las vivencias actuales en forma negativa y la visión negativa del futuro (Beck, Rush, Shaw & Emery, 1979). Por otra parte, los síntomas agrupados en la dimensión somática forman parte de los componentes emocionales de ansiedad fisiológica y conductual que, desde la perspectiva del modelo cognitivo de la depresión, suelen acompañar a los trastornos psicológicos (Jorquera, 1992 citado en Vallejo, 1992). Así, es posible aceptar la noción de que el BDI-IA mide un síndrome depresivo compuesto por

dos dimensiones relacionadas, que recogen los síntomas cognitivo-afectivos y somáticos de la depresión.

La estructura factorial hallada en el presente estudio difiere de la informada por Jurado et al. (1998) en su análisis factorial exploratorio, la cual arrojó tres factores. Las diferencias podrían atribuirse a la variabilidad normal entre poblaciones advertida por Steer et al., (1989), así como a las características particulares de la población estudiada, ya que a diferencia del estudio de Jurado et al., que incluyó en su muestra sólo un 9% de adolescentes de población no clínica, el presente estudio incluyó en su totalidad adolescentes de población clínica (evaluados y diagnosticados por un psiquiatra con base en los criterios de la CIE-10) y no clínica.

Por otra parte, si bien el BDI-II se presenta como una versión más actualizada del BDI-IA, la cual integra nueve, en vez de siete, de los síntomas enlistados como criterios diagnósticos en el DSM-IV (APA, 1995) para la depresión, y amplía su tiempo de evaluación a las dos últimas semanas, su composición factorial y propiedades psicométricas no difieren en gran medida de las informadas para el BDI-IA (Joe, Woolley, Brown, Ghahramanlou-Holloway & Beck, 2008), cargando también para un factor somático y un factor cognitivo-afectivo, en adolescentes y adultos.

El segundo propósito de este estudio fue indagar sobre la validez convergente del BDI-IA, es decir, su intercorrelación con otros instrumentos que miden constructos similares. La correlación entre depresión y ansiedad encontrada en este estudio fue similar a la informada por Hernández-Guzmán et al. (2010) en niños y adolescentes (.56), y a la encontrada por Beck et al., (1996) en población clínica adulta con diversos trastornos psiquiátricos (.65, $p > .001$). Steer, Clark, Beck & Ranieri (1998) señalan a este respecto que los autoinformes de síntomas de ansiedad y depresión contienen un amplio factor de distrés inespecífico, lo que hace esperable que se presente hasta un 50% de varianza compartida.

La correlación entre el BDI-IA y la ERR fue también positiva y significativa (.39, $p = .001$) como la referida por Hernández-Guzmán et al., (2009) en adolescentes y adultos (.53), y la encontrada por Cova, Rincón & Melipillán (2009) en mujeres adolescentes (.46), quienes señalan a la rumia negativa como un factor de riesgo relacionado con el desarrollo de síntomas depresivos en este grupo de edad.

Los hallazgos del presente estudio verificaron así la validez convergente del BDI-IA con la CBAS, la ERR y el BAI, en congruencia con lo que se esperaba teóricamente, pues investigaciones previas señalan como componentes de la depresión a la rumia (Cova et al., 2009; Muris, Fokke & Kwik, 2009; Nolen-Hoeksema et al., 1993) y al afrontamiento de evitación (D'Zurilla, Chang, Nottingham & Faccini, 1998; Ottenbreit & Dobson, 2004). Por otra parte, existen suficientes datos que sugieren que, al compartir la ansiedad y la depresión un buen número de síntomas,

éstas coocurren (Cova et al., 2009; Beck & Perkins, 2001). Incluso se ha propuesto que ambas corren a lo largo de un mismo continuo que apoya la noción de dimensionalidad de la depresión, según la cual la norma es que ésta generalmente se acompaña de síntomas de ansiedad, inatención y problemas de conducta. En consecuencia, resulta difícil distinguir entre la presencia de una verdadera comorbilidad psiquiátrica y la existencia de síntomas ansiosos o conductuales como parte del espectro sintomático del mismo trastorno depresivo (Herman, Ostrander, Walkup, Silva & March, 2007). Se esperaba entonces que la depresión, medida por el BDI-IA, se relacionara fuertemente, tanto con la rumia y el afrontamiento de evitación medidos por la ERR y la CBAS respectivamente, como con la ansiedad, medida por el BAI. Las correlaciones halladas entre estos constructos, al constatar el vínculo existente entre ellos, ofrecen un dato hacia la validez de constructo del BDI-IA, mediante su validez convergente. Por otra parte, la confirmación de la estructura factorial del BDI-IA, con sus dimensiones cognitivo-afectiva y somática, y el mayor porcentaje de varianza explicado por la primera, así como la convergencia de la depresión con los constructos de rumia y evitación, son consistentes con el modelo teórico propuesto por Beck et al., (1979), los cuales enfatizan los aspectos cognitivos, como factores de riesgo que pueden desencadenar o mantener el ánimo depresivo.

El tercer propósito de este estudio fue indagar la validez discriminante del BDI-IA, es decir, su capacidad para discriminar entre sujetos que presentan depresión y aquéllos que no, así como la posible diferencia en los puntos de corte necesarios para detectar el trastorno de acuerdo al género. Según los criterios de Swets (1988), los resultados de la curva ROC mostraron que el BDI-IA es una medida con eficacia moderada para el diagnóstico de la depresión pues se obtuvo un área bajo la curva de .84, IC 95% [.80, .88]. Esta área equivale a la probabilidad de que el BDI-IA identifique correctamente a dos sujetos como normales o deprimidos si uno de ellos fuera elegido aleatoriamente de la muestra general y el otro aleatoriamente de la muestra clínica.

El BDI-IA no sólo tiene capacidad para discriminar sino también es sensible (probabilidad de que detecte el trastorno cuando está presente) y específico (probabilidad de que descarte el trastorno cuando no está presente; Zweig & Campbell, 1993) a partir de diferentes puntos de corte, en general y por género. Los resultados indicaron que con el punto de corte tradicional (10 puntos) establecido por Beck et al., (1988), y adoptado por Jurado et al., (1998) para población mexicana, el BDI-IA discriminó entre población con y sin trastorno depresivo con una sensibilidad de .92 y una especificidad de .59., resultando así un instrumento suficientemente sensible pero poco específico que tiende a sobrediagnosticar. Al examinar la curva ROC con los diferentes puntos de corte alternativos, se encontró que un

valor de 14 puntos maximiza conjuntamente la sensibilidad del diagnóstico a .80 y la especificidad a .76, lo que haría preferible su uso. Según Burgueño, García-Bastos & González-Buitrago (1995), se debe desconfiar de instrumentos cuya sensibilidad y especificidad sean inferiores a .80. Estos resultados coinciden con los encontrados por Ambrosini, Metz, Bianchi, Rabinovich & Undie (1991) en adolescentes norteamericanos, autores que, utilizando como criterio de validación diagnóstica el Kiddie-Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia (K-SADS), determinaron que puntajes superiores a 13 en el BDI-IA muestran una sensibilidad de .86, una especificidad de .82, y un poder predictivo positivo del 83% para poder discriminar entre pacientes con y sin presencia de depresión.

En concordancia con estudios previos con adolescentes (Ambrosini et al., 1991) y adultos (Gempp, Avendaño & Muñoz, 2004), aquí se confirmó la tendencia de las mujeres adolescentes a informar niveles de severidad de los síntomas depresivos más altos que los hombres, por lo que es necesario ajustar el punto de corte a un nivel más alto (18 puntos) para lograr la máxima sensibilidad y especificidad del instrumento en mujeres adolescentes. Este hallazgo se considera una contribución relevante del presente estudio, ya que en el de Jurado et al., (1998) no se estableció una diferenciación de los puntos de corte por grupo etario ni por género, que resultan fundamentales para la evaluación diagnóstica y elección del abordaje terapéutico más apropiado al estado clínico actual. Estos datos invitan también a reconsiderar, en el momento de la evaluación clínica, los diferentes modelos explicativos de estas diferencias y que apuntan a las altas demandas inherentes al rol de género durante la adolescencia, a una alta exposición a situaciones adversas y a eventos de vida negativos, la mayor reactividad del eje hipotálamo-hipófisis-adrenal en respuesta al estrés, así como a una potencial diferencia en la disponibilidad para el llenado de los instrumentos (Benjet et al., 2009).

El cuarto propósito de este estudio fue indagar sobre la consistencia interna del BDI-IA en su versión en español, la cual se corroboró tanto para el instrumento en su totalidad como para cada una de sus dimensiones, ya que se observó una alta correlación entre los ítems del instrumento, que muestra como cada uno de ellos refleja el mismo constructo de depresión propuesto por el modelo teórico de Beck (Salkind, 1999). Estos datos concuerdan con los hallazgos en otras muestras tanto clínicas como no clínicas (Ambrosini et al., 1991; Beck et al., 1988; Mukhtar & Tian, 2008) y avalan al BDI-IA como un instrumento confiable en la evaluación de los síntomas depresivos.

Finalmente, los resultados globales del presente estudio en cuanto a composición factorial, validez de constructo, validez discriminante y consistencia interna, corroboraron las adecuadas propiedades psicométricas del BDI-IA, las cuales lo avalan como un instrumento suficientemente válido y confiable para la medición de los síntomas depresivos

en población adolescente mexicana, con lo cual también apoya la validez transcultural del instrumento.

En cuanto a las limitaciones del presente estudio, queda pendiente indagar la confiabilidad test-retest y estabilidad del BDI-IA a lo largo del tiempo, que permita establecer relaciones de direccionalidad o causalidad entre las dimensiones del instrumento y el trastorno depresivo. Queda pendiente también establecer su validez concurrente con algunas de las escalas más utilizadas en nuestra población para este grupo de edad, como la Escala de Depresión del Centro para Estudios Epidemiológicos (CES-D, por sus siglas en inglés) desarrollada por Radloff en 1977 (Gempp et al., 2004), lo cual podría incrementar su validez de criterio. Habría también que estudiar las propiedades psicométricas del BDI-II en población adolescente para contrastar sus beneficios contra los obtenidos en el BDI-IA en el presente estudio.

Es preciso también indagar más sobre los factores específicos que contribuyen en este grupo de edad para informar puntuaciones más altas en los síntomas depresivos en las mujeres adolescentes, así como sobre la mayor correlación entre la sintomatología ansiosa y depresiva, que entre la rumia y evitación con la depresión, toda vez que estos dos factores cognitivos se consideran factores de alto riesgo asociados al desarrollo de la misma. Finalmente, los hallazgos contrastantes con otros informes de la literatura podrían seguir dando cuenta del carácter complejo, multifactorial y dimensional propio de la depresión en este grupo de edad en particular.

Referencias

- Ambrosini, P. J., Metz, C., Bianchi, M. D., Rabinovich, H., & Undie, A. (1991). Concurrent validity and psychometric properties of the Beck Depression Inventory in outpatient adolescents. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 30, 51-57.
- American Academy of Child and Adolescent Psychiatry. (2007). Practice parameter for the assessment and treatment of children and adolescents with depressive disorders. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 46, 1503-1526.
- American Psychiatric Association. (1995). *DSM-IV-TR. Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales. Cuarta edición. Texto revisado*. Barcelona, España: Masson.
- Arbuckle, J. L. (2007). *Amos® 16.0 user's guide*. Chicago: SPSS Inc.
- Beck, A., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety. Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 893-897.
- Beck, A., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy for depression*. New York: The Guilford Press.
- Beck, A. T., & Steer, R. (1984). Internal consistencies of the original and revised Beck Depression Inventory. *Journal of Clinical Psychology*, 40, 1365-1367.
- Beck, A. T., Steer, R. A., Ball, R., & Ranieri, W. (1996). Comparison of Beck Depression Inventory-IA and -II in psychiatric outpatients. *Journal of Personality Assessment*, 67, 588-597.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (2006). *BDI-II. Inventario de Depresión de Beck*. Buenos Aires, Argentina: Paidós.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Garbin, M. G. (1988). Psychometric properties of Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychology Review*, 8, 77-100.
- Beck, R., & Perkins, T. S. (2001). Cognitive content-specificity for anxiety and depression: A meta-analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 25, 651-663.
- Benjet, C., Borges, G., Medina-Mora, M. E., Fleiz, C., & Zambrano, J. (2004). La depresión con inicio temprano: Prevalencia, curso natural y latencia para buscar tratamiento. *Salud Pública de México*, 46, 417-424.
- Benjet, C., Borges, G., Medina-Mora, M. E., Méndez, E., Fleiz, C., Rojas, E., & Cruz, C. (2009). Diferencia de sexo en la prevalencia y severidad de trastornos psiquiátricos en adolescentes de la Ciudad de México. *Salud Mental*, 32, 155-163.
- Bollen, K. A. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin*, 107, 256-259.
- Burgueño, M. J., García-Bastos, J. L., & González-Buitrago, J. M. (1995). Las curvas ROC en la evaluación de las pruebas diagnósticas. *Medicina Clínica (Barcelona)*, 104, 661-670.
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing*, 1, 55-86.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284-290.
- Colman, I., Wadsworth, M. E., Croudace, T. J., & Jones, P. B. (2007). Forty-year psychiatric outcomes following assessment for internalizing disorder in adolescence. *The American Journal of Psychiatry*, 164, 126-133.
- Cova S., F., Rincón G., P., & Melipillán A., R. (2009). Reflexión, rumiación negativa y desarrollo de sintomatología depresiva en adolescentes de sexo femenino. *Terapia Psicológica*, 27, 155-160.
- D'Zurilla, T. J., Chang, E. C., Nottingham, E. J., IV, & Faccini, L. (1998). Social problem-solving deficits and hopelessness, depression, and suicidality in college students and psychiatric inpatients. *Journal of Clinical Psychology*, 54, 1091-1107.
- Estrada, B., Beyebach, M., Delgado, C., & Freire, R. (2008). Evaluación y tratamiento de la sintomatología depresiva en personas sordas. *Psicología y Salud*, 18, 99-106.
- Gempp, F. R., Avendaño, B. C., & Muñoz, U. C. (2004). Normas y punto de corte para la Escala de Depresión del Centro para Estudios Epidemiológicos (CES-D) en población juvenil chilena. *Terapia Psicológica*, 22, 145-156.
- González-Celis, A. L. (2009). Composición factorial del Inventario de Depresión de Beck en ancianos mexicanos. *Revista de Conducta, Salud y Temas Sociales*, 1, 15-28.
- Herman, K. C., Ostrander, R., Walkup, J. T., Silva, S. G., & March, J. S. (2007). Empirically derived subtypes of adolescent depression: Latent profile analysis of co-occurring symptoms in the Treatment for Adolescents with Depression Study (TADS). *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75, 716-728.
- Hernández-Guzmán, L., Bermúdez-Ornelas, G., Spence, S. H., González M., M. J., Martínez-Guerrero, J. I., Aguilar V., J., & Gallegos G., J. (2010). Versión en español de la Escala de Ansiedad para Niños de Spence (SCAS). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 42, 13-24.
- Hernández-Guzmán, L., Dobson, K. S., Caso-Niebla, J., González-Montesinos, M., Epp, A., Arratibel-Siles, M. L., & Wierzbicka-Szymczak, E. (2009). La versión en español de la Escala Cognitivo-Conductual de Evitación (CBAS). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 41, 99-108.
- Joe, S., Woolley, M. E., Brown, G. K., Ghahramanlou-Holloway, M., & Beck, A. T. (2008). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory-II in low-income, African-American suicide attempters. *Journal of Personality Assessment*, 90, 521-523.
- Jorquera, A. (1992). Terapias cognitivo-conductuales. En J. Vallejo (Edt.), *Introducción a la psicopatología y la psiquiatría* (pp. 663-673). Barcelona: Salvat.
- Jurado, S., Villegas, M. E., Méndez, L., Rodríguez, F., Loperena, V., & Varela, R. (1998). La estandarización del Inventario de Depresión de Beck para los residentes de la Ciudad de México. *Salud Mental*, 21, 26-31.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2a ed.). Nueva York: The Guilford Press.
- Lakdawalla, Z., Hankin, B. L., & Mermelstein, R. (2007). Cognitive theories of depression in children and adolescents: A conceptual and

- quantitative review. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 10, 1-24.
- Mukhtar, F., & Tian, O. (2008). Exploratory and confirmatory factor validation and psychometric properties of the Beck Depression Inventory for Malays (BDI-Malays) in Malaysia. *Malaysian Journal of Psychiatry*, 17, 17-25.
- Muris, P., Fokke, M., & Kwik, D. (2009). The ruminative response style in adolescents: An examination of its specific link to symptoms of depression. *Cognitive Therapy and Research*, 33, 21-32.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). *Responses to Depression Questionnaire* (Manuscrito inédito). Department of Psychology, Estados Unidos: Stanford University.
- Nolen-Hoeksema, S., Morrow, J., & Fredrickson, B. L. (1993). Response styles and the duration of episodes of depressed mood. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 20-28.
- Organización Mundial de la Salud. (2001). *Informe sobre la salud en el mundo. Salud mental: Nuevos conocimientos, nuevas esperanzas*. Ginebra, Suiza: Autor.
- Organización Mundial de la Salud. (2003). *Clasificación multiaxial de los trastornos psiquiátricos en niños y adolescentes*. España: Médica-Panamericana.
- Ottenbreit, N. D., & Dobson, K. S. (2004). Avoidance and depression: The construction of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 293-313.
- Ponce, M., Flores, Y. N., Mudgal, J., Huitrón, G., Halley, E., Gallegos-Carrillo, K., & Salmerón, J. (2010). The association between type of confidant and depressive symptomatology in a sample of Mexican youth. *Salud Mental*, 33, 249-256.
- Rice, F., Lifford, K., Thomas, H., & Thapar, A. (2007). Mental health and functional outcomes of maternal and adolescent reports of adolescent depressive symptoms. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 46, 1162-1170.
- Robles, R., Varela, R., Jurado, S., & Páez, F. (2001). Versión mexicana del Inventario de Ansiedad de Beck: Propiedades psicométricas. *Revista Mexicana de Psicología*, 18, 211-218.
- Salkind, N. J. (1999). *Métodos de investigación*. Kansas, E. U.: Prentice Hall.
- Steer, R., Beck, A., & Brown, G. (1989). Sexual differences on the Revised Beck Depression Inventory for outpatients with affective disorders. *Journal of Personality Assessment*, 53, 693-702.
- Steer, R. A., Clark, D. A., Beck, A. T., & Ranieri, W. F. (1998). Common and specific dimensions of self-reported anxiety and depression: The BDI-II versus BDI-IA. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 183-190.
- Steer, R., Ranieri, W., Beck, A., & Clark, D. (1993). Further evidence for the validity of the Beck Anxiety Inventory with psychiatric outpatients. *Journal of Anxiety Disorders*, 7, 195-205.
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, 240, 1285-1293.
- Thombs, B., Ziegelstein, R. C., Beck, C. A., & Pilote, L. (2008). A general factor model for the Beck Depression Inventory-II: Validation in a sample of patients hospitalized with acute myocardial infarction. *Journal of Psychosomatic Research*, 65, 115-121.
- Universidad Complutense Madrid. (2006). *Proyecto de apoyo a la evaluación psicológica clínica*. Recuperado en abril 14, 2011, disponible en <http://www.ucm.es/info/psclinic/evaluacion/proyecto.htm>
- Wade, T. J., Cairney, J., & Pvalin, D. J. (2002). Emergence of gender differences in depression during adolescence: National panel results from three countries. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 41, 190-198.
- Zweig, M. H., & Campbell, G. (1993). Receiver-Operating Characteristic (ROC) plots: A fundamental evaluation tool in clinical medicine. *Clinical Chemistry*, 39, 561-577.