

Propiedades psicométricas de un formato de aplicación simplificado para el Inventario de Depresión de Beck

Psychometric properties of a simplified format application for the Beck Depression Inventory

José Moral de la Rubia

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo estimar la consistencia interna, distribución, estructura factorial y validez concurrente de un formato de aplicación simplificado para el Inventario de Depresión de Beck con 21 reactivos de 4 puntos de rango. Se empleó una muestra no probabilística de participantes voluntarios conformada por 100 parejas casadas. La escala presentó una consistencia interna alta ($\alpha = .91$). Su distribución fue asimétrica positiva ($M = 11.36$ y $DE = 9.95$). Con base en el criterio de Cattell se definieron dos factores que explicaron el 39.47% de la varianza total. Al primer factor de 11 reactivos (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 13 y 19) se le denominó síntomas cognitivo-emocionales de depresión ($\alpha = .87$); al segundo de 10 reactivos, factor de depresión somatizada (8, 11, 12, 14, 15, 16, 17, 18, 20 y 21) ($\alpha = .85$). Los índices de ajuste fueron adecuados. Al reducir a cinco indicadores por factor el modelo factorial mostró buen ajuste, pero equivalente al modelo unidimensional. La correlación fue directa y moderada ($rS = .56$) con afecto negativo (PANAS; Watson, Clark & Tellegen, 1988), severidad de síntomas somáticos ($rS = .43$) (SSS; Woolfolk & Allen, 2007) y alexitimia ($rS = .41$) (TAS20; Bagby, Parker & Taylor, 1994), e inversa y baja con afecto positivo ($rS = -.18$). Se concluye que el formato ahorra espacio y tiempo en su aplicación, además posee indicadores psicométricos buenos parecido a la escala original.

Abstract

This study was aimed at estimating the internal consistency, distribution, factor structure and concurrent validity of a simplified format application for the Beck Depression Inventory with its 21 items rated on a 4-point scale. A non-probabilistic sample of voluntary participants formed by 100 married couples was investigated. The BDI scale presented a high internal consistency ($\alpha = .91$). Its distribution was positively skewed ($M = 11.36$ and $SD = 9.95$). Two factors that explained 9.47% of the total variance were defined by the Cattell's criterion. The first factor of 11 items (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 13 and 19) was named depressive cognitive-emotional symptoms ($\alpha = .87$); the second factor of 10 items was identified as somatized depression (8, 11, 12, 14, 15, 16, 17, 18, 20 and 21) ($\alpha = .85$). The fit indexes were adequate. Reducing the indicator numbers per factor to five resulted in a good fit of the model, but equivalent to the one-factor model. BDI directly and moderately correlated ($rS = .56$) with negative affect (PANAS; Watson, Clark & Tellegen, 1988), severity of somatic symptoms ($rS = .43$) (SSS; Woolfolk & Allen, 2007) and alexithymia ($rS = .41$) (TAS20; Bagby, Parker & Taylor, 1994), and inversely and lowly with positive affect ($rS = -.18$). It is concluded that the format saves space and time in its application and possesses psychometric properties as good as the original scale.

Palabras clave: BDI, propiedades psicométricas, depresión, afecto negativo y positivo, alexitimia.

Keywords: BDI, psychometric properties, depression, negative and positive affect, alexithymia.

Introducción

Se estima que la depresión mayor en atención primaria varía del 6 al 10%, pero sólo se detecta del 18 al 50% de los casos (Akerblad, Bengtsson, Knorring & Ekselius, 2006). Su detección se dificulta cuando predominan las quejas somáticas y casi se hallan ausentes los síntomas cognitivo-afectivos; por el contrario, la detección se facilitaría con instrumentos de medida confiables y válidos (Ruscio & Ruscio, 2002). Debe considerarse que el médico de familia y comunitario cada vez con más frecuencia proporciona tratamiento anti-depresivo a tales pacientes, por lo que estos facultativos necesitan evaluar el estatus clínico antes, durante y después del tratamiento. Entre los instrumentos psicométricos más usados para este fin se encuentran el Inventario de Depresión de Beck (BDI) y la Escala de Evaluación de la Depresión de Hamilton (HRSD) (Volk, Pace & Parchman, 1993). Aunque el BDI fue desarrollado en población clínica, pronto mostró su validez en poblaciones no clínicas, de ahí su amplio uso (Bumberry, Oliver & McClure, 1978; Hammen, 1980). Además, el BDI no sólo se aplica a jóvenes y adultos maduros, sino también a adolescentes (Canals, Blade, Carbajo & Domenech-Llaberia, 2001) y adultos mayores (Kim, Pilkonis, Frank, Thase & Reynolds, 2002). El BDI cuenta con revisiones (BDI-II; Beck, Steer & Brown, 1996; BDI-Y; Beck, Beck & Jolly, 2001); no obstante, su forma originaria sigue siendo muy empleada en clínica e investigación en muy diversos países (Abdel-Khalek, 2001; Ruscio & Ruscio, 2002; Yeung, Howarth, Chan, Sonawalla, Nierenberg & Fava, 2002).

Debe mencionarse que el BDI-II se creó para adaptar la medida a los criterios de depresión del DSM-IV (American Psychiatric Association [APA], 1994). Cuatro reactivos concernientes a la imagen corporal, dificultad para trabajar, pérdida de peso y preocupaciones somáticas fueron eliminados. Estos fueron reemplazados por reactivos referentes a la agitación, falta de autoestima, pérdida de energía y dificultad para concentrarse. Se modificó la intensidad de dos

reactivos (dificultades para dormir y pérdida de apetito) y se amplió el marco temporal de una a dos semanas para reflejar los criterios DSM-IV depresión mayor. A su vez el BDI-Y es una adaptación a los criterios DSM-IV de depresión mayor para niños y adolescentes. Estas revisiones, al igual que el inventario original, han tenido gran aceptación por sus propiedades psicométricas y utilidad; no obstante, algunos autores consideran que el BDI original puede ser más sensible en atención primaria para detectar síntomas depresivos (Myers & Winters, 2002; Ruscio & Ruscio, 2002).

El Inventario de Depresión de Beck es un instrumento de medida de síntomas depresivos, usualmente autoaplicado, aunque también se suministra a modo de entrevista. Su distribución, definida como suma simple de reactivos, es asimétrica positiva y leptocúrtica, concentrándose las puntuaciones en los valores inferiores de la escala, alejándose así del perfil de una curva normal (Beck, Ward, Mendelson, Mock & Erbaugh, 1961; Beck & Steer, 1987). Los síntomas se refieren a la última semana, de ahí que sea una escala de estado de ánimo. Beck, Steer y Garbin (1988), tras revisar 10 años de estudios con el BDI, concluyen que es una medida consistente, confiable y válida. En quince muestras de población general, la media del coeficiente Alpha de Cronbach resultó de .81, variando de .73 a .92; en nueve muestras clínicas, la media del coeficiente Alfa de Cronbach fue de .86, variando de .76 a .95. Las estimaciones de estabilidad temporal en intervalos de dos semanas variaban de .60 a .90 en cinco muestras de población general y de .48 a .82 en cuatro muestras clínicas.

Se han realizado numerosos estudios para determinar su estructura factorial. Dependiendo de la muestra y criterio para definir el número de factores se han hallado de uno a siete factores (Beck et al., 1988). La solución más replicada con los 21 reactivos es la de un factor general (o de segundo orden) que subsume tres factores (o de primer orden) (Clark, Cavanaugh & Gibbons, 1983; Clark, Gibbons, Fawcett, Aagesen

& Sellers, 1985; Tanaka & Huba, 1984). Aunque la composición de los tres factores en relación con los reactivos puede variar de un estudio a otro, el contenido de los mismos se suele interpretar como actitudes negativas hacia sí mismo (tristeza, fracaso, culpa, automenosprecio), deterioro del rendimiento (retardo, indecisión, fatiga) y alteraciones psicósomáticas (pérdida de apetito, pérdida de peso, preocupaciones por la imagen corporal), como originariamente fueron descritos por Beck y Lester (1973). Aparte de un modelo unidimensional, especialmente para una forma reducida de 13 reactivos (Beck & Beck, 1972), se ha propuesto un modelo de dos dimensiones: síntomas cognitivo-afectivos y quejas somáticas; al igual que la solución unifactorial presenta mejor ajuste con reducción de reactivos, tal como se emplea en atención primaria (Vredenburg, Krames & Flett, 1985; Volk et al., 1993). La solución de dos factores mantiene el factor de actitudes negativas y suicidio, y engloba en un segundo factor los reactivos de deterioro del rendimiento y alteraciones psicósomáticas.

Respecto a la validez convergente y divergente, el BDI presenta una correlación moderada con la escala de afecto negativo del PANAS ($r = .58$) y con la escala de afecto positivo ($r = -.36$) (Watson, Clark & Tellegan, 1988), con la alexitimia o dificultad para identificar y expresar emociones, varía de .30 a .60 en población general (Hendryx, Haviland & Shaw, 1991; Honkalampi, Hintikka, Tanskanen, Lehtonen & Viinamäki, 2000) y de .40 a .60 en población clínica (Honkalampi, Saarinen, Hintikka, Virtanen & Viinamäki, 1999; Wise, Jani, Kass, Sonennschein & Mann, 1988), viéndose ligeramente afectada por los cambios en el nivel de depresión (Luminet, Bagby & Taylor, 2001). Debe señalarse que la depresión constituye uno de los factores psicológicos más importantes en la determinación del estado de salud y la queja de síntomas somáticos médicamente no explicados, junto con el estrés y la ira, de ahí que la severidad de los síntomas somáti-

cos muestra una correlación moderada con depresión (Woolfolk & Allen, 2007).

El presente artículo tuvo como objetivo estudiar la consistencia interna, distribución, estructura factorial de un formato de aplicación simplificado para el Inventario de Depresión de Beck; asimismo, su validez concurrente en relación con el modelo de dos factores independientes de los afectos (Watson et al., 1988), severidad de los síntomas somáticos (Woolfolk & Allen, 2007) y alexitimia (Taylor, Bagby & Parker, 1997). La forma simplificada del BDI, como la versión original, contó con 21 reactivos con 4 puntos de rango. Se esperaba una distribución asimétrica positiva, mayor promedio en las mujeres y mayor proporción de casos, una estructura de un factor general y tres o dos jerarquizados, consistencia interna alta ($\alpha \geq .80$) y validez convergente, evidenciada por correlaciones directas y moderadas con afecto negativo, síntomas somáticos y alexitimia ($r > .30$) y correlación inversa con afecto positivo.

Método

Participantes

La muestra quedó integrada por 100 parejas casadas ($N = 200$) procedentes de una ciudad industrial del noreste de México, Monterrey. Sólo una pareja asistía a terapia y ninguna se encontraba en proceso de separación o divorcio. La media de edad fue de 34 años, con una desviación estándar de 10 y rango de 18 a 60 años. La media de escolaridad fue de 9.5 años con una desviación estándar de 2. La mediana de la clase social a la que se creía pertenecer fue de clase social media-media; el 66% se consideró de media-media, 26% media-baja, 5% media-alta y 3% baja. La media de años de matrimonio fue de 11 años con una desviación estándar de 9 años y rango de 1 mes a 37 años. El 5% de los encuestados habían tenido un divorcio anterior al matrimonio actual. La media de hijos fue de 2, con una desviación estándar de 1 y rango de 0 a 5.

Instrumentos de medidas

Inventario de depresión de Beck (BDI) de Beck y Steer (1987). Consta de 21 reactivos con cuatro opciones puntuadas de 0 (ausencia de síntoma) a 3 (síntoma severo), presentándose en este estudio con un formato Likert (véase Anexo). Así, su rango varía de 0 a 63. Los síntomas se refieren al humor, pesimismo, ideas suicidas, cambios en la imagen corporal y preocupaciones somáticas. Se suele tomar la puntuación de 9 como punto de corte para indicar sintomatología depresiva leve y una puntuación superior a 18 como un indicador de sintomatología más severa, compatible con un diagnóstico de trastorno depresivo mayor por criterios DSM-IV de la American Psychiatric Association (1994) (Myers & Winters, 2002).

Escalas de afecto positivo y negativo (PANAS) de Watson et. (1988). Consta de 20 reactivos con un formato Likert de 5 puntos (de 1 a 5). En la presente muestra ($N = 200$), el PANAS tuvo una consistencia interna de $\alpha = .72$. Con base en el criterio de Cattell y factorización de Ejes Principales presentó una estructura de dos factores que explican el 42% de la varianza total. El primer factor de afecto negativo quedó integrado por 10 reactivos, tuvo una consistencia interna alta ($\alpha = .88$) y su distribución fue asimétrica positiva ($Z_{K-S} = 2.289$, $p < .001$) de media 16.66 y desviación estándar de 6.75. El segundo factor de afecto positivo tuvo también una consistencia interna alta ($\alpha = .84$) y su distribución se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 0.716$, $p = .684$) de media 31.36 y desviación estándar de 7.58.

La escala de Severidad de Síntomas Somáticos (SSS) de Woolfolk y Allen (2007) (2001) está integrada por 40 reactivos, 36 comunes a ambos géneros y 4 exclusivos para mujeres. En el presente estudio ($N = 200$) sólo se emplearon los 36 reactivos comunes para hombres y mujeres, cuya consistencia interna fue alta ($\alpha = .91$). La distribución de SSS36 fue asimétrica positiva con una media de 24.24, desviación estándar de 21.64 y rango de 0 a 111, no ajustán-

dose a una curva normal. La escala presentó una estructura de seis factores correlacionados: síntomas intestinales y dolores de cabeza, dolores músculo-esqueléticos y de corazón, síntomas de niveles de ansiedad altos, dolores al orinar y área genital, síntomas conversivos, problemas con la vista, con índices de ajuste superiores a un modelo unidimensional. Los índices de ajuste adecuados para esta estructura de seis factores correlacionados, si se reducen a tres indicadores por factor, fueron adecuados: $\chi^2/df = 2.945$, $RMSSR = .065$, $RMSEA = .075$, $GFI = .845$, $AGFI = .805$ y $CFI = .852$.

Escala de Alexitimia de Toronto de 20 reactivos (TAS-20) de Bagby, Parker y Taylor (1994) con la adaptación de Moral (2009). Consta de 20 reactivos con un formato Likert de 6 puntos (0 totalmente en desacuerdo a 5 totalmente de acuerdo), así el rango potencial es de 0 a 100. En la presente muestra ($N = 200$), la TAS-20 tuvo una consistencia interna alta ($\alpha = .86$), su distribución se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 0.967$, $p = .307$) de media 36.72 y desviación estándar de 16.49, ajustándose a una estructura de tres factores correlacionados: dificultad para identificar sentimientos (1, 3, 6, 7, 9, 13 y 14), dificultad para expresar sentimientos (2, 4, 11, 12 y 17) y pensamiento externamente orientado (5, 8, 10, 15, 16, 18, 19 y 20), con índices de ajuste adecuados.

Procedimiento

Los miembros de cada pareja contestaron sus cuestionarios en salones separados para evitar toda comunicación. La muestra fue capturada en el primer semestre de 2006, remunerándose por la participación voluntaria (200 pesos por pareja). Las parejas fueron convocadas a través de anuncios en forma de cartel publicitario. El estudio fue financiado por el Programa de Apoyo a la Ciencia y Tecnología 2005 de la UANL. Cada cuestionario iba encabezado por una hoja informativa, donde se garantizaba la confidencialidad y anonimato de las res-

puestas, terminando con una pregunta cerrada de si deseaba o no tomar parte del estudio. Las escalas fueron traducidas al español por el procedimiento de doble traducción (inglés-español/español-inglés) con la ayuda de dos filólogos, adicionalmente fue revisada por dos psicólogos para evaluar su adecuación semántica con el constructo y por una muestra de 30 participantes para evaluar su comprensibilidad. Finalmente, con base en las sugerencias de cambio registradas, el autor de este artículo fijó el formato definitivo.

Análisis estadísticos

Se empleó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para contrastar el ajuste de las distribuciones a una curva normal ($Z_{\kappa-S}$), el coeficiente Alfa de Cronbach para estimar la consistencia interna (α) y análisis factorial exploratorio y confirmatorio para determinar la estructura dimensional. Debido a la asimetría de los reactivos y la escala, además de un coeficiente de curtosis multivariada de Mardia mayor a 70 (259.673), se factorizó por el método Alfa y se estimó la función de discrepancia por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS), así como Mínimos Cuadrados Ordinales (OLS). La rotación se realizó por un método no ortogonal (Promax). Se empleó el coeficiente rho de Pearson para calcular la asociación entre escalas (r_S). El nivel de significación estadística para rechazar la hipótesis nula se fijó en $p \leq .05$. Los cálculos se realizaron con el SPSS16 y STATISTICA7. Para el análisis factorial confirmatorio, se manejaron doce índices de ajuste. Cuatro fueron descriptivos básicos: FD = función de discrepancia, χ^2 = chi-cuadrada con sus grados de libertad (gl) y probabilidad (p), χ^2/gl = cociente entre chi-cuadrada y sus grados de libertad y $RMSSR$ = residuo cuadrático medio. Dos fueron de no centralidad poblacional: $PNCP$ = parámetro de no centralidad poblacional y $RMSEA$ = error de aproximación cuadrático medio de Steiger-Lind. Seis fueron comparativos para una sola muestra: GFI = índice de bondad de ajuste de

Joreskog, $AGFI$ = índice corregido de bondad de ajuste de Joreskog, NFI = índice de ajuste normado de Bentler-Bonett, $NNFI$ = índice de ajuste no normado de Bentler-Bonett, CFI = índice de ajuste comparativo de Bentler y Δ = coeficiente delta 2 de Bollen. En las Tablas 3 y 4 se indican los valores que reflejan buen o mal ajuste para cada uno de estos índices, entre ambos se hallarían los valores aceptables (Moral, 2006).

Resultados

Consistencia interna y distribución de los 21 reactivos

En la presente muestra, la escala de 21 reactivos presenta una consistencia interna alta ($\alpha = .913$). Su distribución de media 11.36 y desviación estándar 9.95 es asimétrica positiva (1.247 ± 0.172) y apuntada (1.606 ± 0.342), no ajustándose a una curva normal ($Z_{\kappa-S} = 1.793$, $p = .003$). Igualmente ocurre con sus dos factores, ya sean definidos con 11 o 10 reactivos y con 5 reactivos cada uno. Hay diferencias significativas por sexos en la mediana del BDI ($\chi^2(1) = 3.934$, $p = .047$), siendo mayor la mediana de las mujeres ($Mdn = 11$) que la de los hombres ($Mdn = 8$) (véase Tabla 1).

Tabla 1.

Consistencia interna y ajuste a una curva normal del BDI y sus dos factores

	BDI-21-2F			BDI-10-FG	BDI-10-2F		
	PT	SCE-11	DS-10		PT	SCE-5	DS-5
Muestra conjunta (N =200)							
<i>Reactivos</i>	21	11	10	10	10	5	5
α	.913	.872	.846	.880	.872	.819	.791
<i>Mdn</i>	9	3	6	4	5	1	3
<i>M</i>	11.360	4.7623	6.5967	5.402	5.829	2.297	3.532
<i>DE</i>	9.948	5.33835	5.40174	5.447	5.500	2.912	3.127
Z_{K-S}	1.793	2.748	1.895	2.272	2.045	3.042	1.829
<i>p</i>	.003	.000	.002	.000	.000	.000	.002
<i>Asimetría</i>	1.247	1.863	0.909	1.500	1.362	1.731	0.988
<i>EE</i>	0.172	0.172	0.172	0.172	0.172	0.172	0.172
<i>Curtosis</i>	1.606	4.322	0.372	2.507	2.050	3.249	0.756
<i>EE</i>	0.342	0.342	0.342	0.342	0.342	0.342	0.342
Mujeres (n = 100)							
<i>Mdn</i>	11	3.5	6	5	6	2	3
<i>M</i>	12.910	5.530	7.379	6.220	6.630	2.780	3.850
<i>DE</i>	11.042	5.996	5.826	5.989	5.959	3.262	3.242
Hombres (n = 100)							
<i>Mdn</i>	8	3	5	3	4	1	3
<i>M</i>	9.810	3.994	5.814	4.584	5.029	1.814	3.214
<i>DE</i>	8.493	4.488	4.845	4.735	4.899	2.437	2.989

BDI-21-2F (2 factores): PT (Puntaje total) = i1 + i2 + i3 + i4 + i5 + i6 + i7 + i8 + i9 + i10 + i11 + i12 + i13 + i14 + i15 + i16 + i17 + i18 + i19 + i20 + i21- SCE-11 (síntomas cognitivo-emocionales de la depresión) = i1 + i2 + i3 + i4 + i5 + i6 + i7 + i9 + i10 + i13 + i19. DS-10 (depresión somatizada) = i8 + i11 + i12 + i14 + i15 + i16 + i17 + i18 + i20 + i21.

BDI-10-FG (un factor) = i1 + i2 + i3 + i5 + i7 + i10 + i11 + i13 + i15 + i17.

BDI-10-2F (dos factores): PT (Puntaje total) = i1 + i2 + i3 + i5 + i10 + i11 + i12 + i15 + i16 + i17. SCE-5 (síntomas cognitivo-emocionales de la depresión) = i1 + i2 + i3 + i5 + i10. DE-5 (depresión somatizada) = i11 + i12 + i15 + i16 + i17.

El punto de corte para definir un caso con un valor de 9 resulta inadecuado (Beck & Steer, 1987), pues está por debajo de la media de la muestra ($M = 11.36$) y coincide con la mediana ($Mdn = 9$). Se podría adoptar el punto de corte de puntuaciones mayores o iguales a 20 propuesto por Vázquez y Sanz (1997) en España. Así, la prevalencia de posibles casos de depresión sería del 16% (32 personas), sin diferencia por género (12 hombres y 20 mujeres, $\chi^2_{(1, N=200)} = 1.823, p = .177$ con la corrección de Yates para tablas 2x2); y por encima de 30 quedaría el 5% de la muestra (10 personas), como

casos muy probables, también, sin diferencia estadística de género (3 hombres y 7 mujeres, $\chi^2_{(1, N=200)} = 0.974, p = .330$ con la corrección de Yates).

Análisis factorial exploratorio

Por el criterio Kaiser (autovalores iniciales mayores a 1) se definen cuatro factores que explican el 46.87% de la varianza total. Si se rota la solución por el método Promax, el primer factor queda formado por once reactivos

(1, 2, 7, 8, 11, 12, 13, 14, 15, 16 y 17) e incluye contenidos de tristeza, irritabilidad, autocrítica, descontento consigo mismo y desinterés en los demás; el segundo, por cinco reactivos (3, 4, 5, 6 y 10) e incluye contenidos de culpabilidad, derrota, llanto y anhedonia; el tercero por tres reactivos (18, 20 y 21) e incluye contenidos de preocupación por la salud y pérdida de apetito y deseo sexual; y el cuarto, por dos reactivos (9 y 19) e incluye ideas de suicidio y pérdida de peso, de forma adicional también satura el reactivo 3 (sentimientos de fracaso) (véase Tabla 2). Los factores presentan correlaciones altas entre sí, sobre todo el primero con segundo ($r = .683$), así como el primero ($r = .495$) y segundo ($r = .511$) con el cuarto.

lacionados con preocupaciones hipocondríacas y físicas, irritabilidad, autocrítica, descontento consigo mismo y desinterés en los demás (8, 11, 12, 14, 15, 16, 17, 18, 20 y 21) (véase Tabla 2), esto es, depresión somatizada, retomando el concepto del psiquiatra López-Ibor (1980). La correlación entre ambos factores es alta ($r = .703$).

No obstante, la solución también se podría considerar unifactorial, pues el primer factor explica siete veces más varianza que el segundo y todos los reactivos presentan su saturación máxima y mayor a .40 en el primer factor. Si se fuerza la solución a un solo factor se explica el 34.55% de la varianza total. Las saturaciones varían de .684 a .436 (véase Tabla 2).

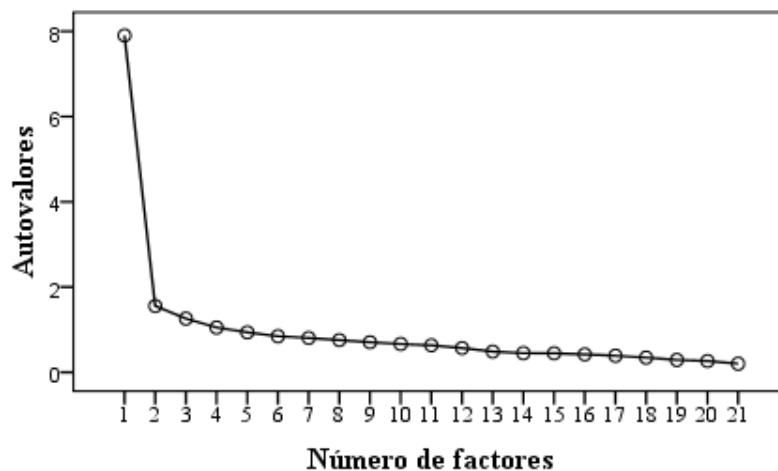


Figura 1. Gráfica de sedimentación.

Por el criterio Cattell (número de autovalores por encima del punto de inflexión de la curva de sedimentación), se podría reducir a dos (véase Figura 1). Con dos factores se explica el 39.47% de la varianza total. El primero está definido por 11 reactivos relacionados con suicidio, fracaso, pesimismo, tristeza, culpa, pérdida de peso, llanto, indecisión, evitación y anhedonia (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 13 y 19), es decir, síntomas afectivo-cognitivos o depresión psicologizada. El segundo queda definido por 10 reactivos re-

Contraste de modelos por Análisis Factorial Confirmatorio

Se contrastan cinco modelos: de un factor, de cuatro factores correlacionados, de cuatro factores de primer orden jerarquizados a otro de orden superior, de dos factores correlacionados y de dos factores de primer orden jerarquizados a otro de orden superior. En primer lugar, los modelos se contrastan con los 21 reactivos, determinando la composición de los

Tabla 2.*Matriz de patrones con 4, 2 y 1 factor*

Reactivos	4 factores				2 factores		1 factor
	F1	F2	F3	F4	F1	F2	
1 Me siento triste	.525	.338	-.157	.014	.543	.172	.651
2 Me siento desanimado/a de cara al futuro	.571	.084	-.224	.307	.635	.063	.641
3 He fracasado más que la mayoría de las personas	-.058	.502	.025	.390	.823	-.105	.644
4 No disfruto de las cosas tanto como antes	-.044	.346	.148	.138	.361	.116	.436
5 Me siento culpable en bastantes ocasiones	-.129	.883	.161	-.102	.529	.171	.642
6 Siento que quizá esté siendo castigado	-.007	.587	.021	.114	.625	.006	.574
7 Estoy descontento conmigo mismo	.490	.363	-.015	-.063	.424	.316	.684
8 Me autocrítico por mi debilidad o mis errores	.388	.231	.159	-.122	.149	.460	.562
9 Pienso en suicidarme	.040	.182	-.178	.673	.886	-.306	.503
10 Ahora lloro más que antes	.273	.370	.109	.043	.405	.305	.659
11 Me molesto o irritado más fácilmente que antes	.362	.258	.252	-.046	.182	.550	.680
12 Estoy menos interesado en los demás que antes	.416	.112	.137	.044	.213	.417	.581
13 Evito tomar decisiones más que antes	.373	.114	.071	.205	.402	.266	.620
14 Estoy preocupado porque parezco envejecido y poco atractivo	.387	-.067	.358	.006	-.095	.670	.532
15 Me cuesta más esfuerzo de lo habitual comenzar a hacer algo	.423	-.010	.351	.046	.017	.667	.636
16 No duermo tan bien como antes	.849	-.265	.175	-.126	-.116	.715	.548
17 Me canso más que antes	.468	.014	.243	.049	.097	.574	.623
18 No tengo tan buen apetito como antes	.193	-.059	.359	.217	.080	.471	.511
19 He perdido más de dos kilos por falta de ganas de comer	-.114	-.134	.339	.842	.421	.169	.556
20 Estoy preocupado por mi salud	.081	.242	.542	-.147	-.122	.687	.516
21 La relación sexual me atrae menos que antes	-.073	.142	.511	.105	.014	.470	.452

Método de extracción: Factorización Alfa. Método de rotación: Promax con normalización Kaiser.

La solución de cuatro factores convergió en 23 iteraciones, la de dos factores en 3 iteraciones y la de un factor en 4 iteraciones.

factores desde los resultados del análisis factorial exploratorio; en segundo término, con una definición simplificada de indicadores, quedándonos con aquellos que presenten los parámetros más altos y homogéneos. La definición de los modelos se encuentra en los pies de las Tablas 3 y 4. El modelo de un factor y los modelos de dos factores son los que más se ajustan a los datos. Los índices de ajuste por GLS son adecuados, mejorando con las definiciones simplificadas en indicadores. Por la prueba de la diferencia de los estadísticos χ^2_{GLS} , el

ajuste es equivalencia entre los modelos de un factor y dos factores, ya sea con todos los reactivos ($d\chi^2 (189 - 187 = 2) = 369.107 - 365.252 = 3.855, p = .145$) o en la forma simplificada de 10 reactivos ($d\chi^2 (35 - 34 = 1) = 78.081 - 75.454 = 2.627, p = .105$) (véase Tabla 3). Por el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ordinales (OLS) el ajuste es bueno para el modelo de dos factores, sin diferencia entre el modelo de factores correlacionados y jerarquizados, así como el del modelo unidimensional (véase Tabla 4).

Tabla 3.

Índices de ajuste por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS)

	Bueno	Malo	FG-21	4FR-21	FG-4FJ-21	2FR-21	FG-2FJ-21
<i>FD</i>	< 2	> 3	1.855	1.670	1.670	1.762	1.762
χ^2 GLS	< 2 gl	> 3 gl	369.107	332.300	332.385	350.714	350.646
<i>gl</i>			189	183	185	188	187
<i>p</i>	< .050	> .099	.000	.000	.000	.000	.000
χ^2/gl	< 2	> 3	1.953	1.816	1.797	1.865	1.875
<i>RMS SR</i>	< .05	> .099	.100	.091	.091	.106	.107
<i>PNCP</i>	< 1	> 2	.905	0.750	0.741	.818	.822
<i>RMS EA</i>	< .05	> .099	.069	.064	.063	.066	.066
<i>GFI</i>	> .95	< .85	.823	.841	.841	.832	.832
<i>AGFI</i>	> .90	< .80	.784	.800	.801	.794	.793
	Bueno	Malo	FG-10	4FR-11	FG-4FJ-11	2FR-10	FG-2FJ-10
<i>FD</i>	< 2	> 3	0.392	0.512	0.533	0.379	0.379
χ^2	< 2 gl	> 3 gl	78.081	101.842	106.085	75.454	75.454
<i>gl</i>			35	38	40	34	34
<i>p</i>	< .050	> .099	.000	.000	.000	.000	.000
χ^2/gl	< 2	> 3	2.231	2.680	2.652	2.219	2.219
<i>RMS SR</i>	< .05	> .099	.062	.096	.095	.061	.061
<i>PNCP</i>	< 1	> 2	0.216	0.321	0.332	0.208	0.208
<i>RMS EA</i>	< .05	> .099	.079	.092	.091	.078	.078
<i>GFI</i>	> .95	< .85	.922	.907	.903	.924	.924
<i>AGFI</i>	> .90	< .80	.877	.838	.840	.877	.877

Modelos: FG-21: Del 1 al 21. FG-10: 1, 2, 3, 5, 7, 10, 11, 13, 15 y 17.

4FR-21: FI → 1, 2, 7, 8, 11, 12, 13, 14, 15, 16 y 17, FII → 3, 4, 5, 6 y 10, FIII → 18, 20 y 21, FIV → 9 y 19.

FG-4FJ-21: FG → FI, FII, FIII y FIV. 4FR-11: F1 → 1, 2 y 16, F2 → 3, 5 y 6, F3 → 18, 20 y 21, F4 → 9 y 19 y. FG-4FJ-10: FG → F1, F2, F3 y F4.

2FR-21: FI → 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 13 y 19; FII → 8, 11, 12, 14, 15, 16, 17, 18, 20 y 21. FG-2FJ-21; FG → FI y FII.

2FR-10: F1 → 1, 2, 3, 5 y 10; F2 → 11, 12, 15, 16 y 17. FG-2FJ-10: FG → F1 y F2.

Tabla 4.

Índices de ajuste por Mínimos Cuadrados Ordinales (OLS)

	Bueno	Malo	FG-21	4FR-21	FG4FJ-21	2FR-21	FG2FJ-21
<i>FD</i>	< 2	> 3	1.089	0.879	0.900	0.873	0.873
<i>RMS SR</i>	< .05	> .099	.069	.062	.062	.061	.061
<i>GFI</i>	> .95	< .85	.970	.976	.975	.976	.976
<i>AGFI</i>	> .90	< .80	.964	.970	.969	.971	.971
<i>NFI</i>	> .95	< .85	.958	.966	.966	.967	.967
<i>NNFI</i>	> .95	< .85	.994	1	1	1	1
<i>CFI</i>	> .95	< .85	.944	1	1	1	1
Δ	> .95	< .85	.944	1	1	1	1
	Bueno	Malo	FG-10	4FR-11	FG4FJ-11	2FR-10	FD2FJ-10
<i>FD</i>	< 2	> 3	0.127	0.310	0.303	0.105	0.105
<i>RMS SR</i>	< .05	> .099	.048	.069	.068	.044	.044
<i>GFI</i>	> .95	< .85	.991	.975	.977	.992	.992
<i>AGFI</i>	> .90	< .80	.985	.956	.962	.987	.987
<i>NFI</i>	> .95	< .85	.9585	.954	.960	.986	.986
<i>NNFI</i>	> .95	< .85	1	.973	.981	1	1
<i>CFI</i>	> .95	< .85	1	.981	.986	1	1
Δ	> .95	< .85	1	.982	.986	1	1

Modelos: FG-21: Del 1 al 21. FG-10: 1, 2, 3, 5, 7, 10, 11, 13, 15 y 17.

4FR-21: FI → 1, 2, 7, 8, 11, 12, 13, 14, 15, 16 y 17, FII → 3, 4, 5, 6 y 10, FIII → 18, 20 y 21, FIV → 9 y 19.

FG-4FJ-21: FG → FI, FII, FIII y FIV. 4FR-11: F1 → 1, 2 y 16, F2 → 3, 5 y 6, F3 → 18, 20 y 21, F4 → 9 y 19 y. FG-4FJ-10: FG → F1, F2, F3 y F4.

2FR-21: F1 → 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 13 y 19; FII → 8, 11, 12, 14, 15, 16, 17, 18, 20 y 21. FG-2FJ-21; FG → FI y FII.

2FR-10: F1 → 1, 2, 3, 5 y 10; F2 → 11, 12, 15, 16 y 17. FG-2FJ-10: FG → F1 y F2.

Si el contraste del modelo de dos factores se realiza por Máxima Verosimilitud, el ajuste se puede mantener por la prueba chi-cuadrada con una $p > .01$ ($\chi^2(34) = 52.772$, $p = .021$). En un nivel de buen ajuste aparecen seis índices ($\chi^2/gl = 1.552$, $RMSSR = .045$, $PNCP = .140$, $GPI = .973$, $AGFI = .956$, $AGFI = .905$) y en un nivel adecuado cinco índices ($RMSEA = .064$, $GFI = .942$, $NFI = .907$, $NNFI = .932$, $CFI = .949$ y $\Delta = .950$), siendo estos índices totalmente equivalentes entre el modelo jerarquizado y de factores correlacionados. Si se determina la estructura factorial por análisis exploratorio con los diez reactivos del modelo bifactorial reducido, empleando factorización Alfa y rotación Promax y determinando el número de factores por el criterio Kaiser, se obtienen dos factores correlacionados que explican el 47.157% de la varianza. El primer factor está definido por los reactivos 1, 2, 3, 5 y 10; se puede interpretar como de síntomas cognitivo-emocionales de depresión. El segundo factor está definido por los reactivos 11, 12, 15, 16 y 17; se puede in-

terpretar como de síntomas somáticos de depresión y desinterés personal. Ambos factores tienen una correlación alta de .709. Sus estadísticos descriptivos en la muestra pueden verse en la Tabla 1.

Validez concurrente

En relación con la validez concurrente, las correlaciones más fuertes aparecen con afecto negativo y síntomas somáticos. Le sigue la asociación con alexitimia. Las tres correlaciones son negativas y moderadas. Significativa, débil e inversa es la correlación con afecto positivo. A más puntuación en el BDI (depresión), más reporte de malestar o afecto negativo, más quejas de síntomas somáticos, más rasgo de alexitimia y menos afecto positivo. El factor de síntomas cognitivo-emocionales de depresión correlaciona más con afecto negativo y alexitimia. El factor de depresión somatizada correlaciona más fuerte con severidad de los síntomas somáticos y afecto positivo (véase Tabla 5).

Tabla 5.

Correlaciones del BDI y sus dos factores con el PANAS, SSS-36 y TAS-20

Escala de validez		BDI-21			BDI-10-FG	BDI-10-2F		
		PT	SCE-11	DS-10		PT	SCE-5	DS-5
Afecto negativo	r_s	.561	.544	.500	.576	.569	.519	.486
del PANAS	p	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
Afecto positivo	r_s	-.179	-.141	-.206	-.223	-.185	-.121	-.241
del PANAS	p	.011	.046	.003	.001	.009	.087	.001
SSS-36	r_s	.428	.379	.424	.417	.389	.318	.395
	p	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
TAS-20	r_s	.409	.411	.371	.422	.382	.366	.332
	p	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000

BDI-21-2F (2 factores): PT (Puntaje total) = i1 + i2 + i3 + i4 + i5 + i6 + i7 + i8 + i9 + i10 + i11 + i12 + i13 + i14 + i15 + i16 + i17 + i18 + i19 + i20 + i21- SCE-11 (síntomas cognitivo-emocionales de la depresión) = i1 + i2 + i3 + i4 + i5 + i6 + i7 + i9 + i10 + i13 + i19. DS-10 (depresión somatizada) = i8 + i11 + i12 + i14 + i15 + i16 + i17 + i18 + i20 + i21.

BDI-10-FG (un factor) = i1 + i2 + i3 + i5 + i7 + i10 + i11 + i13 + i15 + i17.

BDI-10-2F (dos factores): PT (Puntaje total) = i1 + i2 + i3 + i5 + i10 + i11 + i12 + i15 + i16 + i17. SCE-5 (síntomas cognitivo-emocionales de la depresión) = i1 + i2 + i3 + i5 + i10. DE-5 (depresión somatizada) = i11 + i12 + i15 + i16 + i17.

Discusión

El ajuste es bueno para los modelos de un factor general y dos jerarquizados con un número reducido de indicadores (10 reactivos) y adecuado para los modelos, ya sea de uno o dos factores, con los 21 reactivos de la escala. Al ser el ajuste estadísticamente equivalente entre estos dos modelos, considerando la correlación alta entre los dos factores ($> .70$) y el principio de parsimonia, el modelo unifactorial prevalece sobre el de dos factores (correlacionados o jerarquizados). El modelo de cuatro factores con los 21 reactivos muestra el peor ajuste. También se probó forzar la solución a tres factores, pero los índices de ajuste eran peores que la solución de cuatro factores, de ahí que no se reportó. Estos resultados son consonantes con las propuestas tempranas de Beck y Beck (1972), así como con el modelo bidimensional de Vredenburg et al. (1985) y Volk et al. (1993), desarrollados en población de pacientes de atención primaria. Por el contrario, no se mantiene el modelo trifactorial de Beck y Lester (1973) y Clark et al. (1983).

Se observa la asimetría esperada en la distribución de la escala; esto es, hay una minoría de casos de depresión. Adoptando los puntos de corte propuestos por Vázquez y Sanz (1997) se tendría 16% de posibles casos o 5% como casos muy probables sin diferencia entre hombres y mujeres. Estos porcentajes están dentro del rango de la prevalencia en población general de adultos, del 10 al 25% para las mujeres y del 5 al 12% para los varones (APA, 2000; Medina-Mora et al., 2003). La ausencia de diferencias de género se debe al reducido número de casos, pues en la presente muestra, hay diferencia por sexos en la mediana del BDI, siendo mayor la mediana de las mujeres, que es un resultado consistentemente replicado (Keogh, McCracken & Eccleston, 2006).

La correlación entre el BDI y el afecto negativo es moderada como se esperaba. La expectativa no era una correlación alta ($> .70$) y menos perfecta ($> .95$), pues los constructos comparados son disimilares en algunos aspectos. La depresión es un afecto negativo, pero es diferencial de otros, como la ira, angustia, vergüenza y culpa que son contemplados por el

PANAS. Hay personas con alto nivel de afecto negativo que son clasificadas como personalidades neuróticas, pero la elevación en la escala de depresión no implica la elevación en todos los afectos negativos (Chico-Librán, 2000). En el modelo de dos factores para el BDI, la correlación del afecto negativo es mayor con el componente cognitivo que con el somático, lo que refleja validez de constructo, al ser el PANAS una escala de autorreporte de vivencias emocionales conscientes, como tristeza, desánimo, culpabilidad o descontento. Sin embargo, el afecto positivo se asocia con el factor somático, pues engloba más síntomas que se suelen emplear para definir la hipomanía, como irritabilidad, energía, falta de cansancio o aumento del apetito (APA, 2000).

Los síntomas físicos médicamente no explicados, en consonante con las expectativas, correlacionan más con el factor de depresión somatizada, relación que está mediada por el descontrol vegetativo que inducen unas emociones negativas mal reguladas (Taylor et al., 1997). Las asociaciones encontradas entre el BDI y la escala de alexitimia están en el intervalo de .40 a .60 propio de muestras clínicas (Honkalampi et al., 1999). Debe señalarse que la presente muestra no es de población general, sino es una muestra de parejas casadas evaluadas en un contexto de ajuste y satisfacción matrimoniales, lo que parece dar al autoreporte una cualidad más propia de las muestras obtenidas en pacientes de atención primaria (Mattila et al., 2008). La asociación es más fuerte con el factor cognitivo que con el somático, en el modelo bidimensional. Este hallazgo es el más común dentro de la literatura empírica, por lo que se han planteado dudas sobre la validez de la escala TAS-20 para medir la dificultad para expresar e identificar emociones (Muller, Buhner & Heiner, 2003). En sí, refleja que la alexitimia no es propiamente una depresión enmascarada, sino una deficiencia que provoca problemas en la regulación de las emociones y relaciones, induciendo indefensión, desesperanza y depresión. Precisamente, estrés y depresión son las

dos emociones más reconocidas por los alexitímicos, aunque sin capacidad de un análisis profundo de las mismas (Taylor et al., 1997).

En el presente estudio se empleó una escala de 4 puntos de rango para evaluar cada reactivo del inventario BDI: 0 = no, 1 = sí, algo, 2 = sí, bastante, 3 = sí, mucho. No obstante, algunos autores, como Méndez y Peña (2006) y García (2009), señalan que las etiquetas de orden “bastante” y “mucho” no son claramente diferenciadas en el contexto mexicano. A favor de la presente opción se tienen cuatro argumentos. Primero se empleó la misma etiqueta que la escala de ansiedad estado rasgo (EDARI), validada en México por Díaz-Guerrero y Spielberger (1975); segundo, el análisis de frecuencia en esta muestra indica que las dos categorías se discriminan perfectamente, ya que la categoría (sí, mucho) es empleada con mucha menor frecuencia que sí, bastante; tercero la notación numérica que acompaña a la etiqueta ordinal seguramente califica la discriminación semántica, y cuarto, esta ordenación ya se ha mostrado adecuada con otros instrumentos validados en México (Moral, González & Landerero, 2010). Por lo tanto el contexto referencial en que se muestran estas dos palabras supera la sinonimia que implica su presentación aislada y evidenciada por una prueba de evocación semántica.

A pesar del muestreo incidental, el tamaño de la muestra es adecuado para el empleo del análisis factorial confirmatorio (Moral, 2006). El procedimiento de extracción garantizaba parejas de datos independientes y las variables demográficas son bastante equivalentes a las poblacionales de Nuevo León en un segmento de edad de 18 a 65 con estado civil casado (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática [INEGI], 2007), lo cual da valor a los datos de confiabilidad y validez. La mitad son hombres y la mitad son mujeres, el nivel de estudios es de media superior sin acabar, los participantes son jóvenes (34 años), de clase media, con dos hijos y 88% son católicos (tomando

al 11% de participantes que no cree en ninguna religión, pero no son ateos, como casos perdidos; grupo que representa a católicos descontentos). Otra limitación del estudio, aparte del muestreo no probabilístico, es la naturaleza de autorreporte de los datos, no aportándose pruebas con criterios observacionales más objetivos, de ahí que se evita abordar la estandarización del instrumento. Por lo tanto, se requiere la replicación del estudio en otras poblaciones en México, con un muestreo probabilístico, para la estandarización de la escala; asimismo, se recomienda introducir una entrevista estructural como criterio; por ejemplo, el SCID (First, Spitzer, Gibbon & Williams, 1997). Considerando estas limitaciones se concluye que el formato simplificado ahorra espacio y tiempo en su aplicación, muestra propiedades de consistencia y estructura factorial equivalentes a la escala original y arroja pruebas de validez concurrente. Se requieren estudios adicionales para su adecuada estandarización.

Se remarca que la pretensión del estudio no fue generar un instrumento nuevo desde la base del BDI, sino simplificar el formato para su uso en atención primaria, donde se requiere de pruebas de cribado rápidas, o para su empleo en situaciones de investigaciones donde se aplican muchos instrumentos y es necesario simplificar espacio y tiempo.

Referencias

- Abdel-Khalek, A. M. (2001). A short version of the Beck Depression Inventory without omission of clinical indicators. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(3), 233-240.
- Akerblad, A., Bengtsson, F., Knorrning, L. & Ekselius, L. (2006). Response, remission and relapse in relation to adherence in primary care treatment of depression: a 2-year outcome study. *International Clinical Psychopharmacology*, 21(2), 117-124.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed.). Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed., text revised). Washington, DC: Author.
- Bagby, R. M., Parker, J. D. A. & Taylor G. J. (1994). The twenty-item Toronto alexithymia scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38(1), 23-32.
- Beck, A. T. & Beck, R. W. (1972). Screening depressed patients in family practice: A rapid technique. *Postgraduate Medicine*, 52, 81-85.
- Beck, J. S., Beck, A. T. & Jolly, J. B. (2001). *Beck Youth Inventories*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Beck, A. T. & Lester, D. (1973). Components of depression in attempted suicides. *The Journal of Psychology*, 85, 257-260.
- Beck, A. T. & Steer, R. A. (1987). *Beck Depression Inventory manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation, Harcourt Brace Jovanovich.
- Beck A. T., Steer, R. A. & Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A. & Garbin, M. G. (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. & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archive of General Psychiatry*, 4, 53-61.
- Bumberry, W., Oliver, J. M. & McClure, J. N. (1978). Validation of the Beck Depression Inventory in a university population using psychiatric estimate as the criterion. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46, 150-155.
- Canals, J., Blade, J., Carbajo, G. & Domenech-Llaberia, E. (2001). The Beck Depression Inventory: Psychometric characteristics and usefulness in nonclinical adolescents. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(1), 63-68.
- Chico-Librán, E. (2000). Intensidad emocional y su relación con extraversión y neuroticismo. *Psicothema*, 12(4), 568-573.
- Clark, D. C., Cavanaugh, S. A. & Gibbons, R. D. (1983). The core symptoms of depression in medical and psychiatric patients. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 171, 705-713.
- Clark, D. C., Gibbons, R. D., Fawcett, J., Aagesen, C. A. & Sellers, D. (1985). Unbiased criteria for severity of depression in alcoholic inpatients. *Journal of Nervous and Mental Diseases*, 173, 482-487.
- Díaz-Guerrero, R. y Spielberger, C. D. (1975). IDARE. *Inventario de Ansiedad: Rasgo-Estado. (Manual e Instructivo)*. México D.F: El Manual Moderno.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M. & Williams, J. B. W. (1997). *Structured clinical interview for DSM-IV axis I disorders-clinician version (SCID-CV)*. Washington DC: APA Press.
- García, H. C. (2009). *Cómo investigar en psicología*. México: Trillas.
- Hammen, C. L. (1980). Depression in college students: Beyond the Beck Depression Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 48, 126-128.
- Hendryx, M. S., Haviland, M. G. & Shaw, D. G. (1991). Dimensions of alexithymia and their relationships to anxiety and depression. *Journal of Personality Assessment*, 56, 227-237.
- Honkalampi, K., Hintikka, J., Tanskanen, A., Lethonen, J. & Viinamäki, H. (2000). Depression is strongly associated with alexithymia in the general population. *Journal of Psychosomatic Research*, 48, 99-104.
- Honkalampi, K., Saarinen, P., Hintikka, J., Virtanen, V., & Viinamäki, H. (1999). Factors associated with alexithymia in patients suffering from depression. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 68, 270-275.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. (2007). *Estadísticas vitales de México*. Aguascalientes: INEGI.
- Keogh, E., McCracken, L. M. & Eccleston, C. (2006). Gender moderates the association between depression and disability in chronic pain patients. *European Journal of Pain*, 10(5), 413-422.
- Kim, Y., Pilkonis, P. A., Frank, E., Thase, M. E. & Reynolds, Ch. F. (2002). Differential functioning of the Beck Depression Inventory in late-life patients: Use of item response theory. *Psychology and Aging*, 17(3), 379-391.
- López-Ibor, J. J. (1980). ¿Por qué se enmascaran las depresiones? *Actas Luso Españolas de Neurología, Psiquiatría y Ciencias Afines*, 7, 74-82.
- Luminet, O., Bagby, R. M. & Taylor, G. J. (2001). An evaluation of the absolute and relative stability of alexithymia in patients with major depression. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 70, 254-260.
- Mattila, A. K., Kronholm, E., Jula, A., Salminen, J. K., Koivisto, A. M., Mielonen, R. L. & Joukamaa, M. (2008). Alexithymia and somatization in general population. *Psychosomatic Medicine*, 70(6), 716-722.
- Medina-Mora, M. E., Borges, G., Lara, C., Benjet, C., Blanco, J., Fleiz, C., Villatoro, J., Rojas, E., Zambrano, J., Casanova, L. & Aguilar-Gaxiola, S. (2003). Prevalencia de trastornos mentales y uso de servicios: resultados de la encuesta nacional de epidemiología psiquiátrica en México. *Salud Mental*, 26(4), 1-16.
- Méndez, L. M. & Peña, A. (2006). *Manual práctico para el diseño de la escala Likert*. México, DF: Trillas.
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero & M. T. González (Ed.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México, DF: Trillas.
- Moral, J. (2009). Factor structure and reliability of TAS-20 in Mexican samples. *The International Journal of Hispanic Psychology*, 2(2), 163-176.
- Moral, J., González, M. T. & Landero, R. (2010). Factor structure of the STAXI-2-AX and its relationship to the burnout in housewives. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 418-430.
- Müller, J., Bühner, M. & Heiner, E. (2003). Relationship and differential validity of alexithymia and depression: a comparison of the Toronto Alexithymia and self-rating depression scales. *Psychopathology*, 36, 71-77.
- Myers, K. & Winters, N. (2002). Ten-year review of rating scales. II: Scales for internalizing disorders. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 41(6), 634-659.
- Ruscio, A. M. & Ruscio, J. (2002). The latent structure of analogue depression: Should the Beck Depression Inventory be used to classify groups? *Psychological Assessment*, 14(2), 135-145.
- Tanaka, J. S. & Huba, G. J. (1984). Confirmatory hierarchical factor analyses of psychological stress measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 621-635.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M. & Parker, J. D. A. (1997). *Disorders of affect regulation. Alexithymia in medical and psychiatric illness*. New York: Cambridge University Press.
- Vázquez, C. & Sanz, J. (1997). Fiabilidad y valores normativos de la versión española del inventario para la depresión de Beck de 1978. *Clinica y Salud*, 8(3), 403-422.
- Volk, R., Pace, T. M. & Parchman, M. L. (1993). Screening for depression in primary care patients: Dimensionality of the short form of the Beck depression inventory. *Psychological Assessment*, 5(2), 173-181.
- Vredenburg, T. E., Krames, L. & Flett, G. L. (1985). Reexamining the Beck Depression Inventory: The long and short of it. *Psychology Reports*, 56, 767-788.
- Watson, D., Clark, L. A. & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.
- Wise, T. N., Jani, N. N., Kass, E., Sonnenschein, K. & Mann, L. S. (1988). Alexithymia: relationship to severity of medical illness and depression. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 50(2), 68-71.
- Woolfolk, R. L. & Allen, L. A. (2007). *Treating somatization. A cognitive-behavioral approach*. New York: The Guilford Press.
- Yeung, A., Howarth, S., Chan, R., Sonawalla, S., Nierenberg, A. & Fava, M. (2002). Use of the Chinese version of the Beck Depression Inventory for screening depression in primary care. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 190(2), 94-99.

Anexo

BDI (formato de presentación simplificado)

Por favor, lea con atención y señale con un círculo el grado en que cada una de las siguientes afirmaciones describe su estado de ánimo durante la ÚLTIMA SEMANA, INCLUIDO EL DÍA DE HOY. Conteste lo más sinceramente posible.

1 No	2 Sí, Algo	3 Sí, Bastante	4 Sí, Mucho
---------	------------------	----------------------	-------------------

Me siento triste.....	1	2	3	4
Me siento desanimado de cara al futuro	1	2	3	4
He fracasado más que la mayoría de las personas.....	1	2	3	4
No disfruto de las cosas tanto como antes.....	1	2	3	4
Me siento culpable en bastantes ocasiones.....	1	2	3	4
Siento que quizá esté siendo castigado.....	1	2	3	4
Estoy descontento conmigo mismo.....	1	2	3	4
Me autocrítico por mi debilidad o por mis errores.....	1	2	3	4
Pienso en suicidarme.....	1	2	3	4
Ahora lloro más que antes.....	1	2	3	4
Me molesto o irrito más fácilmente que antes.....	1	2	3	4
Estoy menos interesado en los demás que antes.....	1	2	3	4
Evito tomar decisiones más que antes.	1	2	3	4
Estoy preocupado porque parezco envejecido y poco atractivo.....	1	2	3	4
Me cuesta más esfuerzo de lo habitual comenzar a hacer algo.....	1	2	3	4
No duermo tan bien como antes.....	1	2	3	4
Me canso más que antes.....	1	2	3	4
No tengo tan buen apetito como antes.....	1	2	3	4
He perdido peso por falta de ganas de comer.....	1	2	3	4
Estoy preocupado por mi salud.....	1	2	3	4
La relación sexual me atrae menos que antes.....	1	2	3	4