

La versión en español de la Escala Cognitivo-Conductual de Evitación (CBAS)

The Spanish version of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale (CBAS)

Recibido: mayo de 2008.
Aprobado: marzo de 2009.

Laura Hernández-Guzmán

Universidad Nacional Autónoma de México

Keith S. Dobson

University of Calgary, Canadá

Joaquín Caso-Niebla

Universidad Autónoma de Baja California

Manuel González-Montesinos

Universidad de Sonora

Amanda Epp

University of Calgary, Canadá

María Luisa Arratíbel-Siles

Universidad Nacional Autónoma de México

Ewa Wierzbicka-Szymczak

Universidad Nacional Autónoma de México

Correspondencia: Laura Hernández-Guzmán, Av. Universidad 3004, Edificio D, Laboratorio I, Col. Copilco-Universidad, C.P. 04510, Distrito Federal, México, lher@servidor.unam.mx

La presente investigación se realizó en la Unidad de Investigaciones sobre Psicopatología Infantil y Adolescente de la Facultad de Psicología de la UNAM y se financió con recursos asignados al Proyecto PAPIIT IN305207 de la Dirección General del Personal Académico de la Universidad Nacional Autónoma de México, cuya responsable es la primera autora.

Resumen

Este estudio se propuso evaluar las propiedades psicométricas, validez de constructo y consistencia interna, de la Escala de Evitación Cognitivo-Conductual (CBAS), propuesta originalmente en inglés por Ottenbreit y Dobson (2004). Además pretendía indagar si se confirmaba el modelo estructural hallado por estos autores. 340 estudiantes de ambos sexos (60 hombres y 280 mujeres) de una universidad pública mexicana completaron la CBAS, la Escala de Respuesta de Rumia y al Inventario de Depresión de Beck. Mediante análisis confirmatorio, se confirmó el modelo de afrontamiento de evitación encontrado en estudiantes canadienses con una estructura de cuatro

Abstract

The aim of the present study was to evaluate the psychometric properties, construct validity and internal consistency, of the Spanish version of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale (CBAS), proposed originally in English by Ottenbreit and Dobson (2004). Also, it intended to test if the structural model found by these authors was confirmed. 340 students of a Mexican public university, 60 men and 280 women, completed the CBAS, the Ruminative Response Scale and the Beck Depression Inventory. Using confirmatory factor analysis, the avoidance coping model originally found in Canadian students fit the data, coinciding with the structure of 4

factores relacionados: Conductual/ social (CondS), Conductual/ no social (CondNS), Cognitivo/social (CogS) y Cognitivo/no social (CogNS), que ajustó satisfactoriamente. Los datos sugieren también la validez de constructo y consistencia interna de la CBAS.

Palabras clave: CBAS, ecuación de modelamiento estructural, validez, evitación, psicometría

correlated factors: Behavioral Social, Behavioral Nonsocial, Cognitive Social and Cognitive Nonsocial. Construct validity and acceptable internal consistency of the CBAS were also demonstrated.

Key words: CBAS, structural equation modeling, validity, avoidance, psychometry

Entre los tratamientos psicológicos dirigidos a reducir los síntomas de la depresión, las estrategias cognitivo-conductuales son las que cuentan con más datos que confirman su eficacia. Tanto la investigación que se ha dedicado a someter a prueba la eficacia de sus técnicas, como aquella dirigida a explorar los mecanismos que, de acuerdo con la teoría, explican el trastorno, han aportado conocimiento que ayuda a mejorar los tratamientos.

La postura cognitivo-conductual postula que las personas deprimidas interpretan las situaciones que viven cotidianamente, de acuerdo con creencias negativas acerca de sí mismas, de los demás y de su mundo circundante que, con el paso del tiempo, se convierten en pensamientos automáticos. Estos pensamientos erróneos o distorsionados conducen a emociones de tristeza, desesperanza, devaluación personal, y a conductas de auto-derrota (Beck, 1995; Greenberg & Padesky, 1995). De acuerdo con Frydenberg (1997), la percepción e interpretación de cada nueva experiencia o situación desempeña un papel importante en la forma en la que la persona la afronta. Pues si la percepción que tiene el individuo de la situación no coincide con las características de ésta, se afronta con cogniciones distorsionadas que propician emociones y comportamientos desadaptativos. Siegle, Ingram y Matt (2002) encontraron que la percepción distorsionada de las situaciones que afronta una persona deprimida, resalta preponderantemente las características emocionales de la información negativa. Si bien, es esta característica de la depresión la que más atención ha recibido en la literatura, la investigación encaminada a analizar los correlatos de la depresión ha puesto al descubierto otros constructos que también ayudan a explicarla y que podrían ampliar el foco de atención del tratamiento. Uno de ellos es el afrontamiento de evitación.

De acuerdo con Ottenbreit y Dobson (2004), el análisis funcional de la depresión, propuesto originalmente por Ferster (1973), reorienta la atención al afrontamiento

de evitación. Las personas deprimidas tienden a evitar, aislarse y presentan escasa actividad, cuando afrontan las situaciones estresoras. El afrontamiento de evitación se manifiesta en cogniciones y comportamientos, como evitar pensar en metas o soluciones, rechazar oportunidades, posponer decisiones, aislarse, no concluir tareas, etc. La perspectiva funcional de la depresión propone que la inactividad, la evitación y el aislamiento interfieren con las posibilidades de exponerse al éxito o al refuerzo, pues impiden que la persona busque e intente la solución propositiva de los problemas. Comparados con individuos normales, los pacientes con depresión emplean más estrategias de afrontamiento de evitación (Hernangómez & Vázquez, 2005), en tanto que las personas no deprimidas recurren a estrategias de afrontamiento orientadas a la solución del problema (Dumont & Provost, 1999).

Así mismo, se sabe que la carencia de respuestas orientadas a la solución de los problemas se asocia con la depresión (Blalock & Joiner, 2000; Holahan & Moos, 1986; Holahan, Moos, Holahan, Brennan & Schutte, 2005; Krantz & Moos, 1988; Penland, Masten, Zelhart, Fournet & Callahan, 2000). Las personas presentan mayor tendencia a deprimirse cuando no solucionan los problemas activamente y recurren a la evitación (D'Zurilla, Chang, Nottingham, & Faccini, 1998).

Congruente con estos hallazgos, existe otro constructo relevante al mantenimiento de la depresión; la rumia, que permite vincular la interpretación distorsionada de las situaciones que se afrontan con la tendencia a no intentar la solución de los problemas. Al parecer, la interferencia afectiva resultado de los pensamientos automáticos hace más propensa a la persona deprimida a rumiar la información negativa relevante a su depresión, lo que exacerbaba sus síntomas. Este hallazgo se ha documentado tanto en adultos (Butler & Nolen-Hoeksema, 1994; Just & Alloy, 1997; Showers & Ruben, 1990), como en niños (Abela, Brozina & Haigh, 2002). Se ha concluido que la rumia es

una forma más de afrontamiento de evitación, porque cumple con la misma función de mantener a la persona al margen de la interacción con su ambiente e impedir la solución activa de los problemas (Moulds, Kandris, Starr & Wong, 2006; Nolen-Hoeksema, 1991a).

Como constructo que contribuye a explicar la depresión, el afrontamiento de evitación ha recibido relativamente escasa atención. Al cuestionarse la unidimensionalidad del constructo de afrontamiento, Moos y Schaefer (1993) hallaron que está compuesto por cuatro dimensiones: aproximación/conductual, aproximación/cognitiva, evitación/conductual y evitación/cognitiva. Centrados ya en el componente de la evitación en relación con la depresión, Blalock y Joiner (2000) corroboraron la distinción entre dos dimensiones del afrontamiento de evitación, la cognitiva y la conductual, mediante un análisis factorial confirmatorio del Inventario de Respuestas de Afrontamiento de Moos (1988).

Más recientemente, la relación entre el afrontamiento de evitación y la depresión ha alcanzado mayor precisión gracias al esfuerzo de Ottenbreit y Dobson (2004) por elaborar una escala que no sólo considerara las dimensiones de evitación cognitiva y conductual, sino de evitación social/no social, y activa/pasiva. La escala se diseñó con bases teóricas apoyadas por la investigación relacionada. Posteriormente, se evaluó la escala estudiando su estructura factorial, su consistencia interna y su relación con medidas convergentes y divergentes. Para determinar la validez de criterio, se indagó su relación con medidas de ansiedad y depresión. El resultado fue la Escala de Evitación Cognitivo-Conductual (CBAS, por sus siglas en inglés). El análisis factorial exploratorio del CBAS arrojó una estructura de sólo 4 factores que identificaba claramente las dimensiones de evitación cognitiva y conductual, así como evitación social y no-social. Proponen estos autores que dada la naturaleza pasiva de la evitación, no es posible distinguir la evitación activa, razón por la cual la dimensión activa-pasiva no figuró en la estructura factorial resultante.

El interés por realizar un estudio de esta naturaleza se justifica en términos de los aportes potenciales de la versión en español de la CBAS al estudio del afrontamiento de evitación y de la depresión. En primer lugar, contar con un instrumento válido y confiable en español que mida la evitación, como estrategia de afrontamiento desde la perspectiva cognitivo-conductual, facilitará la

realización de investigaciones que indaguen si se repiten en una cultura hispanohablante las mismas dimensiones encontradas en algunas culturas anglosajonas y evaluar, entre culturas, la generalidad de los hallazgos sobre el papel que desempeña el afrontamiento de evitación en la depresión. Además, para la conceptualización de la depresión, es relevante la investigación encargada de someter a prueba los constructos subyacentes a la explicación cognitivo-conductual de este trastorno. El contar con un instrumento que mida el afrontamiento de evitación, como mecanismo que explica el inicio y mantenimiento de la depresión, permitirá investigar con mayor detalle la propuesta teórica que subyace al tratamiento y coadyuvar así al diseño de tratamientos más atingentes. Un instrumento que mide el afrontamiento de evitación puede también emplearse para investigar el papel que éste desempeña en otros trastornos, como el estrés postraumático y la ansiedad generalizada (Stöber & Borkovec, 2002). Finalmente, la detección del afrontamiento de evitación en personas de población general permitiría el diseño de intervenciones preventivas.

Por todo ello, el presente estudio se propuso investigar la versión en español del CBAS. En primer término, indagó si el modelo de 4 factores se confirma en jóvenes mexicanos en la línea de lo encontrado en jóvenes canadienses por Ottenbreit y Dobson (Tabla 1). Además, valoró su validez de criterio respecto a la depresión y su validez convergente en relación con la rumia. Dada la revisión de la literatura de investigación, se esperaba que las diversas dimensiones del afrontamiento de evitación correlacionaran positivamente, tanto con la depresión, como con la rumia. Finalmente, se propuso explorar su consistencia interna.

Método

Participantes

Se seleccionaron 340 estudiantes de ambos sexos (60 hombres y 280 mujeres) de una universidad pública de la Ciudad de México, pertenecientes a niveles socioeconómicos medio (20%) y medio bajo (80%), con edades fluctuando entre los 17 y los 30 años, con una media de 20.57 y una desviación típica de 3.32. La selección de los participantes se realizó de acuerdo con un muestreo aleatorio estratificado por nivel académico, considerando como unidad de muestreo al grupo escolar de adscripción.

Instrumentos

Escala de Evitación Cognitivo-Conductual (CBAS)

La escala CBAS, construida por Ottenbreit y Dobson (2004), se tradujo al español y se retradujo para el presente estudio. Consta de 31 reactivos que reflejan diferentes estrategias de evitación para lidiar con problemas, que cargan en cuatro factores: Conductual/social, Conductual/no social, Cognitiva/social y Cognitiva/no social (véase tabla 1). Las opciones de respuesta se encuentran en una escala tipo Likert de cinco opciones que van desde “No tan cierto para mí” hasta “Extremadamente cierto para mí”. Una calificación alta indica más evitación.

Tabla 1. Composición de los 4 factores de la Escala de Evitación Cognitivo-Conductual (CBAS) (Ottenbreit & Dobson, 2004).

Factor 1: Conductual Social

1. Evita las actividades sociales
8. No contesta teléfono si es una invitación social
14. No va a reuniones en las que no conoce gente
15. Piensa que prefiere estar solo
17. Abandona las reuniones sociales
21. Encuentra excusas para no ir a reuniones
23. Rehusa socializar con sexo opuesto
24. Se aísla en las reuniones sociales

Factor 2: Cognitiva No Social

2. Futuro incierto, no piensa en lo que quiere
4. No persevera al proponerse metas
5. Evita decepciones, no toma en serio trabajo
7. No acepta oportunidades carrera/educación
18. No piensa en cómo mejorar
19. No piensa en su futuro
25. Evita decisiones sobre su futuro
29. Evita pensar en cómo se desempeña
30. No lleva a cabo decisiones escuela/trabajo
31. Evita tareas importantes

Factor 3: Cognitiva Social

10. No piensa en relaciones problemáticas
16. Fracasa al afrontar tensión con amigos
20. Espera que tensión desaparezca sola
22. Nada puede mejorar relaciones tensas
26. Relaciones confusas, no trata de entenderlas
27. Inútil resolver problemas familiares
28. Importante tomar decisiones sobre relaciones

Factor 4: Conductual No Social

3. Gusto por logros, pero reconoce límites
6. No intenta nuevas actividades
9. Abandona desafíos
11. No puede terminar tareas desafiantes
12. Permanece en casa viendo TV, no sale
13. Evita actividades en las que podría fracasar

Inventario de Depresión de Beck (IDB)

Para medir la depresión se empleó el IDB, validado para población mexicana por Jurado, *et al.* (1996), quienes encontraron un alfa de .87. El inventario consta de 22 ítems con cuatro opciones de respuesta, las cuales son afirmaciones sobre el estado anímico del sujeto durante las últimas dos semanas. Una calificación alta significa mayor depresión.

Escala de Respuesta de Rumia (ERR)

La Escala de Respuesta de Rumia (ERR) del Cuestionario de Estilos de Respuesta (RSQ, por sus siglas en inglés) (Nolen-Hoeksema, 1991b; Nolen-Hoeksema, Morrow & Fredrickson, 1993) mide la tendencia a rumiar en respuesta a un estado de ánimo deprimido. Se tradujo al español y se retradujo para el presente estudio. La versión en español del presente estudio tiene un alfa de .82 y consta de 22 reactivos que se contestan en una escala de cuatro opciones tipo Likert que oscilan entre “Casi nunca” y “Casi siempre”. Un estudio realizado en Chile con adolescentes encontró un alfa de .75 y una correlación test-retest de .80 (Cova Solar, Rincón & Melipillán, 2007). A mayor calificación más rumia.

Procedimiento

Para proceder a la aplicación de los instrumentos, se pidió permiso a las autoridades universitarias, después se contactó a un profesor de cada grupo seleccionado, quien permitió el acceso a los alumnos. Todos los participantes consintieron participar en el estudio mediante la firma de una carta en la que se les informaba acerca de su naturaleza y la confidencialidad de los resultados. Se explicaba que el estudio indagaba sobre la relación entre la depresión y el afrontamiento en jóvenes universitarios y que no había respuestas buenas ni malas. Los estudiantes respondieron en sus respectivos salones. El orden en el que los participantes respondieron a las escalas se alternó aleatoriamente. La aplicación se llevó a cabo en sesiones de 30 a 45 minutos. La aplicación al total de los grupos se completó en 5 días.

Resultados

Análisis confirmatorio

Se empleó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para evaluar el modelo de medida encontrado por Ottenbreit y Dobson (2004) de 31 ítems de la CBAS que cargan en 4 factores correlacionados: Conductual/ social (CondS), Conductual/ no social (CondNS), Cognitivo/social (CogS) y Cognitivo/no social (CogNS). Se utilizó la secuencia de modelamiento estructural de LISREL 8.57 (Jöreskog & Sörbom, 1996-2001), en la que se utiliza PRELIS para generar una matriz de correlaciones policóricas sobre la cual se implementa el AFC. Este paso es necesario ya que los valores observados en las variables son de tipo categórico – ordinal. Se solicitó el cálculo de los parámetros escalares del modelo de medida y los índices de bondad de ajuste.

Los resultados del análisis confirmatorio para el modelo de medida revelan en general buenos índices de bondad de ajuste. Al realizar el AFC sobre la matriz correspondiente, se confirmó el modelo de cuatro factores correlacionados, con 31 ítems, que presentó un ajuste satisfactorio. Aunque el Chi cuadrado = (GL = 428) 660.82 fue significativo, con una probabilidad asociada de .000, la prueba chi-cuadrado normal fue aceptable, 1.31. A pesar de que no hay lineamientos claros acerca del valor aceptable de la prueba chi-cuadrado normal, Bollen (1989) ha sugerido que un valor inferior a 5.0 indica un ajuste razonable. El valor del índice RMSEA (el error cuadrático medio de aproximación) que exige un valor menor a .05 (Byrne, 2001) indicó un buen ajuste, pues resultó de .040. Respecto al CFI (índice de ajuste comparativo de Bentler), cuyos valores deben ubicarse por encima de .90, también se encontró un ajuste aceptable, ya que fue de .92. Hu y Bentler (1999) y Kline (2005) coinciden en señalar que el CFI y otros índices de ajuste incrementado deben presentar valores mayores a .90 para indicar una bondad de ajuste razonable del modelo. Lo mismo ocurrió con el Índice de ajuste incrementado (IFI, por sus siglas en inglés) que arrojó un valor de .92 que, de acuerdo con Bollen (1990), es satisfactorio. Estos valores indican que este modelo ajusta a los datos satisfactoriamente, por lo cual puede concluirse que se ha representado la estructura factorial del instrumento

encontrada por Ottenbreit y Dobson (1994). La tabla 2 muestra la distribución de los ítems por cada uno de los 4 factores, y los parámetros estimados correspondientes a cada ítem.

Consistencia interna

El alfa de Cronbach de la CBAS fue de .89 y .87 para la escala conductual/social, .64 para la cognitiva/no social, .68 para la cognitiva/social y .63 para la conductua/no social. Por otra parte, las correlaciones entre las subescalas fluctuaron entre .50 y .65. Comparadas con las correlaciones halladas por Ottenbreit y Dobson (2004), las del presente estudio resultaron ligeramente más altas. Por ejemplo, entre la subescala conductual/social y la conductual/no social, en el estudio canadiense fue de .57, en el presente fue de .58, entre la subescala conductual/social y la cognitiva/social fueron .53 y .50, entre la conductual/social y la cognitiva/no social .39 y .53, entre la cognitiva/social y la conductual/ no social .45 y .56, entre la la cognitiva/social y la cognitiva/ no social .53 y .58, respectivamente. La tabla 3 presenta la matriz de correlaciones, todas ellas significativas al .0001 entre el CBAS total y los puntajes de los factores Conductual/ social (CondS), Conductual/ no social (CondNS), Cognitivo/social (CogS) y Cognitivo/no social (CogNS), así como éstos con el Inventario de Depresión de Beck (IDB), y la Escala de Respuesta de Rumia (ERR).

Validez convergente

La validez convergente de la CBAS se estableció con respecto a la Escala de Respuesta de Rumia (ERR). La correlación producto-momento de Pearson de .49 fue significativa al .0001. Por otra parte, la correlación entre el IDB y la ERR fue de .54, también significativa al .0001.

Validez de criterio

La correlación entre la CBAS y el IDB resultó de .56, significativa al .0001. Todas las subescalas de la CBAS correlacionaron significativamente ($p < .0001$) con la depresión: el factor Cognitivo/social .42, el Cognitivo/no social .42, el Conductual/ social .48, y el Conductual/ no social .512.

Tabla 2
Parámetros estimados de la Escala de Evitación Cognitivo-Conductual (CBAS), todos significativos con valor t superior a 1.96 (p < .05)

Descripción resumida del ítem	CompSoc	CogNSoc	CogSoc	CompNSoc
1. Evita las actividades sociales	0.71			
8. No contesta teléfono si es una invitación social	0.68			
14. No va a reuniones en las que no conoce gente	0.72			
15. Piensa que prefiere estar solo	0.81			
17. Abandona las reuniones sociales	0.82			
21. Encuentra excusas para no ir a reuniones	0.81			
23. Rehusa socializar con sexo opuesto	0.69			
24. Se aísla en las reuniones sociales	0.83			
2. Futuro incierto, no piensa en lo que quiere		0.24		
4. No persevera al proponerse metas		0.61		
5. Evita decepciones, no toma en serio trabajo		0.30		
7. No acepta oportunidades carrera/educación		0.56		
18. No piensa en cómo mejorar		0.59		
19. No piensa en su futuro		0.52		
25. Evita decisiones sobre su futuro		0.84		
29. Evita pensar en cómo se desempeña		0.63		
30. No lleva a cabo decisiones escuela/trabajo		0.59		
31. Evita tareas importantes		0.76		
10. No piensa en relaciones problemáticas			0.27	
16. Fracasa al afrontar tensión con amigos			0.33	
20. Espera que tensión desaparezca sola			0.54	
22. Nada puede mejorar relaciones tensas			0.63	
26. Relaciones confusas, no trata de entenderlas			0.62	
27. Inútil resolver problemas familiares			0.81	
28. Importante tomar decisiones sobre relaciones			0.69	
3. Gusto por logros, pero reconoce límites				0.28
6. No intenta nuevas actividades				0.47
9. Abandona desafíos				0.71
11. No puede terminar tareas desafiantes				0.66
12. Permanece en casa viendo TV, no sale				0.59
13. Evita actividades en las que podría fracasar				0.58

Tabla 3.
Correlaciones entre los factores del CBAS, el Inventario de Depresión de Beck (IDB) y la Escala de Rumia.

	CBAS	IDB	Rumia	CondSoc	CondNoSoc	CogSoc	CogNoSoc
CBAS	1.000						
IDB	.558**	1.000					
Rumia	.489**	.539**	1.000				
CondSoc	.830**	.484**	.431**	1.000			
CondNoSoc	.824**	.512**	.421**	.582**	1.000		
CogSoc	.795**	.415**	.360**	.501**	.555**	1.000	
CogNoSoc	.829**	.420**	.385**	.534**	.646**	.576**	1.000

Nota.

**p < .0001 (bilateral)

Discusión

El presente estudio se propuso explorar en jóvenes mexicanos, si se confirmaba la estructura factorial de la CBAS informada por Ottenbreit y Dobson (2004) mediante un análisis factorial confirmatorio. También exploró sus propiedades psicométricas, específicamente su consistencia interna y validez de constructo, ésta última dada por la validez convergente con la Escala de Respuestas de Rumia, y su validez de criterio o concurrente con el IDB que mide depresión.

Si bien, un instrumento que mida afrontamiento de evitación deberá adecuarse a cualquier edad, el presente estudio se realizó con adultos jóvenes, por ser este grupo de edad uno de los más vulnerables a la depresión (Aalto-Setälä, Marttunen, Tuulio-Henriksson, Poikolainen & Lonnqvist, 2001; Bramesfeld, Platt, & Schwartz, 2006; Druss, Hoff, & Rosenheck, 2000; Haarasilta, Marttunen, Kaprio & Aro, 2001). Además, se deseaba igualar las condiciones, en la medida de lo posible, del estudio realizado por Ottenbreit y Dobson (2004).

Los resultados confirmaron la correspondencia entre la estructura empírica y la teórica de la CBAS, según los hallazgos de Ottenbreit y Dobson (2004). Como instrumento que mide afrontamiento de evitación, la CBAS mostró su utilidad con alcances transculturales, ya que la versión en español no sólo presentó propiedades psicométricas aceptables, sino que reveló una estructura factorial congruente con la clasificación encontrada originalmente por sus autores. La prueba chi-cuadrado resultó significativa, lo que era de esperarse pues esta medida es sensible al tamaño de la muestra. No obstante, la prueba chi-cuadrado normal fue aceptable. En la medida en la que ésta última se acerque a cero indicará un mejor ajuste. Como lo ha señalado Bollen (1989), ya que no existen lineamientos aceptados universalmente acerca del valor aceptable del chi-cuadrado normado, un valor inferior a 5.0 indica un ajuste razonable. En el presente estudio fue de 1.31. Por otra parte, se considera un buen ajuste cuando el CFI y otros índices de ajuste incrementado tienen valores mayores a .90 (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2005). En el presente estudio, tanto el CFI como el IFI alcanzaron un valor de .92.

Las dimensiones conductual y cognitiva del afrontamiento de evitación se reflejaron claramente en la estruc-

tura factorial del CBAS. También, se confirmó el hallazgo de Ottenbreit y Dobson referente a la dimensión social/no-social del afrontamiento de evitación. De acuerdo con estos autores, esta dimensión se había soslayado en la investigación en este campo, por lo que deberá investigarse con mayor detalle su contribución a la explicación de la depresión. En el presente estudio, al igual que en la investigación original, no figuró la dimensión de evitación activa/pasiva. Se ha propuesto que el afrontamiento de evitación tiene como característica implícita la pasividad (Ottenbreit & Dobson, 2004).

Al confirmarse la estructura factorial encontrada originalmente, se corrobora también la generalidad de sus implicaciones para las prácticas terapéuticas dirigidas a atacar la depresión. El presente estudio aporta información relevante acerca de las dimensiones cognitiva y conductual, y social/no-social del afrontamiento de evitación, que debe retroalimentar al tratamiento de la depresión.

Los resultados obtenidos corroboran también lo que habían encontrado los estudios previos, respecto a la consistencia interna de la escala. De acuerdo con Hinton (2004, pg 303) una consistencia interna de .70 se considera elevada. El alfa de la CBAS fue de .89, similar a la encontrada por los autores de la escala, y las de los factores se agruparon alrededor de .70 (ninguna por debajo de .60), por lo que puede concluirse que la consistencia interna de la versión en español de la CBAS resultó alta. También las correlaciones entre las escalas fueron parecidas a las manifestadas por Ottenbreit y Dobson (2004), aunque ligeramente más altas en el presente trabajo. Estos datos fortalecen la conclusión de que se trata de constructos discernibles entre ellos, aunque relacionados. Es decir, sugieren relaciones entre las subescalas, pero distinguen claramente entre los constructos subyacentes a cada una de las subescalas del instrumento.

Los datos, tanto de validez convergente con la rumia, como de validez de criterio con la depresión, apoyan la validez de constructo del instrumento. Se corroboraron las relaciones predichas teóricamente. La correlación positiva y significativa, entre afrontamiento de evitación y depresión, es congruente con lo que se esperaría de la propuesta de Ferster (1973) sobre el análisis funcional de la depresión, a la vez que complementa la propuesta cognitivo-conductual acerca de la influencia de los pen-

samientos automáticos en el fortalecimiento de emociones, como la tristeza y la desesperanza. Este hallazgo es congruente con los de estudios relacionados que indican consistentemente un nexo importante entre la depresión y el afrontamiento de evitación (Blalock & Joiner, 2000; Hernangómez & Vázquez, 2005; Holahan & Moos, 1986; Krantz & Moos, 1988; Penland *et al.*, 2000). Asimismo, apoya la aplicación de prácticas terapéuticas que dedican especial atención a ayudar a los pacientes deprimidos a utilizar la solución de problemas (Nezu, 2004), respuesta que es incompatible con la evitación.

Además de aportar un dato adicional sobre la validez del constructo, la comprensión de la relación entre el afrontamiento de evitación y la rumia es interesante e importante por sí misma. Se ha sugerido que las personas que rumian presentan la propensión a prestar más atención a sus síntomas de depresión, por lo que sacrifican la posibilidad de realizar actividades que les permitan emplear la solución de problemas. Al parecer, afrontar rumiando conduce a la persona a reconocer con especial rapidez la información negativa y a cavilarla, lo que a su vez acentúa las respuestas emocionales negativas propias de la depresión (Nolen-Hoeksema, 1991a; Siegle *et al.*, 2002). Los resultados presentes revelan que si bien la rumia se asoció con el afrontamiento de evitación, fue más fuerte su relación con la depresión, por lo que se mueven en el sentido esperado teóricamente, a la vez que corroboran los hallazgos referidos por Moulds, *et al.* (2006) en estudiantes australianos. La rumia desempeña un papel importante en el mantenimiento de la depresión, por lo que los datos aquí expuestos refuerzan la llamada de alerta hecha por las investigaciones previas para explorarla con mayor detalle en trabajos futuros y prestarle mayor atención durante el tratamiento.

En lo que concierne a las correlaciones entre las escalas del CBAS y la depresión, hubo algunas diferencias respecto a lo encontrado por Ottenbreit y Dobson (2004). Estos autores refieren que, para los jóvenes canadienses, la escala de evitación cognitiva/no-social alcanzó la correlación más alta con la depresión. En el caso de los estudiantes mexicanos, fue la escala de evitación conductual/no-social la que mostró un lazo más fuerte con la depresión. De hecho, en el presente estudio fueron las escalas conductuales, tanto no-social como social, las que más fuertemente se relacionaron con la depresión y con la rumia. Este hallazgo es congruente con el de Kashdan, *et*

al. (2006) quienes han documentado los efectos de la evitación conductual o experimentada, no sólo sobre la depresión, sino sobre la psicopatología en general.

Es importante reconocer varias limitaciones del presente estudio. Queda pendiente indagar la fiabilidad y estabilidad de la versión en español de la CBAS a lo largo del tiempo, mediante test-retest, ya que aquí sólo se llevó a cabo un análisis transversal. Por esa misma razón, no es posible interpretar las relaciones entre las variables en términos de direccionalidad o causalidad. También se debe investigar su validez discriminante entre muestras de población general y clínicas, así como su utilidad en muestras más amplias y informar sobre los puntos de corte de la escala. Finalmente, para estudios futuros es recomendable realizar la validación cruzada del modelo de medida (Browne & Cudek, 1993), mediante el uso de muestras separadas, que permitan la réplica de los resultados.

Referencias

- Aalto-Setälä, T., Marttunen, M., Tuulio-Henriksson, A., Poikolainen, K., & Lonnqvist, J. (2001). One-month prevalence of depression and other DSM-IV disorders among young adults. *Psychological Medicine*, 31(5), 791-801.
- Abela, J. R. Z., Brozina, K., & Haigh, E. P. (2002). An examination of the response styles theory of depression in third- and seventh-grade children: A short-term longitudinal study. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 30(5), 515-527.
- Beck, J. S. (1995). *Cognitive therapy. Basics and beyond*. New York: The Guilford Press.
- Blalock, J. A., & Joiner, Jr., T. E. (2000). Interaction of cognitive avoidance coping and stress in predicting depression/anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 24(1), 47-65.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley y Sons.
- Bollen, K. A. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin*, 107, 256-259.
- Bramesfeld, A., Platt, L., & Schwartz, F. W. (2006). Possibilities for intervention in adolescents' and young adults' depression from a public health perspective. *Health Policy*, 79(2-3), 121-131.

- Browne, M. V. & Cudek, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. Bollen & J. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Butler, L. D., & Nolen-Hoeksema, S. (1994). Gender differences in response to depressed mood in a college sample. *Sex Roles, 30*, 331-346.
- 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*(1), 55-86.
- Cova Solar, F., Rincón, P., & Melipillán, R. (2007). Rumiación y presencia de sintomatología ansiosa y depresiva en adolescentes. *Revista Mexicana de Psicología, 24*(2), 175-183.
- Druss, B. G., Hoff, R. A., & Rosenheck, R. A. (2000). Underuse of antidepressants in major depression: Prevalence and correlates in a national sample of young adults. *Journal of Clinical Psychiatry, 61*(3), 234-237.
- 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*, 1-17.
- Dumont, M., & Provost, M. A. (1999). Resilience in adolescents: Protective role of social support, coping strategies, self-esteem, and social activities on experience of stress and depression. *Journal of Youth and Adolescence, 28*(3), 343-363.
- Ferster, C. B. (1973). A functional analysis of depression. *American Psychologist, 28*, 857-870.
- Frydenberg, E. (1997). *Adolescent coping: Theoretical and research perspectives*. London: Routledge.
- Greenberg, D., & Padesky, C. A. (1995). *Mind Over Mood*. The Guilford Press, New York.
- Haarasilta, L., Marttunen, M., Kaprio, J., & Aro, H. (2001). The 12-month prevalence and characteristics of major depressive episode in a representative sample of adolescents and young adults. *Psychological Medicine, 31*(7), 1169-1179.
- Hernangómez, L. & Vázquez, C. (2005). Regulatory strategies for depressed mood: Differences between patients and non-patients in the Coping Inventory of Depression (CID). *EduPsyke: Revista de Psicología y Psicopedagogía, 4*(2), 149-178.
- Hinton, P. R. (2004). *Statistics explained*. Nueva York: Routledge.
- Holahan, C. J. & Moos, R. H. (1986). Personality, coping, and family resources in stress resistance: A longitudinal analysis. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 389-395.
- Holahan, C. J., Moos, R. H., Holahan, C. K., Brennan, P. L. & Schutte, K. K. (2005). Stress Generation, Avoidance Coping, and Depressive Symptoms: A 10-Year Model. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 73*(4), 658-666.
- Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1996-2001). LISREL 8: *User's reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Jurado, S., Villegas, M. E., Méndez, L., Rodríguez, F., Loperena, V., & Varela, R. (1996). La estandarización del Inventario de Depresión de Beck para residentes de la Ciudad de México. *Salud Mental, 21*(3), 26-31.
- Just, N., & Alloy, L. (1997). The response style theory of depression: Tests and an extension of the theory. *Journal of Abnormal Psychology, 106*, 221-229.
- Kashdan, T. B., Barrios, V., Forsyth, J. P., & Steger, M. F. (2006). Experiential avoidance as a generalized psychological vulnerability: Comparisons with coping and emotion regulation strategies. *Behavior Research and Therapy, 44*, 131-1320.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of Structural Equation Modeling*. New York, N.Y.: The Guilford Press. Second edition.
- Krantz, S. E. & Moos, R. H. (1988). Risk factors at intake predict nonremission among depressed patients. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*, 863-869.

- Moos, R. H. (1988). *Coping Responses Inventory manual*. Palo Alto, CA: Stanford University and Department of Veterans Affairs Medical Centers.
- Moos, R. H., & Schaefer, J. (1993). Coping resources and processes: Current concepts and measures. In L. Goldberger & S. Breznitz (Eds.), *Handbook of stress: Theoretical and clinical aspects*. (2nd ed., pp. 234-257). New York: Free Press.
- Moulds, M. L., Kandris, E., Starr, S., & Wong, A. C. M. (2006). The relationship between rumination, avoidance and depression in a non-clinical sample. *Behaviour Research and Therapy*, *45*, 251-261.
- Nezu, A. M. (2004). Problem solving and behavior therapy revisited. *Behavior Therapy*, *35*(1), 1-33.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991a). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, *100*, 569-582.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991b). *Responses to Depression Questionnaire*. Unpublished manuscript. Department of Psychology, 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.
- Ottensbreit, N. D., & Dobson, K. S. (2004). Avoidance and depression: The construction of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale. *Behaviour Research and Therapy*, *42*, 293-313.
- Penland, E. A., Masten, W. G., Zelhart, P., Fournet, G. P., & Callahan, T. A. (2000). Possible selves, depression and coping skills in university students. *Personality and Individual Differences*, *29*(5), 963-969.
- Showers, C. & Ruben, C. (1990). Distinguishing defensive pessimism from depression: Negative expectations and positive coping mechanisms. *Cognitive Therapy and Research*, *14*(4), 385-399.
- Siegle, G. J., Ingram, R. E., & Matt, G. E. (2002). Affective interference: An explanation for negative attention biases in dysphoria? *Cognitive Therapy and Research*, *26*(1), 73-87.
- Stöber, J., & Borkovec, T. D. (2002). Reduced concreteness of worry in generalized anxiety disorder: Findings from a therapy study. *Cognitive Therapy and Research*, *26*, 89-96.