

Propiedades Psicométricas de la Escala de Activación Conductual para la Depresión (BADS) en una Muestra Mexicana

Johanna Sánchez-Angulo^a, Jorge Barraca^b, Elia J. Mora^c y Michel Reyes-Ortega^a

^aUniversidad Nacional Autónoma de México, México; ^bUniversidad Camilo José Cela, España; ^cInstituto Nacional de Psiquiatría "Ramón de la Fuente Muñiz", México

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:
Recibido el 15 de julio de 2018
Aceptado el 20 de septiembre de 2018

Palabras clave:
Activación conductual (AC)
Depresión
México
Escala de evaluación
Escala de Activación Conductual para la Depresión (BADS)

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Activación Conductual para la Depresión (BADS) en una muestra de estudiantes universitarios de México. Para ello se aplicó la escala a 381 estudiantes de una universidad privada. Los resultados evidenciaron que, comparada tanto con la versión original en inglés como con la adaptación española desarrollada en España, es una escala válida y consistente. Las dimensiones del instrumento original se replicaron en el análisis factorial confirmatorio. La validez de criterio y discriminante se contrastó por medio de correlaciones con el BDI-II, que arrojaron puntuaciones de acuerdo con lo esperado tanto para el total de la escala como para las distintas dimensiones. Un análisis de regresión logística ordinal demostró que las puntuaciones de corte del BDI-II (depresión mínima, leve, moderada y severa) predicen adecuadamente las puntuaciones del BADS. Respecto a la consistencia interna, en esta muestra alcanzó un alfa de Cronbach de .89 para el total de la escala y de .77 a .85 para sus dimensiones.

Psychometric properties of the Behavior Activation for Depression Scale (BADS) in a Mexican sample

ABSTRACT

The aim of this work was to assess the psychometric properties of the Behavioral Activation for Depression Scale (BADS) in a sample of Mexican university students. To this end, the scale was applied to 381 students of a private university. The results showed that, compared to both the original version in English and the Spanish adaptation developed in Spain, it is a valid and consistent scale. The dimensions of the original instrument were replicated in the confirmatory factor analysis. Criterion and discriminant validity was contrasted by means of correlations with the BDI-II, which yielded scores according to what was expected both for the total scale and for the different dimensions. An ordinal logistic regression analysis showed that BDI-II cut-off scores (minimal, mild, moderate, and severe depression) adequately predict BADS scores. Regarding the internal consistency, this sample reached a Cronbach's alpha of .89 for the total scale and from .77 to .85 for its dimensions.

Keywords:
Behavioral activation (BA)
Depression
Mexico
Scale assessment
Behavioral Activation for Depression Scale (BADS)

La activación conductual (AC) es una terapia contextual que parte de un modelo explicativo propio y cuyo objetivo fundamental consiste en activar determinadas conductas de las personas de forma que se posibilite el contacto con el refuerzo positivo y, de esa manera, aumente la gratificación natural (Barraca y Pérez-Álvarez, 2015; Martell, Addis y Jacobson, 2001).

Los principios teóricos de la AC tienen sus antecedentes en trabajos como los de Lewinsohn (1974) y Ferster (1973). Para ambos autores, el estado depresivo era la consecuencia final del descenso

del reforzamiento positivo que se originaba por la falta de emisión de conductas adaptativas. De acuerdo con esta premisa, la depresión es consecuencia de una circunstancia particular del ambiente, en donde existe el descenso de la activación y la pérdida del refuerzo positivo, explicándose la emisión de determinadas conductas por su función evitativa (reforzamiento negativo) (Barraca, 2016).

Las terapias basadas en la activación conductual toman relevancia a partir del análisis de componentes de realizado por Jacobson et al. (1996) y tras sus hallazgos y la formulación del modelo actual

Para citar este artículo: Sánchez-Angulo, J., Barraca, J., Mora, E. J. y Reyes-Ortega, M. (2018). Propiedades psicométricas de la escala de activación conductual para la depresión (BADS) en una muestra mexicana. *Clínica y Salud*, 29, 151-155. <https://doi.org/10.5093/clysa2018a22>

Correspondencia: jbarraca@ucjc.edu (J. Barraca).

ISSN: 1130-5274/© 2018 Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

de la AC, esta se ha establecido como uno de los tratamientos eficaces para la depresión (Cuijpers, van Straten y Warnerdam, 2007; Cullen, Spates, Pagoto y Doran, 2006; Daughters et al., 2008; Dimidjian et al., 2006; Dobson et al., 2008; Hopko et al., 2011; Kanter et al., 2014).

Dada su prometedora eficacia y la necesidad de conocer más pormenorizadamente sus procesos y factores asociados, Kanter, Mulick, Busch, Berlin y Martell (2006) desarrollaron la Escala de Activación Conductual para la Depresión (BADs, del original inglés, *Behavioral Activation for Depression Scale*). El instrumento consta de 25 ítems, y mide 4 dimensiones (activación, evitación/rumiación, deterioro laboral/formativo y deterioro social) y tiene como fin medir con precisión la frecuencia de la activación, el escape y las conductas de evitación en el curso de la terapia de AC y una vez finalizada esta, además del grado en que son afectadas por la depresión las áreas sociales y laborales o formativas.

Tras el desarrollo del instrumento original, varios autores han tratado de validarlo, adaptarlo en diferentes poblaciones e incluso de abreviarlo. Barraca, Pérez-Álvarez y Lozano-Bleda (2011) realizaron una adaptación en una muestra española con 263 participantes en donde se contrastó la confiabilidad y la validez del instrumento. También ha habido adaptaciones al holandés en muestra no clínica (Raes, Hoes, Van Gucht, Kanter y Hermans, 2010), en pacientes diagnosticados con depresión clínica –tanto en el formato original como en uno más breve– (Fuhr, Hautzinger, Krisch, Berking y Ebert, 2016) y en pacientes fumadores con depresión (González-Roz, Secades-Villa y Muñiz, 2018). En todos estos casos la validez y confiabilidad fueron aceptables. La versión breve mencionada (BADs-SF; Manos, Kanter y Luo, 2011) posee 9 ítems y se desarrolló con el fin de lograr mantener las propiedades psicométricas, lograr un mayor ajuste al modelo teórico de AC y conseguir una versión más corta que midiera los aspectos de activación y evitación.

Sin embargo, a pesar de estas diferentes adaptaciones y ajustes en la escala, incluso en población de habla hispana o inmigrantes latinos en Estados Unidos (Benson-Flórez, Santiago-Rivera y Nagy, 2016; Collado, Calderón, MacPherson y Lejuez, 2016; Kanter, Dieguez, Rusch, Busch y Santiago-Rivera, 2008; Kanter et al., 2014; Santiago-Rivera et al., 2008; Santos, 2013), las propiedades psicométricas en contextos latinos, particularmente en México, continúan siendo desconocidas.

Este estudio de la adaptación resulta necesario, pues la experiencia de depresión, su significado y la expresión de sus síntomas no son universales, sino que se basan en el contexto y están culturalmente determinados (Santos, 2013). Además, teniendo en cuenta el interés creciente sobre la terapia de AC en población latina y la oportunidad que proporciona el instrumento para medir no solo el constructo de activación sino también la efectividad de la AC a lo largo del curso de la terapia, resulta especialmente necesario evaluar las propiedades psicométricas en esta población. Por lo anterior, el objetivo de este estudio es presentar los datos psicométricos de la aplicación a una muestra mexicana.

Método

Participantes y Procedimiento

La muestra estuvo compuesta por 381 participantes, estudiantes universitarios de pregrado que fueron reclutados en una universidad privada de México. El total se dividió en 180 hombres y 201 mujeres. Las escalas de esta investigación se aplicaron en el mismo contexto de los participantes y por una única persona y se presentaron con unas instrucciones idénticas en cada uno de los grupos. Todos los participantes dieron previamente su consentimiento informado para la investigación.

Instrumentos

Escala de Activación Conductual para la Depresión (BADs). Se empleó la versión española de BADs adaptada por Barraca et al. (2011). Esta escala consta de 25 ítems, que miden las 4 dimensiones.

La primera es la *activación*, que se refiere a la actividad enfocada, dirigida a un objetivo y la finalización de las actividades programadas. La segunda es la *evitación/rumiación* y representa la evitación de estados negativos aversivos y de la rumiación en lugar de la solución activa de los problemas. El tercer factor se denomina *deterioro laboral/formativo* y describe las consecuencias de la inactividad y la pasividad en el trabajo y las responsabilidades escolares. Por último, el *deterioro social*, que se refiere a las consecuencias sociales y aislamiento social.

En la adaptación de Barraca et al. (2011), la consistencia interna (alfa de Cronbach) del total de la escala alcanzó .90. El de las subescalas fue .81 (activación), .82 (evitación/rumiación), .76 (deterioro laboral o formativo) y .88 (deterioro de la vida social). La validez de constructo se corroboró con las correlaciones en la dirección y significatividad esperada con las pruebas BDI-II, AAQ, ATQ, MCQ-30, STAI y EROS.

Inventario de Depresión de Beck-II (BDI-II). Se usó la versión mexicana adaptada por González, Reséndiz y Reyes-Lagunes (2015), formada por 21 ítems, con puntuaciones que oscilan entre 0 y 63 con los siguientes puntos de corte: 0-13 depresión mínima, 14-19 depresión ligera, 20-28 depresión moderada y 29-63 depresión severa. La escala cuenta con una consistencia interna de .92.

Resultados

Datos Normativos

La **Tabla 1** muestra los estadísticos descriptivos para la escala total y las subescalas de BADs y para el BDI-II, tanto para la muestra completa como para hombres y mujeres por separado. No se observaron diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en ninguna de las medidas. La **Tabla 2** muestra las correlaciones entre la escala total y las subescalas de BADs y el BDI-II (las correlaciones

Tabla 1. Medias (*M*) y desviaciones típicas (*DT*) del total del BADs y sus subescalas y del BDI-II

| | Muestra total (<i>n</i> = 381) | | Hombres (<i>n</i> = 180) | | Mujeres (<i>n</i> = 201) | |
|-----------------------------|------------------------------------|-----------|------------------------------|-----------|------------------------------|-----------|
| | <i>M</i> | <i>DT</i> | <i>M</i> | <i>DT</i> | <i>M</i> | <i>DT</i> |
| Activación | 25.157 | 9.245 | 25.850 | 9.212 | 24.537 | 9.254 |
| Evitación | 19.787 | 11.422 | 20.306 | 11.678 | 19.323 | 11.198 |
| Deterioro laboral/formativo | 11.885 | 6.983 | 12.528 | 6.982 | 11.308 | 6.952 |
| Deterioro social | 6.987 | 7.506 | 7.267 | 7.802 | 6.736 | 7.241 |
| BADs – Total | 94.499 | 25.634 | 93.750 | 25.156 | 95.169 | 26.098 |
| BDI-II | 12.123 | 8.152 | 12.111 | 8.268 | 12.134 | 8.068 |

entre la escala total de BADS y cada una de las subescalas de BADS se obtuvieron después de eliminar cada subescala de la escala total). Los valores de correlación entre las subescalas BADS oscilaron entre .156 y .556 en valor absoluto. Estas correlaciones fueron estadísticamente significativas en un nivel de .0005, excepto entre activación y evitación ($p < .01$). Las correlaciones entre cada una de las subescalas BADS y la escala total oscilaron entre .282 y .627 en valor absoluto y todas fueron significativas en un nivel de .0005.

Tabla 2. Matriz de correlaciones de Pearson para el total del BADS y sus subescalas y para el BDI-II

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|------------------------------------|---|--------|---------|---------|---------|---------|
| 1. Activación | | -.156* | -.334** | -.257** | .282** | -.349** |
| 2. Evitación | | | .556** | .504** | -.510** | .572** |
| 3. Deterioro laboral/ formativo | | | | .467** | -.627** | .551** |
| 4. Deterioro social | | | | | -.550** | .521** |
| 5. BADS – Total | | | | | | -.684** |
| 6. BDI II | | | | | | |

* $p < .01$, ** $p < .0005$.

Fiabilidad

La consistencia interna de las medidas del BADS se estimó con el alfa de Cronbach (α). De acuerdo con los criterios normativos, la consistencia interna fue buena tanto para la escala total de BADS ($\alpha = .892$) como para las subescalas de activación ($\alpha = .840$), evitación ($\alpha = .847$), deterioro laboral/formativo ($\alpha = .773$) y deterioro social ($\alpha = .852$).

Validez

Validez estructural. Para replicar la estructura factorial original de BADS, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando Mplus 7.4 (Muthén y Muthén, 2015) con la estimación MLM. La bondad de ajuste del modelo se determinó mediante la escala χ^2 de Satorra-Bentler (S-B χ^2 ; Satorra & Bentler, 1994), el índice de ajuste comparativo (CFI; Bentler, 1990), el índice de Tucker-Lewis (TLI; Tucker y Lewis, 1973), el error de aproximación de la raíz media cuadrada (RMSEA; Steiger y Lind, 1980) y la raíz cuadrada media estandarizada residual (SRMR; Hooper, Coughlan, y Mullen, 2008). El ajuste del modelo se evaluó de acuerdo con los criterios recomendados por Schreiber, Nora, Stage, Barlow y King (2006): CFI $\geq .95$, TLI $\geq .96$, SRMR $\leq .08$ y RMSEA $< .06$ -.08. Los resultados de los índices de bondad de ajuste fueron mixtos, S-B $\chi^2_{(269)} = 679.576$, $p < .00005$, CFI = .877, TLI = .862, SRMR = .070, RMSEA = .063 (CI .057-.069)]. Más concretamente, los valores de CFI y TLI mostraron un mal ajuste, mientras que los valores de SRMR y RMSEA indicaron un buen ajuste de los datos. Las Tablas 3 y 4 muestran los pesos factoriales y las correlaciones entre los factores, respectivamente, de la solución completamente estandarizada del AFC. Todos los pesos factoriales fueron estadísticamente significativos en un nivel de .0005 y superiores a .40. Las correlaciones entre los factores oscilaron entre .213 y .689 en valor absoluto y fueron estadísticamente significativas en un nivel de .0005, excepto entre la activación y la evitación ($p < .01$).

Validez de criterio y discriminante. Para examinar la validez de criterio, se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson entre la escala total y las subescalas del BADS y del BDI-II (ver Tabla 2). El análisis arrojó un valor de -.684 para la escala total de BADS y valores que oscilaron entre .349 y .572 en valor absoluto para las subescalas BADS (en todos los casos con $p < .0005$).

Además, se realizó un análisis de regresión logística ordinal para examinar la capacidad de las subescalas BADS para discriminar entre

las cuatro categorías de depresión según las puntuaciones de corte del BDI-II: mínima ($n = 248$, 65.1%), leve ($n = 66$, 17.3 %), moderada ($n = 51$, 13.4%) y severa ($n = 16$, 4.2%). Para verificar la linealidad, la no colinealidad, la independencia, la varianza proporcional a la media y las probabilidades proporcionales se realizaron los análisis preliminares, sin que se observaran violaciones de los supuestos. La prueba de razón de verosimilitud indicó que el modelo de subescalas BADS redujo significativamente la desviación del modelo nulo, $\chi^2(4) = 192.962$, $p < .0005$. Concretamente, la estadística de Nagelkerke indicó que el modelo redujo la desviación en un 46.2%.

Tabla 3. Pesos factoriales (estimados), errores típicos (ET) y valores p del AFC

| Factor | Item | Estimado | ET | p |
|---------------------------------|------|----------|------|------|
| Activación | 3 | .601 | .039 | .000 |
| | 4 | .650 | .035 | .000 |
| | 5 | .707 | .036 | .000 |
| | 7 | .756 | .027 | .000 |
| | 11 | .583 | .040 | .000 |
| | 12 | .709 | .031 | .000 |
| Evitación | 23 | .585 | .040 | .000 |
| | 8 | .557 | .039 | .000 |
| | 9 | .612 | .030 | .000 |
| | 10 | .602 | .033 | .000 |
| | 13 | .726 | .026 | .000 |
| | 14 | .679 | .029 | .000 |
| | 15 | .689 | .029 | .000 |
| Deterioro laboral/ formativo | 24 | .606 | .038 | .000 |
| | 25 | .630 | .032 | .000 |
| | 1 | .653 | .034 | .000 |
| | 2 | .707 | .029 | .000 |
| | 6 | .491 | .048 | .000 |
| Deterioro social | 21 | .677 | .035 | .000 |
| | 22 | .672 | .035 | .000 |
| | 16 | .471 | .046 | .000 |
| | 17 | .852 | .019 | .000 |
| Deterioro social | 18 | .814 | .025 | .000 |
| | 19 | .749 | .033 | .000 |
| | 20 | .817 | .026 | .000 |

Tabla 4. Correlaciones entre los factores del AFC

| | 1 | 2 | 3 | 4 |
|--------------------------------|---|--------|---------|---------|
| 1. Activación | | -.213* | -.409** | -.298** |
| 2. Evitación | | | .689** | .596** |
| 3. Deterioro laboral/formativo | | | | .555** |
| 4. Deterioro social | | | | |

* $p < .01$, ** $p < .0005$.

Los resultados del análisis de regresión logística ordinal se muestran en la Tabla 5. La estadística de Wald indicó que los coeficientes de regresión correspondientes a las subescalas BADS fueron todos significativamente diferentes de cero en el nivel de .0005, excepto que para el deterioro social ($p < .01$). Los signos de los coeficientes indicaron que valores bajos en activación, así como valores altos de evitación, deterioro laboral/formativo y deterioro social, incrementan las probabilidades de ser incluido en un nivel más alto de depresión (el efecto es constante independientemente de la categoría). Más específicamente, un aumento de una unidad en activación reduce las probabilidades pronosticadas de situarse en una categoría más alta de depresión (es decir, en la categoría severa en comparación con las categorías moderada, leve y mínima combinadas o, alternativamente, en la combinación de las categorías severa y moderada frente a las categorías leve y mínima combinadas o en las categorías severa, moderada y leve combinadas

Tabla 5. Análisis de regresión logística ordinal

| | | β | DT | 95% intervalo de confianza Wald | | Test de hipótesis | | | 95% intervalo de confianza Wald para $\exp(\beta)$ | | |
|---------------------------------|---------|---------|-------|---------------------------------|--------|-------------------|----|------|--|--------|---------|
| | | | | Bajo | Alto | χ^2 Wald | gl | Sig. | Exp(β) | Bajo | Alto |
| Umbral-límite | DEP = 1 | 2.041 | 0.499 | 1.063 | 3.020 | 16.716 | 1 | .000 | 7.700 | 2.894 | 20.485 |
| | DEP = 2 | 3.512 | 0.529 | 2.475 | 4.550 | 44.011 | 1 | .000 | 33.520 | 11.876 | 94.609 |
| | DEP = 3 | 5.697 | 0.611 | 4.501 | 6.894 | 87.102 | 1 | .000 | 298.089 | 90.098 | 986.226 |
| Activación | | -0.075 | 0.015 | -0.105 | -0.045 | 23.642 | 1 | .000 | 0.928 | 0.901 | 0.956 |
| Evitación | | 0.069 | 0.014 | 0.041 | 0.097 | 23.504 | 1 | .000 | 1.071 | 1.042 | 1.102 |
| Deterioro laboral/ formativo | | 0.102 | 0.022 | 0.058 | 0.145 | 21.131 | 1 | .000 | 1.107 | 1.060 | 1.156 |
| Deterioro social | | 0.054 | 0.018 | 0.019 | 0.089 | 9.104 | 1 | .003 | 1.055 | 1.019 | 1.093 |

frente a la categoría mínima) en un 7.2%, manteniéndose las otras variables del modelo constantes. Por el contrario, un aumento de una unidad en evitación, deterioro laboral/formativo y deterioro social aumenta las probabilidades de ser incluido en una categoría más alta de depresión en un 7.1%, 10.7% y 5.5%, respectivamente, manteniendo las otras variables del modelo constantes.

Discusión

El objetivo de este trabajo consistió en contrastar las propiedades psicométricas del BADS en una muestra mexicana, de forma que pudiera reunirse evidencia de sus bondades psicométricas en el contexto latinoamericano. De acuerdo con el conjunto de los resultados obtenidos, puede afirmarse que el BADS se ha revelado como un instrumento fiable y válido también en este ámbito y puede ser utilizado en este con garantías, tanto para la investigación como para la clínica.

En primer lugar, la muestra empleada, aunque posee la limitación de su origen universitario y de un solo centro privado, ha sido lo suficientemente extensa ($n = 381$) para llevar a cabo los análisis estadísticos pertinentes. Su distribución entre hombres ($n = 180$) y mujeres ($n = 201$) puede considerarse bien equilibrada.

La consistencia interna del instrumento ha vuelto a ser corroborada en este trabajo, con puntuaciones semejantes –tanto para el total de la escala como para las cuatro subescalas– a la adaptada en España. Hay que señalar que la de España ya había obtenido en este estadístico (alfa de Cronbach) unas puntuaciones próximas a la del original en inglés (Barraca et al., 2011). En la aplicación actual en México, el alfa de la primera de las subescalas (activación) es incluso más cercano al presentado por Kanter et al. (2006) que al obtenido por Barraca et al. (2011), siendo el resto equivalentes tanto al original en inglés como a la desarrollada por la adaptación de España.

Junto con los adecuados datos de consistencia interna, los análisis de la validez han mostrado que el BADS responde a las expectativas tanto en su validez discriminante y criterial como estructural. Barraca et al. (2011) y Kanter et al. (2006) ya habían obtenido correlaciones significativas y en línea con lo esperado con el BDI-II y así sucede igualmente en este caso: altas puntuaciones en el total del BADS y en la subescala de activación se asocian a bajas puntuaciones en el BDI-II y, a su vez, altas puntuaciones en las subescalas de evitación/rumiación, deterioro laboral/formativo y deterioro de la vida social se relacionan con altas puntuaciones en el BDI-II.

Un aspecto que es relevante mencionar son las diferencias observadas entre los diferentes contextos culturales en cuanto a las puntuaciones medias del total de la escala y las subescalas que la conforman, lo cual sugiere una vez más que el contexto enmarca la experiencia y la forma de expresar la depresión. Por ejemplo, en el caso de la evitación se observaron puntuaciones similares entre el contexto español (Barraca et al., 2011) y mexicano, a diferencia del contexto americano (Fuhr et al., 2016; Kanter et al., 2008). En cambio, en el contexto mexicano se presenta mayor deterioro social, en comparación al contexto español y americano; pero cuando se trata del deterioro laboral y for-

mativo, es el contexto español donde se presenta mayor afectación, en comparación con la muestra mexicana y americana. Lo anterior sugiere, tal y como se hipotetizó, que la forma de vivir la experiencia de estar deprimido puede variar culturalmente, a pesar de hablarse el mismo idioma, y que conocer las propiedades y realizar las aplicaciones a distintas culturales del instrumento resulta necesario para poder garantizar su buen uso en distintos contextos nacionales.

El análisis de la regresión logística ordinal es una aportación novedosa de este trabajo, pues no se realizó ni en el original en inglés ni en el español. Los resultados de nuevo indican que el BADS aplicado en México obtiene los resultados esperados en el total de la escala y en las subescalas cuando –de acuerdo con una práctica común en la clínica– se diferencian las puntuaciones del BDI-II entre propias de una depresión mínima, leve, moderada y severa. Es importante señalar que el valor predictivo de los puntos de corte que se han establecido en el BDI-II ha sido corroborado por las investigaciones de Beck, Steer y Brown (1996) o las de Dozois, Dobson y Ahnberg (1998) y, sobre todo, estas se han replicado en la adaptación española del instrumento (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003). Las puntuaciones de las subescalas del BADS (a excepción de la correspondiente al deterioro social) son capaces de discriminar entre estos niveles de depresión, y además de forma muy matizada, pues cuando se incrementa en un solo punto la puntuación en una de las subescalas, la posibilidad de llegar al nivel superior de depresión se incrementa de forma significativa. Dado lo habitual de usar el instrumento de Beck en multitud de investigaciones sobre la depresión, este hallazgo puede resultar especialmente práctico y animar a aprovechar el BADS para el análisis de los cambios en distintas áreas vitales significativas una vez llevada a cabo la intervención para recuperarse de la depresión.

La estructura interna del BADS ahora aplicado ha sido igualmente confirmada por estos nuevos análisis. Por un lado, la matriz de correlaciones entre las dimensiones muestra las relaciones esperadas (Tabla 2), coherentes siempre con las anteriores aplicaciones del instrumento en varias muestras. Sin embargo, la evidencia más específica en este sentido está en el AFC que, de forma clara para los análisis SRMR y RMSEA, demuestra el buen ajuste a la estructura anteriormente encontrada en la adaptación española. Todos los ítems de cada una de las dimensiones aparecen adecuadamente incorporados a la dimensión hipotetizada. Una nueva confirmación de esta estructura y de estas saturaciones de los ítems con una muestra tan lejana geográficamente supone un buen aval de lo diferenciadas que están las dimensiones de este instrumento y lo consistentemente que aparecen cuando se recaban nuevos datos. Por tanto, los investigadores y los clínicos podrán seguir matizando con confianza la interpretación de los resultados de los sujetos que completen el BADS en función de estas áreas (activación, evitación, deterioro laboral/formativo, deterioro social).

Sin duda, esta investigación presenta igualmente limitaciones, como la señalada anteriormente respecto al origen de la muestra, o el menor uso de medidas de contraste que las empleadas en la adaptación de España. No obstante, siendo aquí el objetivo demostrar que

el mismo BADS mantiene unas adecuadas propiedades psicométricas en la población empleada, la publicación de este trabajo, que incluye datos de referencia con universitarios (medias y desviaciones típicas) (ver [Tabla 1](#)) del total del BADS y de sus subescalas, y además también del BDI-II, tanto de la muestra general como diferenciada por hombres y mujeres, supone una valiosa información que podrá servir de forma práctica para los psicólogos clínicos latinoamericanos que estén interesados en aplicar terapias como la AC, tan eficaces como la terapia cognitiva de Beck, pero más eficientes ([Richards et al., 2016](#)), o aprovechar el instrumento para las investigaciones que deben seguir desarrollándose para beneficio de las personas diagnosticadas con depresión.

Conflicto de Intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Barraca, J. (2016). La activación conductual en la práctica: técnicas, organización de la intervención, dificultades y variantes. *Análisis y Modificación de Conducta*, 42(165-166), 15-33.
- Barraca, J. y Pérez-Álvarez, M. (2015). *Activación Conductual para el tratamiento de la depresión*. Madrid, España: Síntesis.
- Barraca, J., Pérez-Álvarez, M. y Lozano Bleda, J. H. (2011). Avoidance and activation as keys to depression: Adaptation of the Behavioral Activation for Depression Scale in a Spanish sample. *The Spanish Journal of Psychology*, 14, 998-1009. https://doi.org/10.5209/rev_SJOP.2011.v14.n2.45
- Beck, A. T., Steer, R. A. y Brown, G. K. (1996). *BDI-II. Beck Depression Inventory-Second Edition. Manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Benson-Flórez, G., Santiago-Rivera, A. y Nagy, G. (2016). Culturally adapted behavioral activation: A treatment approach for a Latino family. *Clinical Case Studies*, 1-16.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Collado, A., Calderón, M., MacPherson, L. y Lejuez, C. (2016). The efficacy of behavioral activation treatment among depressed Spanish-speaking Latinos. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 84, 651-657. <https://doi.org/10.1037/ccp0000103>
- Cuijpers, P., Van Straten, A. y Warmerdam, L. (2007). Behavioral activation treatments of depression: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review* 27, 318-326. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2006.11.001>
- Cullen, J., Spates, R., Pagoto, S. y Doran, N. (2006). Behavioral activation treatment for major depressive disorder: A pilot investigation. *The Behavior Analyst Today*, 7, 151-166. <https://doi.org/10.1037/h0100150>
- Daughters, S., Braun, A., Sargeant, M., Reynolds, E., Hopko, D., Blanco, C. y Lejuez, C. (2008). Effectiveness of a brief behavioral treatment for inner-city illicit drug users with elevated depressive symptoms: The Life Enhancement Treatment for Substance Use (LETS Act!). *Journal of Clinical Psychiatry*, 69, 122-129. <https://doi.org/10.4088/JCP.v69n0116>
- Dimidjian, S., Dobson, K., Kohlenberg, R., Gallop, R., Markley, D. y Atkins, D. (2006). Randomized trial of behavioral activation, cognitive therapy, and antidepressant medication in the acute treatment of adults with major depression. *Journal of Consulting & Clinical Psychology*, 74, 658-670. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.74.4.658>
- Dobson, K., Hollon, S., Dimidjian, S., Schmaling, K., Kohlenberg, R., Gallop, R., ... Gollan, J. (2008). Randomized trial of behavioral activation, cognitive therapy, and antidepressant medication in the prevention of relapse and recurrence in major depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76, 468-477. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.76.3.468>
- Dozois, D. J. A., Dobson, K. S. y Ahnberg, J. L. (1998). A psychometric evaluation of the Beck Depression Inventory-II. *Psychological Assessment*, 10, 83-89. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.10.2.83>
- Ferster, C. B. (1973). A functional analysis of depression. *American Psychologist*, 28, 857-870
- Fuhr, K., Hautzinger, M., Berking, M. y Ebert, D. (2016). Validation of the Behavioral Activation for Depression Scale (BADS)-Psychometric properties of the long and short form. *Comprehensive Psychiatry*, 66, 209-218. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2016.02.004>
- González, D., Reséndiz, A. & Reyes-Lagunes, I. (2015). Adaptation of the BDI-II in Mexico. *Salud Mental*, 38, 237-244. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2015.033>
- González-Roz, A., Secades-Villa, R. & Muñoz, J. (2018). Validity evidence of the Behavioral Activation for Depression Scale-Short Form among depressed smokers. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 18, 162-169. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2018.03.002>
- Hopko, D., Armento, M., Robertson, S., Ryba, M., Carvalho, J., Colman, L., ... Lejuez, C. (2011). Brief behavioral activation and problem solving therapy for depressed breast cancer patients: Randomized trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 79, 834-849. <https://doi.org/10.1037/a0025450>
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. (2008). Structural equation modeling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6, 53-60.
- Jacobson, N. S., Dobson, K. S., Truax, P. A., Addis, M. E., Koerner, K., Gollan, J. K. ... Prince, S. E. (1996). A component analysis of cognitive-behavioral treatment for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64, 295-304. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.64.2.295>
- Kanter, J., Diéguez, G., Rusch, L., Busch, A. y Santiago-Rivera, A. (2008). Behavioral activation for Latinos with depression. *Clinical Case Studies*, 7, 491-506. <https://doi.org/10.1177/1534650108319909>
- Kanter, J. W., Mulick, P. S., Busch, A. M., Berlin, K. S. y Martell, C. R. (2006). The Behavioral Activation for Depression Scale (BADS): Psychometric properties and factor structure. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 29, 191-202. <http://doi.org/10.1007/s10862-006-9038-5>
- Kanter, J., Santiago-Rivera, A., Santos, M., Nagy, G., López, M., Diéguez, G. y West, P. (2014). A randomized hybrid efficacy and effectiveness trial of behavioral activation for Latinos with depression. *Behavior Therapy*, 46, 177-492. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2014.09.011>
- Lewinsohn, P. M. (1974). A behavioral approach to depression. En R. J. Friedman y M. M. Katz (Eds.), *The psychology of depression: Contemporary theory and research* (pp. 157-185). New York, NY: Wiley
- Manos, R. C., Kanter, J. W. y Luo, W. (2011). The behavioral activation for depression scale-short form: Development and validation. *Behavior Therapy*, 42, 726-739. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.04.004>
- Martell, C. R., Addis, M. E. y Jacobson, N. S. (2001). *Depression in context: Strategies for guided action*. New York, NY: W. W. Norton.
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (2015). *Mplus user's guide* (seventh edition). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Raes, F., Hoes, D., Van Gucht, D., Kanter, J. y Hermans, D. (2010). The Dutch version of the Behavioral Activation for Depression Scale (BADS): Psychometric properties and factor structure. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 41, 246-250. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2010.02.001>
- Richards, D. A., Ekers, D., McMillan, D., Taylor, R. S., Byford, S., Warren, F. C., ... Finning, K. (2016). Cost and outcome of behavioural activation versus cognitive behavioural therapy for depression (COBRA): A randomised, controlled, non-inferiority trial. *The Lancet*. Published online first. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)31140-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)31140-0)
- Santiago-Rivera, A., Kanter, J., Benson, G., Derose, T., Illes, R. y Reyes, W. (2008). Behavioral Activation as an alternative treatment approach for Latinos with depression. *Psychotherapy Theory, Research, Practice, Training*, 45(2), 173-185. <https://doi.org/10.1037/0033-3204.45.2.173>
- Santos, M. (2013). *Validation of the Behavioral Activation for Depression Scale - Short Form (BADS-SF) with Spanish-speaking Latinos*. Theses and Dissertations. Paper 155.
- Sanz, J., Navarro, M. E. y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 1. Propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Análisis y Modificación de Conducta*, 29, 239-288.
- Satorra, A. y Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye y C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A. y King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99, 323-337. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Steiger, J. H. y Lind, J. C. (1980, May). *Statistically based tests for the number of common factors*. Paper presented at the Psychometric Society annual meeting. Iowa City, IA.
- Tucker, L. R. y Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10. <https://doi.org/10.1007/BF02291170>