

Escala de Activación Conductual para la Depresión (BADs): Confiabilidad, Estructura Interna y otras Evidencias de Validez en Bogotá

Behavioral Activation for Depression Scale (BADs): Reliability, Internal Structure and other Evidence of Validity in Bogotá

Diego Armando Leal-Hernández¹, Javier M. Bianchi², Carlos Eduardo Montoya³ y Javier Andrés Villalba-Garzón⁴

Resumen

Introducción/Objetivo: La BADs mide procesos de cambio de la Activación Conductual como las conductas de activación y evitación, y deterioro en áreas de funcionamiento. El objetivo fue estimar sus propiedades psicométricas en una muestra de adultos. **Método:** En el marco de un estudio instrumental se recolectó información de una muestra no probabilística de Bogotá (n=321). **Resultados:** Por medio del AFC se encontró un adecuado ajuste de una versión de 24 ítems con 4 factores y uno de segundo orden, que son invariantes respecto al sexo. Mostró alta consistencia interna ($\alpha=.92$; $\omega=.929$), correlación negativa de alta magnitud con la escala de Zung SDS ($r=-.728$; $p<.05$) y una media más baja en el grupo con indicador clínico ($t(66)=6.180$; $p<.001$; $d=1.499$). **Conclusiones:** Se recomienda el uso de la BADs 24 para medir la activación conductual, la evitación y las afectaciones cotidianas en adultos debido a sus adecuadas propiedades psicométricas.

Palabras clave: Escala de Activación Conductual para Depresión (BADs), activación conductual, Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), propiedades psicométricas, invarianza

Abstract

Introduction/Objective: The BADs measures processes of change in Behavioral Activation such as activation and avoidance behaviors, as well as deterioration in areas of functioning. The objective was to estimate its psychometric properties in a sample of adults. **Method:** Within an instrumental study framework, information was collected from a non-probabilistic sample from Bogotá (n=321). **Results:** An adequate fit was found in a version of 24 items with 4 factors and one of second order through the CFA, which are invariant with respect to sex. It showed a high internal consistency ($\alpha=.92$; $\omega=.929$), a negative correlation of high magnitude with the Zung SDS ($r=-.728$; $p<.05$), and a lower mean in the group with a clinical indicator ($t(66)=6.180$, $p<.001$, $d=1.499$). **Conclusions:** The use of the BADs 24 is recommended to measure behavioral activation, avoidance, and daily affectations in adults due to its adequate psychometric properties.

Keywords: Behavioral Activation for Depression Scale (BADs), behavioral activation, Confirmatory Factor Analysis (CFA), psychometric properties, invariance

¹MSc. Docente y Supervisor. Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Colombia. <https://orcid.org/0000-0003-4805-9290> Tel.: +57 301 4315958. Correo: diego.lealh@konradlorenz.edu.co

²MSc. Docente Investigador de la Escuela de Postgrados. Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Colombia. <https://orcid.org/0000-0001-9803-6316>. Tel.: +57 300 8664930. Correo: javierm.bianchis@konradlorenz.edu.co (Autor de correspondencia)

³MSc. Docente y Coordinador del Área Metodológica del Programa de Psicología. Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Colombia. <https://orcid.org/0000-0002-3782-0796> Tel.: +57 314 3629065. Correo: carlose.montoya@konradlorenz.edu.co

⁴PhD (c). Docente. Universidad Católica de Colombia. Colombia. <https://orcid.org/0000-0002-5358-2353>. Tel.: +57 301 7354093. Correo: javillalba38@ucatolica.edu.co

Introducción

La depresión es un trastorno mental que afecta el funcionamiento y calidad de vida de las personas (Liao et al., 2021; Zineldin, 2021), deteriora el funcionamiento de los individuos (Liu et al., 2020) y es considerada un problema de salud pública (Lange et al., 2022, World Health Organization [WHO], 2020). Es el trastorno más común, una de las principales causas de discapacidad en el mundo (Liu et al., 2020) y se encuentra asociado con las condiciones sociales de las personas (Zhou et al., 2021). La depresión puede llevar al suicidio, al año cerca de 800.000 personas se suicidan, es la segunda causa de muerte entre los 15 y 29 años (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2018), y en Latinoamérica hay evidencias de suicidios e ideación suicida en diferentes grupos sociales y minoritarios (Rodas-Vera et al., 2021).

Las altas tasas de prevalencia e incidencia de la depresión, así como sus costos y consecuencias, han conllevado al desarrollo de varios tratamientos con apoyo empírico. En este contexto, la Activación Conductual (AC) ha generado un creciente interés a partir de la investigación de Jacobson et al. (1996) y es considerada como una alternativa terapéutica eficaz y eficiente, con apoyo empírico bien establecido (American Psychological Association [APA], 2022; Parikh et al., 2016), debido a su fácil entrenamiento, aplicabilidad en contextos tanto clínicos como comunitarios y menos sesiones de intervención en comparación de otras psicoterapias (Cuijpers et al., 2019). Asimismo, se sustenta en una teoría parsimoniosa, tiene costos limitados, puede alcanzar efectos duraderos (González-Terrazas et al., 2021) y cuenta con evidencia de varios estudios y meta-análisis con tamaños del efecto superiores a .70, comparables con otras alternativas de intervención tales como la farmacoterapia y la Terapia Cognitivo Conductual (Cuijpers et al., 2007; Ekers et al., 2008; Mazzucchelli et al., 2009; Ekers et al., 2014). Sin embargo, es necesario continuar la investigación sobre la AC para determinar de forma más clara cuáles son sus mecanismos de acción, de tal forma que se pueda mejorar el entrenamiento en AC y volver más eficaz la intervención (Mazzucchelli et al., 2009; Jelinek et al., 2020). Por ejemplo, al analizar la especificidad de algunas intervenciones

transdiagnósticas se sugiere que la activación parece ser la condición principal en la modificación de patrones transdiagnósticos (Fernández-Rodríguez et al., 2022; Malik et al., 2021).

Existe un amplio número de escalas que miden diversos aspectos de la depresión (El-Den et al., 2018), la mayoría se centran en la severidad de los síntomas y dejan de lado otras dimensiones relevantes (Ballard et al., 2018). Al tener en cuenta que la experiencia de la depresión no es universal, que los comportamientos depresivos están relacionados con el contexto y son culturalmente determinados (González-Terrazas et al., 2021), se requiere contar con instrumentos adaptados a diversos contextos que midan deferentes aspectos del comportamiento depresivo (El-Den et al., 2018).

En la actualidad se dispone de instrumentos de medida que abordan elementos diferentes a la severidad de los síntomas y que dan cuenta de variables relacionadas con los factores explicativos de la AC tales como la Percepción de Reforzamiento medioambiental (Environmental Observation Scale, EROS; Armento & Hopko, 2007) y el Reforzamiento Positivo Contingente a la Respuesta (Reward Probability Index, RPI; Carvalho et al. 2011). Para evaluar los mecanismos de cambio de la AC se han desarrollado escalas como la Behavioral Activation Depression Scale, BADS (Kanter et al., 2007) y su versión corta la Behavioral Activation Depression Scale Short Form, BADS SF (Manos et al., 2011).

Se han realizado diversos estudios sobre las propiedades psicométricas de la BADS en diferentes muestras como individuos estadounidenses (Kanter et al., 2007), personas estadounidenses con síntomas depresivos (Kanter et al., 2009), población holandesa (Raes et al., 2010), estudiantes iraníes (Mohammadi & Amiri, 2010), estudiantes y población clínica española (Barraca et al., 2011), estudiantes chinos (Li et al., 2014), estudiantes y población clínica alemana (Fuhr et al., 2016; Teisman et al., 2016), estudiantes universitarios de México (Sánchez-Angulo et al., 2018) Y estudiantes universitarios de Korea (Cho, 2021).

El estudio original (Kanter et al., 2007) mostró una adecuada consistencia interna tanto en el total ($\alpha=.87$) como en las dimensiones activación ($\alpha=.85$), evitación/rumiación ($\alpha=.86$), afectación

laboral o académica, ($\alpha=.76$) y deterioro social ($\alpha=.82$). El análisis factorial confirmatorio (AFC) con método robusto de máxima verosimilitud (ML) presentó adecuados índices de bondad de ajuste para la BADS-25 y su estructura de 4 dimensiones con un factor de segundo orden (SB $X^2(271)=677.54$, $p<.01$; RMSEA=.070, IC 90%=[.063, .077]; NNFI=.93; CFI=.94).

La adaptación española (Barraca et al., 2011) mostró una buena consistencia interna a nivel general ($\alpha=.90$) y en las subescalas de activación ($\alpha=.81$); evitación/rumiación ($\alpha=.82$); afectación laboral o académica ($\alpha=.76$) y deterioro social ($\alpha=.88$). El AFC mostró un ajuste entre adecuado y bajo para algunos índices en la estructura propuesta (S-B $\chi^2(269)=615.498$, $p<.001$; CFI=.850; TLI=.833; SRMR=.078; RMSEA=.070), empleando un método robusto de máxima verosimilitud (ML).

En México (Sánchez-Angulo et al., 2018) se reportaron buenos índices de consistencia interna para el total de la BADS ($\alpha=.892$) como para las dimensiones activación ($\alpha=.840$), evitación ($\alpha=.847$), deterioro laboral/formativo ($\alpha=.773$) y deterioro social ($\alpha=.852$). Los resultados de los índices de bondad de ajuste del AFC fueron mixtos, S-B $\chi^2(269)=679.576$, $p<.00005$, CFI=.877, TLI=.862, SRMR=.070, RMSEA=.063 (CI [.057-.069]).

Los estudios de la BADS en habla hispana muestran buenos índices de consistencia interna y adecuadas evidencias de validez en la relación con otras variables a nivel general. Sin embargo, no se ha encontrado un ajuste totalmente satisfactorio en el AFC con modelos caracterizados por el uso del método de ML. Sumado a ello no se encuentran reportes de invarianza ni se han probado modelos que propongan un factor general que mida la AC.

La presente investigación buscó establecer las propiedades psicométricas de la BADS en Bogotá y su área metropolitana, a través de un estudio de tipo instrumental psicométrico (Ato et al., 2013), que incluye un análisis de su consistencia interna y de diferentes evidencias de validez acerca de la estructura interna, la relación con otra variable y en referencia con un criterio de orden clínico. Como hipótesis investigativas se esperaba confirmar la estructura interna de la escala con un factor de segundo orden según el estudio original (Kanter et al., 2007), invarianza según sexo, relaciones

negativas significativas entre la AC con la depresión, diferencias significativas entre grupos sin y con indicador clínico, así como valores de consistencia interna aceptables para la escala total y sus dimensiones.

Método

Participantes

La muestra definitiva se conformó con 321 personas, que corresponden a una relación de 12,84 sujetos por ítem, caracterizados por ser mayores de edad ($M=23.5$ años, $D.E.=6.27$), residentes en Bogotá. La mayor parte de la muestra eran mujeres (73.8%), solteros (87.2%) de estrato socioeconómico tres (43.3%), y estudiantes universitarios (87.4%). De las 20 localidades de Bogotá, 19 estuvieron representadas en la muestra, siendo Usaquén la que contó con mayor porcentaje de participantes (16.6%). Se encontraban recibiendo atención psicológica o psiquiátrica por depresión 34 participantes (10.6%).

Instrumentos

Escala de Activación Conductual para la Depresión -BADS- (Kanter et al., 2007) Su objetivo es medir el proceso de cambio en los comportamientos depresivos de los consultantes en el tratamiento de AC. Tiene 25 ítems, organizados en cuatro dimensiones Activación (ítems 3, 4, 5, 7, 11, 12 y 23), Evitación/Rumiación, (ítems 8, 9, 10, 13, 14, 15, 24 y 25), Afectación Laboral o Académica (ítems 1, 2, 6, 21 y 22) y Deterioro Social (ítems 16, 17, 18, 19 y 20). Los ítems de la BADS emplean una escala Likert (0="completamente en desacuerdo" a 6="completamente de acuerdo"), que posibilita la puntuación por dimensiones, y se puede obtener una puntuación total invirtiendo los valores de los ítems de las dimensiones Evitación/Rumiación, Deterioro Social y Afectación Laboral o Académica. Para la presente investigación se utilizó la versión española con el aval del autor (Barraca et al., 2011).

Escala de Autoevaluación para la Depresión de Zung -Zung-SDS- (Zung, 1965) El objetivo de la escala es medir el nivel de depresión e identificar la presencia de Episodios Depresivos Mayores (Campo-Arias et al., 2006). Consta de 20 ítems en una escala Likert (1=nunca/casi nunca;

4=siempre/casi siempre) 10 ítems en sentido negativo (2, 5, 6, 11, 12, 14, 16, 17, 18 y 20) que puntúan de forma inversa (Bobes et al., 2002). Puntuaciones de 40 o más, son consideradas como posible indicador de un episodio depresivo mayor de relevancia clínica (Campo-Arias et al., 2005). En Colombia se realizó la validación del instrumento en población universitaria y en población general (Campo-Arias et al., 2006).

Procedimiento

Se realizó la aplicación de los instrumentos a una muestra de adultos de Bogotá (n=321) para evaluar las evidencias de validez y confiabilidad. La participación fue presencial y voluntaria. Se firmó el consentimiento informado para garantizar el conocimiento de los propósitos del estudio, las instrucciones sobre la participación, el respeto por confidencialidad, uso de datos y autonomía, en concordancia con la normativa y recomendaciones éticas del territorio colombiano y a los estándares para test educativos y psicológicos (American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education [AERA, APA & NCME], 2014). Una vez recolectados los datos se consolidó para realizar el análisis respectivo.

Análisis de Datos

Las técnicas seleccionadas para el análisis de datos se basan en los estudios previos de la escala (Kanter et al., 2007; Kanter et al., 2009; Raes et al., 2010; Mohammadi & Amiri, 2010; Barraca et al., 2011; Li et al., 2014; Fuhr et al., 2016) y están fundamentadas en la Teoría Clásica de los Test.

Para las evidencias de validez de la estructura interna se empleó el análisis factorial Confirmatorio (AFC) con el método robusto Mínimos Cuadrados Ponderados en Diagonal (Diagonally Weighted Least Squares, DWLS) y se probaron ocho modelos: 1. Un factor; 2. Un factor con ítems invertidos; 3. Cuatro factores; 4. Cuatro factores con ítems invertidos; 5. Cuatro factores con eliminación ítem 11; 6. Cuatro factores con eliminación ítem 11 e ítems invertidos, 7; Cuatro factores y uno de segundo orden con eliminación ítem 11; 8. Cuatro factores y uno de segundo orden con eliminación ítem 11 e ítems invertidos. Los índices de bondad de ajuste se analizaron de acuerdo con los criterios de Rial et al. (2006) que

proponen valores $X^2/df < 4$, $CFI \geq .95$, NFI , $PNFI$ y $NNFI > .90$ y valores de $RMSEA < .05$. Al modelo con mejor ajuste se le realizó un análisis de invarianza progresivo y secuencial con restricciones a nivel configural, métrico, escalar y residual (Elosua, 2005), para comprobar que la estructura factorial es invariante entre mujeres y hombres. Se consideró que el modelo es invariante con valores $\Delta TLI < .05$, $p > .05$ de ΔX^2 (Lippke et al., 2007) y $\Delta RMSEA < .015$ (Chen, 2007).

La confiabilidad del BADS se estimó con el índice de consistencia interna Alpha de Cronbach (α) y para las subescalas mediante el Omega de McDonald (ω). Valores α menores a .50 se consideran inaceptables, entre .50 y .59 pobres, de .60 a .69 cuestionables, entre .70 y .79 aceptables, de .80 a .89 buenos, y mayores a .90 excelentes (George & Mallery, 2003). En el índice de McDonald se consideraron valores por debajo de .70 como bajos, entre .70 y .90 aceptables, y por encima de .90 redundantes (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

Adicionalmente, se realizó un análisis de reactivos con la obtención de correlaciones ítem-test e ítem dimensión, en las que se consideraron valores mayores a .35 como criterio de calidad (Cohen et al., 1988) y se realizó el análisis de la consistencia si se elimina el ítem.

Para las evidencias de validez en la relación con otros constructos se estimaron coeficientes de correlación de Pearson (r_p) entre la BADS, sus dimensiones, y la Zung SDS. Los valores $< .10$ se consideran correlaciones nulas, de .10 a .30 débiles, $> .30$ correlación moderadas y $> .50$ fuertes (Lalinde et al., 2018).

Las comparaciones de las puntuaciones medias obtenidas en los grupos con y sin indicador clínico fueron realizadas por medio de pruebas t para muestras independientes, con previo cumplimiento de los supuestos de homogeneidad de varianzas (test de Levene) y normalidad (test de Shapiro-Wilk), y con un nivel de significancia del 5% ($\alpha = .05$) y medición de la magnitud del efecto por medio de la d de Cohen.

Para el procesamiento de información se usó el lenguaje de programación R (R Core Team, 2017; Version 4.0.2) con el complemento ULLRToolbox (Hernández, 2019), específicamente las librerías lavaan (Version 0.6-7; Rosseel, 2012) y semTools (Version 0.5-5; Jorgensen et al., 2019).

Resultados

Evidencias de Validez basadas en la estructura interna

Los modelos evaluados a través del AFC (Ver *Tabla 1*) con el método robusto DWLS, mostraron un ajuste correcto con estructuras de cuatro factores con calificación directa e inversión de ítems. El ajuste tiende a mejorar al eliminar el ítem 11 (Modelos 5 y 6) a nivel absoluto ($RMSEA \leq .030$), incremental ($CFI = .99$; $NNFI = .99$; NFI entre $.96$ y $.97$) y de parsimonia ($PNFI$ entre $.86$ y $.87$). Al incluir un factor de

segundo orden (modelos 7 y 8) se observa también un ajuste adecuado, con mínimas diferencias en algunos índices ($RMSEA = .035$; $PNFI = .87$; $NFI = .96$).

La invarianza factorial de la variable sexo mostró que no hay diferencias significativas en la estructura del modelo 8 (ver *Tabla 2*). En otras palabras, no se encontraron diferencias en la configuración básica del modelo y sus pesos factoriales (invarianza configural y métrica) como en sus valores interceptales (invarianza estricta), entre mujeres y hombres.

Tabla 1. Índices de Bondad de Ajuste del AFC para cada modelo

Modelo	X ²	gl	CFI	NNFI	NFI	PNFI	RMSEA [IC 95%]
1	894.1	275	.93	.92	.90	.83	.085 [.079, .091]
2	894.2	275	.93	.92	.90	.83	.085 [.079, .091]
3	433.1	269	.98	.98	.95	.85	.044 [.037, .052]
4	433.4	269	.98	.98	.95	.85	.044 [.037, .052]
5	308.5	246	.99	.99	.97	.86	.030 [.017, .038]
6	308.5	246	.99	.99	.97	.86	.029 [.017, .038]
7	342.2	248	.99	.99	.96	.87	.035 [.025, .044]
8	341.8	248	.99	.99	.96	.87	.035 [.025, .044]

Nota. Modelo: 1. Un factor, 2. Un factor ítems invertidos (ii), 3. cuatro factores, 4. Cuatro factores (ii), 5. Cuatro factores con eliminación ítem 11, 6. Cuatro factores con eliminación ítem 11 (ii), 7. Cuatro factores con eliminación ítem 11 + Factor General, 8. Cuatro factores con eliminación ítem 11 + Factor General (ii).

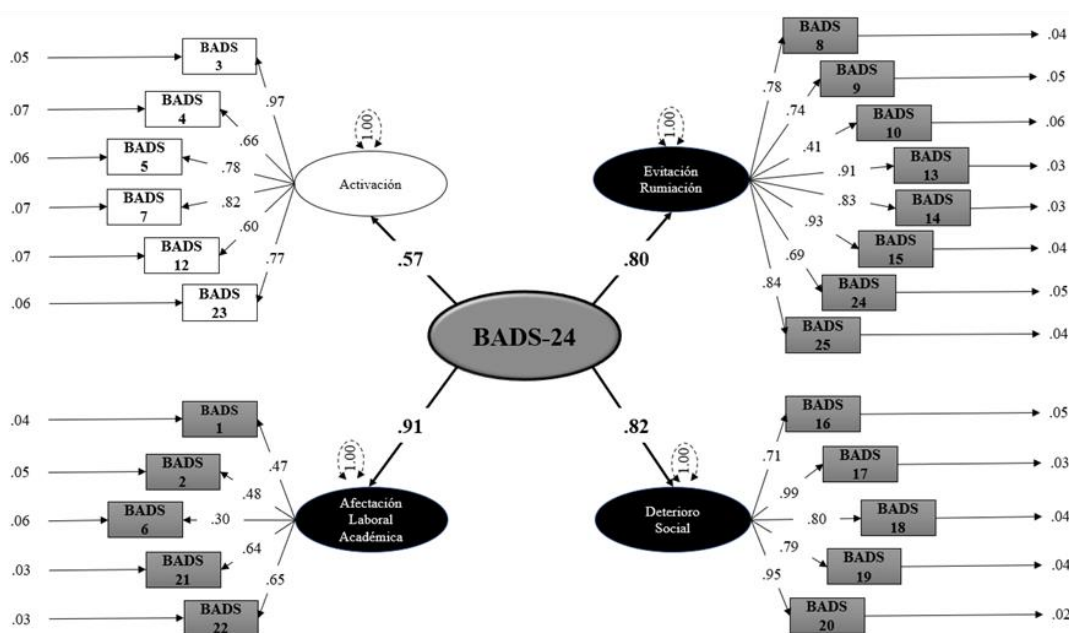


Figura 1. Solución estandarizada del modelo 8 (BADS-24)

Tabla 2. Invarianza Factorial de la variable “Sexo”

Variable	Invarianza	gl	X ²	ΔX^2	Δ gl	p	Δ RMSEA escalado	Δ TLI escalado
Sexo	Configural	496	426.71					
	Métrica	519	507.43	21.221	23	.5676	-.013	.041
	Escalar	538	521.96	22.624	19	.2543	.000	.001
	Residual	562	539.98	24.880	24	.4123	-.001	.002

Confiabilidad y Descriptivos

Se encontró una excelente consistencia interna para la versión colombiana de la BADS con ítems invertidos y eliminación del ítem 11 ($\alpha=.92$, $\omega=.92$), en comparación con la puntuación sin invertir ($\alpha=.85$, $\omega=.86$). Este ítem eliminado presentaba una correlación moderada con la dimensión (I.D.=.35) y nula con la puntuación total (I.T.=.02). Los índices por subescalas se mantuvieron en un rango entre aceptable y bueno (de .79 a .89). Los estadísticos descriptivos y de confiabilidad de las subescalas de la BADS se presentan en la Tabla 3. La puntuación total del BADS-24 (M=88.7; D.E.=24.24) presentó un ligero sesgo a la derecha y forma platicúrtica ($A_{IC\ 95\%}=[-0.46; 0.08]$; $C_{IC\ 95\%}=[-1.09; -0.03]$). La puntuación mínima y máxima de la muestra (12 y 138) no alcanzó el piso ni el techo de las puntuaciones posibles (entre 0 y 144). Las correlaciones Ítem-Total (I.T.) e Ítem Dimensión (I.D.) fueron superiores a .3 [.33; .82] en toda la escala, y los índices de consistencia interna no aumentaron significativamente con la eliminación de alguno de los elementos.

Evidencias de validez en relación con la depresión

Se encontró una correlación significativa y de magnitud alta entre la medida de depresión Zung-SDS con la BADS (i) ($r_p=-.728$, $p<.001$). En la Tabla 4, se observa que las dimensiones de la BADS mostraron correlaciones de magnitudes altas (>.5) y significativas con la depresión ($p<.001$).

Evidencia de validez referida a un criterio clínico

Con previo cumplimiento de los parámetros de normalidad ($W=960/966$; $p=.247/.372$) y de homogeneidad de varianzas ($F=.399$; $p=.530$) se encontró una media significativamente mayor ($t(66)=6.180$; $p<.001$; $d=1.499$) en las puntuaciones de la BADS, en un grupo elegido aleatoriamente de la muestra sin indicador clínico (Zung-SDS<50; n=34; M=89.8; D.E.=23.48) respecto a un grupo con este indicador (Zung-SDS \geq 50; n=34; M=55.38; D.E.=22.43). La *d* de Cohen sugiere efecto importante.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos de los ítems e índices de confiabilidad

Subescala ω [IC 95%]	ítem	M	D.E.	A	C	I.D.	ω si elimina el ítem Subescala	I.T.	α si elimina el ítem Total
Activación $\omega=.79$ [.76; .83]	3	3.85	1.47	-.40	-.40	.62	.74	.50	.92
	4	3.88	1.54	-.71	-.02	.50	.77	.32	.92
	5	3.87	1.39	-.65	.07	.61	.74	.43	.92
	7	3.65	1.53	-.48	-.34	.57	.75	.40	.92
	12	4.20	1.53	-.82	.10	.52	.77	.28	.92
	23	3.66	1.69	-.42	-.62	.45	.78	.35	.92
	Total	23.0	6.42	-.39	.25				
Evitación/ Rumiación $\omega=.87$ [.84; .89]	8	3.74	1.94	-.47	-1.02	.58	.85	.60	.91
	9	3.09	2.15	.08	-1.45	.63	.85	.49	.92
	10	2.55	1.96	.35	-1.09	.50	.86	.28	.92
	13	3.16	1.96	-.20	-1.18	.68	.84	.67	.91
	14	3.43	1.83	-.23	-.96	.62	.85	.67	.91
	15	3.37	2.08	-.26	-1.23	.64	.85	.65	.91
	24	3.58	1.87	-.34	-.93	.63	.85	.54	.92
	25	3.86	2.00	-.55	-.96	.64	.85	.61	.91
	Total	21.2	11.35	-.03	-.91				
Afectación Laboral/ Académica $\omega=.81$ [.78; .84]	1	3.42	1.87	-.20	-.93	.61	.78	.54	.92
	2	3.30	1.80	-.12	-1.03	.60	.79	.57	.92
	6	3.71	1.79	-.34	-.95	.32	.83	.39	.92
	21	3.68	2.03	-.39	-1.11	.67	.74	.67	.91
	22	3.53	1.98	-.30	-1.12	.70	.73	.70	.91
	Total	12.4	7.03	.32	-.51				
Deterioro Social $\omega=.89$ [.88; .91]	16	4.05	2.05	-.73	-.79	.60	.90	.50	.92
	17	4.10	1.98	-.68	-.82	.77	.86	.74	.91
	18	4.36	1.84	-.91	-.33	.80	.86	.64	.91
	19	4.39	1.85	-.97	-.25	.74	.87	.63	.91
	20	4.38	1.89	-.94	-.36	.79	.86	.74	.91
	Total	8.7	8.04	.79	-.17				

Nota. Estadísticos BADS con ítems invertidos: M=88.7; D.E.=26.24; I.D.=Correlación ítem-dimensión. IT=Correlación ítem-total; A=Asimetría; C=Curtosis.

Tabla 4. Matriz de correlación con la Zung-SDS

	Zung SDS	Activación	Evitación	Afectación Laboral académica	Deterioro Social
Activación	-.519*** [-.595, -.434]	—			
Evitación	.575*** [.497, .644]	-.287*** [-.385, -.184]	—		
Afectación Laboral / Académica	.563*** [.484, .634]	-.488*** [-.567, -.400]	.628*** [.556, .690]	—	
Deterioro Social	.660*** [.593, .717]	-.418*** [-.505, -.324]	.590*** [.514, .657]	.602*** [.528, .668]	—
Total	-.728***	.628***	-.852***	-.843***	-.825***
BADS (i)	[-.776, -.673]	[.556, .690]	[-.879, -.818]	[-.872, -.808]	[-.857, -.787]

Nota. *** $p < .001$

Discusión

El estudio estimó las propiedades psicométricas de la BADS en una muestra de la ciudad de Bogotá y su área metropolitana. La versión ajustada (BADS-24) mostró índices de consistencia interna alfa y omega altos ($\alpha = .92$; $\omega = .92$), así como en sus subescalas, con un rango entre .79 y .89 (ω), lo cual es similar a los resultados reportados por Barraca et al. (2011), Fuhr et al. (2016), Kanter et al. (2007), Kanter et al., (2009), Li et al., (2014) y Raes et al., (2010) en sus respectivas versiones de 25 ítems.

Con relación a la estructura interna de la escala, en el análisis factorial confirmatorio los modelos de cuatro factores con eliminación del ítem 11 más un Factor General (con ítems directos e invertidos), mostraron los mejores índices de bondad de ajuste, cumpliendo con los parámetros para el ajuste absoluto (RMSEA < .05), incremental (CFI > .95, NNFI y NFI > .90) y de parsimonia (PNFI > .80). Estos modelos aportan evidencias acerca de la viabilidad de calificar las dimensiones de forma directa, y de obtener un total (AC) al invertir las puntuaciones obtenidas en los ítems de Evitación, Afectación Laboral/Académica y Deterioro Social. El análisis de Invarianza de este modelo mostró que no se afecta la estructura interna de la BADS-24 al compararlo entre hombres y mujeres, lo que implica que la variable sexo no afecta la calificación y el propósito de medida del cuestionario. Sin embargo, los tamaños de muestra de los grupos comparados no fueron suficientemente grandes para computar el coeficiente Gamma, ya que se recomienda tener un tamaño de muestra por grupo mayor a 200 para no afectar la precisión de la estimación de la invarianza factorial (Meade & Bauer, 2007).

La eliminación del ítem 11 de la versión original (“Hice cosas a pesar de que me costaron, ya que se relacionan con mis objetivos a largo plazo”), incrementa los índices de consistencia interna ω de la subescala Activación y α de la escala total. Adicionalmente, el índice de discriminación de este ítem fue nulo respecto a la puntuación total ($r_{item-total} = .02$). Probablemente su contenido puede generar ambigüedad en la interpretación que el respondiente le da al concepto costo y la oposición a pesar de; adicionalmente, las demás afirmaciones que componen la dimensión tienen una composición más sencilla y clara.

De acuerdo con los planteamientos de la AC, niveles altos de Activación se asociarían con niveles bajos de Depresión (Cuijpers et al., 2007; Hopko et al., 2006; Manos et al., 2010); en línea con la teoría, en este estudio la relación entre Activación Conductual (BADS-24) y Depresión (Zung-SDS) resultó negativa y de magnitud grande. La evidencia obtenida también indica que la evitación, la afectación laboral/académica y el deterioro social tienen una relación directa, de magnitud alta y estadísticamente significativa con la depresión. Entre las dimensiones de la BADS-24 todas las correlaciones fueron significativas, solamente entre Activación y Evitación se encontró una baja magnitud, resultado que coincide con lo reportado en anteriores adaptaciones al español (Barraca et al., 2011; Sánchez-Angulo et al., 2018).

Por otra parte, la puntuación total de la BADS-24 presenta una diferencia de medias entre los grupos con y sin indicador clínico (Zung-SDS). A partir de esta evidencia se concluye que las personas que presentan sintomatología depresiva de relevancia clínica tienden a mostrar niveles significativamente más bajos ($M = 55.38$; $D.E. = 22.43$) y su media puede oscilar entre 47.5 y

62.5 con un 95% de confianza. En este estudio, el instrumento para evaluar la sintomatología depresiva presentó una buena consistencia interna ($\alpha=.88$; $\omega=.88$) y es una de las escalas más conocidas de tamizaje para episodio depresivo mayor en Colombia (Cogollo et al., 2006). Adicionalmente, con la muestra total no se obtuvo ninguna puntuación igual a cero o a 144 que son la mínimas y máximas posibles para el instrumento, lo que se constituye en un indicio favorable para el control de efecto techo y piso.

El tamaño total de la muestra del estudio fue de más de 10 sujetos por ítem (Nunnally & Bernstein, 1994), y se encuentra en concordancia con los estudios anteriores de validación de la escala, con un máximo de participantes de 440 (Li et al., 2014) y mínimo de 193 (Kanter et al., 2009). Sin embargo, se sugiere para futuras investigaciones incrementar el tamaño muestral, buscar mayor representatividad en distintas ciudades y regiones de Colombia y así poder aportar un complemento a la validez de la estructura interna de la escala, por medio de análisis de invarianza. Una aproximación a las propiedades del instrumento desde la Teoría de Respuesta al Ítem podría dar información relevante acerca del funcionamiento diferencial de los ítems, ajuste de opciones de respuesta, discriminación y niveles del constructo evaluados.

Adicionalmente, como lo mencionan Resett et al. (2022) en su estudio, algunas limitaciones podrían relacionarse con que al ser un estudio transversal no se puede observar la estabilidad a través del tiempo; por otro lado, el método de datos compartidos, ya que al medir todas las variables con el mismo método de recolección de datos se podría aumentar artificialmente las relaciones entre las variables.

Se puede recomendar el uso de la BADS-24 en escenarios clínicos e investigativos, como un instrumento confiable, con evidencias de validez que permiten conocer la magnitud de la AC, las conductas de evitación y la afectación que pueden tener las personas en diferentes áreas de ajuste al alejarse de las fuentes de reforzamiento.

En cuanto a las directrices éticas, la presente investigación se llevó a cabo bajo los criterios de la resolución 8430 (1993) del Ministerio de Salud, las leyes 1090 (2006) y 1616 (2013) del Congreso de la República de Colombia, que garantiza la confidencialidad en la información, así como la

autonomía (consentimiento informado de todos los participantes), justicia (se brindaron rutas de atención para quienes así lo requerían), propendiendo a su vez por la beneficencia y no maleficencia.

Esta investigación no recibió ningún tipo de financiación externa. Los datos no son públicos por cuestiones de privacidad y pueden ser solicitados previa autorización de todos los autores comunicándose con el autor responsable J.M.B.S. Los autores declaramos ningún conflicto de intereses.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). Standards for educational and psychological testing. American Educational Research Association.
- American Psychological Association. (2022). 12 division, Treatment: Behavioral activation for depression. Behavioral Activation for Depression |Society of Clinical Psychology (div12.org)
- Armento, M. E. A., & Hopko, D. R. (2007). The Environmental Reward Observation Scale (EROS): Development, validity, and reliability. *Behavior Therapy*, 38, 107–119. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2006.05.003>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Ballard, E. D., Yarrington, J. S., Farmer, C. A., Lener, M. S., Kadriu, B., Lally, N., Williams, D., Machado-Vieira, R., Niciu, M. J., Park, L., & Zarate, C. A. (2018). Parsing the heterogeneity of depression: An exploratory factor analysis across commonly used depression rating scales. *Journal of Affective Disorders*, 231, 51-57. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.01.027>
- Barraca, J., Pérez-Álvarez, M., & Bleda, J. H. L. (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*(02), 998–1009.
https://doi.org/10.5209/rev_SJOP.2011.v14.n2.45
- Bobes, J., Portilla, M. P., Bascarán, M. T., Sáiz, P. A., & Bousoño, M. (2002). Banco de instrumentos básicos para la práctica de la psiquiatría clínica (2.a Ed.). Psiquiatría Editores, S. L.
- Campo-Arias, A., Díaz-Martínez, L. A., Rueda-Jaimes, E., & Barros-Bermúdez, J. A. (2005). Validación de la escala de Zung para depresión en universitarias de Bucaramanga, Colombia. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, *19*(1), 54-62. Recuperado de: [v34n1a04.pdf](https://doi.org/10.15445/r.v34n1a04.pdf) (scielo.org.co)
- Campo-Arias, A., Díaz-Martínez, L. A., Rueda-Jaimes, E., Cadena, L. P., & Hernández, N. L. (2006). Validation of Zung's Self-Rating Depression Scale among the colombian general population. *Social Behavior and Personality*, *34*(1), 87-94.
<https://doi.org/10.2224/sbp.2006.34.1.87>
- Carvalho, J. P., Gawrysiak, M. J., Hellmuth, J. C., McNulty, J. K., Magidson, J. F., Lejuez, C. W., & Hopko, D. R. (2011). The Reward probability index: Design and validation of a scale measuring access to environmental reward. *Behavior Therapy*, *42*(2), 249–262.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2010.05.004>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *14*(3), 464-504.
- Cho, M. N. Y. (2021). Validation of the Behavioral Activation for Depression Scale in Korean Samples of University Students. *Korean Journal of Clinical Psychology*, *40*(2), 130-142.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.002>
- Cogollo, Z., Díaz, C. E., & Campo, A. (2006). Exploración de la validez de constructo de la Escala de Zung para Depresión en adolescentes escolarizados. *Colombia Médica*, *37*(2), 102-106.
- Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.). Lawrence Erlbaum.
- Cuijpers, P., Quero, S., Dowrick, C., & Arroll, B. (2019). Psychological treatment of depression in primary care: Recent developments. *Current Psychiatry Reports*, *21*(12), 129.
<https://doi.org/10.1007/s11920-019-1117-x>
- Cuijpers, P., Van Straten, A., & Warmerdam, L. (2007). Behavioral activation treatments of depression: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, *27*(3), 318-326.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2006.11.001>
- Ekers, D., Richards, D., & Gilbody, S. (2008). A meta-analysis of randomized trials of behavioural treatment of depression. *Psychological Medicine*, *38*(5), 611-623.
<https://doi.org/10.1017/S0033291707001614>
- Ekers, D., Webster, L., Van Straten, A., Cuijpers, P., Richards, D., & Gilbody, S. (2014). Behavioural activation for depression; an update of meta-analysis of effectiveness and sub group analysis. *PloS one*, *9*(6), e100100.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0100100>
- El-Den, S., Chen, T. F., Gan, Y.-L., Wong, E., & O'Reilly, C. L. (2018). The psychometric properties of depression screening tools in primary healthcare settings: A systematic review. *Journal of Affective Disorders*, *225*, 503–522.
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.08.060>
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, *17*(2), 356-362.
- Fernández-Rodríguez, C., Coto-Lesmes, R., Martínez-Loredo, V., González-Fernández, S., & Cuesta, M. (2022). Is activation the active ingredient of transdiagnostic therapies? A randomized clinical trial of behavioral activation, acceptance and commitment therapy, and transdiagnostic cognitive-behavioral therapy for emotional disorders. *Behavior Modification*.
<https://doi.org/10.1177/01454455221083309>
- Fuhr, K., Hautzinger, M., Krisch, K., Berking, M., & Ebert, D. 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>

- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. 11.0 update (4th ed.). Allyn y Bacon.
- González-Terrazas, R., Campos Aguilera, M. de G., & Campos Aguilera, M. de G. (2021). Activación conductual (programación de actividades) y depresión: Una mirada analítica-conductual. *Acta Comportamental: Revista Latina de Análisis del Comportamiento*, 29(4), Article 4.
<http://revistas.unam.mx/index.php/acom/articloe/view/80320>
- Hernández, J. A. (2019). ULLRToolbox [Software].
<https://sites.google.com/site/ullrtoolbox/>
- Hopko, D., Robertson, S., & Lejuez, C. (2006). Behavioral activation for anxiety disorders. *The Behavior Analyst Today*, 7(2), 212-232.
<http://dx.doi.org/10.1037/h0100084>
- Jelinek, L., Arlt, S., Moritz, S., Schröder, J., Westermann, S., & Cludius, B. (2020). Brief web-based intervention for depression: Randomized controlled trial on behavioral activation. *J Med Internet Res*, 22(3), e15312.
<https://doi.org/10.2196/15312>
- Jacobson, N. S., Dobson, K. S., Truax, P. A., Addis, M. E., Koerner, K., Gollan, J. K., Gortner, E., & Prince, S. (1996). A component analysis of cognitive-behavioral treatment for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64, 295-304.
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel Y. (2019) semTools: Useful tools for structural equation modeling (R package version 0.5-5)[Computer software][Internet].
- Kanter, J., Mulick, P., Busch, A., Berlin, K., & Martell, C. (2007). The Behavioral Activation for Depression Scale (BADs): Psychometric properties and factor structure. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 29(3), 191-202.
<https://doi.org/10.1007/s10862-006-9038-5>
- Kanter, J. W., Busch, A. M., & Rusch, L. C. (2009). Behavioral activation: Distinctive features. Taylor y Francis.
- Lalinde, J. D. H., Castro, F. E., Rodríguez, J. E., Rangel, J. G. C., Sierra, C. A. T., Torrado, M. K. A., & Pirela, V. J. B. (2018). Sobre el uso adecuado del coeficiente de correlación de Pearson: Definición, propiedades y suposiciones. *Archivos venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 37(5), 587-595.
- Lange, K. W., Nakamura, Y., Lange, K. M., & Zhao, H. (2022). Tea and depression. *Food Science and Human Wellness*, 11(3), 476-482.
- Ley 1090: Código Deontológico y Bioético de Psicología. Congreso de la República de Colombia (2006).
http://www.secretariassenado.gov.co/senado/basedoc/ley_1090_2006.html
- Ley 1616: Ley de Salud Mental. Congreso de la República de Colombia (2013).
http://www.secretariassenado.gov.co/senado/basedoc/ley_1616_2013.html
- Li, M., Ding, C., Kanter, J. W., Zeng, Q., & Yang, D. (2014). Further evaluation of the psychometric properties of the Behavioral Activation for Depression Scale. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 14(1), 45-57.
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=56031292004>
- Liao, W., Luo, Z., Dong, X., Wu, X., Mei, Y., Cui, N., Kang, N., Lan, Y., Liu, X., Huo, W., Wang, F., & Wang, C. (2021). Associations between depressive symptoms, anxiety symptoms, their comorbidity and health-related quality of life: A large-scale cross-sectional study. *BMC Public Health*, 21(1), 1911.
<https://doi.org/10.1186/s12889-021-11969-1>
- Liu, Q., He, H., Yang, J., Feng, X., Zhao, F., & Lyu, J. (2020). Changes in the global burden of depression from 1990 to 2017: Findings from the Global Burden of Disease study. *Journal of Psychiatric Research*, 126, 134-140.
<https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2019.08.002>
- Lippke, S., Nigg, C. R., & Maddock, J. E. (2007). The theory of planned behavior within the stages of the transtheoretical model: Latent structural modeling of stage-specific prediction patterns in physical. <https://doi.org/10.1080/10705510701575586>
- Malik, K., Ibrahim, M., Bernstein, A., Venkatesh, R. K., Rai, T., Chorpita, B., & Patel, V. (2021). Behavioral Activation as an 'active ingredient' of interventions addressing depression and anxiety among young people: A systematic

- review and evidence synthesis. *BMC Psychology*, 9(1), 150.
<https://doi.org/10.1186/s40359-021-00655-x>
- Manos, R. C., Kanter, J. W., & Busch, A. M. (2010). A critical review of assessment strategies to measure the behavioral activation model of depression. *Clinical Psychology Review*, 30(5), 547–561.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.03.008>
- Manos, R. C., Kanter, J. W., & Luo, W. (2011). The Behavioral Activation for Depression Scale–Short Form: Development and validation. *Behavior Therapy*, 42(4), 726–739.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.04.004>
- Mazzucchelli, T., Kane, R., & Rees, C. (2009). Behavioral activation treatments for depression in adults: A meta-analysis and review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 16(4), 383–412.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.2009.01178.x>
- Meade, A. W., & Bauer, D. J. (2007) "Power and precision in confirmatory factor analytic tests of measurement invariance." *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 14(4) 611–635.
<https://doi.org/10.1080/10705510701575461>
- Mohammadi, A. A. F., & Amiri, M. (2010). Behavioral Activation for Depression Scale: Psychometric properties and confirmatory factor analysis for Persian version. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 1(60), 65–73.
- Nunnally, B., & Bernstein, I. R. (1994). *Psychometric Theory*. Oxford Univer.
- Organización Mundial de la Salud (2018). Depresión.
<https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/depression>
- Parikh, S. V., Quilty, L. C., Ravitz, P., Rosenbluth, M., Pavlova, B., Grigoriadis, S., Velyvis, V., Kennedy, S. H., Lam, R. W., MacQueen, G. M., Milev, R. V., Ravindran, A. V., & Uher, R. (2016). Canadian Network for Mood and Anxiety Treatments (CANMAT) 2016 Clinical guidelines for the management of adults with major depressive disorder: Section 2. Psychological Treatments. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 61(9), 524–539.
<https://doi.org/10.1177/0706743716659418>
- Raes, F., Hoes, D., Van Gucht, D., Kanter, J. W., & 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(3), 246–250.
<https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2010.02.001>
- Resett, S., Caino, P. G., & Zapata, J. (2022). Propiedades psicométricas del Dirty Dozen en adultos masculinos recluidos en establecimientos penitenciarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 2(63), 103–117.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP63.2.08>
- Resolución 8430: Normas Científicas, Técnicas y Administrativas para la Investigación en Salud. Ministerio de Salud República de Colombia (1993).
<https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/DE/DIJ/RESOLUCION-8430-DE-1993.PDF>
- Rial, A., Valera, J., Abalo, J., & Lévy, J. (2006) El análisis factorial confirmatorio. En Lévy, J. & Varela, J. (Eds.), *Modelización con Estructuras de Covarianza en Ciencias Sociales* (pp. 119–144) España: Gesbiblo.
- Rodas-Vera, N. M., Toro, R., & Flores-Kanter, P. E. (2021). Positive and Negative Suicide Ideation (PANSI) Inventory: Psychometric properties in Peruvian University students. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e a Avaliação Psicológica*, 27–39. <https://doi.org/10.21865/RIDEP60.3.03>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1–36.
- Sánchez-Angulo, J., Barraca, J., Mora, E. J., & Reyes-Ortega, M. (2018). Propiedades psicométricas de la Escala de Activación Conductual para la Depresión (BADs) en una muestra mexicana. *Clinica y Salud*, 29(3), 151–155. <https://dx.doi.org/10.5093/clysa2018a22>
- Team, R. C. (2017). R Core Team (2017). R: A language and environment for statistical computing. R Found. Stat. Comput. Vienna, Austria.
- Teismann, T., Ertle, A., Furka, N., Willutzki, U., & Hoyer, J. (2016). The German Version of the Behavioral Activation for Depression Scale (BADs): A psychometric and clinical

investigation. *Clinical Psychology y Psychotherapy*, 23(3), 217–225.

<https://doi.org/10.1002/cpp.1948>

Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.

World Health Organization. Notas descriptivas de la depresión. Available from: <https://www.who.int/es/news-room/factsheets/detail/depression>

Zineldin M. (2021). Neurological and Psychological Determinants of Depression, Anxiety, and Life Quality. *International journal of preventive medicine*, 12, 95. https://doi.org/10.4103/ijpvm.IJPVM_237_19

Zhou, S., Gao, L., Liu, F., Tian, W., Jin, Y., & Zheng, Z.-J. (2021). Socioeconomic status and depressive symptoms in older people with the mediation role of social support: A population-based longitudinal study. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 30(4), e1894.

<https://doi.org/10.1002/mpr.1894>

Zung, W. W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychology*, 12, 63–70.

<https://doi.org/10.1001/archpsyc.1965.01720310065008>

Anexo I

BADs-24

Por favor, lea con atención cada frase y rodee con un círculo el número que mejor refleje su situación durante **la semana pasada, incluyendo el día de hoy.**

0	1	2	3	4	5	6
Completamente en desacuerdo						Completamente de acuerdo

1	Permanecí en la cama por mucho tiempo, aunque sabía que tenía cosas pendientes	0	1	2	3	4	5	6
2	Tenía ciertas cosas que hacer y no las hice	0	1	2	3	4	5	6
3	Estoy contento por el tipo y la cantidad de cosas que hice	0	1	2	3	4	5	6
4	Me comprometí a hacer una serie de actividades amplia y variada.	0	1	2	3	4	5	6
5	Acerté en mis decisiones sobre el tipo de actividades y situaciones en las que participé	0	1	2	3	4	5	6
6	No paré, y aun así no cumplí con ninguna de las metas que me había puesto para cada día	0	1	2	3	4	5	6
7	Fui dinámico y cumplí las metas que me había fijado	0	1	2	3	4	5	6
8	La mayor parte de lo que hice fue para escapar o evitar lo que me fastidiaba	0	1	2	3	4	5	6
9	Hice cosas para evitar la tristeza y otras emociones dolorosas	0	1	2	3	4	5	6
10	Traté de no pensar en ciertas cosas	0	1	2	3	4	5	6
12	Llevé a cabo una tarea ardua, pero que valía la pena	0	1	2	3	4	5	6
13	Pasé mucho tiempo pensando una y otra vez en mis problemas	0	1	2	3	4	5	6
14	Gasté tiempo tratando de encontrar algún modo de resolver cierto problema, pero no llegué a poner en práctica ninguna de las posibles soluciones	0	1	2	3	4	5	6
15	Con frecuencia perdí tiempo pensando en mi pasado, en gente que me había herido, en errores que había cometido, o en lo malo de mi vida	0	1	2	3	4	5	6
16	No vi a ninguno de mis amigos	0	1	2	3	4	5	6
17	Estuve encerrado en mí mismo y callado, incluso con gente a la que conozco bien	0	1	2	3	4	5	6
18	No socialice, a pesar de las oportunidades que tuve para serlo.	0	1	2	3	4	5	6
19	Aleje a la gente con mi negatividad	0	1	2	3	4	5	6
20	Hice cosas para aislarme del resto de la gente	0	1	2	3	4	5	6
21	Le quite tiempo a las clases / al trabajo sencillamente porque estaba muy cansado o no me sentía con ganas de ir	0	1	2	3	4	5	6
22	Mi trabajo / deberes / obligaciones / responsabilidades se vieron afectados porque me faltó la energía que necesitaba	0	1	2	3	4	5	6
23	Organicé mis actividades diarias	0	1	2	3	4	5	6
24	Me ocupé sólo de actividades que me distrajeran lo suficiente como para no sentirme mal	0	1	2	3	4	5	6
25	Me empecé a sentir mal cuando otros me hablaron de sentimientos y experiencias negativas	0	1	2	3	4	5	6