



Suma Psicológica

ISSN: 0121-4381

ISSN: 2145-9797

Fundación Universitaria Konrad Lorenz

Saavedra Garay, Elda; Bianchi, Javier M.; Villalba Garzón, Javier Andrés
Escala de Percepción de Reforzamiento Medioambiental
(EROS): evidencias de validez en una muestra colombiana
Suma Psicológica, vol. 30, núm. 1, 2023, Enero-Junio, pp. 21-29
Fundación Universitaria Konrad Lorenz

DOI: <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2023.v30.n1.3>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=134276920003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

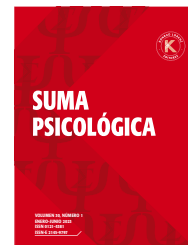


Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto



SUMA PSICOLÓGICA

<http://sumapsicologica.konradlorenz.edu.co>



Escala de Percepción de Reforzamiento Medioambiental (EROS): evidencias de validez en una muestra colombiana

Elda Saavedra Garay ^a, Javier M. Bianchi ^{a,*}, Javier Andrés Villalba Garzón ^b

^a Fundación Universitaria Konrad Lorenz, Bogotá, Colombia

^b Universidad Católica de Colombia, Bogotá, Colombia

Recibido el 17 de junio de 2022; aceptado el 27 de enero de 2023

PALABRAS CLAVE

Validez,
EROS,
recompensa medioambiental,
modelo de Rasch,
estructura interna,
invarianza factorial,
DIF

Resumen Introducción: El objetivo de esta investigación fue confirmar la estructura interna de la Environmental Reward Observation Scale (EROS) y recoger evidencias de su relación con otros constructos en una muestra colombiana de 902 adultos que consintieron participar voluntariamente. **Método:** Se realizaron análisis psicométricos con Teoría Clásica de los Test y el modelo de Rasch. Se recolectaron evidencias de validez de la estructura interna y de la relación de las puntuaciones con otras variables. **Resultados:** Se obtuvieron buenos índices en los coeficientes alfa y omega de McDonald, nueve de los 10 ítems tuvieron buenos ajustes en los índices *infit* y *outfit*, y el ítem ocho presentó DIF en el nivel educativo. Se confirmó la estructura unidimensional de la EROS y fue invariante respecto al sexo y nivel educativo. Los puntajes tuvieron correlaciones de magnitud alta con sintomatología emocional y variables afines a la Activación Conductual. **Conclusiones:** La EROS presentó altas calidades psicométricas para su uso en población colombiana; sin embargo, se recomienda su uso solo para evaluación de tamizaje, porque los niveles de información están centrados en un área reducida a lo largo de la métrica *logit*.

© 2023 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Environmental Reward Observation Scale (EROS): Evidence of Validity in a Colombian Sample

KEYWORDS

Validity,
EROS,
environmental reward,
Rasch model,
internal structure,
factorial invariance,
DIF

Abstract Introduction: The aim of this research was to confirm the internal structure of the Environmental Reward Observation Scale (EROS) and to collect evidence of its relationship with other constructs in a Colombian sample of 902 adults who voluntarily consented to participate. **Method:** Psychometric analyses were performed using Classical Test Theory and the Rasch model. Evidence of validity based on internal structure and relations of scores with other variables was collected. **Results:** Good indexes were obtained in McDonald's Alpha and Omega coefficients, 9 of the 10 items had good adjustments in the *Infit* and *Outfit* indexes, and item 8 presented DIF in the educational level. The unidimensional structure of the EROS was confirmed and was invariant with respect to sex and educational level. Scores had high magnitude correlations with emotional symptomatology and variables related to Behavioral Activation.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: javierm.bianchis@konradlorenz.edu.co

Conclusions: The EROS presented high psychometric qualities for its use in the Colombian population; however, its use is recommended only for screening assessment because the levels of information are centered in a reduced area along the Logit scaling.

©2023 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>)

La depresión es un problema de salud pública, debido a la carga de enfermedad que genera especialmente en las incapacidades en el contexto laboral (Ministerio de Salud, 2017). Asimismo, es un trastorno potencialmente mortal que afecta a cientos de millones de personas en todo el mundo (Brigitta, 2002). Este trastorno puede llevar al suicidio, que ha dejado cerca de 800 000 víctimas (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2018).

Ferster (1973) y Lewinsohn (1974) fueron pioneros en el estudio de los estados depresivos y las explicaciones comportamentales afines, donde el estado de ánimo y las actividades placenteras están relacionadas. Este enfoque implica que se puede lograr una mejora en el estado de ánimo depresivo al aumentar la tasa de reforzamiento positivo (Weitzel, 2022), como en la terapia de Activación Conductual (AC).

El reforzamiento medio ambiental es definido como la habilidad que tiene el individuo para evaluar la disponibilidad y acceso a reforzadores en su contexto inmediato (Armento & Hopko, 2007). Depende del número de eventos potencialmente reforzantes en el ambiente y la función que cumplen, así como de las habilidades que este tiene para acceder a ellos (Lewinsohn, 1974). De esta manera, cuando hay una escasa presencia de eventos potencialmente reforzadores o cuando estos eventos se perciben como aversivos o no se cuenta con las habilidades para obtenerlo, se produce el comportamiento depresivo (Bocanegra & Díaz, 2017).

De acuerdo con el Reforzamiento Positivo Contingente a la Respuesta (RCPR) la pérdida, reducción o bajo nivel de reforzamiento positivo a largo plazo conduce a cambios emocionales y de comportamiento en personas deprimidas (Wang & Feng, 2022). En el contexto de la investigación de la AC, se han desarrollado dos escalas que miden el RCPR, la *Environmental Reward Observation Scale* (EROS) (Armento & Hopko, 2007) y el Reward Probability Index (RPI, Carvalho et al., 2011). Estas dos medidas son útiles en escenarios clínicos y enriquecen la investigación desde perspectivas transdiagnósticas y Terapias Basadas en Procesos, de variables de cambio y mecanismo explicativos (e.g., Fernández-Rodríguez et al., 2023; Vanderkruik & Whisman, 2021).

La EROS consta de 10 ítems que evalúan el reforzamiento positivo como consecuencia de experiencias reforzadoras del entorno (Valderrama et al., 2016). Se han estudiado sus propiedades psicométricas en diversos idiomas como el inglés (Armento & Hopko, 2007), francés (Wagener & Blairy, 2015) y español (Barraca & Pérez, 2010; Fernández-Rodríguez et al., 2020; Valderrama et al., 2016; Vilca et al., 2020).

En los estudios de la EROS en España (Barraca & Pérez-Álvarez, 2010) y en Colombia (Valderrama et al. 2016), se reportan evidencias de validez de la estructura interna a través de Análisis Factorial Exploratorio (AFE), con uso de componentes principales y el método de Kaiser que sugieren una estructura unidimensional. Por su parte, Fernández-Rodríguez et al. (2020) en España, con una muestra de mujeres sobrevivientes de cáncer, y Vilca et al. (2020) en

estudiantes universitarios de Perú, reportan Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el método medias de mínimos cuadrados ponderados y estimación ajustada de varianza (WLSMV). Todos reportan consistencia interna entre buena ($\alpha = .85$) y excelente ($\alpha = .93$). El estudio peruano es el único que informa invarianza de acuerdo con el sexo, índice de consistencia interna omega de McDonald ($\omega = .93$), coeficiente H ($H = .94$) y confiabilidad test-retest (ICC = .70). Solo la versión española y colombiana incluyen población clínica y no clínica. En los estudios revisados, se aportan evidencias de validez en la relación con otras variables tales como depresión ($r > .33$), evitación experiencial ($r > .72$), supresores ambientales ($r > -.70$), probabilidad de recompensa ($r > .74$), activación ($r > .70$), entre otras.

En el estudio en población colombiana (Valderrama et al., 2016), se encontró una buena consistencia interna ($\alpha = .87$) e importantes evidencias de validez de la estructura interna unidimensional (un factor explica el 46.82 % de la varianza total), divergente ($rs = -.67$), así como especificidad (.72) y sensibilidad (.85) comparado con población clínica.

El presente estudio aporta nuevas evidencias de validez relacionada con la estructura interna a partir de AFC, comprobación de invarianza factorial y detección de Funcionamiento Diferencial de los Ítems (DIF). Sumado a esto, se recolectaron evidencias de relaciones con otras variables. La presente investigación se ajusta a un estudio instrumental (Argumedo et al., 2016).

Método

Participantes

La muestra estuvo conformada por 902 participantes mayores de edad ($M = 30.23$ años [$18;70$], $DE = 9.47$), mujeres: 763 (84.59 %); hombres: 139 (15.41 %). Residían en 26 departamentos de Colombia que se dividieron en cinco regiones (Bogotá: 388 (43.02 %); Centro: 324 (35.92 %); Norte: 74 (8.20 %); Occidente: 79 (8.76 %) y Oriente: 37 (4.10 %)). La participación fue voluntaria. En relación con el nivel educativo de los participantes, dos (0.22 %) reportaron básica primaria, 120 (13.30 %) bachillerato, 167 (18.51 %) técnico, 116 (12.86 %) tecnólogo, 380 (42.13 %) pregrado y 117 (12.97 %) posgrado. Dentro de los criterios de exclusión, se tuvieron en cuenta personas que reportaron algún trastorno o limitación tanto física como mental, para contestar el cuestionario y las pruebas, tales como problemas relacionados con enfermedad mental grave actual o trastornos generalizados del desarrollo.

Con relación a la salud mental, 196 personas (21.73%) reportaron presentar una enfermedad mental, con un dato perdido (.11 %). En relación con el consumo de sustancias psicoactivas, 65 participantes (7.21 %) afirmaron consumo actual. Por último, para diagnóstico de salud mental, 56

(6.21 %) personas reportaron diagnósticos de depresión, 38 (4.21 %) ansiedad, 9 (1 %) trastorno afectivo bipolar, y 90 participantes (9.98 %) refieren comorbilidad (especialmente ansiedad y depresión).

Instrumentos

Environmental Reward Observation Scale (EROS, Armento & Hopko, 2007) es un instrumento unidimensional que evalúa la percepción de recompensa medioambiental por medio de 10 ítems en escala Likert con cuatro opciones de respuesta (1 = *totalmente en desacuerdo*; 4 = *totalmente de acuerdo*). En su versión original, presenta una alta consistencia interna ($\alpha = .85$) y una excelente fiabilidad. Tiene evidencias de validez convergente, obtenidas mediante correlaciones moderadas entre la EROS y otras medidas de depresión (BDI-II = $-.69$; CESD = $-.65$; Zung = $-.54$) y ansiedad (STAI-S = $-.63$; STAI-T = $-.71$; BAI = $-.48$) (Armento & Hopko, 2007). En la validación colombiana (Valderrama et al., 2016), se obtuvo un alfa de Cronbach de .87 y un único factor mediante el AFE, lo que la hace una herramienta apropiada para evaluar la noción de reforzamiento medioambiental en población clínica y no clínica de Colombia.

Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21, Lovibond & Lovibond, 1995) está constituido por tres subescalas de depresión, ansiedad y estrés. Ha sido traducida y validada para población hispana (Ruiz et al., 2017). Se han encontrado altas correlaciones entre escalas y se ha demostrado que tiene una sólida consistencia interna. Las subescalas de depresión y estrés presentaron un alfa de .85 y .83 y la de ansiedad .73; el total presentó un alfa de .91. La validación en Colombia (Ruiz et al., 2017), reportó excelentes índices (α) de consistencia interna ($m2 = .92$, $m4 = .93$).

Reward Probability Index (RPI, Carvalho et al., 2011) evalúa el acceso a la recompensa ambiental como una aproximación de RCPR. Es una medida de autoinforme compuesta por 20 ítems con cuatro opciones de respuesta (1 = *muy en desacuerdo*; 4 = *muy de acuerdo*) para el periodo de tiempo de los “últimos meses”. Presentó fuerte consistencia interna ($\alpha = .90$), fuertes correlaciones con medidas de actividad, evitación, reforzamiento y depresión ($r = .65$ a $.81$). La fiabilidad test-retest de dos semanas fue fuerte ($r = .69$) (Carvalho et al., 2011). La validación en Colombia (Reyes-Buitrago et al., 2023) encontró evidencias de validez importantes en relación con el contenido de los ítems, confiabilidad adecuada (α entre .88 y .87) y buenos índices de bondad de ajuste para la estructura bidimensional (supresores ambientales y probabilidad de recompensa).

Behavioral Activation for Depression Scale Short Form (BADSF, Manos et al., 2011) evalúa cambios en la activación consistentes con la teoría de AC y el contacto con el reforzamiento. Contiene nueve ítems medidos en una escala Likert de 0 a 6 y se compone por dos factores: evitación y activación. Reportan una buena consistencia interna ($\alpha = .81$) (García et al., 2019). En su validación en población colombiana, mostró índices aceptables de consistencia interna con valores más altos en el factor de activación (α entre .82 y .77) que en evitación (α entre .71 y .70) con adecuados índices de bondad de ajuste para un modelo bifactorial (García et al., 2019).

Escala Autoaplicada de Depresión (Zung-SDS-, Zung, 1965) evalúa la gravedad del cuadro depresivo (Zung, 1965).

Con escala de respuesta tipo Likert de cuatro valores, consta de 20 ítems en sentido positivo o negativo. La Zung-SDS ha sido utilizada para identificar la presencia o no de depresión (Campo-Arias et al., 2006). Puntuaciones iguales o mayores a 40 se consideran como indicador de probable presencia de un episodio depresivo mayor clínicamente relevante (Campo-Arias et al., 2005). La validación colombiana arrojó un alfa de Cronbach de .83, valores α test-retest mayores a .80, buena sensibilidad y aceptable especificidad para detección de posibles casos de episodios depresivos mayores. Es utilizada como instrumento de tamizaje en población adulta general (Campo-Arias et al., 2006; Campo-Arias et al., 2005).

Procedimiento

El proceso de investigación se realizó en las siguientes fases:

Fase I - Recolección de datos. Consecución de la muestra mediante un formulario virtual publicado en redes sociales.

Fase II - Análisis de datos. Estimación de evidencias de validez de la escala EROS relacionadas con la estructura interna y su relación con otras variables.

Se siguieron los lineamientos éticos establecidos en la Resolución 8430 (Ministerio de Salud de Colombia, 1993), y las leyes 1090 (Congreso de la República de Colombia, 2006) y 1616 (Congreso de la República de Colombia, 2013). Se garantizó la confidencialidad de la información, la autonomía (consentimiento informado) y justicia (se brindaron rutas de atención para quienes así lo requirieran), y se veló por la beneficencia y no maleficencia.

Técnicas propuestas para el análisis de resultados

Se obtuvieron las medias (M), desviaciones estándar (DE) e índices de asimetría y curtosis de las puntuaciones de los instrumentos administrados y se evaluó la normalidad de las puntuaciones con la prueba Kolmogorov-Smirnov (KS) para determinar los estadísticos por usar. Valores de significancia $> .05$ indican normalidad de la distribución.

Los análisis psicométricos se realizan bajo la Teoría Clásica de los Test (TCT) y el modelo de Rasch de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). Con la TCT se estimó la consistencia interna de la escala por medio del índice alfa de Cronbach (α) y omega de McDonald (ω). Para el alfa, valores menores que .50 son inaceptables, entre .50 y .59 pobres, de .60 a .69 cuestionables, entre .70 y .79 aceptables, valores de .80 a .89 buenos, y mayores a .90 excelentes (George & Mallery, 2003). Para el omega, valores por debajo de .70 se consideran bajos, entre .70 y .90 aceptables, y por encima de .90 se podrían considerar redundantes (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Como complemento, se calculó la discriminación de los ítems a partir de las correlaciones ítem-total de la escala. Con el modelo de Rasch, se estimaron los parámetros b y θ , la bondad de ajuste del modelo, la Función de Información del Test (FIT) y el análisis de DIF con las variables sexo y nivel educativo. Para la bondad de ajuste del modelo de Rasch, se aplicaron los criterios propuestos por Hodge y Morgan (2017), quienes sugieren que valores en los índices *infit* y *oufit* entre 0.70 y 1.30 indican un ajuste del modelo. La detección del DIF se hizo con los

criterios establecidos por Linacre y Wright (2000), que sugieren que valores absolutos $t < 2.0$ y valores $p < .05$ indican DIF estadísticamente significativo.

Para las evidencias de validez de la estructura interna, se utilizó el AFC con el estimador *Diagonally Weighted Least Squares* (DWLS), en la evaluación de los índices de bondad de ajuste se tuvieron en cuenta índices χ^2/gl menores que cuatro, CFI mayores o iguales a .95, NFI, NNFI, GFI, $>.90$ y valores de RMSEA $< .05$ (Rial et al., 2006).

Se llevaron a cabo AFC multigrupo adicionales para probar la invarianza factorial configural, métrica, escalar y residual (Elosua, 2005) de este factor respecto al sexo y al nivel educativo. El análisis de invarianza fue progresivo y secuencial. Se inició con un modelo de invarianza configural y se continuó con imposición de restricciones hasta rechazar un modelo o lograr el modelo residual (Elosua, 2005). Para rechazar los modelos, se adoptaron los criterios sugeridos por Lippke et al. (2007): un p valor de $\Delta\chi^2 < .050$; un valor $\Delta\text{TLI} > .050$; y Chen (2007) un valor $\Delta\text{RMSEA} > .015$.

Se recolectaron evidencias de validez de la relación de la escala con otros constructos con el coeficiente de correlación rho de Spearman, debido a que las distribuciones de las puntuaciones no fueron normales. Valores menores a .10 son irrelevantes, entre .10 y .29 pequeños, entre .30 y .49 medio y mayores a .50 grandes (Gross-Hampson, 2019).

Para los análisis estadísticos y psicométricos con la TCT, se empleó el lenguaje de programación R (Team R, 2000) mediante la interfaz RStudio con la herramienta ULLRToolbox versión 4.0.2 para Windows (Hernández, 2017), y para los análisis con el modelo de Rasch se utilizó el programa Winsteps versión 3.73 (Linacre & Wright, 2000).

Resultados

Prueba de normalidad

Con el análisis del KS, se pudo establecer que las puntuaciones obtenidas con la muestra no se distribuyeron de manera normal (KS entre .03 y .131 con $p < .05$), por lo que se emplearon métodos estadísticos para variables sin distribución normal.

Descriptivos de la escala

En la tabla 1, se presentan las puntuaciones de las escalas y los índices de consistencia interna que dan cuenta de la confiabilidad de los instrumentos utilizados en esta muestra.

Tabla 1. Estadísticos y coeficientes de consistencia interna de los instrumentos utilizados

	M	Desviación Estándar	Asimetría	Curtosis	α	ω
EROS	26.074	4.846	0.101	-0.126	.804	.814
BADS-SF	26.652	7.622	-0.127	-0.119	.706	.707
Evitación	11.918	4.979	-0.342	-0.337		
Activación	14.734	6.679	0.217	-0.429		
RPI	54.055	9.796	0.071	0.003	.907	.908
P. Recompensa	31.506	5.648	-0.078	0.100		
S. Ambientales	22.550	5.441	-0.070	-0.118		
DASS-21	21.899	14.881	0.550	-0.576	.957	.958
Depresión	6.979	5.682	0.586	-0.718		
Ansiedad	6.241	5.151	0.745	-0.315		
Estrés	8.680	5.097	0.310	-0.674		
Zung-SDS	42.244	12.419	0.131	-0.377	.898	.904

Tabla 2. Estadísticos y Coeficientes de consistencia interna de la EROS

Ítem	ω si el ítem es eliminado	α si el ítem es eliminado	Correlación ítem-total	Media	DE
EROS 1	.798	.787	.492	3.090	.697
EROS 2	.834	.829	.125	2.609	.877
EROS 3	.788	.776	.578	2.477	.817
EROS 4	.794	.782	.528	2.761	.803
EROS 5	.800	.787	.485	2.152	.847
EROS 6	.797	.784	.511	2.579	.852
EROS 7	.808	.796	.399	1.888	.777
EROS 8	.791	.779	.549	2.789	.824
EROS 9	.764	.758	.707	2.756	.889
EROS 10	.799	.788	.487	2.975	.632
	ω	α		Media	DE
	.814	.804			
EROS	IC95 % [.796, .832]	IC95 % [.785, .822]		26.07	4.84

Análisis psicométricos TCT

La EROS presentó buenos coeficientes de consistencia interna α de Cronbach y omega Mc Donald ($\alpha = .80$, IC95 % [.785, .822], $\omega = .81$ IC95 % [.796, .832]). En la tabla 2, se presenta la discriminación de los ítems, la variación del α y ω cuando el ítem es eliminado.

La consistencia interna fue buena en el α y ω y cada uno de los ítems presentaron una buena discriminación. Solo el ítem dos tuvo una baja correlación ($r < .30$), lo que incrementa el α ($\alpha = .83$) por encima del límite superior del intervalo de confianza al 95 % si este es eliminado.

Análisis psicométricos con el modelo de Rasch

Se garantizó el cumplimiento del supuesto de unidimensionalidad que exige el modelo con la estructura de un solo factor reportada por Valderrama et al. (2016) y confirmada en este estudio. Al aplicar los criterios de Hodge y Morgan (2017), el modelo no ajustó en el ítem dos. Respecto a los parámetros b de los ítems, se distribuyeron en un rango de 2.88 *logits* ubicado entre -1.18 y 1.70 *logits*, mientras que en los parámetros θ de las personas, el rango fue de 9.25 *logits* ubicados entre -3.20 y 6.05. Al comparar los dos rangos, se identificó que 203 participantes (22.51 %) tuvieron parámetros θ por fuera de las medidas *logits* que abarca la EROS, 109 (12.08 %) por debajo y 94 (10.42 %) por encima. En la tabla 3, se describen los parámetros b , el error estándar de estimación de los parámetros y los índices de bondad de ajuste *infit* y *outfit*.

Tabla 3. Parámetros y bondad de ajuste

ítem	Contenido	Parámetro b	Error Estándar	Infit MNSQ	Outfit MNSQ
1.	Muchas actividades de mi vida son agradables	-1.18	0.05	0.84	0.89
2.	Últimamente, me he dado cuenta de que las cosas que hago me hacen infeliz	0.01	0.05	1.77*	1.89*
3.	En general, estoy satisfecho con la forma en la que empleo mi tiempo	0.32	0.05	0.82	0.82
4.	Me resulta fácil encontrar actividades que me permitan disfrutar mi vida	-0.35	0.05	0.91	0.92
5.	Otras personas parecen tener vidas más plenas	1.06	0.05	1.06	1.05
6.	Ya no me resultan gratificantes actividades que antes me agradaban	0.08	0.05	1.01	1.01
7.	Desearía encontrar más actividades que me divirtiesen	1.70	0.05	1.08	1.15
8.	Estoy satisfecho con mis logros	-0.42	0.05	0.93	0.92
9.	Mi vida es aburrida	-0.34	0.05	0.81	0.81
10.	Las actividades en las que hago parte normalmente salen bien	-0.88	0.05	0.69	0.70

* Valores inferiores a 0.70 o superiores a 1.30.

En la figura 1, se ilustra la FIT que permite identificar la ubicación en unidades *logits* donde la escala demuestra mayor precisión en la estimación de los parámetros b y, por ende, en la medición del rasgo latente (noción de reforzamiento medioambiental).

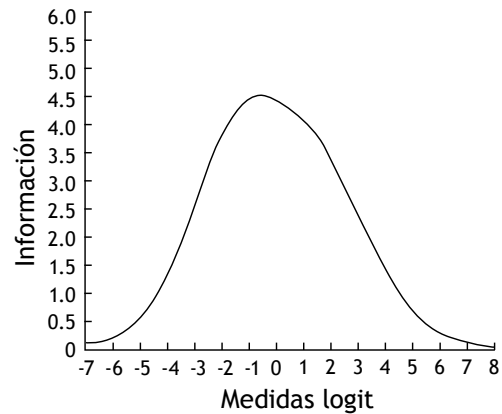


Figura 1. FIT de la EROS

La figura 1 muestra que la mayor información del test se ubica cerca de -1 *logits*, lo que significa que en ese nivel de la escala se logra la medida más precisa de la noción de reforzamiento medioambiental con un error estándar de 0.05 y una información de 4.50.

Respecto al DIF, no se detectó con la variable sexo (valores t entre -1.41 y 1.46 con probabilidades mayores a .05), pero con la variable nivel educativo el ítem ocho presentó DIF para los niveles de bachillerato ($t = 2.92$ con una probabilidad de .004), técnico ($t = 2.96$ con una probabilidad de .025) y posgrado ($t = -3.22$ con una probabilidad de .001).

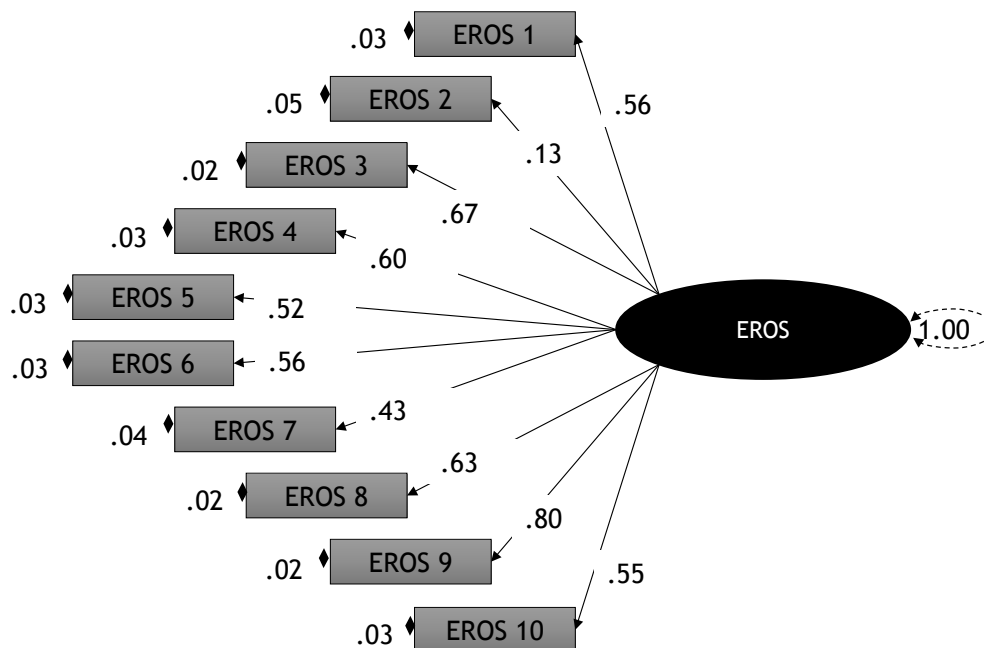


Figura 2. Solución estandarizada del modelo unidimensional

Análisis Factorial Confirmatorio

Los resultados muestran buenos índices de bondad con los siguientes valores: $\chi^2/gf = 3.69$, RMSEA = .037 (90%IC [.026, .048]), NNFI = .984, CFI = .988 y GFI = .991, los cuales indican un buen ajuste al modelo (Rial et al., 2006).

En la figura 2, se observa que existen correlaciones de magnitud media alta entre los ítems, en donde todas las puntuaciones están por encima de .30 excepto en el ítem dos.

La invarianza factorial de esta estructura en relación con las variables “sexo” y “nivel educativo” evidencia que este único factor no presenta diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres y tampoco entre

los niveles de educación de primaria, bachillerato, técnico, tecnológico, pregrado o posgrado (ver tabla 4). Esto significa que no se encontraron diferencias en la configuración básica del modelo y sus pesos factoriales (invarianza configural y métrica) como en sus valores interceptales y varianzas/covarianzas residuales (invarianza escalar y residual).

Al identificar que el ítem dos presentó baja discriminación y carga factorial, sumado a un desajuste del modelo de Rasch, se realizó un análisis de la invarianza factorial sin este ítem. La invarianza encontrada se mantuvo con los diferentes niveles educativos, pero con la variable sexo solo se garantizó la configural, debido a que a nivel métrico se obtuvo una diferencia de Chi cuadrados de 15.789 con un $p = .045$ y un $\Delta gf = 8$.

Tabla 4. Invarianza factorial con las variables “sexo” y “nivel educativo”

Variable	Invarianza	gf	χ^2	$\Delta \chi^2$	Δgf	p	$\Delta RMSEA$ escalado	ΔTLI escalado
Sexo	Configural	70	92.317					
	Métrica	79	152.924	15.3114	9	.08273	-.003	.006
	Escalar	88	157.144	7.6932	9	.56534	-.003	.007
	Residual	98	160.981	7.6199	10	.66591	-.005	.010
Nivel Educativo	Configural	175	146.04					
	Métrica	211	252.75	41.156	36	.2551	-.010	.027
	Escalar	247	285.53	40.710	36	.2708	-.001	.003
	Residual	287	327.83	44.124	40	.3015	-.003	.006

Relaciones con otras medidas

En la tabla 5, se puede observar que todas las correlaciones con las escalas BADS (subescalas evitación y activación), RPI (subescalas P. Recompensa y S. Ambientales), DASS-21 (subescalas depresión, ansiedad y estrés) y ZUNG-SDS resultaron significativas ($p < .001$). La EROS presentó una correlación positiva de magnitud grande con las escalas BADS-Activación ($\rho = .70$) y RPI ($\rho = .81$). Se obtuvo una correlación negativa de magnitud grande con la DASS-21 ($\rho = -.69$) y Zung-SDS ($\rho = -.74$), aunque se encontró una correlación de magnitud irrelevante con la subescala BADS-Evitación ($\rho = -.07$).

Tabla 5. Correlaciones rho de la escala EROS

Escala	ρ [95 %IC]	Escala	ρ [95 %IC]
BADS-SF		DASS-21	
Activación	.696*** [.661, .728]	Depresión	-.719*** [-.749, -.686]
Evitación	-.069* [-.134, -.004]	Ansiedad	-.562*** [-.605, -.516]
Total	.540*** [.492, .585]	Estrés	-.649*** [-.685, -.609]
		Total	-.694*** [-.726, -.658]
RPI		Zung-SDS	
P. Recompensa	.702*** [.667, .734]	Total	-.745*** [-.772, -.714]
S. Ambientales	-.707*** [.667, .734]		
Total	.803*** [.778, .825]		

Discusión

La presente investigación aportó evidencias de validez relacionadas con la estructura interna y con otras variables de la versión en español de la EROS. La consistencia interna mostró buen coeficiente alfa ($\alpha = .80$, IC95% [.785, .822]), similar a lo reportado por Armento y Hopko (2007) en la versión original ($\alpha = .85$) y el estudio en Colombia (Valderrama et al., 2016). Aunque en el presente estudio el índice de consistencia interna es levemente inferior, el tamaño de muestra fue mayor, lo que implica una mayor representatividad en el funcionamiento de la escala en población colombiana. Se estimó el índice omega de McDonald ($\omega = .81$) que es más robusto que el alfa de Cronbach (Ravinder & Saraswathi, 2020). La prueba tuvo una buena fiabilidad de acuerdo con los valores sugeridos por González y Pazmiño (2015) para el alfa en escalas unidimensionales. Con rela-

ción al ω , los valores fueron aceptables (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

El análisis de los ítems con la TCT mostró buenos índices de discriminación ($r > .399$), a excepción del ítem dos, lo que reafirma una alta consistencia interna producto de una intercorrelación de los ítems que componen la escala (Cervantes, 2005). En el análisis con la TRI, los resultados fueron similares con los de la TCT, ya que el modelo de Rasch desajustó en el ítem dos, lo que significa que el modelo no predice las respuestas obtenidas en este ítem (Hodge & Morgan, 2017).

La FIT evidenció una alta información en el área ubicada entre -1.18 y 1.70 *logits* y disminuyó progresivamente en las medidas que se alejaron de esta área. La distribución de la FIT tuvo una forma leptocúrtica que se asocia a pruebas de tamizaje, porque este tipo de medidas solo requieren altos niveles de información en áreas específicas en las que se suelen ubicar los puntos de corte; mientras que las pruebas diagnósticas o de selección requieren distribuciones FIT con formas mesocúrticas que garanticen niveles altos de información en rangos o áreas más amplias (Azizah et al., 2022).

Las evidencias de validez de la estructura interna confirmaron la unidimensionalidad de la EROS con índices de bondad de ajuste excelentes (Rial et al., 2006), lo que permite inferir que la puntuación global da cuenta de la percepción de reforzamiento medioambiental y que sirve como una medida general del RCPR.

Se revisó si la escala tenía algún tipo de DIF y variación en la estructura factorial (invarianza). No se encontraron ítems con DIF respecto al sexo; sin embargo, en el nivel educativo el ítem ocho: “Estoy satisfecho con mis logros”, presentó DIF con menores probabilidades de contestar las categorías altas en los niveles de bachillerato, técnico y posgrado. No se encontró evidencia en cómo la probabilidad de recompensa presente diferencias en distintos niveles educativos, por lo que se sugiere, para futuras investigaciones, evaluar el comportamiento de este ítem en función de esta variable. En la invarianza factorial, se cumplieron los criterios de Lippke et al. (2007), lo que sugiere que no existen diferencias en la estructura factorial de la EROS respecto al sexo y al nivel educativo.

Las evidencias de validez en la relación de los puntajes de la EROS con otros constructos mostraron correlaciones significativas de magnitud grande ($\rho > .50$). Estas correlaciones evidencian una relación directa entre la percepción de reforzamiento medioambiental (EROS) con la AC (BADS-SF y la dimensión activación) y el RCPR (RPI y su dimensión probabilidad de recompensa) en coherencia con los planteamientos de Reyes-Buitrago et al. (2023).

La percepción de reforzamiento medioambiental presentó relaciones significativas de magnitud grande e inversas con la depresión (Zung SDS), la sintomatología emocional (DASS-21 y sus dimensiones) y los supresores medioambientales, lo cual confirma lo referido por Manos et al. (2011). En complemento, Valderrama et al. (2016) encontraron una correlación similar entre las puntuaciones de la EROS y la Zung SDS ($r_p = -.67$).

El factor evitación de la BADS-SF ($\rho = -.067$) fue la única variable que obtuvo una correlación irrelevante, que puede explicarse por la baja calidad psicométrica de la subescala (García et al., 2019). Estos resultados no son coherentes con lo esperado teóricamente, ya que a mayor evitación menor

percepción de reforzamiento medioambiental, como puede verse en la adaptación española (Barraca & Pérez-Álvarez, 2010), en donde se evidenció una correlación significativa, inversa y media ($r_p = -.43$) con los puntajes de la subescala evitación/rumia de la BADS versión larga.

El ítem dos fue el único que presentó una baja discriminación (ítem-total), el modelo de Rasch no ajustó (*infit* y *outfit*) y presentó una baja carga factorial, lo que sugiere la eliminación de este ítem de la escala, para que las propiedades psicométricas mejoren. Sin embargo, su eliminación afecta la invarianza factorial (métrica) con la variable sexo y altera el modelo unidimensional de la escala entre hombres y mujeres. Al excluir este ítem, se afecta la validez relacionada con la estructura interna de la escala, por lo cual se sugiere mantenerlo, ya que se requiere que la escala no mida de manera diferencial a hombres y mujeres. Adicionalmente, el parámetro *b* en el modelo de Rasch fue de 0.01 y lo ubica cerca del punto más alto de la función de información de la EROS, donde no hay afectación de la medida global si se mantiene el ítem.

En conclusión, el estudio permitió establecer que la escala cuenta con buena confiabilidad y evidencias de validez (estructura interna y relación con sintomatología emocional y medidas afines a la AC) que garantizan la estructura planteada para la medición de la percepción de reforzamiento medioambiental sin tener medidas diferenciales entre hombres, mujeres y nivel educativo.

A pesar de la variabilidad en términos de las características de la muestra, puede haber un posible sesgo en términos de la representatividad de la población colombiana, ya que gran parte de los participantes residían en la Zona Centro, y Colombia suele estar conformada por multiregionalismos donde se han encontrado diferencias culturales y étnicas importantes que afectan los procedimientos de construcción y validación de instrumentos (Zapata-Orozco et al., 2020). Para futuras investigaciones, se recomienda realizar estudios test re-test, analizar la invarianza factorial y DIF entre los grupos conformados por regiones colombianas e hispano hablantes, con el fin de, posteriormente, explorar la equivalencia lingüística del contenido de los ítems. Además, la fase de la recolección de los datos se realizó en medio del confinamiento preventivo por COVID-19 y se considera importante volver a realizar este tipo de mediciones en etapas posteriores a la pandemia, para identificar si hay diferencias con los resultados obtenidos. Por último, se recomienda realizar análisis con muestras más proporcionales en las variables con las que se estudió la invarianza factorial.

Referencias

- Argumedo, D., Nóbrega, M., Barrig, P., & Otiniano, F. (2016). *Proceso de creación de los criterios homologados de investigación en psicología (CHIP) Investigaciones instrumentales*. CHIP Instrumental - Comisión de investigación. Departamento de Psicología PUCP.
- Armento, M., & Hopko, D. (2007). The Environmental Reward Observation Scale (EROS) Development, validity, and reliability. *Behavior Therapy*, 38, 107-119.
- Azizah, N., Suseno, M., & Hayat, B. (2022). Item analysis of the Rasch model items in the final semester exam indonesian language lesson. *World*, 12(1). <https://doi.org/10.5430/wjel.v12n1p15>
- Barraca, J., & Pérez-Álvarez, M. (2010). Adaptación española del Environmental Reward Observation Scale (EROS). *Ansiedad y Estrés*, 16(1), 95-107.
- Bocanegra, S., & Díaz, M. (2017). *La depresión en la adolescencia: conceptualización, teorías explicativas y tratamientos*. Universidad Nacional Abierta y a Distancia.
- Brigitta, B. (2002). Pathophysiology of depression and mechanisms of treatment. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 4(1), 7-20. <https://doi.org/10.31887/DCNS.2002.4.1/bbondy>
- Campo-Arias, A., Díaz, C., & Cogollo, Z. (2006). Factores asociados a síntomas depresivos con importancia clínica en estudiantes de Cartagena, Colombia: un análisis diferencial por sexo. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 35(2), 167-183.
- Campo-Arias, A., Díaz-Martínez, L., Rueda-Jaimes, G., & Barros-Bermúdez, J. (2005). Validación de la escala de Zung para depresión en universitarias de Bucaramanga, Colombia. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(1), 54-62.
- Carvalho, J., Gawrysiak, M., Hellmuth, J., McNulty, J., Magidson, J., Lejuez, C., & Hopko, D. (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>
- Cervantes, V. (2005). Interpretaciones del coeficiente alpha de Cronbach. *Avances en Medición*, 3(1), 9-28.
- 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. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Congreso de la República de Colombia (2006). *Ley 1090. Código Deontológico y Bioético de Psicología*. http://www.secretariasenado.gov.co/senado/basedoc/ley_1090_2006.html
- Congreso de la República de Colombia (2013). *Ley 1616. Ley de Salud Mental*. http://www.secretariasenado.gov.co/senado/basedoc/ley_1616_2013.html
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de auto-concepto. *Psicothema*, 17(2), 356-362.
- Fernández-Rodríguez, C., Coto-Lesmes, R., Martínez-Loredo, V., González-Fernández, S., & Cuesta, M. (2023). 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*, 47(1), 3-45. <https://doi.org/10.1177/01454455221083309>
- Fernández-Rodríguez, C., González-Fernández, S., & Pedrosa, I. (2020). Validación psicométrica de la Environmental Reward Observation Scale (EROS) en supervivientes de cáncer de mama. *Anales de Psicología*, 36(1), 74-83. <https://doi.org/10.6018/analesps.336311>
- Ferster, C. B. (1973). A functional analysis of depression. *American Psychologist*, 28(10), 857-870. <https://doi.org/10.1037/h0035605>
- García, D., Bianchi-Salguero, J., & Montoya, C. (2019). *Propiedades psicométricas de la Escala BADS Short-Form (BADS-SF) en población colombiana*. [Tesis de maestría]. Fundación Universitaria Konrad Lorenz. <https://repositorio.konradlorenz.edu.co/handle/001/2187>
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. 11.0 update (4th ed.). Allyn & Bacon.
- González, J., & Pazmiño, M. (2015). Cálculo e interpretación del alfa de Cronbach para el caso de validación de la consistencia interna de un cuestionario, con dos posibles escalas tipo Likert. *Revista Publicando*, 2(1), 62-67. <https://revistapublicando.org/revista/index.php/crv/article/view/22>

- Gross-Hampson, M. A. (2019). *Análisis estadístico con JASP: una guía para estudiantes*. Fundació per a la Universitat Oberta de Catalunya.
- Hernández, J. (2017). ULLRToolbox for R (Version 1.0). [Software].
- Hodge, K. J., & Morgan, G. B. (2017). Stability of INFIT and OUTFIT Compared to Simulated Estimates in Applied Setting. *Journal of Applied Measurement*, 18(4), 383-392.
- Lewinsohn, P. (1974). A behavioral approach to Depression. En Coyne, J. (Ed.), *Essentials papers on depression* (pp. 150-180). New York University.
- Linacre, J. M., & Wright, B. D. (2000). *Winsteps*. <https://www.winsteps.com/index.htm>
- 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 activity. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(4), 649-670. <https://doi.org/10.1080/10705510701575586>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335-343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- Manos, R., Kanter, J., & 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>
- Ministerio de Salud República de Colombia (1993). *Resolución 8430. Normas Científicas, Técnicas y Administrativas para la Investigación en Salud*. <https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/DE/DIJ/RESOLUCION-8430-DE-1993.PDF>
- Ministerio de Salud. (2017). *Boletín de salud mental depresión Subdirección de Enfermedades no Transmisibles*. <https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/VS/PP/ENT/boletin-depresion-marzo-2017.pdf>
- Organización Mundial de la Salud. (2018). *Depresión*. <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/depression>
- Ravinder, E. B., & Saraswathi, D. A. (2020). Literature Review of Cronbach alpha coefficient (A) and McDonald's omega coefficient (Q). *European Journal of Molecular & Clinical Medicine*, 7(6), 2943-2949. https://www.ejmcm.com/article_5612.html
- Reyes-Buitrago, P. L., Bianchi, J. M., Suárez-Falcón, J. C., & Ruiz, F. J. (2023). Psychometric properties of the Reward Probability. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 55, 1-9. <https://doi.org/10.14349/rlp.2023.v55.1>
- Rial, A., Valera, J., Abalo, J., & Lévy, J. (2006) El análisis factorial confirmatorio. En J. Lévy & J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianza en ciencias sociales* (pp. 119-144). Gesbiblo.
- Ruiz, F. J., García-Martín, M. B., Suárez-Falcón, J. C., & Odriozola-González, P. (2017). The hierarchical factor structure of the Spanish version of Depression Anxiety and Stress Scale - 21. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 17, 97-105.
- Team, R. C. (2000). *R language definition*. R foundation for statistical computing.
- Valderrama, M., Bianchi, J., & Villalba, J. (2016). Validación de la Environmental Reward Observation Scale (EROS) en población colombiana. *Universitas Psychologica*, 15(4), 1-13. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-4.vero>
- Vanderkruik, R., & Whisman, M. A. (2021). A cross-cultural examination of pleasant events and depressive symptoms. *Journal of Clinical Psychology*, 77(6), 1384-1393. <https://doi.org/10.1002/jclp.23111>
- Ventura-León, J., & 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.
- Vilca, L. W., Echebaudes-Illizarbe, R. I., Aquino-Hidalgo, J. M., Ventura-León, J., Martínez-Munive, R., & White, M. (2022). Psychometric properties of the Environmental Reward Observation Scale: Study on its internal structure, factor invariance, and method effect associated with its negative items. *Psychological Reports*, 125(1), 649-675. <https://doi.org/10.1177/0033294120981930>
- Wagner, A., & Blairy, S. (2015). Validation and psychometric properties of the French versions of the Environmental Reward Observation Scale and of the Reward Probability Index. *Psychologica Belgica*, 55(2), 71-86. <https://doi.org/10.5334/pb.bg>
- Wang, X., & Feng, Z. (2022) A Narrative review of empirical literature of behavioral activation treatment for depression. *Frontiers in Psychiatry*, 13, 845138. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2022.845138>
- Weitzel, E. C., Pabst, A., Lupp, M., Kersting, A., König, H. H., Löbner, M., & Riedel-Heller, S. G. (2022). Are self-managed online interventions for depression effective in improving behavioral activation? A secondary analysis of a cluster-randomized controlled trial. *Journal of Affective Disorders*. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.04.090>
- Zapata-Orozco, S., Zapata-González, J., Gantiva, C., Suárez-Pico, P., & Barrera-Valencia, M. (2020). Construcción y validación del repositorio de expresiones faciales emocionales colombianas. *Suma Psicológica*, 27(2), 142-149. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2020.v27.n2.8>
- Zung, W. W. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychology*, 12, 63-70. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1965.01720310065008>