

Validación de la Escala Breve de Optimismo Interactivo-G en México antes de la covid-19

Validation of the Brief Interactive Optimism Scale-G in Mexico before covid-19
Validação da Escala Breve de Otimismo Interativo-G no México antes do covid-19

Cirilo H. Garcia-Cadena

Oscar M. Lara Pinales

Universidad Autónoma de Nuevo León

Luis A. Padilla López

Universidad Autónoma de Baja California

Juan Martell Muñoz

Universidad Autónoma de Zacatecas

Alina D. Alonso Morales

Luis A. Hernández Tirado

Héctor López Huesca

Universidad Autónoma de Nuevo León

Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.10504>

Resumen

Los objetivos primarios del presente estudio fueron determinar la validez de constructo, convergente y discriminante de la Escala Breve de Optimismo Interactivo-G (EBOI-G), en participantes de seis estados de México

y calcular su consistencia interna. Participaron 3 289 mexicanos, 2 028 hombres y 1 243 mujeres (18 casos no contestaron cuál era su género). Su edad promedio = 30.43 años, $DE = 10.52$. Se usó el análisis factorial confirmatorio y análisis de regresión múltiple, y se en-

Cirilo H. Garcia-Cadena ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-6066-7745>

Oscar M. Lara Pinales ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-4686-5547>

Luis A. Padilla López ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-7209-2272>

Juan Martell Muñoz ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-5639-0392>

Alina D. Alonso Morales ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-8104-7457>

Luis A. Hernández Tirado ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-2693-4579>

Héctor López Huesca ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-0496-6158>

Dirigir correspondencia a Cirilo H. Garcia-Cadena. Dirección: Dr. Carlos Canseco 110, Mitras-Centro, Monterrey, Nuevo León, México. C.P.64460. Teléfono: 81 83 24718023. Correo electrónico: ciriloenator@gmail.com. Los autores declaran no tener conflicto de interés.

Para citar este artículo: Garcia-Cadena, C.H., Lara Pinales, O.M., Padilla López, L.A., Martell Muñoz, J., Alonso Morales, A.D., Hernández Tirado, L.A., & López Huesca, H. (2021). Validación de la Escala Breve de Optimismo Interactivo-G en México antes del COVID-19. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 39(1), 1-14. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.10504>

contraron buenos indicadores promedio de bondad de ajuste (e. g., $CFI = .99$; $RMSEA = .07$). Se evaluó la validez convergente, $r(3289) = .52$ ($p < .01$; $d =$ mediano), con la Escala de Satisfacción con la Vida. Se estimó la validez discriminante, $r(3289) = -.19$, con la Escala Breve de Disposición a la Ira ($p < .01$; $d =$ casi pequeño). El alfa = $.70$ (3289); $p < .01$; el omega = $.76$. Se concluye que hay evidencia parcial nacional que apoya el uso de la EBOI-G, debido a la carencia de una medida de este tipo en México, útil cuando menos para propósitos de investigación.

Palabras clave: escala de optimismo; validez; confiabilidad; mexicanos.

Abstract

The primary objectives of this study were determining the construct, convergent, and discriminant validity of the Brief Interactive Optimism Scale-G (BIOS-G) in participants from six states of Mexico and estimating its internal consistency. In this study 3289 Mexicans participated (2028 men and 1243 women). The average age was = 30.43 years and $SD = 10.52$. Confirmatory factor analysis (CFA) and multiple regression analysis (MRA) were applied. There were appropriate fit indexes (e. g., $CFI = .99$; $RMSEA = .07$). Convergent validity showed an $r(3289) = .52$ ($p < .01$; $d =$ medium), with the Satisfaction with Life Scale (SWLS) and the estimation of discriminant validity was $r(3289) = -.19$ with the Brief Scale for Assessing Anger Proneness (APS-G) ($p < .01$; $d =$ almost small), Alpha = $.70$ (3289); $p < .01$; omega = $.76$. The conclusion is that there is partial national evidence supporting the use of BIOS-G, because Mexico lacks a measure of this kind, being useful, at least, for research purposes.

Keywords: Optimism scale; validity; reliability; Mexicans.

Resumo

Os objetivos primários do estudo foram determinar a validade convergente e discriminante do construto da Escala Breve de Otimismo Interativo-G (EBOI-G), em participantes de seis estados do México e calcular sua consistência interna. Participaram 3289 mexicanos, sendo 2028 homens e 1243 mulheres. A média de idade

foi = 30.43 anos, $DP = 10.52$. Foram utilizadas análises fatoriais confirmatórias e análises de regressão múltipla. Bons indicadores médios de qualidade de ajuste foram encontrados (por exemplo, $CFI = .99$; $RMSEA = .07$). A validade convergente foi avaliada, $r(3289) = .52$ ($p < .01$; $d =$ mediana), com a Escala de satisfação com a vida. A validade discriminante, $r(3289) = -.19$ foi estimada com a Escala Breve de Disposição à Raiva ($p < .01$; $d =$ quase pequeno). O alfa = $0,70$ (3289); $p < .01$; o ômega = $0,76$. Conclui-se que há evidências nacionais parciais que apoiam o uso da EBOI-G, devido à falta de uma medida desse tipo no México, sendo útil pelo menos para fins de pesquisa.

Palavras-chave: escala de otimismo; validade; confiabilidade; mexicanos.

Desde el nacimiento formal de la psicología positiva (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000), se ha abierto un área muy amplia para el estudio de las virtudes y fortalezas psicológicas de las personas normales, las cuales contribuyen en alguna medida a determinar su salud mental. Precisamente, podría decirse que, como un aporte a la investigación más comprehensiva y sólida de la salud mental, es que surge el modelo dual de la salud mental (Keyes et al., 2010; Lyons et al., 2012), el cual incluye al enfoque psicopatológico —derivado de la fusión entre el biomédico y el psicológico— y el puramente psicológico. Es decir, para evaluar la salud mental hay que tener en cuenta aspectos psicopatológicos —el estrés, la depresión y la ira—, pero al mismo tiempo, los psicológicos “normales”, tales como el optimismo y la gratitud.

Independientemente de los abordajes teóricos sobre el optimismo (García-Cadena et al., 2021), se han encontrado relaciones positivas y efectos favorables del optimismo sobre muchos aspectos de la vida de las personas (para una revisión relativamente reciente, véase a Carver & Scheier, 2014). Específicamente, también se han hallado relaciones entre el optimismo y la salud mental. Por ejemplo, el optimismo reduce los niveles de de-

presión y ansiedad (Lam et al., 2016; Zenger et al., 2010), disminuye la ideación suicida (Huffmann et al., 2016), aminora los efectos de la soledad sobre el riesgo suicida (Chang et al., 2017), favorece la adopción de mejores estrategias de afrontamiento ante eventos estresantes y mejores hábitos de vida saludable (Black & Reynolds, 2013; Conversano et al., 2010). Asimismo, se ha encontrado que el optimismo correlaciona negativamente con la expresión de la ira (Puskar et al., 1999; Puskar et al., 2008), conceptualizada actualmente como un indicador negativo de salud mental (Nadimpalli et al., 2016).

Sin embargo, conviene exponer unas breves reflexiones de algunos enfoques conceptuales actuales sobre el optimismo.

Algunas consideraciones teóricas sobre el optimismo

En la investigación actual sobre el optimismo, predomina la perspectiva de que es un rasgo de personalidad generado por la expectativa generalizada de que le irá bien a la persona en el futuro. En las palabras de Carver y Scheier (2002, p. 232), el optimismo implicaría “[...] un sentido generalizado de confianza”. Este enfoque conceptual sobre el optimismo ha dado lugar a la Prueba de Orientación hacia la Vida-Revisada (Scheier et al., 1994), considerada la regla de oro internacional para medir el optimismo. Por otra parte, existe el enfoque conceptual sobre el optimismo, estimado como un estilo interactivo de personalidad (García-Cadena et al., 2016; García-Cadena et al., 2021; Ribes, 2009), producto de la intrincada, múltiple y favorable interacción del individuo consigo mismo, los demás y el mundo en general. Puede decirse que el optimismo implica adaptarse satisfactoriamente ante las demandas de todo tipo que se enfrentan cotidiana y constantemente en nuestra relación con el mundo, ya sean fáciles o difíciles. En este proceso, la persona optimista

considera buenos a los demás, conceptualiza a la vida como hermosa y buena, negando lo contrario (que sea fea). Es precisamente este segundo abordaje conceptual acerca del optimismo, el que dio origen a la escala analizada en este estudio.

En el campo de la evaluación y el diagnóstico de los atributos positivos de la personalidad, tal como el optimismo, se requiere desarrollar instrumentos válidos y confiables, tanto para la investigación de modelos teóricos, como para evaluar los efectos de las intervenciones clínicas o sociales (John & Soto, 2009; Ryff & Singer, 2007). En castellano hay pocos instrumentos para medir el optimismo. Por ejemplo, está el Cuestionario de Optimismo (COP) (Pedrosa et al., 2015), el cual consta de nueve ítems, estructurado en un esquema tipo Likert, con un recorrido de cinco puntos (1= totalmente en desacuerdo y 5= totalmente de acuerdo). Participó una muestra de 2 693 jóvenes españoles (M de edad = 16.52, DE = 1.38). Se usaron tanto análisis factorial exploratorio como confirmatorio, así como teoría de la respuesta al ítem. Resultó una estructura factorial mono dimensional, con una alfa ordinal de .84. También está la prueba colombiana de optimismo disposicional, elaborada por Londoño et al. (2013), compuesta por 21 ítems, con tres alternativas de respuesta: optimista, sesgo optimista y pesimista. La muestra fue de 200 adultos, obteniendo un alfa de .75. Sin embargo, en otros dos estudios (Gómez-Acosta & Londoño Pérez, 2013; Velasco Salamanca et al., 2014), sus alfas fueron bajas (e. g., .53).

De igual manera, se encuentra en español la Escala Breve de Optimismo Interactivo-G (EBOI-G), desarrollada en México por García-Cadena et al. (2021). Consta de cuatro ítems en formato tipo Likert, con un espectro de respuesta de 4= sí, 3= parece que sí, 2= parece que no y 1= no. Tiene buena consistencia interna: (ω = .87, α = .86 y α ordinal = .91). Se validó mediante análisis factorial confirmatorio en una muestra incidental de 502 adultos, 263 mujeres y 239 hombres (Media de edad = 34.67, DE = 12.27).

Se encontró que la EBOI-G tiene buenas propiedades psicométricas, tanto en latinos que viven en Estados Unidos de América (García-Cadena et al., 2020a), como en universitarios anglosajones (García-Cadena et al., 2020b). Por ejemplo, el alfa y la omega con latinos fue excelente (.93 y .93, respectivamente), mientras que con los estudiantes norteamericanos de trabajo social fueron muy buenas (.76 y .80). Sin embargo, esta prueba mexicana para medir optimismo fue validada solamente con residentes del área metropolitana de la ciudad de Monterrey, con población abierta del estado de Nuevo León, México y, difícilmente podría decirse que sería útil también para mexicanos de otros estados de la república (32), sin datos que la avalaran. Aquí se adopta la postura de que las escalas de medición psicológicas no son instrumentos necesariamente universales, para una naturaleza humana descontextualizada, sino herramientas falibles con sus diferentes grados de precisión y error, dependiendo de cada muestra psicosociocultural evaluada (Shepperd et al., 2016; Streiner et al., 2014; Thompson, 2004). En este sentido, los objetivos primarios y secundarios del estudio fueron:

Objetivos primarios

1. Determinar la validez de constructo, convergente y discriminante de la EBOI-G, en participantes de seis estados de México.
2. Evaluar la consistencia interna de la EBOI-G en participantes de seis estados de México: Nuevo León, Baja California, Zacatecas, San Luis Potosí, Oaxaca y Veracruz.

Objetivo secundario

1. Determinar el peso de variables personales y contextuales, tales como la edad y el nivel socioeconómico percibido, sobre el grado de optimismo medido por la EBOI-G (Van de Vijver, 2009).

Asimismo, las hipótesis del estudio fueron:

1. La EBOI-G mostrará buena validez de constructo en los seis estados mexicanos.
2. La EBOI-G presentará buenos indicadores de validez convergente y validez discriminante en los seis estados mexicanos.
3. La EBOI-G exhibirá niveles aceptables de confiabilidad alfa y omega en los seis estados mexicanos.
4. El tamaño del efecto (*d*) de la varianza predicha ajustada, correspondiente a las variables de tipo personal y contextual (edad y nivel socioeconómico percibido) sobre el grado de optimismo medido por la EBOI-G será trivial (Cohen, 1992), en los seis estados mexicanos.

Método

Participantes

El primer criterio usado para evaluar la EBOI-G en una muestra heterogénea de mexicanos que viven en diferentes condiciones socioeconómicas, fue incluir submuestras de los estados de Nuevo León, Baja California, Zacatecas, San Luis Potosí, Oaxaca y Veracruz, los cuales representaban las cuatro categorías de la pobreza en México, de acuerdo con el Consejo Nacional para la Evaluación de la Pobreza (Coneval). De la misma manera, se hizo esta selección debido al elevado número de personas que viven bajo la pobreza multidimensional en México, llegando a ser casi la mitad de la población (46.20%), mientras que uno de cada diez mexicanos vive en la pobreza extrema (Coneval-INEGI, 2014). En este sentido, de acuerdo con Coneval, tanto la submuestra de Baja California como la de Nuevo León, están clasificadas (junto con ocho estados más) en un nivel de pobreza cuyo porcentaje de población se ubica entre 20 y 35%, San Luis Potosí (junto a 11 estados más) con un porcentaje de 35 a 50%, Zacatecas y Veracruz (con cinco estados más)

tiene un porcentaje de 50 a 65 % y, Oaxaca (con dos estados más) con un porcentaje de 65 a 80 %.

El segundo criterio para seleccionar las submuestras consistió en que representaran a distintas regiones geográficas del país. Baja California se encuentra en la región noroeste, Zacatecas en la región central norte, San Luis Potosí está en la región central, Veracruz y Oaxaca se ubican en las regiones sureste y sur, respectivamente. Finalmente, Nuevo León se encuentra en la región noreste.

Por tanto, en la muestra total de orden incidental, participaron 3 289 mexicanos, agrupados en seis submuestras no probabilísticas: Nuevo León (1 529), Baja California (400), Zacatecas (395), San Luis Potosí (350), Oaxaca (316) y Veracruz (299). Fueron 2 028 hombres y 1 243 mujeres, 18 casos no contestaron cuál era su género. Su edad promedio fue de = 30.43 años, $DE = 10.52$. El 30.03 % eran casados y el 69.97 % solteros.

La submuestra de Nuevo León fue de estudiantes nuevos de ingreso a la Facultad de Ingeniería Mecánica y Eléctrica (FIME), de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL).

En el caso de Baja California, se buscó la colaboración de 400 personas mayores de 18 años (219 hombres, 181 mujeres), en la población abierta de la zona Urbana de Mexicali, para crear dos grupos generales: 100 personas matriculadas en un programa educativo de licenciatura (61 hombres, 39 mujeres) y 300 personas no matriculadas (158 hombres, 142 mujeres), al momento de la encuesta. Con respecto a Zacatecas, 200 participantes eran urbanos y 195 rurales. En el caso de Veracruz, 55 participantes se encuentran estudiando en la universidad. La submuestra de San Luis Potosí estuvo formada por 350 participantes voluntarios de población abierta. Por último, participaron 316 voluntarios, estudiantes y población abierta, en la submuestra de Oaxaca.

Instrumentos

Cuestionario de variables sociodemográficas. Los participantes proporcionaron su edad y se

autoclasificaron en una escala de nueve puntos sobre el nivel socioeconómico percibido, donde: 1= representó al nivel bajo-bajo, 2= bajo-medio, 3= bajo-alto, 4= medio-bajo, 5= medio-medio, 6= medio-alto, 7= alto-bajo, 8= alto-medio y 9= alto-alto.

Escala de Satisfacción con la Vida (ESCV) (Diener et al., 1985). Ya que tanto el optimismo como la satisfacción con la vida son emociones positivas, teóricamente se espera que las calificaciones de cualesquiera medidas sobre ellas correlacionen positivamente, en congruencia con los resultados de estudios previos (Daukantaitė & Zukauskienė, 2012; Homaei et al., 2016; Kapikiran et al., 2012). Se usó la adaptación al español con una muestra de adultos, realizada por Vázquez et al. (2013). La ESCV tiene un formato Likert, cinco ítems y un recorrido de respuesta de siete puntos (1= totalmente en desacuerdo a 7= totalmente de acuerdo). Un ejemplo de ítem es: “Las condiciones de mi vida son excelentes”. Tiene una buena consistencia interna ($\alpha = .88$). En un estudio mexicano reciente (Daniel-González et al., 2020), halló una $\omega = .85$. El α promedio en este estudio fue = .63 (3 289; $p < .01$; IC 95 % [.61, .79]).

Escala Breve de Disposición a la Ira (EBDI-G) (García-Cadena et al., 2018). Siendo el optimismo una emoción positiva y la ira una negativa, conceptualizada actualmente desde el punto de vista psicopatológico como un indicador negativo de salud mental (Nadimpalli et al., 2016), teóricamente, se espera que los puntajes de cualesquiera medidas sobre ellas correlacionen negativamente, como lo ha indicado la literatura previa (Puskar et al., 1999; Puskar et al., 2008).

Por esta razón, para estimar la validez discriminante de la EBOI-G (García-Cadena et al., 2021), en este estudio se seleccionó la EBDI-G (García-Cadena et al., 2018). Es una escala tipo Likert, con un recorrido de respuesta de 4 a 1 (4= sí, 3= creo que sí, 2= creo que no y 1= no). Un ejemplo de ítem es: “Si alguien me contradice, me enoja”. El alfa de Cronbach fue de .73; $p < .01$; 95 % IC .69, .77, mientras que el omega ($\omega = .73$). El α pro-

medio en este estudio fue = .73 (3 289; $p < .01$; IC 95 % [.71, .85]).

Escala Breve de Optimismo Interactivo-García (EBOI-G) (García et al., 2021). Escala tipo Likert, con cuatro ítems y cuatro categorías de respuesta (4= sí, 3= parece que sí, 2= parece que no y 1= no). Un ejemplo de ítem es: “La vida es hermosa”. García-Cadena et al. (2021) reportan buenos índices de consistencia interna: (α (502) = .87 ($p < .01$; 95 % IC [.85, .94]), $\omega = .86$ y α ordinal = .91). En este estudio el alfa promedio = .70 (3 289); $p < .01$; IC 95 % [.68, .84]; el omega promedio = .76.

Procedimiento

La aplicación de la EBOI-G para la muestra de Nuevo León, se llevó a cabo en la Facultad de Ingeniería Mecánica y Eléctrica (FIME) de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), durante el curso propedéutico (diciembre 16 del 2019 a enero 17 del 2020), con estudiantes de nuevo ingreso. La aplicaron estudiantes de servicio social y becarios de la FIME, quienes fueron capacitados e informados por uno de los autores sobre las instrucciones que debían proporcionarse. Se realizó a través de Internet, utilizando una plantilla de Google Forms, mediante el link www.tinyurl.com/aro2020. El procedimiento incluyó llevar a los estudiantes en grupos a una sala de cómputo. Tuvo una duración de entre 15 a 20 minutos por grupo y los participantes están inscritos en alguna de las 11 carreras de ingeniería de la FIME.

En San Luis Potosí se llevó a cabo de forma individual en diferentes puntos públicos de la capital (plazas y parques), a una población abierta. La participación fue voluntaria y se solicitó el consentimiento informado, garantizando el anonimato y la confidencialidad de la información. Se les explicó el objetivo general de la investigación y la forma en la cual se respondían los ítems; se resolvieron las pocas dudas que surgieron y finalmente se agradeció su participación.

En Oaxaca, la aplicación se hizo a través de dos mecanismos: de manera individual usando lápiz y papel y, en formato digital usando la herramienta Google Forms, con una distribución controlada en redes sociales a población del estado de Oaxaca. Estuvo a cargo de una sola persona aplicando a vendedores en plazas comerciales, trabajadores en dependencias de Gobierno (Instituto Estatal de Educación Pública de Oaxaca y Telecomunicaciones y Telégrafos de Oaxaca), estudiantes y población abierta en espacios públicos, quienes aceptaron participar en el estudio de manera voluntaria.

En Baja California, las escalas se aplicaron de manera individual a las 100 estudiantes de la licenciatura en psicología de la Universidad Autónoma de Baja California, particularmente, en la Facultad de Ciencias Humanas, quienes fueron abordadas en espacios abiertos (cafetería, biblioteca) o en aulas (mientras no tenían clases). Por otra parte, las escalas se aplicaron de manera individual a las 300 personas no matriculadas, cuando se encontraban en parques industriales, parques públicos, centros comerciales, empresas privadas e iglesias.

En Zacatecas, estudiantes de la Unidad Académica de Psicología del área de psicología social, aplicaron las escalas a estudiantes y población abierta. Las de estudiantes, se aplicaron en sus escuelas, y las del campo, en vivienda.

En el estado de Veracruz se aplicó la versión digital de la multiescala, distribuida por la red social Facebook, mediante dos grupos diferentes. El primero fue encontrado utilizando las palabras clave: “universitarios” y “Veracruz”; el segundo fue encontrado utilizando la palabra clave: “Veracruz”; después de obtener acceso a los grupos, se procedió a una aplicación colectiva al publicar en ellos una liga o enlace, la cual direccionó a la versión digital de la multiescala, ubicada en un documento de Google Forms.

Los datos de las seis submuestras fueron recolectados durante el 2019 y los autores siguieron las normas establecidas en el *Código Ético del Psicólogo* (Sociedad Mexicana de Psicología, 2007).

Diseño

Se usó un diseño transversal, no experimental y diseño de encuesta de tipo instrumental.

Análisis estadístico

Se usó el paquete estadístico SPSS (v24) para calcular la media, la desviación estándar, la curtosis, la asimetría y el coeficiente de correlación Pearson. La normalidad multivariada (coeficiente) (Mardia, 1971) se calculó mediante el programa estadístico AMOS (v24). Valores iguales o menores a 70 (Rodríguez & Ruiz, 2008) son aceptables. Asimismo, se obtuvieron la omega de McDonald (1999) para estimar la confiabilidad del constructo y el alfa de Cronbach (1951) para los puntajes de las escalas. Los intervalos de confianza del alfa se calcularon con el módulo MS Excel® (Caycho-Rodríguez, 2017). Se adoptaron de Nunnally y Bernstein (1994) los criterios de tolerancia para el coeficiente alfa $\geq .70$ y, de $\geq .80$ de Raykov y Hancock (2005) para el coeficiente omega de McDonald (1999).

Se procedió con AFC a evaluar la escala de cuatro ítems, suponiendo la presencia de un factor usando el método de extracción máxima verosimilitud. Se estimó la bondad de ajuste del modelo de medición con los siguientes índices: (1) el Chi cuadrado relativo (X^2/df); valores permisibles entre dos y tres, (2) RMSEA, (3) CFI, (4) SRMR, (5) NFI y (6) NNFI. Para que los indicadores de bondad de ajuste fueran aceptables, se tomaron las sugerencias de Hu y Bentler (1999): RMSEA y SRMR $\leq .08$, aunque sería magnífico que fueran de .05 (Browne & Cudeck, 1993). CFI, NFI y NNFI $\geq .95$.

Se retomó la sugerencia de Williams et al. (2010) para la aceptación de las cargas factoriales o lambdas (λ 's $\geq .40$). Hair et al. (2014) afirman que el promedio de las cargas factoriales debe ser de cuando menos .70. La validez convergente interna de la escala se obtuvo mediante la varianza

promedio extraída (AVE); Wixom y Todd (2005) declaran que el AVE no debe ser menor a .50. Tanto la validez convergente como la discriminante se evaluaron mediante el coeficiente de correlación (r) entre los puntajes de la EBOI-García y los de la ESCV y la EBDI-G. Para calcular el tamaño del efecto de las correlaciones se adoptaron los criterios de Ferguson (2016): $r \geq .20$, tamaño del efecto pequeño; $\geq .50$, mediano; $\geq .80$, grande.

Por último, para identificar cuánta varianza explicada podría atribuirse a la edad y el nivel socioeconómico percibido en un modelo de regresión sobre el optimismo, se implementó el análisis de regresión múltiple.

Resultados

Análisis factorial confirmatorio

El modelo unifactorial de la EBOI-G muestra buena bondad de ajuste promedio: $X^2/df = 3.15$; CFI = .99; NNFI = .96; NFI = .98; RMSEA = .07; SRMR = .03. Para acceder a estos indicadores por estado, véase la tabla 1.

En todos los estados se alcanzó un valor mayor a .40 en las cargas factoriales, como se recomienda. Los valores promedio de carga factorial por estado se pueden ver en la tabla 2, que también contiene coeficientes de consistencia interna, el valor de la normalidad Mardia y el promedio de la varianza extraída. En la tabla 2 se ve que dos estados cumplen con la recomendación de la AVE en .50 cuando menos (Nuevo León y Veracruz), pero hay otros dos que se acercan al valor (Baja California y Oaxaca), quedando solo dos que están relativamente alejados (Zacatecas y San Luis Potosí).

Debido a que las correlaciones entre los ítems de la EBOI-G no exceden el valor de .90, se puede afirmar que los ítems no presentan empalme teórico o multicolinealidad (Tabachnick & Fidell, 2007).

Tabla 1.
Indicadores de bondad de ajuste de la Escala Breve de Optimismo Interactivo-García en seis estados de México

Estado	N	X ²	gl NFI	cfi	NNFI	X ² /gl	RMSEA (IC90%)	SRMR
Nuevo León	1529	1.10	21.00	1.00	1.00	0.55	.00 (.00 - .04)	.00
Baja California	400	5.12	2.99	.99	.97	2.56	.06 (.00 - .13)	.02
Zacatecas	395	3.50	2.99	1.00	.99	1.75	.04 (.00 - .12)	.02
San Luis Potosí	350	10.33	2.96	.97	.92	4.25	.099 (.04 - .17)	.04
Oaxaca	316	9.76	2.97	.97	.92	4.88	.11 (.05 - .19)	.04
Veracruz	299	8.57	2.98	.98	.95	4.29	.11 (.04 - .18)	.03

Notas. N = muestra; X² = Chi-cuadrado; gl = grados de libertad; X²/gl = chi cuadrado relativo; CFI = índice comparativo de ajuste; NNFI = índice de ajuste no normado; NFI = índice de ajuste normado; RMSEA = error de aproximación cuadrático medio; IC = intervalo de confianza del RMSEA; SRMR = error cuadrático medio estandarizado residual.

Tabla 2.
Coeficientes de consistencia interna, validez interna convergente, normalidad multivariada y promedio de la carga factorial de la Escala Breve de Optimismo Interactivo-García en seis estados de México

Estado	N	α	Ω	cpi	Mardia	ave pcf
Nuevo León	1 529	.78	.81	.50	10.42	.53 .72
Baja California	400	.74	.77	.44	13.09	.46 .67
Zacatecas	395	.66	.71	.37	13.02	.40 .61
San Luis Potosí	350	.63	.70	.34	9.00	.38 .60
Oaxaca	316	.71	.75	.41	21.38	.44 .65
Veracruz	299	.83	.80	.58	16.37	.51 .70

Notas. N = muestra; α = alfa de Cronbach; ω = omega de McDonald; CPI = correlación promedio inter ítem; Mardia = coeficiente de normalidad multivariada; AVE = varianza promedio extraída; PCF = promedio de la carga factorial.

Validez convergente

Se evaluó la validez convergente de la EBOI-G, hallando una r (3 289) promedio = .52 ($p < .01$; IC 95% [.49, .71]) (d = mediano), con la ESCV. En Baja California la r (400) = .48 ($p < .01$; IC 95% [.40, .71]) (d = pequeño); Zacatecas r (395) = .37 ($p < .01$; IC 95% [.28, .62]) (d = pequeño); San Luis Potosí r (350) = .27 ($p < .01$; IC 95% [.17, .53]) (d = pequeño); Oaxaca r (316) = .47 ($p < .01$; IC 95% [.38, .71]) (d = pequeño); Veracruz r (299) = .50 ($p < .01$; IC 95% [.41, .73])

(d = mediano); Nuevo León r (1 529) = .60 ($p < .01$; IC 95% [.57, .77]) (d = mediano).

Validez discriminante

Se estimó la validez discriminante de la EBOI-G, encontrando una r (3 289) promedio con la EBDI-G = -.19 ($p < .01$; IC 95% [-.16, -.36]) (d = casi pequeño). En Baja California la r (400) = -.23 ($p < .01$; IC 95% [-.13, -.49]) (d = pequeño); Zacatecas r (395) = -.16 ($p < .01$; IC 95% [-.06, -.41]) (d = casi pequeño); San Luis Potosí

la $r(350) = -.06$ ($p = .272$; IC 95 % [-.05, -.28]) ($d =$ sin importancia práctica); Oaxaca $r(316) = -.22$ ($p < .01$; IC 95 % [-.11, -.49]) ($d =$ pequeño); Veracruz $r(299) = -.21$ ($p < .01$; IC 95 % [-.10, -.49]) ($d =$ pequeño); Zacatecas $r(395) = -.16$ ($p < .01$; IC 95 % [-.06, -.41]) ($d =$ casi pequeño).

Confiabilidad de la EBOI-G

El alfa promedio = .70 (3 289); $p < .01$; IC 95 % [.68, .84]; el omega promedio = .76. Los coeficientes alfa, omega y correlación promedio inter ítem, para cada estado, se pueden observar en la tabla 2.

Análisis de regresión múltiple

La varianza explicada ajustada en optimismo calculada en cuatro submuestras mediante un modelo de regresión, en donde las variables predictoras fueron la edad y el nivel socioeconómico percibido, obtuvo un tamaño del efecto pequeño (Cohen, 1992) (véase la tabla 3).

Discusión

Con respecto a la primera hipótesis del estudio, que afirmaba que la EBOI-G mostraría buena validez

de constructo en los seis estados mexicanos, de los seis indicadores de bondad de ajuste usados para definir la validez y la estructura factorial del modelo de medición, Nuevo León, Baja California y Zacatecas cumplieron con el 100%; Veracruz alcanzó cinco (83.33 %), Oaxaca cuatro (66.67 %) y San Luis Potosí tres (50 %).

La segunda hipótesis planteaba que la EBOI-G exhibiría buenos indicadores de validez convergente y validez discriminante en los seis estados mexicanos. En términos de validez convergente, las correlaciones de las calificaciones de la EBOI-G con las de la ESCV fueron positivas, como se esperaba teóricamente, con un tamaño del efecto pequeño y, en dos casos, mediano, en congruencia con los hallazgos de otras investigaciones al respecto (Daukantaitė & Zukauskienė, 2012; Homaei et al., 2016; Kapikiran et al., 2012). Con referencia a la validez discriminante, las correlaciones de los puntajes de la EBOI-G con los de la EBDI-G, en todos los estados fueron negativas como se esperaba teóricamente, con un tamaño del efecto pequeño, consistente con los hallazgos reportados de las correlaciones entre las calificaciones de los instrumentos de optimismo e ira (Puskar et al., 1999; Puskar et al., 2008).

La tercera hipótesis afirmaba que la EBOI-G mostraría niveles aceptables de confiabilidad alfa y omega en los seis estados mexicanos. En tres

Tabla 3.

Regresión del optimismo en función de la edad y el nivel socioeconómico percibido, de acuerdo con la escala EBOI-G en cuatro estados de México

Estado	Edad		Nivel socioeconómico		R ²
	B	P	B	P	
Oaxaca	.26	.01	.09	.09	.070
Zacatecas	.07	.16	.04	.49	.001
San Luis Potosí	.11	.05	-.02	.71	.008
Baja California	.20	.01	.03	.56	.040

Nota. β = beta estandarizada; p = significancia; R^2 = varianza explicada ajustada.

estados (Nuevo León, Baja California y Oaxaca) se obtuvo el valor típico recomendado de cuando menos .70 (Nunnally & Bernstein, 1994). Sin embargo, aun cuando los otros tres (San Luis Potosí, Zacatecas y Veracruz), se quedaron por debajo del $\alpha = .70$, consiguieron el .30 mínimo de correlación promedio inter ítem sugerido para estos casos por John y Soto (2009). De acuerdo con Shepperd et al. (2016), las escalas podrían mostrar menores coeficientes de consistencia interna en tanto las muestras comunitarias posean niveles bajos de escolaridad. También algunos autores (e.g., Streiner et al., 2014) afirman que la confiabilidad no es una propiedad inherente a los instrumentos de medición, como una especie de atributo estático e inmóvil, sino que es la resultante de la interacción dinámica entre las propiedades de la escala y las características de las muestras específicas que la contestan. En este sentido, Thompson (2004) recomienda que no es suficiente con reportar las propiedades psicométricas del instrumento (validez y confiabilidad) que fueron obtenidas en la muestra original, sino que también, deben calcularse e informarse las correspondientes a las muestras que se estén estudiando en el momento.

La cuarta hipótesis afirmaba que el tamaño del efecto (d) de la varianza predicha ajustada, correspondiente a las variables de tipo personal y contextual (edad y nivel socioeconómico percibido) sobre el grado de optimismo medido por la EBOI-G, sería trivial (Cohen, 1992) en los seis estados mexicanos. En relación a si participan en la predicción del optimismo medido por la EBOI-G, se puede decir que esta medida está libre de la injerencia de tales variables, puesto que la varianza explicada no alcanza ni siquiera el 8%, como se puede observar en la tabla 3.

La aplicación de la multiescala adoptó varias modalidades (presencial en algunos estados y digital en otros, con una combinación de ambas en ciertos lugares). Esta diferencia podría considerarse a favor de la exigencia metodológica y estadística para evaluar la validez del instrumento sobre opti-

mismo, así como el uso de la distribución aleatoria de los ítems de las tres escalas usadas. Particularmente, con este último recurso, se disminuye la posibilidad de que los participantes conjeturen acerca de lo que se está midiendo y se posicionen para responder en base a la deseabilidad social. Hay otras maneras usadas en la literatura para lograr este objetivo, pero probablemente sin mucho éxito, por ejemplo, los ítems de relleno o distractores (Scheier et al., 1994; Snyder et al., 1991).

Por tanto, con base en la evidencia reportada aquí, incluyendo los hallazgos con respecto a su parcial validez interna convergente (Merino-Soto et al., 2017), podría recomendarse tentativamente el uso de la EBOI-G en los seis estados mexicanos estudiados, cuando menos, para propósitos de investigación. Empero, es necesario seguir realizando investigación de este tipo en los estados restantes de la república, para dilucidar si es o no un instrumento que mide bien el optimismo en todo el país.

Sin embargo, considerando la literatura publicada sobre los efectos benéficos que el optimismo tiene en las personas (Carver et al., 2010), conviene en el futuro investigar con la escala estudiada aquí, en qué grado el optimismo de los mexicanos les ha ayudado a enfrentar los problemas psicológicos (tales como el estrés, la ansiedad y la depresión), derivados del COVID-19, la recesión económica y la violencia crónica que asuela a México.

Finalmente, se pueden reconocer cuando menos las siguientes cuatro limitaciones de la investigación. Primera, aun cuando la muestra total es grande (3 289), debido a su naturaleza no probabilística, carece de las propiedades principales de aleatoriedad y, consecuentemente, de la representatividad como para generalizar los resultados a la población de cada uno de los estados que la integran. Segunda, no se hizo un estudio de invarianza factorial entre los estados para garantizar que el significado atribuible al optimismo fuera el mismo. Tercera, carece de un análisis de la estabilidad temporal de la escala para saber qué tanto se mantienen

las calificaciones a lo largo de un periodo dado. Cuarta, hay un posible sesgo en la medición del optimismo porque se usó un instrumento de auto reporte, dando cabida a una posible deseabilidad social, por lo cual, es necesario realizar estudios con juicios de terceros acerca del rasgo medido.

Referencias

- Black, J., & Reynolds, W. (2013). Examining the relationship of perfectionism, depression, and optimism: Testing for mediation and moderation. *Personality and Individual Differences, 54*(3), 426–431. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.10.012>
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Sage.
- Carver, C.S., & Scheier, M.F. (2002). Optimism. En C.R. Snyder & S. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 231–243). Oxford University Press.
- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Segerstrom, S. C. (2010). Optimism. *Clinical Psychology Review, 30*(7), 879–889. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.01.006>
- Carver, C. S., & Scheier, M. F. (2014). Dispositional optimism. *Trends in Cognitive Sciences, 18*(6), 293–299. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2014.02.003>
- Caycho-Rodríguez, T. (2017). Tamaño del efecto e intervalos de confianza para correlaciones: aportes a Montes Hidalgo & Tomás-Sábado. *Enfermería Clínica, 27*(5), 331–332. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2017.07.00>
- Chang, E. C., Chang, O. D., Martos, T., Sallay, V., Li, X., Lucas, A. G., & Lee, J. (2017). Does optimism weaken the negative effects of being lonely on suicide risk? *Death Studies, 42*(1), 63–68. <https://doi.org/10.1080/07481187.2017.1332115>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin, 112*(1), 155–159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Coneval-INEGI. (2014). *Módulo de Condiciones Socioeconómicas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares* [Socioeconomic Conditions Module of the National Survey of Household Income and Expenditure]. Coneval. https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza_2014.aspx
- Conversano, C., Rotondo, A., Lensi, E., Della-Vista, O., Arpone, F., & Reda, M. A. (2010). Optimism and its impact on mental and physical well-being. *Clinical Practice and Epidemiology of Mental Health, 6*(1), 25–29. <https://doi.org/10.2174/1745017901006010025>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Daniel-González, L., Moral de la Rubia, J., Valle de la O., Garcia Cadena, C. H., & Martínez-Martí, M. L. (2020). Validation of the Mexican Spanish Version of the Scale of Positive and Negative Experience in a Sample of Medical and Psychology Students. *Psychological Reports, 123*(5), 2053–2079. <https://doi.org/10.1177/0033294119896046>
- Daukantaitė, D., & Zukauskienė, R. (2012). Optimism and subjective well-being: Affectivity plays a secondary role in the relationship between optimism and global life satisfaction in the middle-aged women. Longitudinal and cross-cultural findings. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being, 13*(1), 1–16. <https://doi.org/10.1007/s10902-010-9246-2>
- Davidson, G., Campbell, J., Shannon, C., & Mulholland, C. (2015). *Models of Mental Health*. Red Globe Press.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality, 49*(1), 71–75. <https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901>

- Ferguson, C. J. (2016). An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. En A. E. Kazdin (Ed.), *Methodological issues and strategies in clinical research* (pp. 301–310). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14805-020>
- García-Cadena, C. H., Téllez-López, A., Ramírez-Aguillón, G., Ramírez-Hernández, E., & Pérez-Cota, E. J. (2016). En R. Bowers (Ed.), *Psychological Well-Being. Cultural Influences, Measurement Strategies and Health Implications* (pp. 21–42). Nova Science Publishers, Inc.
- García-Cadena, C. H., Daniel-González, L., & Valle de la O. A. (2021). A New Brief Scale to Measure Optimism. *Psychological Reports, 124*(1), 5–22. <https://doi.org/10.1177/0033294119884059>
- García-Cadena, C. H., Gutiérrez, A. K., & Barillas, C. (2020a). Comparison of three optimism scales in Latinos living in United States of America. *Current Psychology*. [En revisión, sin publicar].
- García-Cadena, C. H., Díaz, H. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2020b). Construct, convergent and divergent validities, and reliability of three optimism scales among North American university students. *Psychological Reports, 124*(3), 1412–1430. <https://doi.org/10.1177/0033294120933144>
- García-Cadena, C. H., Daniel-González, L., Valle de la O. A., Caycho-Rodríguez, T., & Téllez López, A. (2018). Construct validity of a new scale for assessing anger proneness (APS-G). *Salud Mental, 41*(5), 229–236. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2018.034>
- Gómez-Acosta, C. A., & Londoño Pérez, C. (2013). Modelo predictor del consumo responsable de alcohol y el comportamiento típicamente no violento en adolescentes. *Salud y Drogas, 13*(1), 23–33. <https://www.redalyc.org/pdf/839/83928046003.pdf>
- Hair, J. F., Hult, G., Tomas, M., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2014). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)*. Sage.
- Homaei, R., Bozorgi, Z.D., Ghahfarokhi, M.S.M., & Hosseinpour, S. (2016). Relationship between Optimism, Religiosity and Self-Esteem with Marital Satisfaction and Life Satisfaction. *International Education Studies, 9*(6), 53–61. <https://doi.org/10.5539/ies.v9n6p53>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huffmann, J. C., Boehm, J. K., Beach, S. R., Beale, E. E., Dubois, C. M., & Healy, B. C. (2016). Relationship of optimism and suicidal ideation in three groups of patients at varying levels of suicide risk. *Journal of Psychiatric Research, 77*, 76–84. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2016.02.020>
- John, O. P., & Soto, Ch. J. (2009). The importance of being valid: Reliability and the process of construct validation. En R. W. Robins, R. Ch. Fraley & R. F. Krueger (Eds.), *Handbook of Research Methods in Personality Psychology* (pp. 461–494). Guilford Press.
- Kapikiran, N. A. (2012). Positive and negative affectivity as mediator and moderator of the relationship between optimism and life satisfaction in Turkish university students. *Social Indicators Research, 106*(2), 333–345. <https://doi.org/10.1007/s11205-011-9807-8>
- Keyes, C.L.M., Dhingra, S.S., & Simoes, E.J. (2010). Change in level of positive mental health as a predictor of future risk of mental illness. *American Journal of Public Health, 100*(12), 2366–2371. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2010.192245>
- Lam, W. W. T., Yeo, W., Suen, J., Ho, W. M., Tsang, J., Soong, I., Yau, T. K., Wong, K. Y., Sze, W. K., Ng, A. W. Y., Kwong, A., Suen, D., Fong, D., Ho, S., & Fielding, R. (2016). Goal adjustment influence on psychological well-being following advanced breast cancer diagnosis. *Psycho-Oncology, 25*(1), 58–65. <https://doi.org/10.1002/pon.3871>
- Londoño, C., Hernández, L. M., Alejo, I. E., & Pulido, D. (2013). Diseño y validación de la Escala de Optimismo Disposicional/Pesimismo-EOP.

- Universitas Psychologica*, 12, 139–155. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy12-1.dveo>
- Lyons, M.D., Scott, E., Hills, K.J., & Shinkareva, S.V. (2012). The longitudinal stability and dynamics of group membership in the dual-factor model of mental health: Psychosocial predictors of mental health. *Canadian Journal of School Psychology*, 27(4), 337–355. <https://doi.org/10.1177/0829573512458505>
- Mardia, K. V. (1971). The effect of nonnormality on some multivariate tests and robustness to nonnormality in the linear model. *Biometrika*, 58(1), 105–121. <https://doi.org/10.1093/biomet/58.1.105>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Erlbaum.
- Merino-Soto, C., Domínguez-Lara, S., & Fernández-Arata, M. (2017). Validación inicial de una Escala Breve de Satisfacción con los Estudios en estudiantes universitarios de Lima [Preliminary validation of a Brief Scale of Study Satisfaction in university students of Lima]. *Educación Médica*, 18(1), 74–77. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2016.06.016>
- Nadimpalli, S. B., Kanaya, A. M., McDade, T. W., & Kandula, N. R. (2016). Self-Reported Discrimination and Mental Health Among Asian Indians: Cultural Beliefs and Coping Style as Moderators. *Asian American Journal of Psychology*, 7(3), 185–194. <https://doi.org/10.1037/aap0000037>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. R. (1994). *Psychometric theory*. McGraw-Hill.
- Pedrosa, I., Celis-Atenas, K., Suárez-Álvarez, J., García-Cueto, E., & Muñoz, J. (2015). Cuestionario para la evaluación del optimismo: fiabilidad y evidencias de validez. *Terapia Psicológica*, 33(2), 127–138. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082015000200007>
- Puskar, K.R., Ren, D., Bernardo, L.M., Haley, T., & Stark, K.H. (2008). Anger correlated with psychosocial variables in rural youth. *Issues in Comprehensive Pediatric Nursing*, 31(2), 71–87. <https://doi.org/10.1080/01460860802023513>
- Puskar, K.R., Sereika, S.M., Lamb, J., Tusaie-Mumford, K., & Mcguinness, T. (1999). Optimism and its relationship to depression, coping, anger, and life events in rural adolescents. *Issues in Mental Health Nursing*, 20(2), 115–130. <https://doi.org/10.1080/016128499248709>
- Raykov, T., & Hancock, G. R. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *The British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 58(Pt. 1), 65–82. <https://doi.org/10.1348/000711005X38753>
- Ribes, E. (2009). La personalidad como organización de los estilos interactivos [The personality like organization of the interactive styles]. *Revista Mexicana de Psicología*, 26(2), 145–161. <https://www.redalyc.org/pdf/2430/243016315002.pdf>
- Rodríguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205–227.
- Ryff, C. D., & Singer, B. (2007). Ironías de la condición humana: bienestar y salud en el camino a la mortalidad. En L.G. Aspinwall & U. M. Staudinger (Eds.), *Psicología del potencial humano* (pp. 367–388). Gedisa Editorial.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive Psychology: An Introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5–14. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5>
- Scheier, M.F., Carver, C.S., & Bridges, M.W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A reevaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(6), 1063–1078. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.6.1063>
- Shepperd, J.A., Emanuel, A. S., Dodd, V. J., & Logan, H. L. (2016). The reliability of psychological instruments in community samples: A cautionary

- note. *Journal of Health Psychology*, 21(9), 2033–2041. <https://doi.org/10.1177/1359105315569859>
- Snyder, C. R., Harris, C., Anderson, J. R., Holleran, S.A., Irving, L. M., Sigmon, S. T., Yoshinobu, L., Gibb, J., Langelle, C., & Harney, P. (1991). The will and the ways: Development and validation of an individual-differences measure of hope. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(4), 570–585. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.60.4.570>
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2007). *Código Ético del Psicólogo* (4ª. ed.). Trillas.
- Streiner, D. L., Norman, G. R., & Cairney, J. (2014). Reliability. En D.L. Streiner, G.R. Norman & J. Cairney (Eds.), *Health Measurement Scales: A Practical Guide to Their Development and Use* (5a. ed.) (pp. 104–127). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/med/9780199685219.001.0001>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate Statistics* (5a. ed.). Allyn & Bacon.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10694-000>
- Van de Vijver, F. J. R. (2009). Types of Comparative Studies in Cross-Cultural Psychology. *Online Readings in Psychology and Culture*, 2(2). <https://doi.org/10.9707/23070919.1017>
- Vázquez, C., Duque, A., & Hervás, G. (2013). Satisfaction with life scale in a representative sample of Spanish adults: Validation and normative data. *The Spanish Journal of Psychology*, 16(e82), 1–15. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.82>
- Velasco Salamanca, M., Londoño Pérez, C., & Alejo Castañeda, I. (2014). Validación del cuestionario de optimismo disposicional usando la teoría de respuesta al Tem [Validation of questionnaire dispositional optimism using item response theory]. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 10(2), 275–292. <https://www.redalyc.org/pdf/679/67940023006.pdf>
- Williams, B., Brown, T., & Onsmann, A. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Australasian Journal of Paramedicine*, 8(3), 1–13. <https://doi.org/10.33151/ajp.8.3.93>
- Wixom, B., & Todd, P. A. (2005). A Theoretical Integration of User Satisfaction and Technology Acceptance. *Information Systems Research*, 16(1), 85–102. <https://doi.org/10.1287/isre.1050.0042>
- Zenger, M., Brix, C., Borowski, J., Stolzenburg, J-W., & Hinz, A. (2010). The impact of optimism on anxiety, depression and quality of life in urogenital cancer patients. *Psycho-Oncology*, 19(8), 879–886. <https://doi.org/10.1002/pon.1635>

Recibido: 23 de abril del 2021
Aprobado: 11 de junio del 2021