Validez de constructo e invarianza factorial en siete países hispanoparlantes de dos escalas de optimismo

Construct validity and factor invariance in seven Spanish speaking countries of two optimism scales

Cirilo H. García-Cadena[1], Leopoldo Daniel-González[2], Felipe E. García Martínez[3], Tomás Caycho-Rodríguez[4] y Japcy M. Quiceno Sierra[5]

[1]Universidad Autónoma de Nuevo León, México. http://orcid.org/0000-0001-6066-7745. E-mail: ciriloenator@gmail.com

[2]Universidad Autónoma de Nuevo León, México. http://orcid.org/0000-0001-9466-5318. E-mail: leopoldo.danielgn@uanl.edu.mx

[3]Universidad de Concepción, Chile. http://orcid.org/0000-0002-4161-5840. E-mail: felipegarciam@yahoo.es

[4]Universidad Científica del Sur, Perú. http://orcid.org/0000-0002-5349-7570. E-mail: tomas.caycho@upn.pe

[5]Universidad de Medellín, Colombia. http://orcid.org/0000-0002-3821-2784. E-mail: japcyps@hotmail.com

Universidad Autónoma de Nuevo León.

Monterrey, México.

Resumen

El optimismo es un constructo cuya medición ha sido tema de interés para la psicología por décadas, siendo a la fecha la prueba Revisada de Orientación Hacia la Vida (LOT-R) la más

empleada. Sin embargo, no se cuenta con estudios que midan este constructo desde diferentes perspectivas y comparando distintos países. Es por tanto que, los objetivos primarios de este estudio fueron (1) determinar si la Prueba Revisada de Orientación Hacia La Vida (LOT-R) o la Escala Breve de Optimismo Interactivo-Garcia (EBOI-G) presenta mejores evidencias de validez de constructo y confiabilidad en siete países de habla castellana (México, Colombia, España, Perú, Bolivia, Ecuador y Chile) y (2) evaluar la invarianza factorial de ambas escalas entre esos mismos países. Se usó una muestra de conveniencia de 1 712 hispanoparlantes (629 hombres y 1 083 mujeres), integrada por 989 participantes de población general (México, Chile, Ecuador y Bolivia), 481 estudiantes universitarios (220 de Perú y 261 de España), y 242 estudiantes de bachillerato (Colombia). La media de edad fue 30.74 años (*DE* = 11.371). Aunque el modelo unidimensional del LOT-R presenta apropiadas bondades de ajuste en dos países, el modelo unidimensional de la EBOI-G es mejor. La EBOI-G obtiene una adecuada estimación de confiabilidad en los siete países y el LOT-R solo en dos. Asimismo, la EBOI-G muestra mejor invarianza factorial. La correlación entre la EBOI-G y el LOT-R es significativa ($r = .45$, $p < .01$, *IC* 95%, .41, .49). Se concluye que la EBOI-G es una buena opción para medir optimismo en Hispanoamérica.

Palabras clave: optimismo, validez de constructo, invarianza factorial, confiabilidad, países hispanoparlantes

Abstract

Optimism is a construct which its measurement has been relevant for psychology since several decades ago. Today there are two main theories about optimism, from which have been designed instruments for measuring it such Likert-scales. The first approach is the theory of the positive expectancies, which this type of personality approach originated the most famous American

scale for measure optimism, the Life Orientation Test-Revised (LOT-R), and the German Scale of Personal Optimism (SPO). The second approach is the interactive style of personality, which has given rise to the Mexican Brief Interactive Optimism Scale-Garcia (BIOS-G). According to the positive expectations theory, optimism could be seen as a psychological disposition in the person which thinks that will have favorable and good outcomes in the future, that the person believe will get benefits in the time to come. It is a generalized belief which would occur independently of the context and of the specific conditions where the behavior happens. On the other hand, the theory of the interactive style of personality states that in terms of the life lived by the person and his/her present circumstances, thinks that life has been worth living, that is good to live more, and that generally the world and people are good, that is reasonable to expect good results interacting with them. And here is conceptualized the optimism also as a psychological disposition. However, there is no studies that measure this construct from different perspectives comparing distinct countries. The primary objective of this study was to compare in construct validity and reliability the Life Orientation Test-Revised (LOT-R) and the Brief Interactive Optimism Scale-Garcia (BIOS-G) in seven Hispanic speaking countries like Mexico, Colombia, Spain, Perú, Bolivia, Ecuador, and Chile. The second objective was to find the factor invariance of both scales in the seven above mentioned countries. It was used a convenience sample (1 712 Spanish-speaking people; 629 men, 1083 women), formed by 989 participants from general population (México, Chile, Ecuador, and Bolivia), 481 college students (Perú = 220, and Spain = 261), and 242 high school students (Colombia). *M*age = 30.74 years (*SD* = 11.371). About the perceived socioeconomic level, it was found that participants considered themselves as the following: 4.50 % (77) from Low-Low to Low-High, 86.50 % (1481) from Middle-Low to Middle-High, and 9 % (154) from High-Low to High-High. In terms of

schooling, the sample was composed as following: Elementary school .30 % (5), Junior high school 8.40 % (143), High school 10.10 % (173), College 60.20 % (1030), Graduate school 21.10 % (361). To evaluate the factor structure, it was used one group confirmatory factor analysis (CFA), and to test factorial invariance between countries it was used multigroup analysis. Discrepancy function was optimized using the maximum likelihood method. In multigroup analysis, it was defined nested models with constraints. Eight indices were used in both multigroup and one group analysis to find goodness of fit: Chi square ratio (χ^2/df), Goodness of fit index (*GFI*) and its adjusted formula (*AGFI*), Normed fit index (*NFI*), Non normed fit index (*NNFI*), Comparative fit index (*CFI*), Standardized root mean square residual (*SRMR*), and Root mean square error of approximation (*RMSEA*). Although LOT-R presents appropriate goodness of fit in two countries, BIOS-G beats it. BIOS-G gets good ω values in the seven countries, and LOT-R in two only. BIOS-G shows better factor invariance. BIOS-G obtains acceptable and excellent values in *H* coefficient in the seven countries, but LOT-R in four only. Correlation between BIOS-G and LOT-R is significant, $r = .45$, $p < .01$, (*CI* 95%, .41, .49; *d* = small). Tentative conclusion: Probably the BIOS-G it is a good option to measure optimism in Spanish speaking people.

Keywords: optimism, construct validity, factor invariance, reliability, Spanish speaking countries

Introducción

En los últimos años el optimismo ha sido un constructo ampliamente estudiado por la psicología positiva como una variable protectora de la salud mediada por el contexto cultural (Hernández et al., 2017) y los pensamientos positivos sobre la misma vida (Sierra-Murguía et al., 2022). En psicología se pueden identificar cuando menos tres tendencias en la teorización y operacionalización de constructos. La primera aduce supuestos constructos universales para

explicar los fenómenos, independientemente de los contextos sociales, políticos, religiosos y de otros tipos. Dicho enfoque permea en algunas subdisciplinas, tales como la psicología general, la psicología de la personalidad y la psicología transcultural (Kim et al., 2006). Una segunda tendencia, aun cuando no niega la legitima pretensión de alcanzar principios universales, privilegia el estudio específico de las propias realidades sociales, culturales, económicas, religiosas y políticas de países y comunidades locales (Díaz-Loving, 1999). Finalmente, una tercera, también implica un abordaje nomotético hacia una psicología global, pero postula la necesaria combinación tanto de las teorías en las que se basan los constructos usados para explicar los fenómenos, como de los distintos instrumentos creados para medirlos (García-Cadena et al., 2016).

En el caso del constructo optimismo ha prevalecido la tendencia universalista y existen al momento dos teorías principales, a partir de las cuales se han derivado formas de medirlo a través de escalas tipo Likert. El primer acercamiento es la teoría de las expectativas positivas, la cual da sustento a la más famosa escala para medir el optimismo, la Prueba Revisada de Orientación Hacia La Vida (LOT-R; Scheier et al., 1994), y la Escala de Optimismo Personal (Schweizer et al., 2001). En segundo lugar, se encuentra el enfoque del estilo interactivo de la personalidad (Ribes-Iñesta, 2009), que ha dado origen a la Escala Breve de Optimismo Interactivo-García (EBOI-G; García-Cadena et al., 2021). De acuerdo con la teoría de las expectativas positivas, el optimismo puede verse como una disposición psicológica de que habrá buenos y favorables resultados en el futuro, que la persona cree obtendrá beneficios en el tiempo por venir. Es una creencia generalizada, la cual ocurriría independientemente del contexto y de condiciones específicas en las cuales suceda el comportamiento. Por su parte, la teoría del estilo interactivo de la personalidad afirma que en función de lo que la persona ha vivido y sus

circunstancias actuales, piensa que ha valido la pena vivir, que conviene seguir viviendo y que, en general, el mundo y la gente es buena, que se pueden esperar resultados favorables de entrar en contacto con ellos. También se conceptualiza aquí al optimismo como una disposición psicológica. Para una descripción detallada de ambos enfoques sobre el optimismo véase García-Cadena et al. (2021).

Aunque desde hace varias décadas se han desarrollado y aplicado en Estados Unidos de América varias escalas para medir el optimismo (Beck et al., 1974; Cloninger, 1987; Heimberg, 1961; Reker et al., 1985), la Prueba Revisada de Orientación hacia la Vida (LOT-R; Scheier et al., 1994) es la más utilizada y estudiada. La LOT-R se ha usado como instrumento para conocer la relación entre el optimismo y otros constructos, así como para evaluar sus propiedades psicométricas y usarla como versión local. La LOT-R ha tenido estudios de validación en España (Remor et al., 2006), Alemania (Glaesmer et al., 2012), con chinos inmigrantes en Canadá (Huang et al., 2019), Serbia (Jovanovic et al., 2013), Chile (Ortíz et al., 2016), Colombia (Zenger et al., 2013), México (Landero et al., 2009), Portugal (Ribeiro et al., 2012), Brasil (Bastianello et al., 2014) y Perú (Grimaldo, 2004). Aun cuando, aparentemente, se han obtenido versiones válidas en términos de constructo, la consistencia interna ha sido su mayor carencia (García-Cadena et al., 2016; Ji et al., 2004; Rauch et al., 2008; Vera-Villarroel et al., 2009). Partiendo del reconocimiento de esta insuficiencia y en base a consideraciones adicionales, otros autores en Iberoamérica y Alemania se han aventurado a crear versiones propias acerca de este constructo psicológico (García-Cadena et al., 2021; Londoño et al., 2013; Pedrosa et al., 2015; Schweizer et al., 2001). Este es el caso de la EBOI-G (García-Cadena et al., 2021), conformada de tan solo cuatro ítems y validada originalmente en una muestra de 502 mexicanos adultos. La EBOI-G ha presentado buenos índices de consistencia interna ($\omega = .87$, $\alpha = .86$); además de una

buena evidencia de validez convergente con la autoestima (r = .78) y validez discriminante con la psicopatía (r = -.67) y la depresión (r = -.81). Para una discusión amplia y detallada sobre las ventajas de usar escalas breves en la investigación véase a Rammstedt et al. (2014).

Sin embargo, hasta donde los autores conocen, no hay un solo estudio que compare entre grupos poblacionales de diferentes países dos escalas que presuntamente midan optimismo, basadas en teorías diferentes, para identificar tentativamente cuál podría tener mayores evidencias de validez de constructo y confiabilidad. Por tanto, el objetivo primario de este estudio fue determinar cuál de las dos escalas que miden optimismo, la LOT-R o la EBOI-G, es la que presenta mejores evidencias de validez de constructo y confiabilidad, en siete países de habla castellana. Además, el estudio también evaluó la invarianza factorial de la LOT-R y la EBOI-G en los mismos siete países. En este sentido, se esperaría que la EBOI-G presente una mayor evidencia de validez de constructo que la LOT-R, tanto en la muestra total como en la de cada país. Asimismo, la EBOI-G mostrará mayor invarianza factorial que la LOT-R.

El estudio se justifica debido a que gran parte de los constructos psicológicos son dependientes del contexto cultural, por lo tanto, es necesario probar si las medidas funcionan de la misma manera, a través de un análisis de la equivalencia de la medición (International Test Commission, 2015). En la actualidad, probar la invariancia de medición es un requisito importante al momento de comparar grupos. En este sentido, la presencia de invariancia de la medición permitirá que las diferencias entre grupos estén libres de sesgos en su interpretación (Caycho, 2017), ya que los resultados reflejarán la diferencia “verdadera” en el constructo (en este caso optimismo) y no serán influidos por defectos psicométricos de los ítems (Meredith et al., 2006). Además, el estudio es relevante para la medición en psicología, ya que, al comparar teorías diferentes del optimismo (teoría de las expectativas positivas y enfoque del estilo interactivo de la

personalidad), de las cuales se desprenden distintos instrumentos, se contribuye a establecer mejores herramientas que permitan obtener de forma más valida y confiable información psicológica sobre los hispanoparlantes.

Método

Participantes

La muestra estuvo conformada por 1 712 personas, integrada por 989 participantes de población general (México, Chile, Ecuador y Bolivia), 481 estudiantes universitarios (220 de Perú y 261 de España), y 242 estudiantes de bachillerato (Colombia). El muestreo fue incidental, de sujetos disponibles. La Tabla 1 muestra las frecuencias y estadísticos descriptivos de las variables sociodemográficas. Con respecto al nivel socioeconómico, los participantes contestaron la pregunta ¿Cuál es su nivel socioeconómico?, teniendo como opciones graduadas de menor a mayor: 1-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. En la distribución por países, los porcentajes se movieron desde un 11.7% procedente de México hasta el 19.4% de Chile. Los participantes eran mayoritariamente mujeres (63.3%) y la media de edad fue 30.74 años (*DE* = 11.371), en un rango de 14 a 82 años. Se observaron diferencias estadísticamente significativas de los promedios de edad entre países, F (6, 6471.654) = 60.489, p = .000, η^2 = .17, con un tamaño de efecto grande. Los criterios de inclusión fueron: ser mayor de 14 años, tener habilidades de lecto-escritura, participación libre y voluntaria en el estudio. En este estudio no hubo participantes excluidos del total de la muestra.

Tabla 1.

Frecuencias y estadísticos descriptivos de las variables sociodemográficas

Variable	*N*	%

Sexo	Hombre	629	36.7
	Mujer	1083	63.3
País	México	201	11.7
	Colombia	242	14.1
	España	261	15.2
	Perú	220	12.9
	Bolivia	250	14.6
	Ecuador	206	12.0
	Chile	332	19.4
Nivel socioeconómico	1 = bajo-bajo	7	.40
	2 = bajo-medio	41	2.4
	3 = bajo-alto	29	1.7
	4 = medio-bajo	225	13.1
	5 = medio-medio	731	42.7
	6 = medio-alto	525	30.7
	7 = alto-bajo	45	2.6
	8 = alto-medio	102	6.0
	9 = alto-alto	7	.40
Escolaridad	Primaria	5	.30
	Secundaria	143	8.4
	Preparatoria	173	10.1
	Licenciatura	1030	60.2

	Maestría	299	17.5
	Doctorado	62	3.60

Nota: *N:* frecuencia absoluta simple

Instrumentos

Se emplearon los siguientes instrumentos, ambos de acceso libre.

Escala Breve de Optimismo Interactivo-García (EBOI-G; García-Cadena et al., 2021).

La escala cuenta con cuatro ítems en formato Likert de cuatro opciones de respuesta (4: Sí a 1: No). Un ejemplo de ítem es: *La vida es hermosa*. Esta escala tiene buenos índices de consistencia interna ($\omega = .87$, $\alpha = .86$ y $\alpha_{ordinal} = .91$).

Prueba de Orientación hacia la Vida-Revisada (LOT-R; Scheier et al., 1994).

Se utilizó la versión en español de Otero et al. (1998) y validada en México por García-Cadena et al. (2016). La escala consta de seis ítems para optimismo y cuatro de distracción, para ocultar el objetivo del test. Es tipo Likert de cinco opciones de respuesta (5: totalmente de acuerdo a 1: totalmente en desacuerdo). Carver et al. (2002) reportan valores alfa entre .78 y .83.

Procedimiento

Antes de realizar la aplicación de las pruebas, en el caso de los (as) estudiantes, se solicitaron los permisos respectivos a las autoridades académicas de cada institución. A los (as) alumnos (as) que fueron convocados para participar en el estudio se les explicó el objetivo y que no recibirían remuneración económica, material o incentivo académico por responder los cuestionarios. Quienes de manera libre y voluntaria decidieron participar, firmaron el asentimiento informado para estudiantes de bachillerato y el consentimiento informado para universitarios. Los autores siguieron las normas establecidas en el Código Ético del Psicólogo (Sociedad Mexicana de Psicología, A. C., 2007).

Luego se procedió a la aplicación de las escalas (LOT-R y EBOI-G) y de una ficha de datos sociodemográficos de manera física dentro de las aulas. En el caso de la población general, la aplicación de los cuestionarios y de la ficha de datos sociodemográficos se realizó por internet. Se tuvo en cuenta algunas redes sociales virtuales y los contactos de varios de los autores del estudio para convocar la muestra de estudio. Este estudio se desarrolló antes de la emergencia sanitaria por Coronavirus entre los años 2017 al 2019.

Análisis de datos

Para evaluar la estructura factorial se usó análisis factorial confirmatorio (AFC) de un grupo y para probar la invarianza factorial entre países se empleó el análisis multigrupo. La función de discrepancia se optimizó por el método de máxima verosimilitud. En el análisis multigrupo, se definieron modelos anidados en restricciones. El ajuste a los datos tanto en el análisis de un grupo como en el multigrupo se valoró por medio de ocho índices: chi-cuadrada relativa (χ^2/gl), índice de bondad de ajuste (*GFI*) y su fórmula ajustada (*AGFI*), índice normado de ajuste (*NFI*), índice de ajuste no normado (*NNFI*), índice comparativo de ajuste (*CFI*), error cuadrático medio estandarizado (*SRMR*) y error de aproximación cuadrático medio (*RMSEA*). Valores de χ^2/gl ≤ 2, *GFI*, *NFI, NNFI* y *CFI* ≥ 0.95, *AGFI* ≥ 0.90, *SRMR* y *RMSEA* ≤ 0.05 se consideran que reflejan un buen ajuste. Valores de χ^2/gl ≤ 3, *GFI*, *NFI*, *NNFI* y *CFI* ≥ 0.90, *AGFI* ≥ 0.85, *SRMR* ≤ 0.10 y *RMSEA* ≤ 0.08 se consideraron que indican un ajuste aceptable. La equivalencia en bondad de ajuste se cotejó por la prueba de la diferencia entre los estadísticos chi-cuadrada, chi-cuadrada relativa diferencial ($\Delta\chi^2/\Delta gl$) y la diferencia en *CFI* y *RMSEA*. Valores de $p > .05$ para H_0: $\Delta\chi^2 = 0$, $\Delta\chi^2/\Delta gl < 2$, ΔCFI ≤ 0.01 y $\Delta RMSEA \leq 0.015$, se consideraron que muestran equivalencia en bondad de ajuste (Byrne, 2016).

La consistencia interna se calculó a través del coeficiente de McDonald ($\omega \geq .70$), la validez convergente a través de la varianza media extraída ($AVE \geq .50$), la fiabilidad de constructo a través de un coeficiente *H* de Hancock y Mueller ≥ .80 (Raykov et al., 2005; Rodríguez et al., 2016).

En la descripción de las distribuciones, el ajuste a la normalidad se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov con la corrección para la significación de Lilliefors. Se usó esta prueba paramétrica, a pesar del incumplimiento de distribución normal, ya que es robusta ante el incumplimiento de este supuesto cuando el tamaño de la muestra es grande (Poncet et al., 2016). Se verificó la validez concurrente por el coeficiente de correlación de Pearson. Debido al incumplimiento de la normalidad, los intervalos de confianza se calcularon por muestreo repetitivo con la simulación de 2,000 muestras aleatorias creadas por el método de percentiles (Bishara etal., 2015).

Resultados

Distribución de la EBOI-G en la muestra de siete países

La distribución de la EBOI-G mostró asimetría negativa y leptocurtosis. En ninguno de los siete países y en la muestra conjunta se presentó ajuste a la distribución normal. En la Tabla 2, se presentan los estadísticos descriptivos por país y de manera general.

Tabla 2.

Estadísticos descriptivos de optimismo (EBOI-G) de manera general y por país

País	*M*	*DE*	95% IC		*Min*	*Max*	*KSL*
			LI	*LS*			
México	14.53	1.92	14.27	14.80	6	16	.21*
Colombia	14.21	2.13	13.94	14.48	7	16	.22*
España	12.60	2.49	12.30	12.90	4	16	.13*
Perú	14.26	2.09	13.98	14.54	4	16	.21*
Bolivia	14.06	2.27	13.78	14.34	5	16	.22*

Ecuador	14.86	1.77	14.62	15.10	8	16	.30*
Chile	13.83	2.38	13.57	14.09	4	16	.20*
Conjunta	13.99	2.29	13.88	14.10	4	16	.26*

*$p > .05$

Nota: *M*: media aritmética, *DE*: desviación estándar, 95 % IC: intervalo de confianza al 95%, *LI*: límite inferior, *LS*: límite superior, *Min*: valor mínimo, *Max*: valor máximo, *KSL*: prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov con la corrección para la significación de Lilliefors.

AFC de la EBOI-G y LOT-R en la Muestra Conjunta y de Siete Países

Se especificó un modelo unifactorial con sus residuos de medida independientes para la EBOI-G y la LOT-R. El ajuste general para la EBOI-G varió de aceptable (*RMSEA*) a bueno (*GFI, AGFI, NFI, NNFI, CFI* y *SRMR*), la chi-cuadrada relativa (χ^2/gl) estuvo por encima del mínimo aceptado. Las cargas factoriales (λ´s) tuvieron valores entre .49 y .86. En el caso de la LOT-R varió de no aceptable (χ^2/gl, *NFI*, *NNFI*, *RMSEA*), aceptable (*AGFI*, *CFI* y *SRMR*) y bueno (*GFI*). Las λ´s fluctuaron entre .33 y .72 (Tabla 3).

La bondad de ajuste para la EBOI-G en la muestra de México tuvo un ajuste bueno en los ocho índices reportados. Para la LOT-R se tuvieron cuatro índices que tomaron valores no aceptables (*NFI*, *NNFI*, *CFI* y *RMSEA*), se presentaron tres índices aceptables (χ^2/gl, *AGFI* y *SRMR*) y solo uno bueno (*GFI*). Para la muestra de Colombia la bondad de ajuste para la EBOI-G presentó un ajuste bueno en cuatro índices (*GFI*, *NFI*, *CFI* y *SRMR*), dos aceptables (AGFI y NNFI) y dos no aceptables (χ^2/gl y *RMSEA*). Para la LOT-R se tuvieron cuatro índices que tomaron valores no aceptables (*NFI*, *NNFI*, *CFI* y *RMSEA*), se presentaron tres índices aceptables (χ^2/gl, *AGFI* y *SRMR*) y solo uno bueno (*GFI*). La bondad de ajuste para la EBOI-G en la muestra de España tuvo un ajuste bueno en siete índices (χ^2/gl, *GFI*, *AGFI*, *NFI*, *NNFI*, *CFI* y *SRMR*) y uno aceptable (*RMSEA*). En el caso de la LOT-R, se tuvieron cinco índices que tomaron valores

buenos (*GFI*, *AGFI*, *NFI*, *CFI* y SRMR), además, se presentaron dos índices aceptables (χ^2/gl y *NNFI*) y solamente uno no aceptable (*RMSEA*).

El ajuste para la EBOI-G en la muestra de Perú tuvo un ajuste bueno en cuatro índices (*GFI*, *NFI*, *CFI* y *SRMR*), uno aceptable (*AGFI*) y tres no aceptables (χ^2/gl, *NNFI* y *RMSEA*). En el caso de la LOT-R, se tuvieron dos índices con valores aceptables (*GFI* y *SRMR*) y seis con valores no aceptables (χ^2/gl, *AGFI*, *NFI*, *NNFI*, *CFI* y *RMSEA*). La bondad de ajuste para la EBOI-G en la muestra de Bolivia tuvo un ajuste bueno en los ocho índices reportados. La LOT-R en cambio, tuvo tres índices aceptables (*GFI*, *AGFI* y *SRMR*) y cinco no aceptables (χ^2/gl, *NFI*, *NNFI*, *CFI* y *RMSEA*). El ajuste a los datos para la EBOI-G en la muestra de Ecuador tuvo un ajuste bueno en seis índices (*GFI*, *AGFI*, *NFI*, *NNFI*, *CFI* y *SRMR*), uno aceptable (χ^2/gl) y uno no aceptable (*RMSEA*). En el caso de la LOT-R, se tuvieron tres índices con valores buenos (χ^2/gl, *GFI* y AGFI), dos aceptables (*RMSEA* y *SRMR*) y tres no aceptables (*NFI*, *NNFI* y *CFI*). Por último, la bondad de ajuste para la EBOI-G en la muestra de Chile tuvo un ajuste bueno en los ocho índices reportados. La LOT-R solamente tuvo un índice aceptable (*SRMR*) y el resto no aceptables (Véase Tabla 3). Es importante mencionar que, en diversas muestras, el valor de la chi-cuadrada relativa (χ^2/gl) excedió el valor mínimo recomendado ($\chi^2/gl < 3$), sin embargo, en muestras grandes raramente este índice presenta valores aceptables (Barrett, 2007).

Tabla 3.

Índices de bondad de ajuste de la EBOI-G y LOT-R de manera general y por país

Índices	Unigrupo		México		Colombia		España		Perú		Bolivia		Ecuador		Chile	
	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R
χ^2	16.71	219.72	1.16	28.69	11.94	40.88	4.93	32.14	10.357	43.57	3.21	41.19	6.28	19.35	.723	53.82
gl	2	9	2	9	2	9	2	9	2	9	2	9	2	9	2	9
p	<.001	<.001	.560	<.001	.003	<.001	.085	<.001	.006	<.001	.201	<.001	.043	.022	.697	<.001
χ^2/gl	8.35	24.41	.580	3.17	5.97	4.54	2.46	3.57	5.17	4.84	1.60	4.57	3.14	2.15	.362	5.98
GFI	.995	.954	.997	.954	.977	.943	.991	.960	.978	.926	.994	.947	.985	.968	.999	.869
AGFI	.976	.894	.986	.893	.887	.867	.956	.906	.888	.827	.968	.876	.923	.926	.995	.811
NFI	.993	.899	.995	.766	.968	.851	.981	.951	.958	.733	.993	.850	.978	.822	.998	.869
NNFI	.981	.838	1.000	.695	.919	.795	.965	.940	.895	.612	.992	.793	.955	.815	1.000	.811
CFI	.994	.903	1.000	.817	.973	.877	.988	.964	.965	.767	.997	.876	.985	.889	1.000	.887
RMSEA	.066	.117	.000	.104	.144	.121	.075	.099	.138	.132	.049	.120	.102	.075	.000	.123
[IC 90%]	[.039, .096]	[.104, .131]	[.000, .119]	[.063, .149]	[.073, .227]	[.085, .160]	[.000, .162]	[.064, .138]	[.064, .226]	[.095, .173]	[.000, .144]	[.084, .158]	[.015, .197]	[.027, .121]	[.000, .081]	[.092, .155]
p-close	.155	<.001	.696	.019	.018	<.001	.228	.014	.029	<.001	.387	<.001	.122	.163	.848	<.001
SRMR	.015	.059	.015	.073	.033	.077	.023	.035	.034	.086	.020	.075	.031	.056	.008	.061

Nota: Índices de ajuste: χ^2 = valor mínimo de la función de discrepancia optimizada por máxima verosimilitud, *gl* = grados de libertad del estadístico χ^2, *p* = probabilidad a una cola del estadístico χ^2 para H_0: $\chi^2 = 0$ (bondad de ajuste), χ^2/gl = chi-cuadrada relativa, *GFI* = índice de bondad de ajuste, *AGFI* = índice de bondad de ajuste corregido, *NFI* = índice de ajuste normado, *NNFI* = índice de ajuste no normado, *CFI* = índice comparativo de ajuste y *RMSEA* (90% CI) = error de aproximación cuadrático medio (estimación por intervalo de confianza al 90%) y *SRMR* = error cuadrático medio estandarizado.

En términos de una categorización de la calificación absoluta de validación de constructo, se considera para interpretación de las escalas la suma entre los índices buenos y aceptables, donde excelente corresponde a 8 índices, muy buena a 6 y 7 índices, buena a 5, mala a 4, muy mala a 3 y 2 y pésima a 1 y 0. En este caso, la calificación absoluta máxima seria de 8 en un extremo y de 0 en el otro polo. Para esta clasificación se adoptó el punto de corte de la mitad más uno para decir dónde iniciaba la validación buena y donde terminaba la mala (Tabla 4.).

En cuanto a los resultados de los índices (buenos y aceptables) se muestra en la Tabla 4 que en la muestra total (*N* = 1,712), la EBOI-G se ubicó en la categoría de excelente mientras que la LOT-R fue mala. Más detalladamente por países, la calificación absoluta de los índices en la muestra de México (*n* = 201) fue excelente (8) en la EBOI-G, mientras que la correspondiente al modelo LOT-R fue mala (4); en Colombia (*n* = 242) fue muy buena (6) en la EBOI-G, en tanto que la del modelo LOT-R fue mala (4); en España (*n* = 261) fue excelente (8) en la EBOI-G mientras que la correspondiente para el modelo LOT-R fue muy buena (7); en Perú (*n* = 220), fue buena (5) en la EBOI-G y para el modelo de medición LOT-R muy mala (2); en Bolivia (*n* = 250) fue excelente (8) en la EBOI-G, pero para la LOT-R, la bondad de ajuste fue muy mala (3); en Ecuador (*n* = 206) en la EBOI-G fue muy buena (7), en tanto que para la LOT-R su bondad de ajuste fue buena (5) y en Chile (*n* = 332) en la EBOI-G fue excelente (8) y pésima (1) en el caso de la LOT-R.

Tabla 4.

Ponderaciones índices de bondad y ajuste obtenidos de la EBOI-G y LOT-R de manera general y por país

No. INDICES DE BONDAD Y AJUSTE	BUENOS	ACEPTABLES	NO ACEPTABLES	Total, índices Buenos y Aceptables	CATEGORIA ABSOLUTA ÍNDICES
Muestra Total (N = 1,712)					

EBOI-G	7	1		8	**EXCELENTE**
LOT-R	1	3	4	4	**MALA**
México (n = 201)					
EBOI-G	8			8	**EXCELENTE**
LOT-R	1	3	4	4	**MALA**
Colombia (n = 242)					
EBOI-G	4	2	2	6	**MUY BUENA**
LOT-R	1	3	4	4	**MALA**
España (n = 261)					
EBOI-G	7	1		8	**EXCELENTE**
LOT-R	5	2	1	7	**MUY BUENA**
Perú (n = 220)					
EBOI-G	4	1	3	5	**BUENA**
LOT-R		2	6	2	**MUY MALA**
Bolivia (n = 250)					
EBOI-G	8			8	**EXCELENTE**
LOT-R		3	5	3	**MUY MALA**
Ecuador (n = 206)					
EBOI-G	6	1	1	7	**MUY BUENA**
LOT-R	3	2	3	5	**BUENA**
Chile (n = 332)					
EBOI-G	8			8	**EXCELENTE**
LOT-R		1	7	1	**PÉSIMA**

Invarianza factorial entre los siete países para la EBOI-G y LOT-R

Se especificaron cuatro modelos restrictivos: sin restricciones (SR), con restricciones en los pesos de medida (RPM), con restricciones en las covarianzas estructurales (RCE) y con restricciones en las varianzas de los residuos de medida (RVR).

Para el caso de la EBOI-G, la bondad de ajuste en el modelo SR entre las muestras de los siete países fue buena para siete de los ocho índices y aceptable por el índice restante (χ^2/gl). En el modelo RPM, el ajuste fue bueno para los ocho índices reportados. La bondad de ajuste mejoró para algunos índices (χ^2/gl, *AGFI*, *NNFI* y *RMSEA*) y empeoró por otros (*GFI*, *NFI*, *CFI* y

SRMR) con respecto al modelo SR. Las pruebas de diferencias de chi-cuadrada, $\Delta\chi^2[\Delta gl = 18] = 24.35$, $p = .144$, $\Delta\chi^2/\Delta gl = .79$, $\Delta CFI = 0.003$ y $\Delta RMSEA = 0.008$, no reflejaron diferencia. La bondad de ajuste en el modelo RCE fue buena para siete índices y aceptable para la χ^2/gl. La bondad de ajuste mejoró solo para un índice (*AGFI*) y empeoró para los demás con respecto al modelo SR. Además, por la prueba de las diferencias de chi-cuadrada, $\Delta\chi^2[\Delta gl = 24] = 76.46$, $p = 0.000$ y el $\Delta CFI = 0.023$. Los dos índices comparativos restantes no reflejaron diferencia, $\Delta\chi^2/\Delta gl = 0.27$ y $\Delta RMSEA = 0.002$. Por último, la bondad de ajuste en el modelo RVR no fue aceptable en cinco índices (χ^2/gl, *GFI*, *NFI*, *NNFI*, *CFI*), fue aceptable para el *AGFI* y *RMSEA* y bueno para el *SRMR*. Comparado al modelo SR empeoró por la prueba de las diferencias de chi-cuadrada, $\Delta\chi^2[\Delta gl = 48] = 454.40$, $p = 0.000$, $\Delta\chi^2/\Delta gl = 5.19$, $\Delta CFI = 0.180$ y $\Delta RMSEA = 0.032$ (Tabla 5).

Tabla 5.

Índices de ajuste de la EBOI-G para los cuatro modelos anidados en restricciones en el análisis factorial multigrupo por país

Índices	Modelos anidados			
	SR	RPM	RCE	RVR
χ^2	38.61	62.96	115.07	493.01
Gl	14	32	38	62
P	<.001	<.001	<.001	<.001
χ^2/gl	2.76	1.97	3.03	7.95
GFI	.989	.982	.971	.878
AGFI	.946	.961	.947	.862
NFI	.983	.973	.950	.786
NNFI	.967	.982	.962	.871
CFI	.989	.986	.966	.809
RMSEA	.032	.024	.034	.064
[IC 90%]	[.020, .044]	[.015, .032]	[.027, .042]	[.059, .069]
p-close	.993	1.000	1.000	<.001
SRMR	.015	.020	.043	.037

$\lvert \Delta\chi^2/\Delta gl \rvert$	SR	-	.79	.27	5.19
	RPM			1.06	5.98
	RCE				4.92
$\lvert \Delta CFI \rvert$	SR	-	.003	.023	.180
	RPM			.020	.177
	RCE				.157
$\lvert \Delta RMSEA \rvert$	SR	-	.008	.002	.032
	RPM			.010	.040
	RCE				.030

Nota*:* Índices de ajuste: χ^2 = valor mínimo de la función de discrepancia optimizada por máxima verosimilitud, *gl* = grados de libertad del estadístico χ^2, *p* = probabilidad a una cola del estadístico χ^2 para H_0: $\chi^2 = 0$ (bondad de ajuste), χ^2/gl = chi-cuadrada relativa, *GFI* = índice de bondad de ajuste, *AGFI* = índice de bondad de ajuste corregido, *NFI* = índice de ajuste normado, *NNFI* = índice de ajuste no normado, *CFI* = índice comparativo de ajuste y *RMSEA* (90% CI) = error de aproximación cuadrático medio (estimación por intervalo con un nivel de confianza al 90%) y *SRMR* = error cuadrático medio. Modelos anidados en restricciones: SR = sin restricciones, RPM = con restricciones en los pesos de medida, RCE = con restricciones en la covarianza estructural, y RVR = con restricciones en las varianzas de los residuos de medida.

Por otra parte, la bondad de ajuste para la LOT-R en el modelo SR entre las muestras de los siete países fue bueno solo para el índice *RMSEA*, aceptable para *GFI, AGFI* y *SRMR*, el resto de los indicadores fueron no aceptables. En el modelo RPM, fue bueno solo el índice *RMSEA*, aceptable para el *GFI, AGFI* y *SRMR*, el resto de los indicadores fueron no aceptables. La bondad de ajuste empeoró con respecto al modelo SR, y además por la prueba de las diferencias de chi-cuadrada, $\Delta\chi^2[\Delta gl = 30] = 177.476$, $p = 0.000$ y $\Delta CFI = 0.077$. Los indicadores de diferencia $\Delta\chi^2/\Delta gl = .58$ y $\Delta RMSEA = 0.004$ permanecieron sin cambio. La bondad de ajuste en el modelo RCE fue bueno solo para la *RMSEA*, aceptable para el *GFI* y *AGFI* y no aceptable para lo demás indicadores. La bondad de ajuste empeoró con respecto al modelo SR y por las pruebas de diferencias de chi-cuadrada, $\Delta\chi^2[\Delta gl = 36] = 223.82$, $p = 0.000$ y el $\Delta CFI = 0.098$. Los dos índices comparativos restantes no reflejaron diferencia, $\Delta\chi^2/\Delta gl = .76$ y $\Delta RMSEA =$

0.005. Por último, la bondad de ajuste en el modelo RVR no fue aceptable en siete de los ocho índices, únicamente fue aceptable la *RMSEA*. Comparado al modelo SR empeoró por la prueba de las diferencias de chi-cuadrada, $\Delta\chi^2[\Delta gl = 72] = 766.50$, $p = 0.000$, $\Delta\chi^2/\Delta gl = 3.48$, $\Delta CFI = 0.364$ y $\Delta RMSEA = 0.019$ (Tabla 6).

Tabla 6.

Índices de ajuste de la LOT-R para los cuatro modelos anidados en restricciones en el análisis factorial multigrupo por país

Índices		Modelos anidados			
		SR	RPM	RCE	RVR
χ^2		259.57	437.05	483.39	1026.07
Gl		63	93	99	135
P		<.001	<.001	<.001	<.001
χ^2/gl		4.12	4.70	4.88	7.60
GFI		.948	.921	.910	.828
AGFI		.880	.875	.866	.613
NFI		.871	.783	.760	.491
NNFI		.828	.797	.786	.637
CFI		.897	.820	.799	.533
RMSEA		.043	.047	.048	.062
[IC 90%]		[.037, .048]	[.042, .051]	[.044, .052]	[.059, .066]
p-close		.986	.896	.805	.000
SRMR		.073	.076	.098	.107
$\lvert \Delta\chi^2/\Delta gl \rvert$	SR	-	.58	.76	3.48
	RPM			.18	2.90
	RCE				2.72
$\lvert \Delta CFI \rvert$	SR	-	.077	.098	.364
	RPM			.021	.287
	RCE				.266
$\lvert \Delta RMSEA \rvert$	SR	-	.004	.005	.019
	RPM			.001	.015
	RCE				.014

Nota: Índices de ajuste: χ^2 = valor mínimo de la función de discrepancia optimizada por máxima verosimilitud, *gl* = grados de libertad del estadístico χ^2, *p* = probabilidad a una cola del estadístico χ^2 para H_0: $\chi^2 = 0$ (bondad de ajuste), χ^2/gl = chi-cuadrada relativa, *GFI* = índice de bondad de ajuste, *AGFI* = índice de bondad de ajuste corregido, *NFI* = índice de ajuste normado, *NNFI* = índice de ajuste no

normado, *CFI* = índice comparativo de ajuste y *RMSEA* (90% CI) = error de aproximación cuadrático medio (estimación por intervalo con un nivel de confianza al 90%) y *SRMR* = error cuadrático medio. Modelos anidados en restricciones: SR = sin restricciones, RPM = con restricciones en los pesos de medida, RCE = con restricciones en la covarianza estructural, y RVR = con restricciones en las varianzas de los residuos de medida.

En la Tabla 7 se presenta una categorización sobre las ponderaciones de los índices obtenidos de la EBOI-G y LOT-R para los cuatro modelos anidados en restricciones en el análisis factorial multigrupo por país, considerándose para interpretación la suma entre los índices buenos y aceptables, donde excelente corresponde a 8 índices, muy buena a 6 y 7 índices, buena a 5, mala a 4, muy mala a 3 y 2 y pésima a 1 y 0.

En la tabla 7 se muestra que, en cuanto al modelo sin restricciones (SR) para el instrumento EBOI-G, la bondad de ajuste para la muestra total de los siete países fue de excelente (8), en tanto que para la LOT-R la bondad de ajuste fue mala (4). En el segundo modelo de restricciones en los pesos de medida (RPM), la bondad de ajuste de la EBOI-G fue excelente (8), en tanto que la bondad de ajuste de la LOT-R fue mala (4). Para el tercer modelo con restricciones en las covarianzas estructurales (RCE), la bondad de ajuste para la EBOI-G fue excelente (8), pero para la LOT-R fue muy mala (3). Finalmente, en el último modelo con restricciones en las varianzas de los residuos de medida (RVR), la bondad de ajuste del instrumento EBOI-G fue muy mala (3) y para la LOT-R fue pésima (1).

Tabla 7.

Ponderaciones índices obtenidos de la EBOI-G y LOT-R para los cuatro modelos anidados en restricciones en el análisis factorial multigrupo por país

	No. INDICES DE BONDA Y AJUSTE					
Modelos en restricciones	**Muestra Total (N = 1,712)**	**BUENOS**	**ACEPTABLES**	**NO ACEPTABLES**	**Total, índices Buenos y Aceptables**	**CATEGORIA ABSOLUTA ÍNDICES**

Sin restricciones (SR)	EBOI-G	7	1		8	**EXCELENTE**
	LOT-R	1	3	4	4	**MALA**
Con restricciones en los pesos de medida (RPM)	EBOI-G	8			8	**EXCELENTE**
	LOT-R	1	3	4	4	**MALA**
Con restricciones en las covarianzas estructurales (RCE)	EBOI-G	7	1		8	**EXCELENTE**
	LOT-R	1	2	5	3	**MUY MALA**
Con restricciones en las varianzas de los residuos de medida (RVR)	EBOI-G	1	2	5	3	**MUY MALA**
	LOT-R		1	7	1	**PÉSIMA**

Consistencia interna, validez convergente y fiabilidad de constructo de la EBOI-G y LOT-R en la muestra de siete países

Los cuatro ítems de la EBOI-G, en la muestra conjunta presentaron una consistencia interna buena, ω = .81, validez convergente, *AVE* = .52, y fiabilidad de constructo, *H* = .85. La muestra de México presentó una consistencia interna aceptable, ω = .79, con validez convergente muy cercana a la deseable, *AVE* = .49, y fiabilidad de constructo, *H* = .83. La muestra de Colombia obtuvo consistencia interna buena, ω = .81, validez convergente, *AVE* = .54, y fiabilidad de constructo, *H* = .89. La muestra de España mostró una consistencia interna aceptable, ω = .77, validez convergente cercana al valor deseado, *AVE* = .45, y fiabilidad de constructo, *H* = .79 (valor cercano al mínimo aceptable). La muestra de Perú tuvo una consistencia interna aceptable, ω = .77, validez convergente, *AVE* = .46 (cercano al valor mínimo deseado), y fiabilidad de constructo, *H* = .83. La muestra de Bolivia obtuvo una consistencia interna buena, ω = .85, validez convergente, *AVE* = .59, y fiabilidad de constructo, *H* = .91. La muestra de Ecuador alcanzó una consistencia interna buena, ω = .81, validez convergente, *AVE* = .53, y fiabilidad de

constructo, *H* = .86. Por último, en la muestra de Chile se tuvo una consistencia interna aceptable, *ω* = .79, validez convergente, *AVE* = .50, y fiabilidad de constructo, *H* = .84. En resumen, la EBOI-G obtuvo valores de buenos a aceptables en cuanto a consistencia interna (*ω*) en la muestra conjunta y por país, la validez convergente se incumplió en tres países y la fiabilidad de constructo fue buena excepto en España que fue cercana al mínimo deseado (Tabla 8).

Para el caso de la LOT-R, en la muestra conjunta presentaron una consistencia interna aceptable, *ω* = .74, valor de validez convergente bajo, *AVE* = .33, y fiabilidad de constructo cercana al mínimo esperado, *H* = .77. En lo general la LOT-R mostró valores bajos de consistencia interna, exceptuando la muestra conjunta, España y Chile. En el caso del valor de la varianza media extraída solo la muestra de España obtuvo el valor mínimo deseado. Para finalizar, la confiabilidad de constructo solo se presentó en las muestras de Colombia, España y Bolivia (Tabla 8).

Tabla 8.

Consistencia interna, validez convergente y fiabilidad de constructo de la EBOI-G y LOT-R

País	Ω		*AVE*		*H*	
	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R	EBOI-G	LOT-R
México	.79	.57	.49	.21	.83	.67
Colombia	.81	.68	.54	.30	.89	.80
España	.77	.85	.45	.50	.79	.88
Perú	.77	.62	.46	.23	.83	.67
Bolivia	.85	.65	.59	.29	.91	.84
Ecuador	.81	.59	.53	.20	.86	.63
Chile	.79	.74	.50	.33	.84	.77
Conjunta	.81	.74	.52	.33	.85	.77

Nota: ω: coeficiente omega de McDonald, *AVE*: varianza media extraída, *H*: coeficiente de confiabilidad de constructo de Hancock y Mullen.

Validez Concurrente de la EBOI-G en Relación a la LOT-R

La correlación con el criterio externo de validez fue congruente (r = .45, p < .01, IC 95%, .41, .49). De esta manera, el optimismo interactivo (EBOI-G) y el optimismo disposicional (LOT-R) correlacionaron en la dirección esperada, sin que la relación entre dichos constructos fuera demasiado elevada.

Discusión

El objetivo principal de esta investigación fue determinar cuál de las dos escalas que miden optimismo, el LOT-R o la EBOI-G, es la que presenta mejores evidencias de validez de constructo y confiabilidad, en siete países de habla castellana. Además, el estudio también evaluó la invarianza factorial del LOT-R y la EBOI-G en los mismos siete países. Hasta donde se conoce de la literatura científica, este es el primer estudio que investiga las cualidades psicométricas de las escalas LOT-R y la EBOI-G en una muestra relativamente grande de países hispanoparlantes. En general, los resultados del AFC indican que la EBOI-G tiene mejores índices de ajuste que el LOT-R. Específicamente, la EBOI-G presentó índices de bondad de ajuste excelentes en cuatro países (México, España, Bolivia y Chile), pasando por muy buenos en dos países (Colombia y Ecuador) y buenos en Perú. Sin embargo, en algunos países, los valores del RMSEA fueron mayores a los permitido (RMSEA ≥. 80). Esto es esperable debido a que el RMSEA tiene un mal desempeño en modelos con pequeños grados de libertad, como este conformado por 4 ítems (Kenny et al., 2015; Taasoobshirazi y Wang, 2016). Sin embargo, se sugiere que, los modelos con mayores valores de RMSEA y pequeños grados de libertad no deben ser descartados sin antes evaluar otra información como las derivadas de los demás índices de ajuste (Kenny et al., 2015). Por otro lado, el LOT-R también alcanzó índices de ajuste muy

buenos en España y buenos en Ecuador, pero malos en dos países (México y Colombia), muy malos en otras dos naciones (Perú y Bolivia), y en un país fueron pésimos (Chile).

De acuerdo con estas consideraciones y los resultados encontrados, se puede decir que la primera hipótesis, la cual afirmaba que las evidencias de validez de constructo de la EBOI-G serían mejores en comparación a las evidencias del LOT-R, tanto en la muestra total como en la de cada país, se acepta. En este sentido, se podría recomendar usar la EBOI-G para medir el optimismo en México, Colombia, Perú, Bolivia y Chile; mientras que, en los dos países restantes (España y Ecuador) se podrían usar ya sea la EBOI-G o el LOT-R, pues prácticamente no se encontraron diferencias en las evidencias de validez de constructo en ambas escalas.

Además, de acuerdo con la evidencia de validez externa convergente, la EBOI-G ofrece al igual que el LOT-R, calificaciones significativas sobre el constructo del optimismo. Los resultados sobre la confiabilidad por consistencia interna indicaron que la EBOI-G mide de forma precisa el optimismo en todos los países de mejor manera que el LOT-R. La evidencia de consistencia interna permitiría también tener confianza suficiente de investigar relaciones entre el optimismo, medido por la EBOI-G, y cualquier otro constructo en los siete países, sin temor a que se puedan interpretar erróneamente las relaciones halladas entre ellos (John et al., 2009). Sin embargo, esto solo podría hacerse en España y Chile, con el LOT-R, pero probablemente no en ningún otro de los países, debido a la deficiente consistencia interna en estos países. Estos hallazgos apoyan la postura de Schweizer (2011) de que escalas con un número reducido de ítems podrían presentar índices aceptables de consistencia interna. Aunque, por otro lado, Nunnally et al. (1994) aceptan que para propósitos de investigación en la que se comparen grupos diferentes, pueden usarse instrumentos con bajos índices de consistencia interna, siempre y cuando posean pocos ítems. Tener una medida unidimensional, breve y precisa, como la EBOI-G es útil en contextos como

atención primaria, donde el tiempo puede ser escaso para la aplicación de instrumentos con gran cantidad de ítems. Además, las medidas cortas y unidimensionales suelen mostrar indicadores psicométricos más reproducibles en diversos contextos o muestras (Smith et al., 2000), favoreciendo la realización de estudios transculturales.

Comparar significativamente puntuaciones de las variables entre países supone que las estructuras subyacentes a estas variables deben ser estables o "invariantes" (Davidov et al., 2014). Sin embargo, la IM de los instrumentos entre diferentes grupos culturales o países es muy difícil de lograr (Davidov et al., 2018). Los hallazgos indicaron que, la EBOI-G presentó mejores evidencias de invarianza factorial que el LOT-R. Esto, apoya la segunda hipótesis del estudio, la cual sostenía precisamente que sería mejor la invarianza factorial de la EBOI-G, en comparación con la del LOT-R. En este sentido, al parecer los participantes de los siete países hispanoamericanos entendieron mejor y de igual manera el optimismo medido por la EBOI-G, en comparación con lo que trataba de transmitir el LOT-R (McGorry, 2000; Milfont et al., 2010). Lo anterior, implica que sería posible comparar el optimismo con la EBOI-R entre habitantes de los siete países, pero esto sería difícilmente aceptable al hacerlo con el LOT-R (Jak et al., 2017). Es importante encarar la siguiente pregunta: ¿Por qué estas escalas en algunos países funcionan mejor y en otros no? En primer lugar, esta no era una pregunta de investigación del presente estudio y lo que se pueda decir se encuentra en un plano realmente especulativo, pues los resultados aquí mostrados no alcanzan para siquiera pergeñar algunas posibilidades interpretativas. En segundo lugar, la escala que funciona mejor en los siete países estudiados es la EBOI-G, en comparación con el LOT-R. Posiblemente funcione mejor la EBOI-G que el LOT-R porque la teoría en la que se sustenta la EBOI-G (estilo interactivo de la personalidad;

Ribes-Iñesta, 2009) explique mejor al optimismo en hispanoparlantes, que la teoría en la que se basa el LOT-R (expectativas positivas; Scheier et al., 1994).

A pesar de los importantes hallazgos, es necesario indicar una serie de limitaciones. En primer lugar, el uso de medidas de autoinforme hace probable la aparición de sesgos de deseabilidad social. Por lo tanto, conviene realizar investigaciones que incluyan, por ejemplo, las evaluaciones de los parientes cercanos o amigos de los participantes para saber si se encuentra la misma información arrojada por el autoinforme. En segundo lugar, la EBOI-G adolece de estudios sobre su estabilidad temporal (test-retest). En tercer lugar, debido a que los participantes de los siete países evaluados fueron seleccionados mediante un muestreo por conveniencia, los hallazgos no pueden generalizarse al total de los habitantes de los países. Es así como, sería conveniente replicar el estudio, utilizando procedimientos de muestreo probabilísticos para saber si se encuentran los mismos hallazgos. En cuarto lugar, los participantes en total y en cada uno de los países, tuvieron un amplio rango de edad y fueron mayoritariamente mujeres. Además, si bien la muestra general incluyó a más de 1500 participantes, el número de personas en los países fue desigual. Esto es algo esperable debido al tipo de muestreo utilizado. En este sentido, es recomendable que próximos estudios procuren tener muestras homogéneas en función a diferentes características sociodemográficas para poder realizar comparaciones con la menor probabilidad de sesgo de muestreo. En quinto lugar, solo participaron siete países hispanoparlantes (México, Colombia, Perú, Ecuador, Bolivia, Chile y España), que no corresponden a la mitad de todos los países de habla hispana, dejando fuera a Argentina, Uruguay, Paraguay, Costa Rica, Cuba, República Dominicana, Panamá, Guinea Ecuatorial, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, y Venezuela. Esto, sugeriría que próximos estudios pudieran contar con la mayoría de los países hispanoparlante. En sexto lugar, no se evaluaron las

relaciones del optimismo, medidas con la EBOI-G y el LOT-R con otras medidas externas. En este sentido, sería conveniente que próximos estudios investiguen si otras variables psicológicas, como la autoestima, la resiliencia, la paciencia, la gratitud y la escolaridad contribuyen de manera similar sobre la explicación del fenómeno del optimismo en países hispanoparlantes (Glaesmer et al., 2012). Finalmente, se espera que la EBOI-G y el LOT-R tengan el potencial de capturar la naturaleza cambiante y similar del optimismo, que puede variar de acuerdo con diferentes circunstancias, como la salud, economía, entre otras. Sin embargo, este estudio psicométrico no aborda los posibles cambios longitudinales en la EBOI-G y el LOT-R, que pueden ser foco de atención de futuros estudios. Esto es importante, ya que las personas pueden ser optimistas sobre algunos aspectos y no sobre otros, como, por ejemplo, el optimismo sobre el propio futuro frente al optimismo sobre la sociedad en general (Millstein et al., 2019). Es así como, futuros estudios longitudinales mostrarían en qué grado el optimismo está influido por los diferentes eventos de la vida, o condiciones de salud.

A pesar de las limitaciones, este estudio presentó varias fortalezas. Primero, fue el primero en comparar las evidencias de validez de constructo y confiabilidad, así como examinar la invariancia factorial de la EBOI-G y el LOT-R en diferentes países hispanoparlantes. En segundo lugar, ha brindado una contribución importante para aumentar el alcance y la aplicación de la EBOI-G y el LOT-R en el contexto hispanoparlante. Además, se han utilizado muestras de diferentes países, lo que ayuda a que los hallazgos sean más sólidos. Los hallazgos permiten concluir que, las evidencias de validez y confiabilidad favorecen a la EBOI-G, comparada con el LOT-R. Por tanto, podemos decir que la EBOI-G es una buena opción para medir rápidamente el optimismo en hispanoparlantes. Asimismo, existen mejores evidencias de invarianza factorial para la EBOI-G en comparación al LOT-R. Además de que la EBOI-G es una medida que se

puede administrar en un corto período de tiempo, proporciona información sobre el grado de optimismo que puede ser una variable importante dentro de los procesos de investigación y tratamiento de la salud mental. Con respecto al primero, la EBOI-G puede ser útil en estudios que buscan una mejor comprensión del impacto del optimismo en los resultados de salud. Además, es probable que las personas más optimistas sean parte de las intervenciones de salud mental (Malouff y Schutte, 2017). La calidad de la investigación depende, en cierta medida, de la precisión de los instrumentos utilizados para recolectar la información, más aún si los instrumentos evalúan fenómenos complejos como el optimismo. En este sentido, los hallazgos nos han permitido establecer que la medición del optimismo se puede realizar con altos niveles de calidad psicométrica.

Referencias

Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, *42*(5), 815-824. https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.018

Bastianello, M. R., Pacico, J. C. y Hutz, C. S. (2014). Optimismo, autoestima e personalidade: estudos de adaptação e validação brasileira do Revised Life Orientation Test (LOT-R). *Psico-USF*, *19*, 523-531.

Beck, A. T. y Weissman, A. (1974). The measurement of pessimism: The hopelessness scale. (1974). *Journal of Clinical and Consulting Psychology, 42*(6), 861-865.

Bishara, A. J. y Hittner, J. B. (2015). Reducing bias and error in the correlation coefficient due to nonnormality. *Educational and Psychological Measurement*, *75*(5), 785-804. https://doi.org/10.1177/0013164414557639

Byrne, B. M. (2016). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (3rd Ed.). Routledge. https://doi.org/10.4324/9781315757421

Carver, C. S. y Scheier, M. F. (2002). Optimism. En C.R. Snyder y S. Lopez (Eds.), *Handbook of Positive Psychology* (pp. 231-243). Oxford University Press.

Cloninger, C. R. (1987). A systematic method for clinical description and classification of personality variants. *Archives of General Psychiatry*, *44*, 573-588.

Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P. y Billiet, J. (2014). Measurement equivalence in cross-national research. *Annual Review of Sociology, 40*, 55-75. https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043137

Davidov, E., Muthen, B. y Schmidt, P. (2018). Measurement invariance in cross-national studies: Challenging traditional approaches and evaluating new ones. *Sociological Methods y Research, 47*(4), 631-636. https://doi.org/10.1177/0049124118789708

Díaz-Loving, R. (1999). The indigenization of psychology: Birth of a new science or rekindling of an old one? *Applied Psychology: An International Review, 48*(4), 433-449.

García-Cadena, C., Téllez, A., Ramírez, G., Ramírez, E. y Pérez, E. (2016). Toward a global conceptualization and measurement in positive psychology. En R. Bowers (Ed.), *Psychological Well-Being. Cultural Influences, Measurement Strategies and Health Implications* (pp. 21-42). Nova Science Publisher, Inc.

García-Cadena, C., Daniel-González, L. y 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

Glaesmer, H., Rief, W., Martin, A., Mewes, R., Brähler, E., Zenger, M. y Hinz, A. (2012). Psychometric properties and population based norms of the Life Orientation Test Revised (LOT-R). *British Journal of Health Psychology*, *17*, 432-445.

Grimaldo, M. P. (2004). Niveles de optimismo en un grupo de estudiantes de una universidad particular de la ciudad de Lima. *Liberabit, 10*, 96-106.

Heimberg, L. (1961). *Development and Construct Validation of an Inventory for the Measurement of Future Time Perspective* [Tesis inédita de Maestría]. Universidad de Vanderbilt, Estados Unidos.

Hernández, R. M. y Carranza, R. F. (2017). Felicidad, optimismo y autorrealización en estudiantes de un programa de educación superior para adultos. *Interdisciplinaria. Revista de Psicología y Ciencias Afines, 34*(2), 307-325. https://doi.org/10.16888/interd.2017.34.2.5

Huang, V., Lo, K. C. y Fiocco, A. J. (2020). Examining the Factor Structure and Psychometric Properties of the Chinese Version of the Life Orientation Test in Older Chinese Immigrants. *Psychological Reports, 123*(6), 2617-2636. https://doi.org/10.1177/0033294119868800

International Test Commission. (2015). Guidelines for practitioner use of test revisions, obsolete tests, and test disposal. https://www.intestcom.org/files/guideline_test_disposal.pdf

Jak, S. y Jorgensen, T. D (2017). Relating Measurement Invariance, Cross-Level Invariance, and Multilevel Reliability. *Frontiers in Psychology, 8*, 1640. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01640

Ji, L., Zhang, Z., Usborne, E. y Guan, Y. (2004). Optimism across cultures: In response to the severe acute respiratory syndrome outbreak. *Asian Journal of Social Psychology, 7*(1), 25-34.

John, O. P. y Soto, Ch. J. (2009). The importance of being valid: Reliability and the process of construct validation. En R. W. Robins, R. C. Fraley y R. F. Krueger (Eds.), *Handbook of Research Methods in Personality Psychology* (pp. 461-494). Guilford Press.

Jovanović, V. y Gavrilov-jerkovic, V. (2013). Dimensionality and Validity of the Serbian Version of the Life Orientation Test-Revised in a Sample of Youths. *Journal of Happiness Studies, 14*(3). https://doi.org/10.1007/s10902-012-9354-2

Kenny, D. A., Kaniskan, B. y McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods y Research, 44*(3), 486-507. https://doi.org/10.1177/0049124114543236

Kim, U., Yang, K. S. y Hwang, K. K. (2006). *Indigenous and cultural psychology. Understanding people in context.* Springer Science+Business Media, Inc.

Landero, R. y González, M. T. (2009). Propiedades psicométricas de la versión española del test de optimismo revisado (LOT-R) en una muestra de personas con fibromialgia. *Ansiedad y Estrés, 15*(1),111-117.

Londoño, C., Hernández, L. M., Alejo, I. E. y Pulido, D. (2013). Diseño y validación de la Escala de Optimismo Disposicional / Pesimismo - EOP. *Universitas Psychologica*, *12*, 139-155.

Malouff, J. M. y Schutte, N. S. (2017). Can psychological interventions increase optimism? A meta-analysis. *The Journal of Positive Psychology, 12*(6), 594-604. https://doi.org/10.1080/17439760.2016.1221122

McGorry, S. Y. (2000). Measurement in cross-cultural environment: Survey translation issues. *Qualitative Market Research: An International Journal, 2*, 74-81.

Meredith, W. y Teresi, J. (2006). An essay on measurement and factorial invariance. *Medical Care, 44*(11), S69-S77. https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000245438.73837.89

Millstein, R. A., Chung, W. J., Hoeppner, B. B., Boehm, J. K., Legler, S. R., Mastromauro, C. A. y Huffman, J. C. (2019). Development of the state optimism measure. *General Hospital Psychiatry, 58*, 83-93. https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2019.04.002

Milfont, T. L. y Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research, 3*(1), 111-121. https://doi.org/10.21500/20112084.857

Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3era. ed.). McGraw-Hill.

Ortíz, M. S., Gómez-Perez, D., Cancino, M. y Barrera-Herrera, A. (2016). Validación de la versión en español de la Escala de Optimismo Disposicional (LOT-R) en una muestra Chilena de estudiantes universitarios. *Terapia Psicológica, 34*(1), 53-58. https://doi.org/10.4067/S0718-48082016000100006

Otero, J. M., Luengo, A., Romero, E., Gómez-Fraguela, J. A. y Castro, C. (1998). *Psicología de la Personalidad*. Ariel Practicum.

Pedrosa, I., Celis-Atenas, K., Suárez-Álvarez, J., García-Cueto, E. y Muñiz, J. (2015). Cuestionario para la evaluación del optimismo: Fiabilidad y evidencias de validez. *Terapia Psicológica, 33*(2), 127-138.

Poncet, A., Courvoisier, D. S., Combescure, Ch. y Perneger, T. V. (2016). Normality and sample size do not matter for the selection of an appropriate statistical test for two-group comparisons. *Methodology*, *12*(2), 61-71. https://doi.org/10.1027/1614-2241/a000110

Rammstedt, B. y Beierlein, C. (2014). Can't We Make It Any Shorter? The Limits of Personality Assessment and Ways to Overcome Them. *Journal of Individual Differences 35*(4), 212-220. https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000141

Rauch, W. A., Schweizer, K. y Moosbrugger, H. (2008). An IRT analysis of the personal optimism scale. *European Journal of Psychological Assessment, 24*(1), 49–56. https://doi.org/10.1027/1015-5759.24.1.49

Raykov, T. y Hancock, G. R. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 58*(1), 65-82. https://doi.org/10.1348/000711005X38753

Reker, G. T. y Wong, P. T. P. (1985). Personal optimism, physical, and mental health: The triumph of successful aging. En J. E. Birren y J. Livingston (Eds.), *Cognition, stress, and aging* (pp. 134-173). Prentice-Hall.

Remor, E., Amorós, M. y Carrobles, J. A. (2006). El optimismo y la experiencia de ira en relación con el malestar físico. *Anales de Psicología*, *22*, 37-44.

Ribeiro, J. L. P., Pedro, L. y Marques, S. (2012). Dispositional optimism is unidimensional or bidimensional? The Portuguese Revised Life Orientation Test. *Spanish Journal of Psychology*, *15*, 1259-1271.

Ribes-Iñesta, E. (2009). La personalidad como organización de los estilos interactivos. *Revista Mexicana de Psicología*, *26*(2), 145-161.

Rodríguez, A., Reise, S. P. y Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98, 223-237. https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249

Scheier, M. F., Carver, C. S. y Bridges, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A re-evaluation 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

Schweizer, K. (2011). Some thoughts concerning the recent shift from measures with many items to measures with few items. *European Journal of Psychological Assessment, 27*, 71-72. https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000056

Schweizer, K. y Koch, W. (2001). The assessment of components of optimism by POSO-E. *Personality and Individual Differences*, *31*, 563-574. https://doi.org/10.1016/s01918869(00)001616.

Sierra-Murguía, M. A., Navarro-Contreras, G., Guevara-Sanginés, M. L. y Padrós-Blásquez, F. (2022). Análisis de las respuestas cognitivas relacionadas con el diagnóstico de cáncer en pacientes mexicanos. *Interdisciplinaria, Revista de Psicología y Ciencias Afines, 39*(1), 143-161. https://doi.org/10.16888/interd.2022.39.1.9

Smith, R. H. (2000). Assimilative and contrastive emotional reactions to upward and downward social comparisons. En J. Suls y L. Wheeler (Eds.), *Handbook of social comparison: Theory and research* (pp.173 -200). Plenum.

Sociedad Mexicana de Psicología., A.C. (2007). *Coódigo Ético del Psicólogo* (4ª ed.). Trillas.

Taasoobshirazi, G. y Wang, S. (2016). The performance of the SRMR, RMSEA, CFI, and TLI: An examination of sample size, path size, and degrees of freedom. *Journal of Applied Quantitative Methods, 11*(3), 31-39.

Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. y Osterlind, S. J. (2001). *Using Multivariate Statistics*. Allyn y Bacon.

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

Vera-Villarroel, P., Córdova-Rubio, N. y Celis-Atenas, K. (2009). Evaluación del optimismo: un análisis preliminar del Life Orientation Test versión revisada (LOT-R) en población chilena. *Universitas Psychologica, 8*(1), 61-68.

Zenger, M., Finck, C., Zanon, C., Jimenez, W., Singer, S. y Hinze, A. (2013). Evaluation of the Latin American version of the Life Orientation Test-Revised. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 13*, 243-252.

Recibido: 23 de septiembre de 2021

Aceptado: 27 de julio de 2022