



Revista Evaluar

Laboratorio de Educación Psicológica y Educativa
Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de Córdoba

2018

VOL 18 - Nº1
ISSN1667-4545

Propiedades psicométricas del Body Shape Questionnaire (BSQ-14) en mujeres universitarias mexicanas

Psychometric Properties of the Body Shape Questionnaire (BSQ-14) in Mexican university Women

Karina Franco-Paredes *¹, M. Leticia Bautista-Díaz², Felipe J. Díaz-Reséndiz^{1,3},
Elba M. Arredondo-Urtíz¹

1 - Cuerpo Académico Comportamiento, Salud y Calidad de Vida, Centro de Investigación en Riesgos y Calidad de Vida, Universidad de Guadalajara, México.

2 - Cuerpo Académico Salud Emocional, Instituto de Ciencias de la Salud, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México.

3 - Laboratorio de Análisis Conductual, Centro Universitario del Sur, Universidad de Guadalajara, México.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 03/10/2017 Revisado: 03/11/2017 Aceptado: 28/11/2017

Resumen

Contar con la versión breve de un cuestionario para evaluar la insatisfacción con la imagen corporal es importante tanto para la clínica como para la investigación, por ello, el objetivo de esta investigación fue analizar la estructura factorial, la validez convergente y la consistencia interna de una versión de 14 reactivos del Body Shape Questionnaire (Cooper, Taylor, Cooper, & Fairburn, 1987) en una muestra de mujeres universitarias. Participaron 400 universitarias mexicanas ($M = 19.43$ años, $DE = 1.11$), quienes respondieron el BSQ-14 y el Eating Attitudes Test (EAT-26). El análisis factorial confirmatorio comprobó la unidimensionalidad del BSQ-14 ($CFI = .95$; $NFI = .92$; $GFI = .86$; $RMR = .07$; $RMSEA = .09$). Asimismo, el BSQ-14 correlacionó positivamente con el EAT-26 ($r = .56$; $p < .001$) y se encontró una excelente consistencia interna ($\alpha = .96$; $\Omega = .96$). Se concluyó que la evidencia acerca de la validez y confiabilidad de las puntuaciones del BSQ-14 fue adecuada para mujeres universitarias mexicanas.

Palabras clave: estructura factorial, validez, consistencia interna, BSQ-14, mujeres

Abstract

A short version of a questionnaire to assess body dissatisfaction is important for both clinical and research application. Therefore, the aim of this study was to analyze the factorial structure, convergent validity and internal consistency of a 14-items short version of the Body Shape Questionnaire (Cooper, Taylor, Cooper, & Fairburn, 1987) in a sample of university women. The sample included 400 Mexican university women ($M = 19.43$ years, $SD = 1.11$), who completed the BSQ-14 and the Eating Attitudes Test (EAT-26). The confirmatory factor analysis corroborated the unidimensionality of BSQ-14 ($CFI = .95$; $NFI = .92$; $GFI = .86$; $RMR = .07$; $RMSEA = .09$). Also, BSQ-14 showed positive correlation with EAT-26 ($r = .56$; $p < .001$) and an excellent internal consistency ($\alpha = .96$; $\Omega = .96$). It was concluded that the evidence about the validity and reliability of the BSQ-14 scores was adequate for university Mexican women.

Keywords: factorial structure, validity, internal consistency, BSQ-14, women

Cómo citar este artículo: Franco-Paredes, K., Bautista-Díaz, M. L., Díaz-Reséndiz, Arredondo-Urtíz, E. M.

*Correspondencia a: Karina Franco Paredes, Centro Universitario del Sur, Universidad de Guadalajara. Av. Enrique Arreola Silva 883, Colonia Centro, Ciudad Guzmán, C.P. 49000, Jalisco, México. karina.franco@academicos.udg.mx

Nota de los autores: Los autores agradecen a las asistentes de investigación Mayra G. Solórzano-Barragán, Jessica Reynoso-Sánchez, Karla S. García-Solís y Guadalupe García-Palomera por el apoyo en la recolección de los datos.

Introducción

La *imagen corporal* es una representación mental de la apariencia física (Raich, 2004; 2017; Thompson, Schaefer, & Menzel, 2012; Smolak & Thompson, 2001); es un constructo que incluye tres componentes: a) cognitivo; b) afectivo, y c) conductual. Estos componentes comprenden, a grandes rasgos, lo que se piensa, se valora y se hace respecto a dicha representación (Baile-Ayensa, 2003; Raich, 2004; Stice, Maxfield, & Wells, 2003; Thompson, Heinberg, Altabe, & Tantleff-Dunn, 1999).

Las cogniciones, actitudes y conductas relacionadas con la imagen corporal están influidas, principalmente, por el contexto sociocultural, ya que la sociedad genera el estereotipo de ideal de belleza física a partir de la validación de pautas de forma y figura corporal que considera aceptables y/o deseables (Raich-Escursell, Sánchez-Carracedo, & López-Guimera, 2008; Thompson et al., 2012). Así, vivir en una sociedad donde actualmente se equipara la delgadez con la belleza física, pone a algunas personas en una situación vulnerable que puede llevarlas a sentir insatisfacción con la imagen corporal, la cual se ha conceptualizado como un proceso que origina un grado elevado de malestar con el peso y la figura corporal alterando el curso natural de la vida cotidiana y que puede conducir a cogniciones, actitudes y conductas nocivas para la salud, no solo física sino también psicológica (National Eating Disorder Collaboration, 2017; Raich, 2017).

La insatisfacción con la imagen corporal es una característica definitoria de los trastornos de la conducta alimentaria (TCA; Bobadilla-Suárez & López-Avila, 2014; Laporta-Herrero, Jáuregui-Lobera, Barajas-Iglesias, & Santed-Germán, 2016; Vaquero-Cristóbal, Alacid, Muyor, & López-Miñarro, 2013); es un criterio diagnóstico central de la anorexia nerviosa (AN) y la bulimia

nerviosa (BN), y aunque no es criterio para el trastorno por atracón, también está presente en quienes lo padecen (DSM-5; American Psychiatric Association, 2013). Además, se ha sugerido que es un factor de riesgo y que incluso contribuye a la persistencia de estos trastornos (Stice, 2002) especialmente en mujeres, en quienes la prevalencia es mayor que en los varones (Gómez-Mármol, Sánchez-Alcaraz, & Mahedero-Navarrete, 2013; Runfola et al., 2013; Vaquero-Cristóbal et al., 2013).

Por lo tanto, resulta necesario evaluar la insatisfacción con la imagen corporal como parte del conjunto de variables definitorias de los TCA. Los cuestionarios de autoinforme son los más utilizados para medir esta variable. Especialistas teórico-clínicos de los TCA diseñaron hace 30 años el Cuestionario de Imagen corporal (BSQ, por sus siglas en inglés; Cooper, Taylor, Cooper, & Fairburn, 1987) ya que hasta ese momento los cuestionarios disponibles evaluaban el aspecto estético (atractivo) de la imagen y la única forma para medir la insatisfacción con la imagen corporal era la Eating Disorder Examination (EDE; Fairburn & Cooper, 1993), una entrevista para evaluar los TCA en general pero no específicamente la insatisfacción con la imagen corporal.

El BSQ está conformado por 34 reactivos con seis opciones de respuesta, su objetivo es evaluar la insatisfacción con la imagen corporal, concretamente la debida al peso y forma del cuerpo. Las investigaciones realizadas en diversos países de dos continentes: Americano (Castrillón-Moreno, Luna-Montaño, Avendaño-Prieto, & Pérez-Acosta, 2007; Conti, Cordás, & Dias de Oliveira-Latorre, 2009; Cooper et al., 1987; Da Silva, Ribeiro-Dias, Maroco, & Alvares-Duarte-Bonini-Campos, 2014; Di Pietro & da Silveira, 2009; Ghaderi & Scott, 2004; Rosen, Jones, Ramírez, & Waxman, 1996; Rousseau, Knotter, Barbe, Raich, & Chabrol, 2005; Vázquez-Arévalo

et al., 2011; Warren et al., 2008); y Europeo (Akdemir et al., 2012; Evans & Dolan, 1993; Pook, Tuschen-Caffier, & Brähler, 2008; Raich-Escursell et al., 1996; Rousseau et al., 2005) han aportado evidencia acerca de la confiabilidad y la validez de las puntuaciones del instrumento, tanto en la versión original (34 reactivos) como en sus versiones cortas (8, 10, 14 y 16 reactivos).

Investigadores de Inglaterra y Estados Unidos propusieron y analizaron la confiabilidad y validez de ocho versiones breves diferentes del BSQ: 1) BSQ-16a, 2) BSQ-16b, 3) BSQ-8a, 4) BSQ-8b, 5) BSQ-8c, 6) BSQ-8c (Evans & Dolan, 1993); 7) BSQ-14 (Dowson & Henderson, 2001), y 8) BSQ-10 (Warren et al., 2008). En los estudios en los que se han analizado las propiedades psicométricas de las versiones cortas han participado poblaciones diversas, incluyendo tanto muestras clínicas como muestras generales de mujeres, varones y mujeres, preadolescentes, adolescentes y adultos. En todos los casos se ha encontrado una excelente consistencia interna con un rango Alfa = .83 - .97 (Evans & Dolan, 1993; Dowson & Henderson, 2001; Ghaderi & Scott, 2004; Kapstad, Nelson, Øverås & Rø, 2015; Pook et al., 2008; Warren et al., 2008; Welch, Lagerstöm, & Ghaderi, 2012) y estabilidad temporal (test-retest; $r = .90 - .95$; Ghaderi & Scott, 2004; Welch et al., 2012). Como evidencia de validez se han demostrado diferencias grupales consistentes con la teoría (Dowson & Henderson, 2001; Pook et al., 2008) y la correlación positiva con otros instrumentos ampliamente utilizados en el campo de los TCA (Dowson & Henderson, 2001; Ghaderi & Scott, 2004).

Las versiones cortas o breves de los cuestionarios cobran relevancia cuando se realiza investigación no solo sobre TCA, sino también en muestras generales, debido a que permiten evaluar diferentes variables para poder caracterizar, comparar o explicar los trastornos. En virtud de

lo valioso que es contar con una versión breve del BSQ, que permita evaluar los mismos atributos que el cuestionario original, reduciendo los tiempos y la necesidad de recursos económicos y humanos, al momento de investigar, el propósito de este trabajo fue analizar la estructura factorial, la validez convergente y la consistencia interna del BSQ-14 en una muestra de universitarias mexicanas.

Método

Participantes

Se trabajó con una muestra de universitarias mexicanas ($n = 400$) con un rango de edad de 18 a 22 años ($M = 19.43$ años, $DE = 1.11$) de una universidad pública ubicada en el sur del Estado de Jalisco, México. Para la selección de las participantes se utilizó un muestreo no probabilístico de tipo intencional. Considerando que se trabajaría con una muestra para el análisis factorial exploratorio (AFE) y con otra muestra para el análisis factorial confirmatorio (AFC) se estableció un tamaño muestral $n = 200$ para cada análisis. Para establecer el tamaño de la muestra se utilizaron dos criterios: que tuviera más de 10 participantes por reactivo, por tratarse de una versión corta (Kim, 2005); y que incluyera al menos 200 casos, por tratarse de la evaluación de la calidad de un test (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014).

Instrumentos

Body Shape Questionnaire-14 (BSQ-14). Es la versión corta del cuestionario de autoinforme diseñado por Cooper et al. (1987) para medir la insatisfacción con la imagen corporal debida al

peso y la forma del cuerpo. Consta de 14 reactivos directos con seis opciones de respuesta que van desde *Nunca* = 1 hasta *Siempre* = 6. Para la versión original de 34 reactivos Vázquez-Arévalo et al. (2011) hallaron evidencia de validez en una población de mujeres mexicanas, encontrando propiedades psicométricas muy satisfactorias: validez discriminante y predictiva (λ de Wilks = .485, $\chi^2_{(gl=1)} = 278.830, p < .001$). Con el punto de corte de 110 el BSQ-34 clasificó correctamente a las participantes sin o con TCA y entre estas últimas distinguió a quienes presentaron AN o BN, y la consistencia interna fue $\alpha = .98$.

Eating Attitudes Test-26 (EAT-26; Garner, Olmsted, Bohr, & Garfinkel, 1982). Evalúa la presencia de sintomatología de TCA. Cuenta con 26 reactivos que se responden a través de una escala de seis puntos tipo Likert, desde *Nunca* = 1 hasta *Siempre* = 6; no obstante, se debe realizar una transformación de los datos de 0 a 3 para calcular la sumatoria, por lo que el rango de puntuación va de 0 a 78 puntos. Franco-Paredes, Solorzano, Díaz-Reséndiz e Hidalgo-Rasmussen (2016) encontraron que en mujeres mexicanas la consistencia interna del EAT-26 fue adecuada ($\alpha = .83$) e identificaron una estructura de tres factores.

Procedimiento

Se explicó el propósito de la investigación a las estudiantes en el salón donde tomaban clases y solo quienes aceptaron participar voluntariamente fueron conducidas a un aula del centro de cómputo de la universidad; el lugar contaba con iluminación y ventilación apropiadas para responder a los instrumentos en línea mediante la plataforma *Lime Survey*. En la primera pantalla las estudiantes leían una carta de consentimiento informado y si aceptaban participar procedían a contestar los instrumentos.

La presente investigación se realizó con estricto apego al Código Ético del Psicólogo (Sociedad Mexicana de Psicología, 2010) y a los principios éticos de la Asociación Americana de Psicología (2010) y es considerada de riesgo bajo según la Ley General de Salud de México (Gobierno de México, 2014).

Análisis de datos

El análisis de las propiedades psicométricas se realizó en dos etapas: 1. AFE y 2. AFC. En la primera etapa se trabajó con el paquete estadístico SPSS versión 17 (IBM Corporation, 2008). Se corroboró la posibilidad de factorizar de forma eficiente las variables originales mediante el método de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett, comprobando la adecuación muestral de los datos y una correlación satisfactoria entre las variables analizadas. Se realizó un AFE con el método de extracción de máxima verosimilitud y rotación oblimin directa, siguiendo las recomendaciones de Lloret-Segura et al. (2014).

La unidimensionalidad del BSQ-14 se ratificó con el AFC realizado en el software estadístico AMOS versión 20. El modelo de un factor se evaluó considerando los siguientes índices de bondad de ajuste: como índice de parsimonia, el indicador χ^2 -normado (χ^2/gl); como índices de ajuste incremental, el índice de ajuste comparativo de Bentler (CFI); el índice de ajuste normado (NFI), y el índice de bondad de ajuste (GFI). Además, se consideraron los siguientes índices de ajuste absoluto: la raíz cuadrada media residual (RMR) y la raíz cuadrada media de error de aproximación (RMSEA). Para considerar que el modelo tiene un ajuste adecuado, el índice de parsimonia debe ser < 4 (a menor índice, mejor ajuste); para CFI, NFI y GFI valores mayores o iguales a .95 indi-

can buen ajuste y mayores o iguales a .90 indican un ajuste aceptable. Para RMR y RMSEA valores < .05 o a .08 son indicadores de un ajuste bueno o aceptable, respectivamente, a menor valor, mejor ajuste (Barret, 2007; Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999). Finalmente, para analizar la consistencia interna del instrumento se calculó el coeficiente Alfa (en el software SPSS; IBM Corporation, 2008) y el coeficiente Omega, utilizando el software libre R (R Core Team, 2013).

Resultados

Homogeneidad de la prueba

Los resultados de la correlación reactivo-total mostraron que los valores de los coeficientes fueron mayores a .70 con un rango desde .71 para el reactivo 8 hasta .86 para los reactivos 2, 4 y 12.

Análisis factorial exploratorio

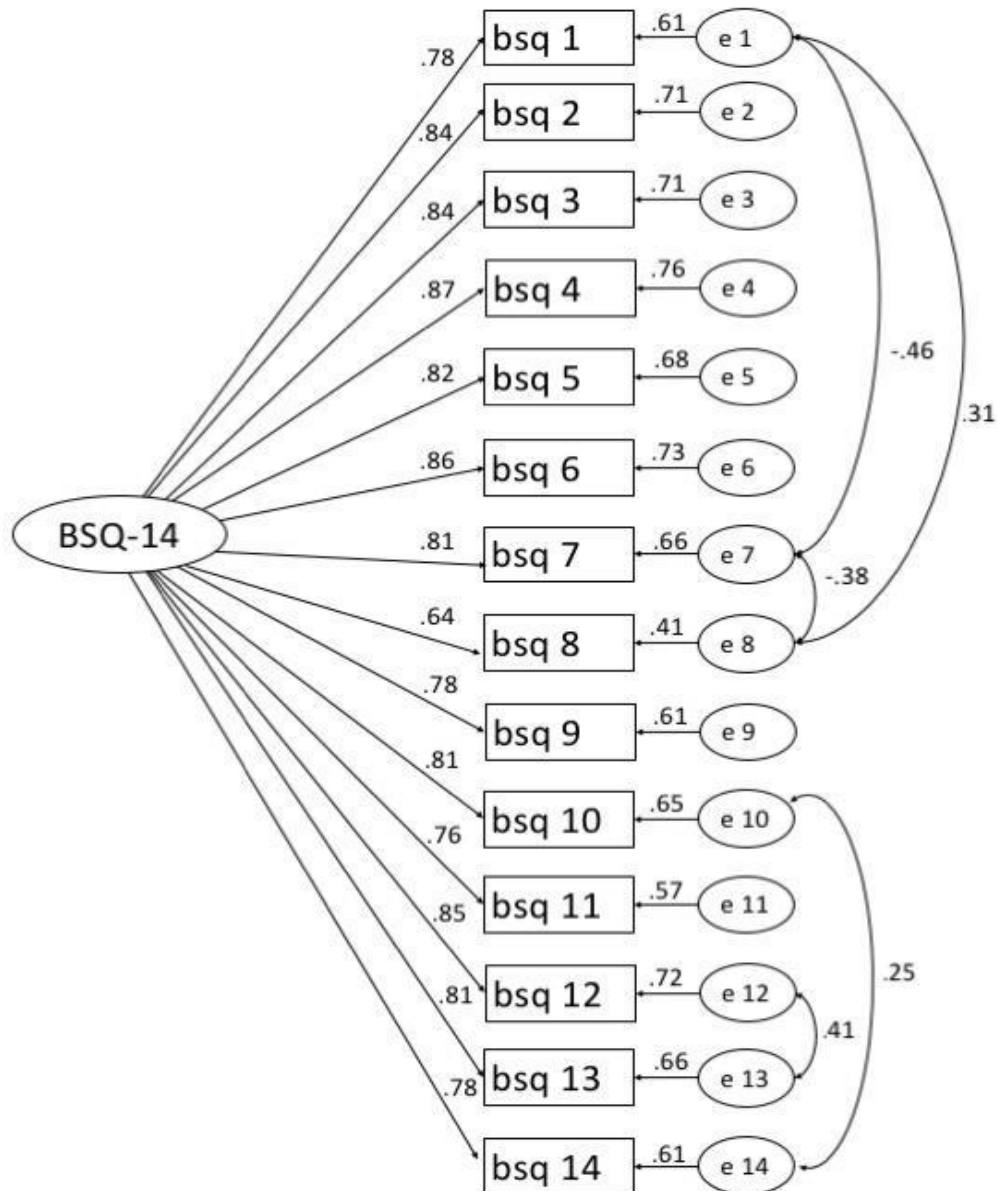
El resultado del análisis de adecuación muestral (KMO = .96), al ser un valor que se encuentra cercano a la unidad, mostró una correlación alta (De Vicente y Oliva & Manera-Bassa, 2003; Pérez, 2001); en tanto que la prueba de esfericidad de Barlett resultó significativa ($p < .0001$), por lo que ambos indicadores confirmaron la pertinencia de realizar el análisis factorial (Pérez, 2001).

Se realizó un AFE con el método de extracción de máxima verosimilitud y rotación oblimin directa. El conjunto de reactivos quedó agrupado en un solo factor, con un valor propio superior a 1 y una varianza explicada de 68.17%, con comunalidades (.53 a .78) y cargas factoriales (.73 a .88) altas para los 14 reactivos (ver Tabla 1).

Tabla 1
Cargas factoriales y comunalidades de los reactivos del BSQ-14

Reactivo	Comunalidad	Carga factorial
4. Estar desnuda (e.g. cuando te bañas) ¿te ha hecho sentir gorda?	.78	.88
12. Verte reflejada en un espejo o en un aparador ¿te ha hecho sentirte mal con tu figura?	.77	.88
2. Estar con chicas delgadas ¿te ha hecho fijarte en tu figura?	.77	.87
6. ¿Te has sentido excesivamente gorda o redondeada?	.76	.87
5. Comer dulces, pasteles u otros alimentos con muchas calorías ¿te ha hecho sentir gorda?	.72	.85
13. ¿Te has fijado más en tu figura estando en compañía de otras personas?	.71	.84
3. Al fijarte en la figura de otras chicas ¿la has comparado con la tuya desfavorablemente?	.70	.84
10. ¿Te has preocupado que otra gente vea llantitas alrededor de tu cintura o tu estómago?	.70	.83
1. ¿Te has preocupado tanto por tu figura que has pensado que tendrías que ponerte a dieta?	.66	.81
7. ¿Te has sentido acomplejada por tu cuerpo?	.64	.80
14. La preocupación por tu figura ¿te ha hecho pensar que deberías hacer ejercicio?	.62	.79
9. ¿Has pensado que la figura que tienes es debido a tu falta de control?	.59	.77
11. ¿Has pensado que no es justo que otras chicas sean más delgadas que tú?	.57	.76
8. Preocuparte por tu figura ¿te ha hecho ponerte a dieta?	.53	.73
	Varianza total	68.17%

Nota. (n = 200).



Análisis factorial confirmatorio

El AFC confirmó la unidimensionalidad del BSQ-14 (ver Figura 1). El modelo requirió concatenar cinco errores. En el modelo obtenido las saturaciones de los reactivos oscilaron entre .64 (bsq8) y .87 (bsq4). El índice de parsimonia para el modelo fue $\chi^2/gl = 2.86$; los valores de los índices de ajuste incremental fueron CFI = .95, NFI = .92 y GFI = .86 y los valores de los índices de ajuste absoluto fueron RMR = .07 y RMSEA = .09.

Figura 1

Análisis factorial confirmatorio de la estructura del BSQ-14.

Nota. (n = 200).

Validez convergente

Se calculó la correlación entre el total del BSQ-14 y el total del EAT-26 y se obtuvo un coeficiente $r = .56$ ($p < .001$).

Consistencia interna

El valor del coeficiente Alfa fue el mismo, tanto para la muestra total como para las submuestras utilizadas para el AFC y el AFE ($\alpha = .96$). Asimismo, se calculó el coeficiente Omega, que para la muestra total fue $\Omega = .97$ y para las submuestras fue $\Omega = .96$.

Discusión

El propósito de esta investigación fue analizar la estructura factorial, la validez convergente y la consistencia interna del BSQ-14 en una muestra de universitarias mexicanas. Hasta donde se tiene conocimiento, es el primer estudio en México en el que se analiza una versión corta del BSQ después de la publicación del estudio en el que se analizaron las propiedades psicométricas de la versión original (BSQ-34) en estudiantes mexicanas (Vázquez-Arévalo et al., 2011). Los resultados del presente estudio coinciden parcialmente con los obtenidos en aquel estudio, por ejemplo, la consistencia interna es muy alta tanto para la versión original ($\alpha = .98$) como para la versión corta ($\alpha = .97$). Los resultados respecto a la dimensionalidad fueron diferentes debido a que para el BSQ-34 el AFE arrojó dos factores que agruparon 20 de los 34 reactivos y que explicaron 63.83% de la varianza, en tanto que para la versión BSQ-14 se demostró unidimensionalidad mediante AFE (varianza explicada = 68.17%) y se ratificó con AFC, modelo que obtuvo un ajuste general adecuado. Es decir que, en mujeres mexicanas, el BSQ-14 explicó una mayor cantidad de varianza con un solo factor en comparación con el BSQ-34. No obstante, durante el proceso de refinamiento estadístico del modelo fueron incluidas cinco correlaciones entre los errores asociados a los reactivos 1, 7, 8, 10, 12, 13 y 14, lo que in-

dica que el BSQ-14 tiene ítems redundantes con características similares para medir la insatisfacción con la imagen corporal; este es un resultado esperado en los modelos unidimensionales y es una característica constitutiva de las pruebas con esta estructura. Por este motivo se sugiere que futuras investigaciones aporten evidencia acerca de las propiedades psicométricas de las otras versiones cortas del BSQ (8 y 10 reactivos), con el fin de identificar la versión que presenta las mejores propiedades psicométricas.

En las investigaciones que han evaluado la dimensionalidad de las versiones cortas del BSQ en general se ha confirmado la estructura de una dimensión (Evans & Dolan, 1993; Ghaderi & Scott, 2004; Pook et al., 2008; Warren et al., 2008; Welch et al., 2012); sin embargo, en algunos casos el modelo obtuvo índices de ajuste pobres. Para el BSQ-14, Ghaderi y Scott (2004) confirmaron su unidimensionalidad tanto en muestra clínica como en estudiantes universitarias, con cargas factoriales mayores a .74, y 67% de la varianza explicada, resultados que coinciden con los obtenidos en la presente investigación (cargas factoriales de .73 a .88 y varianza explicada del 68.17%).

En general, la consistencia interna del BSQ (versión original y versiones cortas) se ha caracterizado por ser alta ($\alpha > .90$). La consistencia interna para el BSQ-14 evaluada en investigaciones antecedentes ha fluctuado entre .93 y .96 (Dowson & Henderson, 2001; Ghaderi & Scott, 2004; Kapstad et al., 2015; Pook et al., 2008). La consistencia interna obtenida en este estudio también fue alta, calculando el coeficiente Alfa (.96) y el coeficiente Omega (.96, .97). Hasta donde se tiene conocimiento este es el primer estudio en el que se analiza la consistencia interna del BSQ con el coeficiente Omega, a través del cual también se confirmó que es alta. Dunn, Baguley y Brunsten (2014), proponen que cuando se ha confirmado la estructura unidimensional de una escala es

posible utilizar el coeficiente Omega, y que es mejor índice de consistencia interna que el Alfa de Cronbach, ya que minimiza el error asociado al considerar las respuestas de una escala Likert como variables cuantitativas continuas, por lo que establece supuestos más realistas, reduce la probabilidad de errores de estimación de la consistencia interna y refleja mejor tanto las estimaciones verdaderas como la variabilidad en el proceso de estimación. Así, se considera que el coeficiente Omega es de mejor ajuste a este tipo de estudios ya que permite una estimación más precisa de la confiabilidad del cuestionario al eliminar el efecto del número de reactivos y el número de opciones de respuesta que se generan al utilizar el coeficiente Alfa, además de tomar en cuenta las cargas factoriales (Schweizer, 2011).

En la presente investigación también se generó evidencia sobre la validez convergente de las puntuaciones del BSQ-14 debido a que correlacionaron positivamente con el EAT-26 ($r = .57$), el cual es un instrumento ampliamente utilizado en el campo de los TCA. Este resultado es consistente con resultados de estudios precedentes, en los que se ha demostrado que en las mujeres universitarias la insatisfacción con la imagen corporal se asocia positivamente con la presencia de conductas y actitudes alimentarias anómalas (p. ej., Dowson & Henderson, 2001).

Una limitación del presente estudio fue que solo incluyó mujeres universitarias mexicanas, por lo que es necesario trabajar con mujeres de diferentes edades, dado que la presencia de insatisfacción con la imagen corporal también es alta en niñas, adolescentes y adultas, así como analizar si existe invarianza factorial entre las diferentes muestras. Asimismo, es importante considerar muestras clínicas para aportar mayor evidencia acerca del comportamiento del constructo en diferentes muestras.

Los hallazgos obtenidos permiten concluir

que se confirmó la unidimensionalidad del instrumento y una excelente consistencia interna para evaluar la insatisfacción con la imagen corporal en mujeres universitarias mexicanas. No obstante, las altas cargas factoriales de los reactivos, las correlaciones de los errores en el modelo y la consistencia interna alta sugieren que es necesario analizar otras versiones cortas del instrumento.

Referencias

- Akdemir, A., Inandi, T., Akbas, D., Kahilogullari, A. K., Eren, M., & Canpolat, B. I. (2012). Validity and reliability of a Turkish version of the Body Shape Questionnaire among female high school students: Preliminary examination. *European Eating Disorders Review*, 20(1), 114-115. doi: [10.1002/erv.1106](https://doi.org/10.1002/erv.1106)
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders, fifth edition* (5ª ed.). DSM-V. Arlington, VA: Washington, DC.: American Psychiatric Association Publishing. Author.
- American Psychological Association. (2010). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. Washington, DC: Author. Recuperado de <https://www.apa.org/ethics/code/principles.pdf>
- Baile-Ayensa, J. I. (2003). ¿Qué es la imagen corporal? *Revista de Humanidades Cuadernos del Marqués de San Adrián*, 2, 1-17. Recuperado de http://www.unedtudela.es/revista_humanidades
- Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 815-824. doi: [10.1016/j.paid.2006.09.018](https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.018)
- Bobadilla-Suárez, S., & López-Avila, A. (2014). Distorsión de imagen corporal percibida e imaginada. Un posible factor para la obesidad y el sobrepeso en mexicanos. *Revista Médica del Instituto Mexicano del Seguro Social*, 52(4), 408-414. Recuperado de <http://revistamedica.imss.gob.mx/es>
- 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.136-166). Newbury Park, CA: Sage.
- Castrillón-Moreno, D., Luna-Montaño, I., Avendaño-Prieto, G. & Perez-Acosta, A. M. (2007). Validación del Body Shape Questionnaire (Cuestionario de la Imagen Corporal, BSQ) para población colombiana. *Acta Colombiana de Psicología*, 10(1), 15-23. Recuperado de http://editorial.ucatolica.edu.co/ojsucatolica/revistas_ucatolica/index.php/acta-colombiana-psicologia
- Conti, M. A., Cordás T. A., & Dias de Oliveira-Latorre, M. R. (2009). A study of the validity and reliability of the Brazilian version of the Body Shape Questionnaire (BSQ) among adolescents. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil*, 9(3), 331-338. doi: [10.1590/S1519-38292009000300012](https://doi.org/10.1590/S1519-38292009000300012)
- Cooper, P. J., Taylor, M. J., Cooper, Z., & Fairburn, C. G. (1987). The development and validation of the Body Shape Questionnaire. *International Journal of Eating Disorders*, 6(4), 485-495. doi: [10.1002/1098-108x\(198707\)6:4%3C485::aid-eat2260060405%3E3.0.co;2-o](https://doi.org/10.1002/1098-108x(198707)6:4%3C485::aid-eat2260060405%3E3.0.co;2-o)
- Da Silva, W. R., Ribeiro-Dias, J. C., Maroco, J., & Alves-Duarte-Bonini-Campos, J. (2014). Confirmatory factor analysis of different versions of the Body Shape Questionnaire applied to Brazilian university students. *Body Image*, 11(4), 384-390. doi: [10.1016/j.bodyim.2014.06.001](https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2014.06.001)
- De Vicente y Oliva, M. A., & Manera-Bassa, J. (2003). El análisis factorial y por componentes principales. En J. P. Lévy-Mangin & J. Varela-Mallou (Eds.), *Análisis Multivariable para las Ciencias Sociales* (pp. 327-360). Madrid: Pearson Educación.
- Di Pietro, M., & Da Silveira, D. X. (2009). Internal validity, dimensionality and performance of the Body Shape Questionnaire in a group of Brazilian college students. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 31(1), 21-24. doi: [10.1590/S1516-44462008005000017](https://doi.org/10.1590/S1516-44462008005000017)
- Dowson, J., & Henderson, L. (2001). The validity of a short version of the Body Shape Questionnaire. *Journal of Psychiatric Research*, 102(3), 263-271. doi: [10.1016/S0165-1781\(01\)00254-2](https://doi.org/10.1016/S0165-1781(01)00254-2)
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi: [10.1111/bjop.12046](https://doi.org/10.1111/bjop.12046)
- Evans, C., & Dolan, B. (1993). Body Shape Questionnaire: Derivation of shortened "alternate forms". *International Journal of Eating Disorders*, 13(3), 315-321. doi: [10.1002/1098-108X\(199304\)13:3%3C315::AID-EAT2260130310%3E3.0.CO;2-3](https://doi.org/10.1002/1098-108X(199304)13:3%3C315::AID-EAT2260130310%3E3.0.CO;2-3)
- Fairburn, C., & Cooper, Z. (1993). The Eating Disorder Examination. En C. G. Fairburn & G. T. Wilson. (Eds.), *Binge eating: Nature, assessment and treatment* (pp. 317-331). New York, NY: Guilford Press.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/>
- Franco-Paredes, K., Solorzano, M., Díaz-Reséndiz, F. J., & Hidalgo-Rasmussen, C. (2016). Confiabilidad y estructura factorial del Test de Actitudes Alimentarias (EAT-26) en mujeres mexicanas. *Revista Mexicana de Psicología, Suplemento*, 278-279. ISSN 0185607-3
- Garner, D. M., Olmsted, M. P., Bohr, Y., & Garfinkel, P. E. (1982). The Eating Attitudes Test: Psychometric features and clinical correlates. *Psychological Medicine*, 12(4), 871-878. doi: [10.1017/S0033291700049163](https://doi.org/10.1017/S0033291700049163)
- Ghaderi, A., & Scott, B. (2004). The reliability and validity of the Swedish version of the Body Shape Questionnaire. *Scandinavian Journal of Psychology*, 45(4), 319-324. doi: [10.1111/j.1467-9450.2004.00411.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.2004.00411.x)
- Gobierno de México. (2014). *Ley General de Salud* - México, Cámara de Diputados. Recuperada en Marzo 06, 2018, del sitio Web www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg_LGS_MIS.pdf http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg_LGS_MIS.pdf
- Gómez-Mármol, A., Sánchez-Alcaraz, B. J., & Mahede-

- ro-Navarrete, M. P. (2013). Insatisfacción y distorsión de la imagen corporal en adolescentes de doce a diecisiete años de edad. *Ágora para la Educación Física y el Deporte*, 15(1), 54-63. Recuperado de <http://agora-revista.blogs.uva.es>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equations Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- IBM Corporation. (2008). SPSS Statistics 17. [software de cómputo] Disponible en <https://www-01.ibm.com/software/mx/analytics/spss/products/statistics/>
- Kapstad, H., Nelson, M., Øverås, M., & Rø, Ø. (2015). Validation of the Norwegian short version of the Body Shape Questionnaire (BSQ-14). *Nordic Journal of Psychiatry*, 69(7), 509-514. doi: 10.3109/08039488.2015.1009486
- Kim, K. H. (2005). The relation among fit indexes, power, and sample size in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 12(3), 368-390. doi: 10.1207/s15328007sem1203_2
- Laporta-Herrero, I., Jáuregui-Lobera, I., Barajas-Iglesias, B., & Santed-Germán, M. A. (2016). Body dissatisfaction in adolescents with eating disorders. *Eating and Weight Disorders-Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*. doi: 10.1007/s40519-016-0353-x
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- National Eating Disorders Collaboration (Febrero, 2017). *What is body image?* Recuperado de <http://www.nedc.com.au/body-image>
- Pérez, C. (2001). *Técnicas Estadísticas con SPSS*. Madrid: Prentice-Hall.
- Pook, M., Tuschen-Caffier, B., & Brähler, E. (2008). Evaluation and comparison of different versions of the Body Shape Questionnaire. *Psychiatry Research*, 158(1), 67-73. doi: 10.1016/j.psychres.2006.08.002
- R Core Team (2013). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponible en <http://www.R-project.org>
- Raich, R. M. (2004). Una perspectiva desde la psicología de la salud de la imagen corporal. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 22(1), 15-27. Recuperado de <http://revistas.urosario.edu.co/index.php/apl>
- Raich, R. M. (2017). *La tiranía de la imagen*. Barcelona: Singlatana.
- Raich-Escursell, R. M., Mora, M., Soler, A., Avila, C., Clos, I., & Zapater L. (1996). Adaptación de un instrumento de evaluación de la insatisfacción corporal. *Clinica y Salud*, 7(1), 51-66. Recuperado de <http://clysa.elsevier.es/>
- Raich-Escursell, R. M., Sánchez-Carracedo, D., & López-Guimera, G. (2008). *Alimentación, modelo estético femenino y medios de comunicación: Cómo formar alumnos críticos en la educación secundaria*. Barcelona: Graó.
- Rosen, J. C., Jones, A., Ramirez, E., & Waxman, S. (1996). Body Shape Questionnaire: Studies of validity and reliability. *International Journal of Eating Disorders*, 20(3), 315-319. doi: 10.1002/(sici)1098-108x(199611)20:3%3C315::aid-eat11%3E3.3.co;2-n
- Rousseau, A., Knotter, A., Barbe, P., Raich, R. M., & Chabrol, H. (2005). Étude de validation de la version française du Body Shape Questionnaire. *L'Encéphale*, 31(2), 162-173. doi: 10.1016/S0013-7006(05)82383-8
- Runfola, C. D., Von Holle, A., Trace, S. E., Brownley, K. A., Hofmeier, S. M., Gagne, D. A., & Bulik, C. M. (2013). Body dissatisfaction in women across the lifespan: Results of the UNC-SELF and gender and body image (GABI) studies. *European Eating Disorders Review*, 21(1), 52-59. doi: 10.1002/erv.2201
- Schweizer, K. (2011). On the changing role of Cronbach's α in the evaluation of the quality of a measure. *European Journal of Psychological Assessment*, 27(3), 143-144. doi: 10.1027/1015-5759/a000069

- Smolak, L. & Thompson, K., (2001). *Body image, eating disorders, and obesity in youth: Assessment, prevention, and treatment*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Sociedad Mexicana de Psicología (2010). *Código Ético del Psicólogo*. (5ª ed.) México: Trillas.
- Stice, E. (2002) Risk a maintenance factor for eating pathology: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 128, 825-845. doi: [10.1037//0033-2909.128.5.825](https://doi.org/10.1037//0033-2909.128.5.825)
- Stice, E., Maxfield, J., & Wells, T. (2003). Adverse effects of social pressure to be thin on young women: An experimental investigation of the effects of “fat talk”. *International Journal of Eating Disorders*, 34(1), 108-117. doi: [10.1002/eat.10171](https://doi.org/10.1002/eat.10171)
- Thompson, J. K., Heinberg, L. J., Altabe, M., & Tantleff-Dunn, S. (1999). *Exacting beauty: Theory, assessment, and treatment of body image disturbance*. Washington, DC: American Psychological Association. doi: [10.1037/10312-000](https://doi.org/10.1037/10312-000)
- Thompson, J. K., Schaefer, L. M., & Menzel, J. E. (2012). Internalization of thin-ideal and muscular-ideal. En T. F. Cash (Ed.), *Encyclopedia of body image and human appearance* (pp. 499-504). San Diego: Academic Press.
- Vaquero-Cristóbal, R., Alacid, F., Muyor, J. M., & López-Miñarro, P. A. (2013). Imagen corporal: revisión bibliográfica. *Nutrición Hospitalaria*, 28(1), 27-35 Recuperado de <http://www.nutricionhospitalaria.com/pdf/6016.pdf> <http://www.nutricionhospitalaria.com/pdf/6016.pdf>
- Vázquez-Arévalo, R., Galán-Julio, J., López-Aguilar, X., Álvarez-Rayón, G., Mancilla-Díaz, J. M., Caballero-Romo, A., & Unikel-Santoncini, C. (2011). Validez del Body Shape Questionnaire (BSQ) en mujeres mexicanas. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 2(1), 42-52. Recuperado de <http://journals.iztacala.unam.mx/index.php/amta>
- Warren, C. S., Cepeda-Benito, A., Gleaves, D. H., Moreno, S., Rodriguez, S., Fernandez, M. C. ... Pearson, C. A. (2008). English and Spanish versions of the Body Shape Questionnaire: Measurement equivalence across ethnicity and clinical status. *International Journal of Eating Disorders*, 41(3), 265-272. doi: [10.1002/eat.20492](https://doi.org/10.1002/eat.20492)
- Welch, E., Lagerström, M., & Ghaderi, A. (2012). Body Shape Questionnaire: Psychometric properties of the short version (BSQ-8C) and norms from the general Swedish population. *Body Image*, 9(4), 547-550. doi: <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.04.009><https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.04.009>



Propiedades métricas de la Escala Salvadoreña de Autoritarismo de Derechas (RWA)

Metric properties of the Salvadorian Right-Wing Authoritarianism Scale (RWA)

Carlos Iván Orellana * ¹

1 - Universidad Don Bosco, El Salvador.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 03/10/2017 **Revisado:** 29/11/2017 **Aceptado:** 06/12/2017

Resumen

El objetivo de este trabajo es exponer las propiedades métricas de la Escala Salvadoreña de Autoritarismo de Derechas (RWA), desarrollada por Orellana (2017). Se contó con una muestra de 421 habitantes del Área Metropolitana de San Salvador (AMSS) mayores de 15 años ($M = 39.2$; $DE = 17.2$). La escala es el producto de un proceso de depuración de preguntas adaptadas o incluidas en encuestas de opinión y de cultura política. De acuerdo con el coeficiente alfa de Cronbach, la escala presenta una consistencia interna total satisfactoria ($\alpha = .83$). Un análisis factorial confirmatorio evidencia un modelo con un ajuste adecuado que reproduce la reconocida estructura factorial tridimensional del RWA de Altemeyer (1996; validez de constructo). La escala está correlacionada con constructos determinados (p. ej., dimensiones de cultura política, inseguridad ciudadana y disposiciones psicosociales como prejuicio) en concordancia teórica y empírica con la tradición de estudios sobre autoritarismo (validez de criterio-concurrente). Se discuten sus características y futuras vías de aplicación.

Palabras clave: autoritarismo de derechas, análisis factorial confirmatorio, validez, confiabilidad, índices de bondad de ajuste, correlaciones

Abstract

The aim of this work is to expose the metrical properties of the Salvadorian Right Wing Authoritarianism Scale (RWA), developed by Orellana (2017). Based on a sample of 421 inhabitants, 15 years of age and older ($M = 39.2$; $DE = 17.2$) from the San Salvador Metropolitan Area (SSMA), the scale is the product of a process of selection of questions already adapted or included in public opinion surveys or political culture polls. According to the Cronbach's Alpha coefficient, the scale presents a satisfactory total internal consistence ($\alpha = .83$). A confirmatory factorial analysis evidences an adequately fitting model, that reproduces the recognized three-dimensional factorial structure of Altemeyer's RWA (1996; construct validity). The scale correlates with certain constructs (e.g., dimensions of political culture, citizen insecurity and psychosocial dispositions as prejudice) in theoretical and empirical concordance with the former studies on authoritarianism (concurrent-criterion validity). Its characteristics and future ways of application are discussed.

Keywords: right-wing authoritarianism, confirmatory factor analysis, validity, reliability, goodness of fit indexes, correlations

Introducción

El Salvador es un país eufemísticamente considerado como de desarrollo medio que en el último cuarto de siglo ha pasado por transformaciones sociales y políticas considerables. En la primera mitad del decenio de 1990, y viniendo de décadas de gobiernos militares y de una guerra civil, el país asiste a la instauración de un régimen democrático y un modelo económico neoliberal. Paralelamente, presenta altos niveles de exclusión y desigualdad social, así como de violencia y criminalidad alimentadas por el fenómeno de las pandillas y su fallido combate estatal represivo (Instituto Universitario de Opinión Pública [IUDOP], 2014; Orellana, 2012; Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2013). En otras palabras, se trata de un contexto subdesarrollado que exhibe antecedentes institucionales autoritarios, una cultura conservadora y rudimentaria en términos democráticos, ineficiencia y punitividad institucional, precariedad vital y niveles epidémicos de inseguridad ciudadana y de violencia criminal enquistados profundamente en su tejido social.

Una de las consecuencias del proceso de democratización que coexiste con condiciones sociales y materiales adversas fue la proliferación de encuestas de opinión y de cultura política dirigidas a indagar dimensiones diversas de la vida nacional: preocupaciones cotidianas, aspectos de convivencia, victimización e inseguridad, valores democráticos, intenciones electorales, entre otros aspectos. En ellas, las orientaciones autoritarias fueron apareciendo de forma bastante diáfana. La preferencia por ley y orden antes que por derechos humanos o por la eliminación con mano dura de quienes causen problemas (IUDOP, 1998); el rechazo a convivir con personas homosexuales o a las uniones matrimoniales de personas del mismo sexo, la aprobación de limpiezas sociales y de la

prevalencia masiva e intergeneracional del castigo físico en la infancia (IUDOP, 1999a, 1999b; Speizer, Goodwin, Samandari, Kim, & Clyde, 2008) y la aprobación social de la implementación de la pena de muerte (Cruz, 1999), entre otras manifestaciones represivas y antidemocráticas.

Asimismo, los sondeos del Barómetro de las Américas muestran que, entre 2004 y 2014, los niveles de intolerancia política han incrementado al grado que en el país la combinación entre apoyo al sistema democrático y la tolerancia política ubicaría a casi siete de cada 10 personas en categorías de democracia en riesgo (30.6%) y de estabilidad autoritaria (38.7%; Córdova-Macías, Cruz, & Zeichmeister, 2015). Cabe añadir que, como vienen mostrando distintas encuestas de victimización a lo largo de los años, en la actualidad, la gran mayoría de los habitantes de El Salvador (83%) experimenta una inseguridad masiva y ubicua, “total” (Latinobarómetro, 2015). Por último, una investigación reciente (Cruz, Aguilar, & Vorobyeva, 2017) encontró que un 40% de la población aprobaría que la policía torture a delincuentes para conseguir información sobre el crimen organizado.

Esto quiere decir que en El Salvador el autoritarismo emerge en distintos sondeos de opinión de forma incontestable. Pero se trata de indicios dispersos más centrados en el dato mismo que en la ratificación de un trasfondo teórico particular. Por ejemplo, en su momento los trabajos de Cruz (1999) y de Seligson, Cruz y Córdova-Macías (2000) aluden a la teoría del Autoritarismo de ala derecha o Right-Wing Authoritarianism (RWA) de Altemeyer (1996) pero no guardan especial fidelidad teórica al constructo con las mediciones realizadas. Esto cambiará con el desarrollo de un sondeo de opinión llevado a cabo con adultos jóvenes urbanos y en el marco propicio de un trabajo de postgrado (IUDOP, 2002), cuando se desarrolla una escala que sí refleja la estructura tridimensio-

nal del RWA de [Altemeyer \(1981, 1996\)](#) (escala original de 41 ítems luego depurados a 38, $\alpha = .85$ y tres factores que en conjunto explicaban el 29.9% de la varianza de los resultados). Sobre la versión reducida de la escala en cuestión versa este trabajo.

La medida del autoritarismo

La evolución histórica de la medición del autoritarismo en psicología social y psicología política se ha producido con el telón de fondo de las transformaciones teóricas propias del estudio del prejuicio ([Molero, 2007](#)). Según [Duckitt \(1992\)](#), el estudio del prejuicio habría transitado durante casi un siglo por teorías raciales, psicodinámicas, socioculturales y grupales hasta alcanzar una perspectiva cognitiva. En este avance teórico-metodológico rápidamente despuntó el empleo de instrumentos estandarizados para aproximarse al fenómeno. La clásica Escala F incluida en el emblemático estudio de la década de los 50 de [Adorno, Frenkel-Brunswik, Levinson y Sanford \(1969\)](#), la Escala de Dogmatismo de [Rokeach \(1960\)](#), la Escala de Autoritarismo de Derechas (Right-Wing Authoritarianism o RWA, por sus siglas en inglés) de [Altemeyer \(1981\)](#), la dinámica autoritaria de los valores de crianza de [Stenner \(2005\)](#) y debates y aproximaciones al autoritarismo de izquierda ([Altemeyer, 1996; Ovejero, 1992; Stone, 1990; Van Hiel, Duriez, & Kossowska, 2006](#)) dan cuenta tanto de la persistencia como de la vigencia del esfuerzo por capturar empíricamente el autoritarismo.

Hoy en día se reconoce que, con sus detractores y sus defensores ([Roccató & Converso, 1996; Stenner, 2005](#)), el RWA de [Altemeyer \(1996, 1998\)](#) constituye la propuesta más aceptada en términos teóricos y metodológicos para el estudio del autoritarismo como realidad sub-

jetiva. El RWA se estructura a partir de tres dimensiones remanentes de la conocida Escala F: la agresión autoritaria o la manifestación de tendencias hostiles o punitivas; el convencionalismo, es decir, orientaciones tradicionales y de respeto por lo establecido y la sumisión autoritaria como tendencia a seguir los dictados de autoridades consideradas como legítimas ([Altemeyer, 1996, 2006](#)). El RWA se fundamenta en el aprendizaje social y se comprende como una actitud, como una expresión de intolerancia y punitividad antes que como una predisposición o una personalidad autoritaria ([Altemeyer, 1996; Molero, 2007; Stenner, 2005](#)).

Siguiendo a [Duckitt \(2001, 2003\)](#), el RWA sería el producto complejo de una socialización coercitiva, estructuraciones psicológicas conformistas y rígidas y la percepción de un mundo amenazante que deriva en animadversión hacia grupos considerados como no convencionales (p. ej., comunidad LGTBI). Precisamente uno de los aspectos más característicos en la historia del estudio del autoritarismo es el papel de las amenazas percibidas –el desarraigo del mundo, el quiebre de las buenas costumbres, la inseguridad debido al crimen, la amenaza del terrorismo, grupos objeto de prejuicio– como detonantes o moduladores fundamentales de estas tendencias antidemocráticas ([Adorno et al., 1969; Duckitt, 2003; Feldman & Stenner, 1997; Merolla & Zechmeister, 2009; Seligson et al., 2000; Sibley, Wilson, & Duckitt, 2007; Stenner, 2005](#)).

Podría decirse que la medición del RWA ha seguido un proceso de estabilización, depuración y adaptación en las últimas cuatro décadas ([Altemeyer, 1981, 1996, 1998, 2006](#)). Mientras que con el pasar del tiempo la escala de medición del constructo se posiciona ante la comunidad académica como una medida válida de actitudes autoritarias y experimenta un proceso de variación, reformulación y acortamiento de ítems ([Altemeyer, 2006](#)), paralelamente proliferan esfuerzos de

administración, innovación y de traducción de la escala en contextos diferentes al norteamericano angloparlante (Canetti & Pedahzur, 2002; Giamaglia & Roccato, 2002; Zakrisson, 2005), lo que incluye también países de habla hispana (Etchezahar, 2012; Moya & Morales-Marente, 2005; Seoane & Garzón, 1992).

Por lo apuntado, resulta claro que en El Salvador existen condiciones contextuales así como indicios empíricos inequívocos de la existencia de orientaciones autoritarias en la población. También resulta claro que se dispone de reconocidas alternativas de medición del fenómeno. No obstante, en el país no se han llevado a cabo aproximaciones empíricas con el concurso de escalas consolidadas para medir el autoritarismo. El objetivo de este trabajo es mostrar las características métricas (validez y confiabilidad) de una escala de actitudes autoritarias que permita contar con un instrumento unificado y teóricamente fundamentado para la medición del constructo en sociedades con características similares a las de El Salvador.

Método

Participantes

Se contó con una muestra representativa de los habitantes del Área Metropolitana de San Salvador (AMSS), la zona geográfica del país fundamentalmente urbana con el más alto pero heterogéneo desarrollo socioeconómico del país. Las características de la muestra correspondieron con los parámetros poblacionales establecidos en las proyecciones de población para el 2010 de la Dirección General de Estadística y Censos del Ministerio de Economía (DIGESTYC, 2009). En función de los recursos disponibles, y considerando que se contaba con una población infinita, se estableció el tamaño de la muestra a partir de los

criterios siguientes: un 95 % de confiabilidad (Z), una varianza del 50 % (p) y un error muestral (E) inferior al 4.8%.

El total de participantes fue de 421 personas mayores de 15 años (M = 39.2 años, DE = 17.2), 44.2% hombres y 55.8% mujeres. En cuanto al nivel educativo, 41.1% contaba con estudios máximos de noveno grado, 28% había alcanzado el bachillerato y el restante 30.9% contaba con estudios técnicos o universitarios. Todos los participantes fueron elegidos al azar en concordancia con las proporciones y características de inclusión sociodemográfica de la población de origen.

Instrumento

La escala que aquí se describe responde a una construcción/adaptación de la escala RWA de Altemeyer (1996, 1998, 2006) en los términos que se desprenden del debate expuesto por Fernández, Pérez, Alderete, Richaud y Fernández-Liporace (2010). Ahí se dice, siguiendo específicamente la postura de Richaud, que ante las diferencias de contexto de producción de las escalas de medición debe priorizarse la funcionalidad de las mismas antes que su literalidad. Además, se dice que la mera adaptación a través de simples traducciones es “desaconsejable”, por lo que “lo más pertinente sería construir nuevas pruebas que operacionalicen exactamente el concepto, atributo o procesos que el investigador desea estudiar, dentro de su contexto teórico y cultural y siguiendo los principios psicométricos adecuados” (p. 68).

La estructura de las distintas variantes de la escala RWA de Altemeyer (p. ej., Altemeyer, 2006) presentan opciones de respuesta complejas (números negativos, procedimientos aritméticos, etc.), ítems extensos y compuestos (Etchezahar, 2012) y expresiones cuya traducción precisa al

español resulta dificultosa. Por ello se decidió desarrollar una escala según los términos expuestos por [Fernández et al. \(2010\)](#) que respondiera a la teoría tridimensional del RWA pero no a su forma, no a una mera traducción de alguna de las versiones disponibles de la escala. Interesaba tomar en cuenta las características promedio de la población salvadoreña que participa en los sondeos nacionales de opinión (p. ej., niveles educativos modestos, en medio de sus labores cotidianas) así como la experiencia acumulada sobre ciertos tecnicismos que deben cumplir las preguntas en este tipo de pesquisas (i.e., oraciones cortas y estructura de respuesta tipo Likert no superior a cinco puntos).

Para la construcción de la escala se retomaron ideas de algunos ítems de la escala de [Altemeyer \(1996\)](#), pero se ajustaron su extensión y su redacción al manejo del lenguaje y la realidad salvadoreña. Otros ítems fueron retomados de encuestas de cultura política realizadas por el IUDOP y, finalmente, el resto de los ítems fue redactado *ad hoc* con base en la teoría de las dimensiones del constructo RWA ([Altemeyer, 1981, 1996](#)). Esto explica que algunos ítems hagan alusión a aspectos muy específicos de la realidad salvadoreña como las pandillas o ciertas creencias religiosas. Las importantes variantes de forma y de contenido mencionadas como la muestra participante justifican el hablar de una Escala Salvadoreña de Autoritarismo de Derechas (RWA). Cabe aclarar que, en otra parte ([Orellana, 2017](#)), esta escala fue identificada como SRWA (Salvadoran Right-Wing Authoritarianism Scale) en alusión expresa a la deuda teórica con la reconocida escala RWA de Altemeyer, pero al mismo tiempo para enfatizar el proceso particular de construcción/adaptación seguido así como para homologarla con las convenciones terminológicas vigentes para el estudio empírico del autoritarismo.

La premisa seguida para construir/adaptar la

escala fue procurar consistencia interna pero también relevancia teórica y contextual de los ítems que finalmente constituirían las tres dimensiones del RWA ([John & Benet-Martínez, 2000](#)), una vez se había asumido que la validez podía darse por descontada. La escala RWA finalmente quedó compuesta por 22 ítems: ocho corresponden a la dimensión de *agresión autoritaria*, nueve a la de *convencionalismo* y cinco a la de *sumisión autoritaria*. La estructura de respuesta de la escala es de tipo Likert de cinco opciones, a saber: (0) *Muy en desacuerdo*, (1) *En desacuerdo*, (2) *Indeciso*, (3) *Algo de acuerdo* y (4) *Muy de acuerdo*. Esta forma de respuesta y sus valores implican que a mayor puntaje y acuerdo con los ítems, mayor actitud autoritaria, mientras un menor puntaje y desacuerdo con las proposiciones, indicarían una actitud libertaria, según la crítica de [Stenner \(2005\)](#) dirigida a la interpretación imprecisa de [Altemeyer \(1981, 1996\)](#) de los puntajes bajos de la escala RWA. En el Apéndice 1 pueden apreciarse los ítems de la escala RWA separados por dimensiones, la consigna general de la escala y sus opciones de respuesta.

La escala salvadoreña RWA fue incluida en un cuestionario tipo encuesta conformado por un total de 117 preguntas, pero sus tres subescalas se presentaron de forma separada para evitar aquiescencia ya que todos están redactados en sentido positivo. En el cuestionario tipo encuesta, además de la escala de autoritarismo, fueron incluidas otras preguntas y otras escalas sobre temáticas diversas; entre ellas, preguntas categóricas genéricas de corte sociodemográfico (p. ej., *sexo: masculino, femenino; religión: ninguna, católica, evangélica, otra*). Otras preguntas se enfocaron en la evaluación de la situación del país: ítems en los que en una escala de tres puntos -(1) *ha mejorado*, (2) *sigue igual*, (3) *ha empeorado*- el entrevistado establece según su criterio si la delincuencia, la economía o las leyes para combatir

la delincuencia han cambiado para mejor o para peor.

Asimismo, la encuesta incluyó un área de cultura política. Aquí se incluyeron aspectos como el autopoicionamiento ideológico del entrevistado en una escala de 10 puntos: (1) *Izquierda*-(10) *Derecha*. También se incluyó la preferencia por un régimen político de corte democrático o autoritario equivalente a una pregunta categórica enfocada en la legitimidad democrática (p. ej., [Córdova-Macías et al., 2015](#)). Adicionalmente, se contó con un área referida a inseguridad y victimización en la que se incluyen preguntas sobre las pandillas como mucho o nada de problema en la comunidad en una escala de cuatro puntos; preguntas categóricas concernientes a la portación o al deseo de hacerse con un arma de fuego y al hecho de haber visto o no una persona asesinada en la calle; se incluyó además una escala presentada como acciones precautorias en la cual el entrevistado seleccionaba en una escala dicotómica (*sí o no*) medidas tomadas debido a su preocupación por el crimen (p. ej., organización con vecinos, instalación de alarmas).

Entre las escalas más complejas incluidas en la encuesta, debido a su trasfondo teórico, se encuentran las escalas de prejuicio hacia los delincuentes, la de anomia y la de disposición autoritaria. La escala de prejuicio presenta una estructura de respuesta Likert de cuatro puntos, desde (0) *Muy en desacuerdo* hasta (4) *Muy de acuerdo*, y fue construida expresamente para la investigación. Reúne ítems sobre prejuicio manifiesto (p. ej., locura, naturaleza) y sutil (p. ej., diferencia de valores, de formas de crianza) hacia los delincuentes según la argumentación de Allport (1954). La escala de anomia constituye una fusión de las escalas clásicas de [Srole \(1956\)](#) y de [McClosky y Schaar \(1965\)](#) y alude a aspectos de desconcierto, desapego y desmoralización con la situación circundante. También se trató de una es-

cala Likert, pero de cinco puntos: *Muy de acuerdo*, *De acuerdo*, *Indeciso*, *En desacuerdo*, *Muy en desacuerdo*. Por último, la escala de disposición autoritaria responde a tres pares de opciones (una escala dicotómica) sobre la preferencia por patrones de crianza libertarios (p. ej., que el niño piense por sí mismo) o verticalistas (p. ej., que el niño sea obediente a sus padres) que, según [Stenner \(2005\)](#), constatan disposiciones autoritarias básicas sin realizar medidas intrusivas o cargadas políticamente.

Procedimiento

El trabajo de campo que permitió la administración de la escala RWA fue realizado en 2010 siguiendo un muestreo que fue denominado como probabilístico estratificado a través de selección sistemática de elementos muestrales ([Bordens & Abbott, 1999](#); [Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista Lucio, 2006](#)). Es decir que se realizó una selección aleatoria de unidades muestrales repartidas en segmentos urbanos a partir de características de inclusión determinadas (p. ej., contar con 15 años o más). Se trata de un proceso polietápico que garantiza dispersión y representatividad muestral. El trabajo de campo fue desarrollado por encuestadores entrenados. Al inicio de la entrevista se aseguró el consentimiento informado y la confidencialidad de la información, así como la posibilidad de contacto ante cualquier inquietud surgida en el proceso de entrevista.

Los análisis realizados

Los análisis han sido llevados a cabo con el programa SPSS y AMOS v. 20 ([Arbuckle, 2012](#)). Los puntajes de la escala RWA y los de sus subes-

calas o dimensiones fueron convertidos a rangos de 0 a 10 para facilitar su lectura siguiendo las sencillas pautas de conversión de puntajes sugeridas por Fournier y Garner (1990) donde cero indicaría el máximo de libertarismo y 10 el máximo de autoritarismo.

A continuación se presentan las estadísticas descriptivas y bivariadas que exponen resultados generales obtenidos por la muestra participante. Asimismo, la confiabilidad de la escala RWA y de sus tres dimensiones ha sido obtenida recurriendo al coeficiente alfa de Cronbach. Mientras que se asume la *validez de contenido* de la escala debido a que la misma ha sido el producto de un proceso sistemático de selección y de depuración de un universo comprensivo de ítems sobre autoritarismo, aquí se presentan análisis correspondientes a la *validez de constructo* a través de un análisis

factorial confirmatorio (AFC) realizado con el método de estimación de componentes principales y rotación varimax. La bondad de ajuste del modelo factorial será determinada por los índices de bondad de ajuste siguientes: χ^2/gl , GFI, AGFI, CFI, RMR y RMSEA. Siguiendo la literatura (Byrne, 2010; Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008; Schreiber, Nora, Stage, Barlow, & King, 2006), serán considerados como indicadores de buen ajuste los valores de χ^2/gl inferiores a 2.0, GFI y AGFI superiores a .90, CFI mayor o igual que .95, RMR cercano a 0.0 y RMSEA inferior a .06. Por último, la validez de criterio concurrente será obtenida por medio de correlaciones bivariadas que resultan teóricamente coherentes entre el RWA y otros indicadores de cultura política, de inseguridad y de otras disposiciones psicosociales (Bordens & Abbott, 1999; Cubo-Delgado, Mar

Tabla 1

Medias y desviaciones de la escala RWA y sus dimensiones según variables sociodemográficas.

	RWA	Agresión Autoritaria	Convencionalismo	Sumisión Autoritaria
Variables	M(DE)	M(DE)	M(DE)	M(DE)
TODOS/AS	6.3 (1.7)	4.9(2.9)	6.9(2.1)	5.5(1.2)
Sexo				
Masculino	6.3 (1.8)	5.0 (2.9)	7.0 (2.1)	5.3 (1.4)
Femenino	6.5 (1.7)	4.8 (2.8)	6.8 (2.2)	5.6 (1.0)*
Edad				
15 a 17 años	6.6 (1.3)	5.7 (2.7)	6.9 (1.8)	5.6 (0.9)
18 a 34 años	6.2 (1.8)	5.2 (2.8)	6.5 (2.4)	5.4 (1.2)
Arriba de 35 años	6.3 (1.7)	4.5 (3.0)	7.2 (2.0)*	5.6 (1.3)
Nivel Educativo				
0-9 años de escolaridad	6.8 (1.4)	5.2 (2.8)	7.8 (1.6)	5.7 (1.0)
Bachillerato	6.2 (1.7)	4.8 (2.9)	6.8 (2.0)	5.5 (1.2)
Técnico/Universitario	5.7 (1.9)*	4.6 (3.0)	5.8 (2.2)*	5.3 (1.4)*
Estrato social				
Alto/medio alto	5.6 (2.0)	4.2 (2.9)	5.9 (2.5)	5.2 (1.4)
Medio	6.4 (1.6)	5.0 (3.0)	6.9 (2.0)	5.6 (1.2)
Bajo/Obrero-marginal	6.5 (1.9)*	5.1 (2.9)	7.3 (2.0)*	5.5 (1.2)*
Religión				
Otra/ninguna	6.2 (2.0)	4.9 (3.2)	6.7 (2.6)	5.4 (1.3)
Católica	6.2 (1.8)	5.1 (2.9)	6.4 (2.1)	5.5 (1.2)
Evangélica	6.5 (1.5)	4.6 (2.8)	7.6 (1.7)*	5.5 (1.7)

Nota. * $p < .05$. Puntajes convertidos a un rango de 0-10.

tín-Marín, & Ramos-Sánchez, 2011; Hernández-Sampieri et al., 2006; John & Benet-Martínez, 2000).

Resultados

Con el fin de ofrecer una aproximación al desempeño y los resultados generales de la escala RWA y sus dimensiones, la Tabla 1 sintetiza los promedios obtenidos por la muestra participante atendiendo a variables sociodemográficas consideradas en el cuestionario utilizado.

El promedio de la escala RWA en un rango de 0-10 puntos indica la presencia de un nivel intermedio de actitudes autoritarias en los habitantes del AMSS. Asimismo, las diferencias de medias que muestran significación estadística tanto en la escala general como en sus dimensiones sugieren que el estrato social y el nivel educativo del entrevistado juegan un papel crucial. Es decir que, en la medida en que se cuenta con un nivel técnico o superior de educación, cuestión que suele propender a su vez hacia una movilidad social ascendente, menor nivel de actitudes autoritarias se manifiesta. Por otro lado, a pesar del papel presumiblemente atemperador que el nivel educativo tiene sobre las actitudes autoritarias, el convencionalismo (p. ej., religiosidad más estricta propia de denominaciones evangélicas) parece constituir un caldo de cultivo en el que el RWA encontraría un terreno fértil para su desarrollo. La diferencia significativa entre los puntajes de hombres y mujeres, aunque débil ($p < .03$) y perteneciente a la dimensión de sumisión autoritaria, puede interpretarse en el mismo sentido.

La confiabilidad de las subescalas del RWA ha sido obtenida a través del Coeficiente Alfa de Cronbach. Las subescalas de agresión autoritaria ($\alpha = .87$) y la de convencionalismo ($\alpha = .72$) alcanzaron niveles satisfactorios de consis-

tencia interna. La subescala de sumisión autoritaria obtuvo un alfa de Cronbach no satisfactorio ($\alpha = .49$; ver Taber, 2017). Siguiendo a John y Benet-Martínez (2000), sería esperable que el nivel alfa de escalas nuevas, cortas y cuyo contenido evita ser redundante no cumpla con la convención de lograr un coeficiente alfa superior a .70, el límite inferior que la literatura establece como un nivel alfa adecuado (John & Benet-Martínez, 2000; Kerlinger & Lee, 2002; Taber, 2017; Tavakol & Dennick, 2011). La consistencia interna de una escala, entonces, debe establecerse a partir de su adecuación a los fundamentos teóricos a los que se debe y a su validez, antes que a una mecánica clasificación numérica. Stenner (2005) expone un resultado y una discusión similar a propósito del insatisfactorio nivel alfa de su escala de valores de crianza orientada a medir la predisposición autoritaria.

La validez de constructo fue establecida a través de un análisis factorial confirmatorio (Bordens & Abbott, 1999). La pertinencia del análisis factorial se determinó a partir de los resultados del test de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .86$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 [231] = 2049,343$; $p < .0001$). El modelo tridimensional del RWA explica el 40.55% de la varianza de los resultados y el mismo se puede apreciar en la Figura 1.

Es fácil identificar disensos en la literatura acerca de los índices de bondad de ajuste debido a su diversidad, su alcance o por su sensibilidad al tamaño de la muestra. Esto explica que se reporten varios a la vez y que se coincida con el principio general de Schreiber et al. (2006, p. 327) según el cual “si la vasta mayoría de los índices indica un buen ajuste, entonces probablemente existe un buen ajuste”. En la Tabla 2 se muestran los índices de bondad de ajuste obtenidos comparados con los límites ideales que la literatura sugiere. A partir del cotejo de índices de la Tabla

2, se puede asumir que el modelo tridimensional del RWA presenta un ajuste satisfactorio.

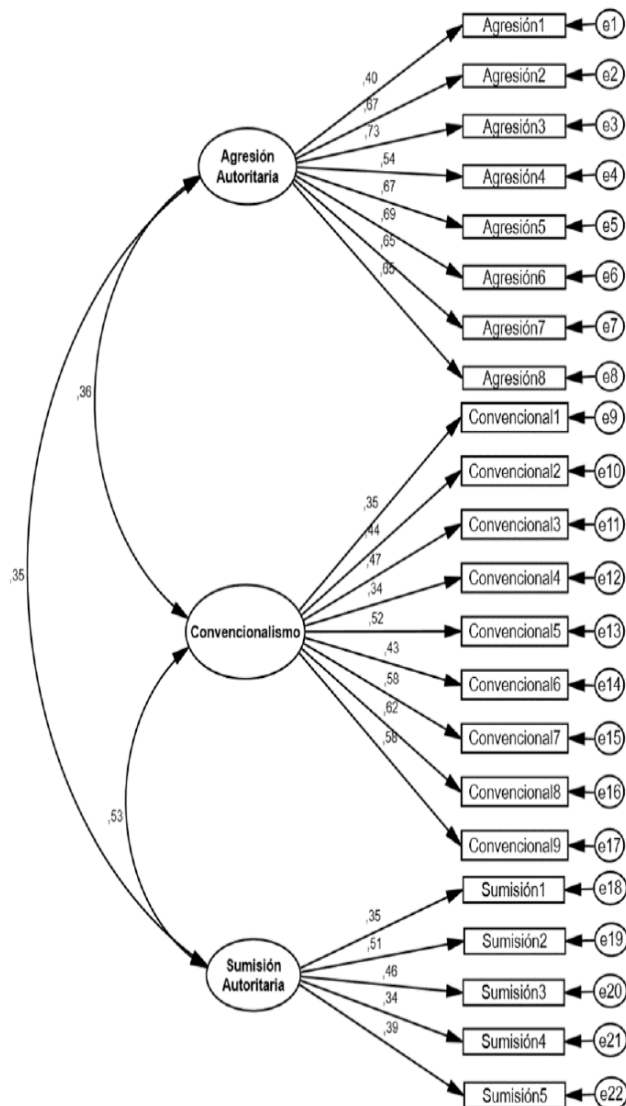


Figura 1
Estructura factorial tridimensional del RWA. Los valores sobre las flechas corresponden a pesos de regresión estandarizados.

Tabla 2

Estadísticos de bondad de ajuste del modelo tridimensional RWA

	χ^2/df	GFI	AGFI	CFI	RMR	RMSEA
Obtenidos	1.86	.92	.91	.90	.13	.045
Esperados	≤ 2.0	$> .90$	$> .90$	$\geq .95$	Cerca de 0.0	.06

Nota. Criterios ideales esperados cotejados entre Byrne (2010); Hooper, et al. (2008); Schreiber et al. (2006).

La validez concurrente-de criterio fue establecida a través de correlaciones de Pearson entre la escala RWA y ciertos constructos (criterios) cuya vinculación con el autoritarismo de derechas puede ser hipotetizada a partir de la teoría y la evidencia acumulada (Bordens & Abott, 1999; Hernández-Sampieri et al., 2006). Como cabría esperar (ver Tabla 3), la escala RWA correlaciona positiva y significativamente con variables de cultura política (p. ej., indiferencia hacia el régimen político/preferencia por un régimen autoritario), de inseguridad ciudadana (p. ej., ha tomado acciones precautorias debido a la delincuencia) y con otras dimensiones psicosociales (p. ej., anomia). En otras palabras, en la lógica del RWA de base de Altemeyer (1996, 2006), la escala RWA que aquí se presenta se vincula con mediciones antidemocráticas, de percepción de amenaza, de punitividad y concepciones peyorativas de otros grupos (p. ej., prejuicio hacia delincuentes: considerar que los delincuentes son dementes o que nacen como tales).

Discusión

La escala presentada, por su nombre, no debe conducir a equívocos. Su denominación –Escala Salvadoreña de Autoritarismo de Derechas– no remite a imperativo alguno de administración exclusiva en El Salvador. Más bien significa que responde a realidades similares a la salvadoreña. Como fue dicho, son sociedades que experimentan déficits democráticos, desigualdad y exclusión, altos niveles de violencia e inseguridad así como culturas conservadoras y tradicionalistas, entre otros aspectos. Características como estas son identificables en buena parte de Latinoamérica. Asimismo, la escala ostenta un origen realista al surgir de ítems probados y depurados en encuestas de opinión y a partir de muestras reales

Tabla 3

Correlaciones relevantes entre las subescalas del RWA y variables de interés teórico-empírico.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) Agresión autoritaria												
(2) Convencionalismo	.36**											
(3) Sumisión autoritaria	.35**	.53**										
(4) Ideología política hacia la derecha	.00	.24**	.26**									
(5) Indiferente/prefiere régimen autoritario	.19**	.10	.08	.06								
(6) Acciones precautorias	.22**	.10	-.12	-.04	-.06							
(7) Tiene/gustaría tener arma de fuego	.36**	.10*	.15	.04	.10	.12*						
(8) Pandillas son problema en barrio	.19**	.14*	.07	-.09	.09	.18**	.07					
(9) Vio una persona asesinada en la calle	.19**	.00	-.01	.02	.04	.32**	.10*	.26**				
(10) Disposición autoritaria	.18**	.48**	.37**	.08	.07	.01	.02	.03	.01			
(11) Anomia	.34**	.32**	.42*	-.03	.10*	.14**	.17**	.18**	.13*	.05		
(12) Prejuicio hacia delincuentes	.20**	.08	.26**	.00	-.05	.09	.17**	.03	.05	.04	.28**	

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$. Las variables incluidas en la encuesta administrada que aquí se correlacionan con las subescalas del RWA fueron codificadas así: *Ideología política de derecha* es una escala de 10 puntos (1 = izquierda, 10 = derecha); *indiferente/prefiere régimen autoritario* es una variable ficticia (dummy; 1 = indiferente o prefiere régimen autoritario, 0 = prefiere régimen democrático); *delincuencia ha empeorado* es una variable ficticia (1 = delincuencia ha empeorado, 0 = delincuencia sigue igual/ha disminuido); *acciones precautorias* corresponde a una escala de 0-10 puntos (puntajes tendientes a 10 indican más acciones precautorias tomadas); *tiene/gustaría tener un arma de fuego* es una variable ficticia (1 = Tiene/gustaría tener un arma de fuego, 0 = no tiene/ni gustaría tener un arma de fuego); *pandillas como problema en el barrio* corresponde a una escala de 0-3 puntos (puntajes tendientes a 3 refieren mucho problema); *vio persona asesinada en la calle* es una pregunta dicotómica (1 = sí, 2 = no); *disposición autoritaria* es una escala que va de 0-10 puntos (0 = libertarismo, 10 = autoritarismo); *anomia* corresponde a una escala de 0-10 puntos (puntajes tendientes a 10 indican percepción de anomia); *prejuicio hacia delincuentes* corresponde a una escala de 0-10 puntos (puntajes tendientes a 10 indican mayor prejuicio).

y representativas en términos teóricos y metodológicos. Casi sin excepción, los estudios disponibles sobre autoritarismo que emplean alguna variante de la escala RWA de Altemeyer (1996) u otra alternativa de medición trabajan con muestras socialmente irrelevantes (i.e., estudiantes universitarios).

Precisamente esta lealtad al contexto es lo que puede explicar y justificar la dificultad de alcanzar límites ideales de ciertos índices o el margen de mejora de la escala. No faltará quien sugiera la fusión de dimensiones o el retiro de ítems para seguir incrementando coeficientes y bondades de ajuste. Pero, por ejemplo, la dimensión de

sumisión autoritaria tiene una “identidad teórica propia” suficientemente distintiva de la de convencionalismo y métricamente la fusión de ambas escalas no conlleva mejoras a la propuesta tridimensional (i.e., no se reducen sus ítems o empeoran los indicadores de bondad de ajuste del modelo). No obstante, es claro que el bajo nivel de consistencia interna de la subescala de sumisión autoritaria plantea la necesidad de realizar esfuerzos adicionales de medición. A su vez, el ítem 1 y el ítem 4 de la escala de convencionalismo, los que presentan los pesos de regresión más bajos de la dimensión (ver Figura 1: ítem 1 = .35, ítem 4 = .34) y que usualmente suelen ser elegibles para

ser depurados, respectivamente, remiten a aspectos contextuales relevantes como son el clamor popular porque el ejército participe en labores de seguridad y la reconocida homofobia de la cultura salvadoreña.

La medición mecánica y abstraída del contexto de sentido donde aquella tiene lugar puede conducir a un ejercicio tecnocrático vacío. De esta manera, la escala cumple con un cometido técnico pero también social sin el cual lo primero pierde relevancia. Los análisis realizados han establecido que existen indicios métricos suficientes para considerar la escala salvadoreña RWA como confiable y válida para la medición de actitudes autoritarias (Altemeyer, 2006) en contextos como el salvadoreño, al alcanzar con éxito la mayoría de guarismos establecidos por la literatura especializada disponible (Bordens & Abbott, 1999; Byrne, 2010; Cubo-Delgado et al., 2011; Hernández-Sampieri et al., 2006; Hooper et al., 2008; John & Benet-Martínez, 2000; Schreiber et al., 2006).

El nivel de actitudes autoritarias obtenido con la escala ($M = 6.3$; $DE = 1.7$), converge con el reportado en otros estudios. Se destaca también su sensibilidad ante características de desventaja social de los participantes, para las que el nivel de estudio resulta ser un modulador importante (Córdova-Macías et al., 2015; Cruz, 1999; Cruz et al., 2017; IUDOP, 2002). Según Córdova-Macías et al., (2015), en “las Américas”, los años de educación constituyen el factor de mayor peso explicativo de la tolerancia política y, entre otras variables, la mujeres tienden mostrar menor tolerancia política que los hombres. La recurrente relación inversa que se encuentra entre nivel educativo y autoritarismo en encuestas de opinión en las que participa población salvadoreña (y latinoamericana en general) sugiere que el autoritarismo que es detectado en estas latitudes responde, prioritariamente, a las tendencias prejuiciosas que mezclan

baja habilidad cognitiva, sensibilidad a la amenaza y respuesta conservadora o característica de ala derecha dirigida a grupos considerados como no convencionales, como serían personas ateas o pertenecientes a la comunidad LGTBI (Brandt & Crawford, 2016).

Las correlaciones bivariadas son consistentes con la lógica teórica del RWA de Altemeyer al asociarse con percepciones varias de amenaza que confirman el mundo como un lugar peligroso (p. ej., pretensión de armarse, tomar acciones contra el crimen, creer que la delincuencia ha empeorado) o que alegan roto el consenso y la estabilidad del entorno, lo que incluye el orden democrático (p. ej., preferir un régimen autoritario, anomia; Feldman & Stenner, 1997; Merolla & Zechmeister, 2009; Sibley et al., 2007; Stenner, 2005). La suficiencia del modelo, comprobado a través del análisis factorial confirmatorio y corroborado con los indicadores de bondad de ajuste, avala la propuesta tridimensional de la escala RWA. Al mismo tiempo, estos resultados apoyan la robustez teórica que subyace al RWA de Altemeyer (1981, 2006) y su resistencia al paso del tiempo y a las adaptaciones y variaciones de que ha sido objeto.

Aunque este trabajo sorteaba la usual limitación y/o recomendación de buscar una muestra representativa como paso siguiente y que el modelo tridimensional de la escala salvadoreña RWA ha probado con suficiencia ser apropiado y sus escalas confiables y válidas, es posible recomendar la exploración de vinculaciones clásicas en el estudio del autoritarismo. Las covariaciones con constructos como anomia, prejuicio y disposición autoritaria (ver Tabla 3) son indicios teórico-metodológicos que deben consolidarse con otras exploraciones que incluyan constructos como la orientación de dominancia social o características de personalidad como The Big Five (John, Naumann & Soto, 2008). En este cometido sería interesante además poner a prueba la relación entre la

escala aquí presentada y la misma escala RWA de Altemeyer (1996) o alguna de sus variantes disponibles en español.

Referencias

- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswick, E., Levinson, D. J., & Sanford, R. N. (1969). *The Authoritarian Personality*. New York: The Norton Library.
- Allport, G. W. (1954). *La naturaleza del prejuicio*. Buenos Aires: EUDEBA.
- Altemeyer, B. (1981). *Right-Wing Authoritarianism*. Winnipeg: University of Manitoba Press.
- Altemeyer, B. (1996). *The Authoritarian Specter*. Cambridge: Harvard University Press.
- Altemeyer, B. (1998). The other “authoritarian personality”. *Advances in Experimental Social Psychology*, 30, 47-92. doi: [10.1016/S0065-2601\(08\)60382-2](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60382-2)
- Altemeyer, B. (2006). *The Authoritarians*. Recuperado de <https://theauthoritarians.org/>
- Arbuckle, J. L. (2012). *IBM® SPSS® Amos™ 21 User's Guide*. Recuperado de http://public.dhe.ibm.com/software/analytics/spss/documentation/amos/21.0/en/Manuals/IBM_SPSS_Amos_Users_Guide.pdf
- Bordens, K. S., & Abbott, B. B. (1999). *Research Design and Methods. A Process Approach* (4ª ed.). Mountain View, CA: Mayfield Publishing Company.
- Brandt, M. J., & Crawford, J. T. (2016). Answering unresolved questions about the relationship between cognitive ability and prejudice. *Social Psychological and Personality Science*, 7(8), 884-892. doi: [10.1177/1948550616660592](https://doi.org/10.1177/1948550616660592)
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming* (2ª ed.). New York, NY: Routledge.
- Canetti, D., & Pedahzur, A. (2002). The effects of Contextual and Psychological Variables on Extreme Right-wing Sentiments. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 30(4), 317-334. doi: [10.2224/sbp.2002.30.4.317](https://doi.org/10.2224/sbp.2002.30.4.317)
- Córdova-Macías, R., Cruz, J. M., & Zeichmeister, E. (2015). *Cultura política de la democracia en El Salvador y en las Américas, 2014: Gobernabilidad democrática a través de 10 años del Barómetro de las Américas*. San Salvador: FUNDAUNGO y LAPOP-Universidad de Vanderbilt. Recuperado de https://www.vanderbilt.edu/lapop/el_salvador.php
- Cruz, J. M. (1999). El autoritarismo en la posguerra: un estudio de las actitudes de los salvadoreños. *Estudios Centroamericanos (ECA)*, (603), 95-106.
- Cruz, J. M., Aguilar, J., & Vorobyeva, Y. (2017). *Legitimidad y confianza pública de la policía en El Salvador*. San Salvador: KG-LACC, FIU & IUDOP.
- Cubo-Delgado, S., Martín-Marín, B., & Ramos-Sánchez, J. L. (Coords.). (2011). *Métodos de investigación y análisis de datos en Ciencias Sociales y de la Salud*. Madrid: Pirámide.
- Dirección General de Estadística y Censos (2009). *República de El Salvador. Estimaciones y proyecciones de la población 1950-2050*. San Salvador: MINEC, UNFPA & CELADE. Recuperado de <http://www.censos.gob.sv>
- Duckitt, J. (1992). Psychology and prejudice: A historical analysis and integrative framework. *American Psychologist*, 47(10), 1182-1193. doi: [10.1037/0003-066X.47.10.1182](https://doi.org/10.1037/0003-066X.47.10.1182)
- Duckitt, J. (2001). A dual-process cognitive-motivational theory of ideology and prejudice. En M. P. Zanna (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 33, pp. 41-113). San Diego, CA: Academic Press.
- Duckitt, J. (2003). Prejudice and intergroup hostility. En D. Sears, L. Huddy, & R. Jervis (Eds.), *Oxford Handbook of Political Psychology* (pp. 559-600). New York, NY: Oxford University Press.
- Etchezahar, E. (2012). Las dimensiones del autoritarismo: Análisis de la escala de autoritarismo del ala de derechas (RWA) en una muestra de estudiantes universitarios de la Ciudad de Buenos Aires. *Psicología Política*, 12(25), 591-603. Recuperado de <http://www.psicologiapolitica.org>

- Feldman, S., & Stenner, K. (1997). Perceived threat and authoritarianism. *Political Psychology, 18*(4), 741-770. doi: [10.1111/0162-895x.00077](https://doi.org/10.1111/0162-895x.00077)
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, M. C., & Fernández-Liporace, M. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar, 10*(1), 60-74. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Fournier, M., & Garnier, L. (1990). Fórmula abreviada para la transformación de puntajes de variables a una misma escala. *Revista Latinoamericana de Psicología, 22*(3), 421-426. Recuperado de <http://www.redalyc.org/revista.oa?id=805>
- Giampaglia, G., & Roccato, M. (2002). La scala di autoritarismo di destra di Altemeyer: Un'analisi con il modello di Rasch per la costruzione di una versione italiana. *Testing, psicometria e metodologia, 9*, 93-111. Recuperado de <http://hdl.handle.net/2318/8897>
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista Lucio, P. (2006). *Metodología de la Investigación* (4ª ed.). México: McGraw-Hill Interamericana.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods, 6*(1), 53-60. Recuperado de <http://www.ejbrm.com/main.html>
- Instituto Universitario de Opinión Pública. (1998). *Encuesta de evaluación de Derechos Humanos (IUDOP Informe 67)*. Recuperado de http://www.uca.edu.sv/iudop/?page_id=11
- Instituto Universitario de Opinión Pública(1999a). *Encuesta sobre valores (IUDOP Informe 80)*. Recuperado de http://www.uca.edu.sv/iudop/?page_id=11
- Instituto Universitario de Opinión Pública (1999b). *Normas culturales y actitudes sobre la violencia – Estudio Activa*. San Salvador: Autor.
- Instituto Universitario de Opinión Pública (2002). *Encuesta sobre actitudes autoritarias en jóvenes residentes en la zona urbana del municipio de San Salvador (IUDOP Informe 96)*. Recuperado de http://www.uca.edu.sv/iudop/?page_id=11
- Instituto Universitario de Opinión Pública (2014). *La situación de la seguridad y de la justicia 2009-2014. Entre expectativas de cambio, mano dura militar y treguas*. San Salvador: Autor. Recuperado de http://www.uca.edu.sv/iudop/?page_id=31
- John, O. P., & Benet-Martínez, V. (2000). Measurement: Reliability, construct validation, and scale construction. En H. T. Reis y C. M. Judd (Eds.), *Handbook of Research Methods in Social and Personality Psychology* (pp. 339-369). Cambridge: Cambridge University Press.
- John, O. P., Naumann, L. P., & Soto, C. J. (2008). Paradigm shift to the integrative Big-Five trait taxonomy: History, measurement, and conceptual issues. En O. John, R. Robins & L. Pervin (Eds.), *Handbook of Personality: Theory and Research* (pp. 114-158). New York: Guilford Press.
- Kerlinger, F. N., & Lee, H. B. (2002). *Investigación del Comportamiento. Métodos de Investigación en Ciencias Sociales* (4ª ed.). México: McGraw-Hill Interamericana.
- Latinobarómetro (2015). *Informe Latinobarómetro 2015: Veinte años de opinión pública 1995-2015*. Recuperado de <http://www.latinobarometro.org>
- McClosky, H., & Schaar, J. H. (1965). *Psychological dimensions of anomie*. *American Sociological Review, 30*(1), 14-40. doi: [10.2307/2091771](https://doi.org/10.2307/2091771)
- Merolla, J. L., & Zechmeister, E. J. (2009). *Democracy at Risk. How terrorist Threats Affect the Public*. Chicago, IL.: The University of Chicago Press.
- Molero, F. (2007). El estudio del prejuicio en la psicología social. En J. Morales, M. Moya, E. Gaviria & I. Cuadrado (Eds.), *Psicología Social* (3ª ed., pp. 591-617). Madrid: McGraw Hill.
- Moya, M., & Morales-Marente, E. (2005). Reacciones psico-políticas ante los ataques terroristas del 11 de Marzo de 2004. *Revista de Psicología Social, 20*(3), 331-350. doi: [10.1174/021347405774277749](https://doi.org/10.1174/021347405774277749)
- Orellana, C. I. (2012). Exclusión, crisis del mundo del trabajo y precariedad. A vueltas con el tema de la ciuda-

- danía. *Estudios Centroamericanos (ECA)*, 67(729), 229-258.
- Orellana, C. I. (2017). Proclivity to hate: Violence, group targeting and authoritarianism in El Salvador. En E. Dumbar, A. Blanco, & D. Crèvecoeur-MacPhail (Eds.), *The Psychology of Hate Crimes as Domestic Terrorism: U.S. and Global Issues* (Vol. 1, pp. 239-281). Santa Barbara, CA.: Praeger Publishers.
- Ovejero, A. (1992). Sobre la cuestión del autoritarismo de izquierdas. *Psicología Política*, 5, 53-69. Recuperado de <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/index.html>
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2013). *Informe sobre Desarrollo humano El Salvador 2013. Imaginar un nuevo país. Hacerlo posible*. San Salvador: Autor. Recuperado de http://www.sv.undp.org/content/el_salvador/es/home.html
- Roccató, M., & Converso, D. (1996). Cómo y porqué es necesario volver a estudiar el autoritarismo. *Psicología Política*, 13, 63-79. Recuperado de <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/index.html>
- Rokeach, M. (1960). *The open and closed mind. Investigations into the nature of belief systems and personality systems*. New York, NY: Basic Books.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-337. doi: 10.3200/joer.99.6.323-338
- Seligson, M. A., Cruz, J. M., & Córdova-Macías, R. (2000). *Auditoría de la democracia. El Salvador 1999*. San Salvador: FUNDAUNGO, IUDOP & Universidad de Pittsburgh. Recuperado de <http://fundaungo.org.sv>
- Seoane, J., & Garzón, A. (1992). Creencias sociales contemporáneas, autoritarismo y humanismo. *Psicología Política*, 5, 27-52. Recuperado de <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/index.html> <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/N5-2.pdf>
- Sibley, C., Wilson, M., & Duckitt, J. (2007). Effects of dangerous and competitive worldviews on right-wing authoritarianism and social dominance orientation over a five-month period. *Political Psychology*, 28(3), 357-371. doi: 10.1111/j.1467-9221.2007.00572.x
- Speizer, I., Goodwin, M., Samandari, G., Kim, S., & Clyde, M. (2008). Dimensions of child punishment in two Central American countries: Guatemala and El Salvador. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 23(4), 247-256. doi: 10.1590/s1020-49892008000400004
- Srole, L. (1956). Social integration and certain corollaries: An exploratory study. *American Sociological Review*, 21(6), 709-716. doi: 10.2307/2088422
- Stenner, K. (2005). *The Authoritarian Dynamic*. New York: Cambridge University Press.
- Stone, W. (1990). Autoritarismo de izquierdas: Aún sin demostrar. *Psicología Política*, 1, 13-34. Recuperado de <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/index.html>
- Taber, K. S. (2017). The use of Cronbach's alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 1-24. doi: 10.1007/s11165-016-9602-2
- Tavakol, M., & Dennick R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. doi: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd
- Van Hiel, A., Duriez, B., & Kossowska, M. (2006). The presence of left-wing authoritarianism in western Europe and its relationship with conservative ideology. *Political Psychology*, 27(5), 769-793. doi: 10.1111/j.1467-9221.2006.00532.x
- Zakrisson, I. (2005). Construction of a short version of the Right Wing Authoritarianism (RWA) scale. *Personality and Individual Differences*, 39(5), 863-872. doi: 10.1016/j.paid.2005.02.026

Apéndice 1**Escala salvadoreña de autoritarismo de derechas (RWA) separada por dimensiones**

Instrucciones generales: Podría indicarme qué tan de acuerdo o en desacuerdo se encuentra con las siguientes afirmaciones/situaciones...

(4) Muy de acuerdo, (3) Algo de acuerdo, (2) Indeciso, (1) Algo en desacuerdo, (0) Muy en desacuerdo

Agresión autoritaria

1. Un grupo de personas comience a matar a gente que consideran indeseable
2. Si las autoridades fallan, la gente tiene derecho de tomar la justicia por su propia cuenta
3. La única forma de sacar adelante a nuestro país es eliminar por la fuerza a los que causen problemas
4. En algunos casos, se justifica que la policía torture a los sospechosos para obtener información
5. En su comunidad o colonia capturen a un delincuente reconocido y lo linchen entre todos
6. En algunas ocasiones, la policía debería matar a los delincuentes en lugar de intentar apresarlos
7. Se deberían eliminar a los pandilleros para acabar con los constantes pleitos entre ellos
8. Se debería de implantar la pena de muerte en el país

Convencionalismo

1. La presencia militar en las calles es necesaria para controlar la delincuencia en el país
2. Para que una familia pueda funcionar bien debe estar compuesta por un padre, una madre e hijos/as
3. Las mujeres deben ser las encargadas de las tareas domésticas
4. La homosexualidad es una perversión
5. Los problemas que tienen las personas en el país se dan porque se han alejado de dios
6. Los desastres naturales son un castigo divino
7. Todos los problemas que están sucediendo en el mundo en la actualidad están escritos en la Biblia
8. El principal objetivo en la vida es fundar una familia
9. El hombre debe ser la cabeza de la familia

Sumisión autoritaria

1. Es mejor vivir en una sociedad ordenada, a pesar de que con ello se limiten algunas libertades
 2. En lugar de derechos humanos, lo que nuestro país necesita en realidad es mucha ley y orden
 3. Una buena educación escolar es aquella que enfatiza la disciplina y la obediencia de los alumnos
 4. Aquellos que critican la forma en que está organizada la sociedad son resentidos sociales inconformes
 5. El amor a la nación se demuestra rechazando a aquellos que critican a sus autoridades
-



Propiedades psicométricas del inventario de ideación suicida positiva y negativa PANSI

Psychometric properties of the Positive and Negative Suicide Ideation Inventory (PANSI)

Bertha Avendaño-Prieto¹, Mónica Pérez-Prada², Mildred Vianchá-Pinzón²,
Lizeth Martínez-Baquero², Ronald Toro^{1*}

1 - Universidad Católica de Colombia. Bogotá DC., Colombia.

2 - Universidad de Boyacá. Tunja, Boyacá, Colombia.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 20/09/2017 **Revisado:** 30/10/2017 **Aceptado:** 07/12/2017

Resumen

La conducta suicida como problemática de salud mental requiere de un manejo con herramientas precisas de evaluación, particularmente en la ideación suicida. Se llevó a cabo un estudio instrumental para establecer las propiedades psicométricas del Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa (PANSI) en una muestra de 1318 estudiantes voluntarios entre 13 y 19 años, que cursaban entre octavo y undécimo grado en tres ciudades colombianas. Los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio mostraron la estructura teórica esperada y se obtuvo un ajuste favorable de los ítems según el modelo de Rasch (excepto el ítem 4). Además, los resultados de consistencia interna fueron $\alpha = .77$ para la Ideación Suicida Positiva y $\alpha = .89$ para la Ideación Suicida Negativa. Nuestros datos indican que el PANSI es un instrumento con evidencias de constructo y consistencia interna para el objetivo y contexto para el que fue elaborado, por lo que proponemos un PANSI final de 13 ítems útil en población adolescente capaz de identificar las dos dimensiones de la ideación suicida.

Palabras clave: *comportamiento suicida, ideación suicida, salud mental, análisis factorial confirmatorio, Teoría de Respuesta al Ítem (TRI), adolescentes*

Abstract

Suicide behavior as a mental health problem requires a good management with improved assessment tools, particularly for suicide ideation. An instrumental study was carried out to establish the psychometric properties of the Positive and Negative Suicide Ideation Inventory (PANSI) in 1318 students, 13 to 19 years-old, from three cities in Colombia, with ages from, and from attending 8th to 11th secondary school levelsgrade in three cities in Colombia. The expected theoretical structure was obtained by exploratory and confirmatory factorial analysis. Also, a favorable fit was found, according to the Rasch model (except item 4). Moreover, when internal consistencies were analyzed, a value of $\alpha = .77$ was obtained for positive suicide ideation, while $\alpha = .89$ was shown for negative suicide ideation. These data indicate that PANSI presents construct validity and consistency, according to the purpose and context in which it was elaborated. Therefore, we suggest the use of a 13 items PANSI in high school students able to identify the two dimensions of suicidal ideation.

Keywords: *suicidal behavior, suicide ideation, mental health, confirmatory factor analysis, Item Response Theory (IRT), adolescents*

Cómo citar este artículo: Avendaño-Prieto, B., Pérez-Prada, M., Vianchá-Pinzón, M., Martínez-Vaquero, L., & Toro, R. (2018). Propiedades psicométricas del inventario de ideación suicida positiva y negativa PANSI. *Revista Evaluar*, 18(1), 27-39. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

***Correspondencia a:** Ronald Toro, Universidad Católica de Colombia, Facultad de Psicología, Avenida Caracas # 46-22, Casa de Psicología, bloque K, Bogotá, Colombia. Teléfono (+571) 3277300. ratoro@ucatolica.edu.co

Introducción

La *conducta suicida*, definida como toda acción producida con el propósito explícito o implícito de quitarse la vida, incluye cualquier intención, ideación o pensamiento que pueda culminar en la muerte (Toro-Tobar, Avendaño-Prieto, & Castrillón, 2016). Durante la historia de la humanidad esta conducta ha sido parte de rituales de purificación, expiación o de seguimiento a las pautas socio culturales propias de las diferentes épocas (Andrade-Salazar, 2012).

Sin embargo, en la última década las cifras de suicidio han aumentado de manera tal que instituciones como la Organización Panamericana de la Salud y la Organización Mundial de la Salud (OPS, OMS, 2016), lo consideran un problema de salud pública que ha sido incluido para su prevención en el Plan Estratégico (2014 a 2019) como uno de los indicadores de impacto a evaluar. Si bien dicho informe indica que el número de muertes por suicidio representa el dato más visible y dramático, sería importante considerar también otras modalidades de conducta suicida que incluyen la ideación, la planificación y el intento de suicidio.

La OMS define la *ideación suicida* (IS), como pensamientos pasivos sobre querer estar muerto o pensamientos activos sobre quitarse la vida uno mismo, no necesariamente acompañados de conductas de preparación para lograrlo (OMS, 2012). La IS hace referencia no solo a su carácter persistente, fijo u obsesivo sino también a la comunicación de la ideación, ya sea de manera verbal o escrita. Cuando una persona habla de querer morirse o desear suicidarse, estos llamados de atención deben ser considerados seriamente por los profesionales de la salud mental, sobre todo si son reiterativos (Aja, 2007).

Desde una perspectiva cognitivo conductual, cualquier persona que se plantea el suicidio

experimenta pensamientos o ideas suicidas. Para poder prevenir cualquier tipo de conducta suicida es de gran importancia en el ámbito terapéutico que el profesional sea capaz de reconocer signos de inconformidad en el paciente, así como signos de insatisfacción con su modo de vivir, y así detectar de forma temprana la presencia de ideación suicida (Martí, 2013).

Colombia no está exenta de este flagelo; en el 2015 se registró un aumento del 10% en el número de suicidios con relación al año anterior, de los cuales el 80% de las víctimas eran varones. El grupo etario entre 15 y 34 años fue la población más afectada. La proporción de lesiones fatales autoinfligidas fue de 5.22 eventos por cada 100 mil habitantes mayores de cinco años, aproximadamente un 28% más que la proporción promedio de los últimos nueve años (4.08 eventos por cada 100 mil habitantes). Sobre los métodos utilizados para llevar a cabo el suicidio, el ahorcamiento fue el mecanismo más común en varones, seguido de intoxicación o envenenamiento, siendo este último el cual más frecuente en mujeres (Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses, 2017).

Ante la magnitud de la problemática, se han desarrollado instrumentos de evaluación que permiten identificar la ideación suicida y cuyo objetivo es determinar hasta qué punto las ideas suicidas pueden llegar a materializarse mediante la muerte por suicidio. Uno de los instrumentos de evaluación de IS más conocidos es la Escala de Ideación Suicida o SSI (del inglés Scale for Suicide Ideation; Beck, Kovacs, & Weissman, 1979), diseñada para evaluar las actitudes, las conductas y los planes de cometer actos suicidas. Otro instrumento es el cuestionario de ideación suicida o Suicidal Ideation Questionnaire (SIQ; Reynolds, 1987) que consiste en 25 ítems para evaluar la frecuencia e intensidad de los pensamientos, y también comportamientos suicidas. Este cuestionario

se basa en una escala de 0 a 6, que incluye desde “*nunca lo he pensado*” hasta “*todos los días*”, con un total de 150 puntos y un solo factor. El SIQ puede ser aplicado de forma grupal, es útil para evaluar programas de intervención y prevención debido a su sensibilidad y capacidad discriminadora de la detección del riesgo suicida, y presenta una elevada consistencia interna ($\alpha = .97$), una medida de comparación test-retest favorable ($r = .86$), y correlaciones significativas con depresión, desesperanza, ansiedad y autoestima (valores de r_s entre .38 y .60).

Uno de los instrumentos más utilizados es el Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa (PANSI; Osman, Gutiérrez, Kopper, Barrios, & Chiros, 1998), que permite medir los factores tanto de protección como de riesgo de ideación suicida. Los autores de PANSI realizaron dos estudios: el primero se administró una versión de 20 ítems a 150 estudiantes de sexo masculino y 300 estudiantes de sexo femenino, y se realizó un análisis factorial con rotación varimax. Se conservaron dos factores: la ideación positiva y la ideación negativa. En el segundo estudio se realizó un análisis factorial confirmatorio a fin de validar el ajuste de los modelos de un factor, y un análisis oblicuo de dos factores en otra muestra de 84 hombres y 202 mujeres. El modelo oblicuo de dos factores proporcionó un excelente ajuste. Además, los autores examinaron la evidencia preliminar de validez concurrente y predictiva, revisando su correlación con las medidas de los síntomas depresivos ($\beta = .49, t = 5.89, p < .001$), y desesperanza ($\beta = .16, t = 2.10, p < .001$).

Posteriormente, Osman et al. (2003) evaluaron la estructura factorial del PANSI, utilizando el análisis factorial confirmatorio (AFC). Los 195 participantes eran pacientes psiquiátricos hospitalizados, entre 14 y 17 años de edad. De acuerdo al AFC, el mejor ajuste fue el del modelo oblicuo de 2 factores. Los autores también revelaron que las

estimaciones de confiabilidad de consistencia interna de las dos subescalas de PANSI, PANSINegativo y PANSIPositivo, fueron elevadas ($\alpha = .96$ y $\alpha = .89$, respectivamente); estas puntuaciones en las escalas PANSI presentaron diferencias significativas entre aquellos que intentaron suicidarse y los controles, y aquellos en riesgo severo de suicidio y controles, con un 90% de sensibilidad y un 92.6% de especificidad. Los análisis correlacionales proporcionaron un fuerte respaldo para la validez concurrente de las escalas. Los análisis de regresión logística respaldaron el uso de este nuevo inventario como medida de riesgo de los comportamientos relacionados con el suicidio, ya que los puntajes en las escalas PANSI ($n = 54$) mostraron evidencia satisfactoria en relación con la confiabilidad test-retest durante un período de 2 semanas.

La IS positiva (ISP) contempla una serie de pensamientos protectores contra el suicidio; por ejemplo: “*¿Has sentido que tenías el control de la mayoría de las situaciones de tu vida?*” o “*¿Te sentiste alegre porque te estaba yendo bien en el colegio o en el trabajo?*”; mientras que la IS negativa (ISN) contempla ítems de riesgo suicida, como “*¿Pensaste en matarte porque no tenías esperanza en el futuro?*” o “*¿Pensaste que tus problemas eran tan graves que la única opción que tenías era suicidarte?*”. El PANSI ha obtenido un modelo bifactorial de la IS con una puntuación por cada factor y una medida total de IS (Osman et al., 2003).

El instrumento PANSI fue adaptado a poblaciones de Colombia por Villalobos-Galvis (2009). En este estudio, la adaptación se realizó en 643 participantes con escolaridad de sexto grado de bachillerato hasta el quinto año de universidad. Mediante un análisis factorial exploratorio se obtuvieron los dos factores originales del instrumento: uno positivo (pensamientos protectores contra el suicidio) y otro negativo (ideas suicidas) con

64% de varianza total. Esta adaptación demostró poseer una estructura bifactorial como la que obtuviera previamente el instrumento en una población inglesa (Osman et al., 1998), un apropiado índice de confiabilidad (alfa de Cronbach $\alpha = .90$ para la escala completa; $\alpha = .93$ para ideas negativas, y $\alpha = .84$ para ideas positivas) y adecuadas asociaciones ($p < .01$) con las medidas de desesperanza, depresión, ideación suicida y autoestima que evidenciaron la validez concurrente. Villalobos-Galvis (2009) concluyó que el PANSI tiene buenas propiedades psicométricas, razón por la cual podría ser aplicado en estudiantes adolescentes y jóvenes.

El PANSI se ha utilizado en diferentes estudios en población colombiana. Por ejemplo, Quiçeno y Vinaccia (2013) lo emplearon para evaluar las relaciones entre la orientación positiva hacia el futuro, la felicidad y la IS como indicadores de la calidad de vida, en 291 adolescentes de colegios públicos de la ciudad de Bogotá. Los resultados fueron: una asociación positiva y moderada entre las IS positivas (primera escala del PANSI) en la dimensión de calidad de vida y bienestar psicológico ($r = .41, p < .001$), y una correlación negativa pero débil entre las ideas negativas (segunda escala del PANSI) en la dimensión relación padres/vida familiar de calidad de vida infantil ($r = -.363, p < .001$).

En otro estudio que aplicó PANSI, llevado a cabo por Siabato-Macias y Salamanca-Camargo (2015) en estudiantes universitarios, se encontró que aproximadamente el 30% de los evaluados presentaba un nivel alto de ISN. A su vez, Foreiro, Siabato y Salamanca (2017) en un estudio con adolescentes, encontraron que el 28% presentaba un nivel alto de ISN. En cuanto a la asociación IS y trastornos de la conducta alimentaria, por medio del PANSI y de otros tests, otro estudio mostró que un 18% de los adolescentes evaluados piensa en el suicidio como una alternativa para solucio-

nar sus conflictos, y que un 42% de los participantes con síntomas de anorexia y bulimia presentaron alta ISN (Martínez-Baquero, Vianchá-Pinzón, Pérez-Prada, & Avendaño-Prieto, 2017).

Este instrumento ha sido utilizado como medida de convergencia para el desarrollo de nuevos instrumentos; por ejemplo, el diseño de Toro-Tobar et al. (2016) de un inventario llamado IDIS (Inventario de Desesperanza e Ideación Suicida), que permite evaluar cognición suicida con base en los modelos teóricos de la desesperanza y la IS y en el que los valores que arroja el PANSI son evidencia de validez convergente. En este estudio se obtuvo una correlación favorable con el puntaje total de IS ($r = .68; p < .001$), considerado favorable para el nuevo instrumento.

Teniendo en cuenta tanto la aplicabilidad del PANSI como la carencia de análisis de poblaciones colombianas por medio de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) y de AFC, analizamos las propiedades psicométricas del instrumento PANSI en población adolescente. Los objetivos específicos fueron: establecer evidencia de la validez de constructo de PANSI mediante un AFC, observar la estabilidad de los ítems en una estructura de dos factores, analizar el ajuste de los ítems respecto de la TRI y establecer la confiabilidad de la prueba a través del coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente Omega.

Método

Tipo de estudio

Se utilizó una metodología de tipo instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013). Se analizaron las características psicométricas del PANSI siguiendo la Teoría Clásica de los Tests (TCT) y la TRI. Dentro de la TCT, se realizó el AFE, el AFC y la confiabilidad con los coeficientes alfa de Cronbach y Omega. A partir de la TRI,

se estableció el ajuste de los ítems al modelo de Rasch.

Participantes

Los participantes fueron seleccionados mediante muestreo no probabilístico por conveniencia (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista-Lucio, 2010). Se solicitó la participación de los colegios de las poblaciones objeto de estudio, pero no todos aceptaron la invitación. El estudio se realizó en 1318 estudiantes, 57.2% varones y 42.8% mujeres entre 13 y 19 años de edad ($M = 15.43$, $DE = 1.33$), estudiantes de octavo, noveno, décimo y undécimo grado en tres ciudades colombianas. Como criterios de inclusión se consideraron la voluntad de participar en el estudio y la firma del consentimiento informado.

Instrumentos

El instrumento utilizado fue el Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa (PAN-SI), validado por Villalobos-Galvis (2009) en una población de estudiantes de Colegios y Universidades de San Juan de Pasto del departamento de Nariño, Colombia.

Este instrumento presenta una lista de catorce ítems que se refieren a pensamientos suicidas presentes en las últimas dos semanas anteriores a la aplicación de la escala. Ocho de los catorce ítems evalúan ideación suicida negativa, equivalente a factores de riesgo, y los otros seis evalúan ideación suicida positiva, que corresponde a factores protectores, los que en su totalidad permiten determinar la frecuencia de aparición de cada uno de los catorce pensamientos. Los participantes deben responder haciendo uso de una escala tipo Likert (de 5 puntos) con niveles entre 0 (*nunca*) y

4 (*siempre*). Las preguntas número 2, 6, 8, 12, 13 y 14 corresponden a ideación positiva; mientras que las preguntas número 1, 3, 4, 5, 7, 9, 10 y 11 corresponden a la ideación negativa.

Procedimiento

Se seleccionaron dos instituciones educativas por ciudad, de las cuales se tomó al azar un curso por grado. Posteriormente, los padres de familia recibieron el consentimiento informado. Antes de la aplicación del instrumento se les expresó con claridad a los participantes el objetivo del estudio y la forma en que se utilizaría la información obtenida; asimismo, se les explicó el diligenciamiento del instrumento mediante instrucciones estandarizadas y se le solicitó a cada participante el consentimiento informado firmado. El estudio se realizó de acuerdo con la legislación vigente promulgada en la resolución número 8430 del año 1993 (Ministerio de Salud, 1993), en la que se dictan las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud, y también en la práctica de investigaciones en psicología de acuerdo con la Ley N° 1090 (2006), mediante la cual se establece el Código Deontológico y Bioético del ejercicio de la psicología en Colombia. Se les aseguró también a los estudiantes que su participación no involucraba ningún riesgo para su integridad física o mental, se les garantizó la confidencialidad y se les indicó que su participación era voluntaria.

Los resultados de la Teoría Clásica de los Tests se analizaron con el software SPSS versión 22 (IBM Corp., 2013) y los de la Teoría de Respuesta al Ítem, con Winsteps 3.69.1.13 (Linacre, 2016). Posteriormente se llevaron a cabo los análisis estadísticos y psicométricos. Para determinar la validez de constructo, se dividió aleatoriamente la muestra en dos grupos; el grupo conforma-

do por 671 estudiantes esta se analizó mediante análisis factorial exploratorio y posteriormente, mediante TRI (específicamente con el modelo de Rasch para ítems politómicos) se estableció el ajuste de los ítems. Después de eliminar el ítem que no se ajustó al modelo, se repitió el AFE. Los resultados obtenidos en este análisis sirvieron de base para el AFC de la segunda muestra, conformada por 647 estudiantes. Finalmente, se determinó la consistencia interna del instrumento mediante el coeficiente Omega de McDonald.

Resultados

Evidencia de validez de constructo

Para procesar los datos obtenidos en la muestra de 671 participantes, se determinó el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), cuyo valor fue .871. Mediante el índice de esfericidad de Bartlett, se encontraron valores de $\chi^2 = 4187.589$ y $p < .01$, los que permitieron realizar el análisis factorial exploratorio. Se encontraron tres factores, el primero explicó el 37.77% de la varianza, el segundo el 16.07% y el tercero el 7.51, de modo que resultaba explicado un total de 61.36% de la varianza. Se utilizó rotación oblimin, asumiendo que los dos factores evalúan el mismo constructo aunque de forma inversa y siguiendo el criterio utilizado tanto en la prueba original como en la adaptación (Tabla 1).

Según la distribución de los ítems, el Factor 1 representa la ideación negativa, el Factor 2 quedó conformado por cuatro de los seis ítems (2, 6, 8 y 12) de ideación positiva y el Factor 3, compuesto de los ítems 13 y 14 de ideación positiva, conforma un solo factor. No se observaron cargas cruzadas. En el análisis realizado por Villalobos-Galvis con este instrumento (2009) también se utilizó la rotación oblicua, y a diferencia de los resultados observados en este estudio, se

encontraron dos factores no independientes, dado que los ítems 13 y 14 que constituyen la ideación suicida positiva compartían una carga factorial en dos factores, aunque la mayor carga se encontraba en el factor esperado.

Posteriormente, en los ítems de cada factor se evaluaron los parámetros de ajuste cercano y lejano en los ítems de cada factor mediante la Teoría de Respuesta al Ítem, de acuerdo al modelo de Rash. La Tabla 2 muestra los resultados obtenidos para ISN.

Encontramos que el ítem 4 no se ajustó al modelo, ya que sus valores de INFIT y OUTFIT (1.96 y 1.99, respectivamente) no están incluidos en el intervalo aceptado [.4; 1.40], es decir que la calibración con respecto al supuesto de unidimensionalidad no se cumple para este ítem y por lo tanto es una medida anómala con respecto al rasgo latente (Attorresi, Lozzia, Abal, Galibert, & Aguerri, 2009; Bond & Fox, 2007; Muñiz, 2010).

A diferencia de lo observado en el factor ISN, en el factor de ideación suicida positiva, todos los ítems se ajustaron al modelo (Tabla 3). Por ello, se volvió a realizar el AFE con la exclusión del ítem 4. Encontramos que el índice KMO = .877 y el índice de esfericidad de Bartlett resultó en $\chi^2 = 3945.740$ y $p < .01$. En este análisis se encontraron dos factores: el primer factor correspondió al 39.09 % de la varianza, mientras que el segundo correspondió al 17.21%, lo que totalizó 56.31%. Los ítems 13 y 14 estuvieron incluidos en el factor al que pertenecen (Ideación Suicida Positiva), como muestra la Tabla 4.

Una vez establecida la validez de constructo de la prueba y observada la estabilidad de los ítems en una estructura de dos factores, se sometió este modelo a un AFC. Para ello, se utilizó el módulo AMOS de SPSS, versión 22. Los índices de bondad de ajuste obtenidos fueron los siguientes: la proporción entre χ^2 y el número de grados de libertad correspondientes (χ^2/gf), cuyo

Tabla 1

Distribución de ítems según AFE del PANSI.

Ítems	F1 (ítems de ISN)	F2 (4 ítems ISP)	F3 (2 ítems de ISP)
1. ¿Has considerado seriamente matarte porque no pudiste cumplir con lo que otras personas esperaban de ti?	.63	.17	-.31
2. ¿Has sentido que tenías el control de la mayoría de las situaciones de tu vida?	.23	.58	.00
3. ¿Pensaste en matarte porque no tenías esperanza en el futuro?	.78	.10	-.13
4. ¿Te sentiste tan triste por tu relación con alguien importante, que quisiste estar muerto?	.62	-.23	.4
5. ¿Pensaste en matarte porque no pudiste hacer algo que era muy importante en tu vida?	.78	-.02	.02
6. ¿Tuviste esperanza en el futuro porque las cosas estaban saliendo como tu querías?	-.04	.78	-.03
7. ¿Pensaste en matarte porque no encontraste una solución a un problema personal?	.77	-.04	-.01
8. ¿Te sentiste alegre porque te estaba yendo bien en el colegio o en el trabajo?	-.12	.62	.07
9. ¿Pensaste en matarte porque viste que tu vida era un fracaso?	.85	.00	.00
10. ¿Pensaste que tus problemas eran tan graves que la única opción que tenías era suicidarte?	.77	.07	-.2
11. ¿Te sentiste tan solo(a) o tan triste que querías matarte para así terminar con ese sufrimiento?	.84	-.01	.04
12. ¿Tuviste confianza en las capacidades que tenías para enfrentar la mayoría de problemas de tu vida?	-.04	.63	.33
13. ¿Sentiste que valía la pena vivir la vida?	-.17	.18	.75
14. ¿Tuviste confianza en lograr tus metas en el futuro?	-.12	.31	.71

Nota. F (Factor), ISN (Ideación Suicida Negativa), ISP (Ideación Suicida Positiva).

Tabla 2

Ajuste del modelo de Rasch para los ítems de Ideación Suicida Negativa.

Item	Medida	Error	INFIT	OUTFIT
4. ¿Te sentiste tan triste por tu relación con alguien importante, que quisiste estar muerto?	-.55	.07	1.96	1.99
1. ¿Has considerado seriamente matarte porque no pudiste cumplir con lo que otras personas esperaban de ti?	.47	.08	1.13	1.20
7. ¿Pensaste en matarte porque no encontraste una solución a un problema personal?	-.24	.07	1.00	1.03
5. ¿Pensaste en matarte porque no pudiste hacer algo que era muy importante en tu vida?	.03	.08	.94	.97
11. ¿Te sentiste tan solo(a) o tan triste que querías matarte para así terminar con ese sufrimiento?	-.36	.07	.80	.82
10. ¿Pensaste que tus problemas eran tan graves que la única opción que tenías era suicidarte?	.18	.08	.79	.73
3. ¿Pensaste en matarte porque no tenías esperanza en el futuro?	.44	.08	.79	.68
9. ¿Pensaste en matarte porque viste que tu vida era un fracaso?	.04	.07	.66	.65

Nota. Estadístico estandarizado de ajuste cercano (INFIT), y estadístico estandarizado de ajuste lejano (OUTFIT).

Tabla 3

Ajuste del modelo de Rasch para los ítems del factor de Ideación Suicida Positiva.

Ítem	Medida	Error	INFIT	OUTFIT
2. ¿Has sentido que tenías el control de la mayoría de las situaciones de tu vida?	.96	.05	1.41	1.42
8. ¿Te sentiste alegre porque te estaba yendo bien en el colegio o en el trabajo?	-.25	.05	1.07	1.03
6. ¿Tuviste esperanza en el futuro porque las cosas estaban saliendo como tu querías?	.42	.04	.98	.97
13. ¿Sentiste que valía la pena vivir la vida?	-.06	.05	.95	.86
12. ¿Tuviste confianza en las capacidades que tenías para enfrentar la mayoría de problemas de tu vida?	.09	.04	.81	.79
14. ¿Tuviste confianza en lograr tus metas en el futuro?	-.59	.05	.80	.68

Nota. INFIT (estadístico estandarizado de ajuste cercano), OUTFIT (estadístico estandarizado de ajuste lejano).

Tabla 4

Distribución de ítems por factor, con exclusión del ítem 4.

Ítems	F1 (ítems de ISN, sin el ítem 4)	F2 (ítems de ISP)
1. ¿Has considerado seriamente matarte porque no pudiste cumplir con lo que otras personas esperaban de ti?	.73	.00
2. ¿Has sentido que tenías el control de la mayoría de las situaciones de tu vida?	.29	.52
3. ¿Pensaste en matarte porque no tenías esperanza en el futuro?	.82	.01
5. ¿Pensaste en matarte porque no pudiste hacer algo que era muy importante en tu vida?	.76	-.01
6. ¿Tuviste esperanza en el futuro porque las cosas estaban saliendo como tu querías?	.05	.69
7. ¿Pensaste en matarte porque no encontraste una solución a un problema personal?	.76	-.05
8. ¿Te sentiste alegre porque te estaba yendo bien en el colegio o en el trabajo?	-.06	.61
9. ¿Pensaste en matarte porque viste que tu vida era un fracaso?	.83	-.01
10. ¿Pensaste que tus problemas eran tan graves que la única opción que tenías era suicidarte?	.83	-.03
11. ¿Te sentiste tan solo(a) o tan triste que querías matarte para así terminar con ese sufrimiento?	.82	.00
12. ¿Tuviste confianza en las capacidades que tenías para enfrentar la mayoría de problemas de tu vida?	-.03	.76
13. ¿Sentiste que valía la pena vivir la vida?	-.31	.57
14. ¿Tuviste confianza en lograr tus metas en el futuro?	-.24	.67

Nota. F(Factor), ISN(Ideación suicida negativa), ISP(Ideación suicida positiva).

valor fue 3.585; el índice global de ajuste (GFI), que resultó en .95; y el índice de ajuste comparativo (CFI), con un valor igual a .96. Los valores de estos índices oscilan entre 0 y 1; cero indica ausencia de ajuste, mientras que 1 indica ajuste óptimo; valores de .95 o superiores son considerados excelentes (Pilatti, Godoy, & Brussino, 2012). El CFI compara el ajuste del modelo en cuestión a un modelo nulo, en el que todos los ítems son independientes (Kline, 2000). El valor del error cuadrado de aproximación a las raíces medias (RMSEA) fue de .06. Un valor de RMSEA igual o menor que .05 es considerado un índice óptimo, y es considerado aceptable en el rango [.05; .08] (Hu & Bentler, 1999). Así, en nuestro estudio, el intervalo de confianza del RMSEA fue aceptable. La Figura 1 muestra el diagrama de la estructura resultante, con las covarianzas entre los errores de medida elaboradas con base en los índices de modificación.

Análisis de Consistencia Interna y Confiabilidad

Mediante el coeficiente alfa de Cronbach se determinó la consistencia interna de cada uno de los factores: el factor Ideación Suicida Positiva obtuvo un valor de $\alpha = .77$ y el factor Ideación Suicida Negativa obtuvo un valor de $\alpha = .89$. Valores cercanos a 1 reflejan una mayor evidencia de la confiabilidad del instrumento; mientras que valores de alfa entre .5 y .79 son considerados pobres o débiles (como el de la escala ISP), y valores de alfa entre .8 y .9 se consideran buenos como el de la escala ISN- (Carvajal, Centeno, Watson, Martínez, & Sanz-Rubiales, 2011). Finalmente, se computó la confiabilidad Omega (McDonald, 1970), índice que indica consistencia interna de una escala, y se obtuvo un valor igual a .81 para el factor Ideación Suicida Positiva y un valor igual a .93 para Ideación Suicida Negativa.

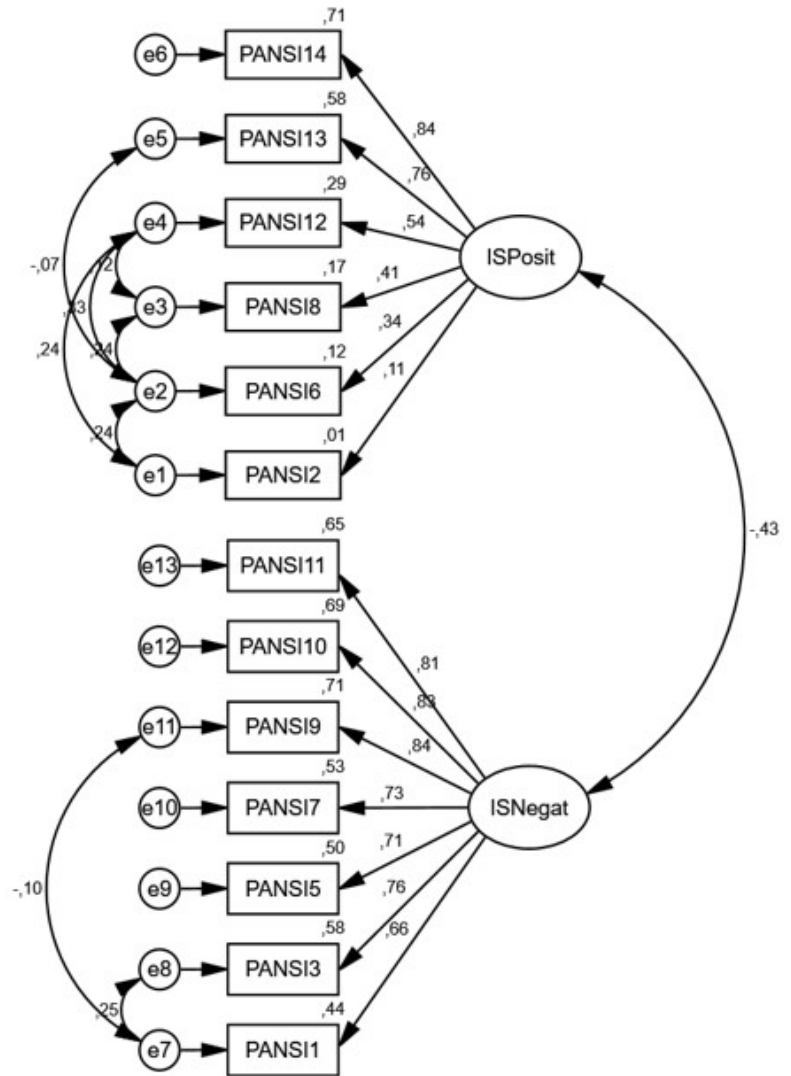


Figura 1
Gráfico del análisis factorial confirmatorio (AFC) con las estimaciones estandarizadas.

Discusión

El objetivo de nuestro estudio fue llevar a cabo una revisión de las propiedades psicométricas del PANSI como parte del mejoramiento continuo de los instrumentos disponibles para la detección y prevención del riesgo suicida en población adolescente. Para ello, se efectuó una revisión de la estructura del test a nivel factorial y un análisis de confiabilidad, teniendo en cuenta las consideraciones teóricas y metodológicas del

inventario original y la validación para la población colombiana.

Con respecto a la estructura de la escala utilizada, encontramos que el ítem 4 no se ajustó al modelo según la TRI, posiblemente debido a su estructura semántica asociada a síntomas depresivos, duelo o afrontamiento emocional en particular. Al excluir el ítem 4 se evidenció la estructura bifactorial original del instrumento; es decir, se mantuvieron las dos escalas propuestas por Osman et al. (1998) y Villalobos-Galvis (2009). Acorde a los indicadores de medición OUTFIT e INFIT, el resto de los ítems que constituyen la escala se mantuvieron dentro de los parámetros recomendados (Muñiz, 2010; Attorresi et al., 2009).

A diferencia del estudio original y la revisión posterior (Osman et al., 1998; Osman et al., 2003, respectivamente) o la adaptación de Villalobos-Galvis (2009), la consistencia interna del factor ideación suicida negativa fue de $\alpha = .89$ y el alfa del factor ideación suicida positiva de $\alpha = .77$, alfas considerados bueno y débil respectivamente (Carvajal et al., 2011), mientras que las anteriores revisiones obtuvieron coeficientes superiores a los encontrados en la presente investigación, incluida la reciente adaptación en Malasia, en la que se lograron coeficientes de confiabilidad alfa entre .93 y .84 (Sinniah et al., 2015). Ante estas discrepancias, se puede afirmar que los alfas obtenidos en este estudio son aceptables como indicadores de confiabilidad del PANSI. Por lo tanto, podemos afirmar que esta nueva versión del PANSI cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para su uso en estudiantes escolarizados colombianos de octavo a undécimo grados.

Limitaciones y estudios futuros

Dado que el suicidio es una de las principales causas de muerte prematura prevenible

mediante intervenciones oportunas, basadas en datos fidedignos y a menudo de bajo costo (OMS, 2014), los esfuerzos destinados a explorar su diagnóstico resultan relevantes para cualquier población humana. Por este motivo, se propone, por lo que se propone continuar realizando estudios con el PANSI que permitan identificar la ideación suicida en otras poblaciones, sobre todo considerando que no se tuvieron en cuenta las diferencias étnicas en la muestra conformada para el presente estudio.

Una de las principales limitaciones del estudio fue el no haber incluido indicadores de nivel de riesgo, ya que la conducta suicida se suele presentar en tres momentos específicos: ideación, intento y muerte (Li, Bao, Li, & Wang, 2016). En el caso del instrumento PANSI, se recomienda estudiarlo en términos de capacidad discriminativa de los niveles de riesgo, dado que una persona con intento de suicidio suele presentar la IS desde mucho antes de ser diagnosticada.

Otra limitación importante fue la falta de formulación de una pregunta control que sirviera como criterio de riesgo externo al instrumento.

Además, no pudimos determinar los límites de sensibilidad y especificidad del instrumento, ya que no realizamos un contraste entre muestra clínica y no clínica. Por esta misma razón tampoco pudimos establecer un punto de corte que indicara a partir de qué puntuación se presentaría el rasgo evaluado.

En futuras revisiones psicométricas de este instrumento por otros autores, el ítem eliminado (ítem 4 del PANSI) debería ser incluido, a fin de poder observar la invarianza con respecto al modelo resultante del presente estudio.

En conclusión, podemos afirmar que el PANSI presenta propiedades psicométricas favorables que lo convierten en una medida apropiada de la ideación suicida, tanto positiva como negativa. Este instrumento tiene validez y confiabilidad

adecuadas, y debido a su corta extensión y a su facilidad de calificación por parte de los profesionales de salud mental, su empleo es recomendable como escala de evaluación de la conducta suicida en adolescentes escolarizados capaces de brindar autoinforme.

Referencias

- Aja, L. (2007). *El suicidio y los factores indicadores de riesgo*. Primer Congreso Latinoamericano de Educación, Bogotá, Colombia.
- Andrade-Salazar, J. A. (2012). Aspectos psicosociales del comportamiento suicida en adolescentes. *Revista electrónica de Psicología Iztacala*, 15(2), 688-721. Recuperado de <http://www.revistas.unam.mx/index.php/rep/index>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Attorresi, H. F., Lozzia, G. S., Abal, F. J., Galibert, M. S., & Aguerri, M. E. (2009). Teoría de Respuesta al Ítem. Conceptos básicos y aplicaciones para la medición de constructos psicológicos. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 18(2), 179-188. Recuperado de <http://www.clinicapsicologica.org.ar/>
- Beck, A. T., Kovacs, M., & Weissman, A. (1979). Assessment of suicidal intention: The Scale for Suicide Ideation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47(2), 343-352. doi: 10.1037/0022-006X.47.2.343
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2007). *Applying the Rasch Model: Fundamental measurement in the human sciences* (2ª ed.). New Jersey, USA: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Carvajal, A., Centeno, C., Watson, R., Martínez, M., & Sanz-Rubiales, A. (2011). ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud? *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 34(1), 63-72. doi: 10.4321/s1137-66272011000100007
- Forero, I., Siabato, E., & Salamanca, Y. (2017). Ideación suicida, funcionalidad familiar y consumo de alcohol en adolescentes de Colombia. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 431-442. Recuperado de <http://revistaumanizales.cinde.org.co/>
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista-Lucio, M. (2010). *Metodología de la investigación*. México: Mc Graw Hill.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- IBM Corp. (2013). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0. [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses (2017). *Forensis 2016. Datos para la vida*, 18(1). Recuperado de <http://www.medicinalegal.gov.co/web/guest/inicio>
- Kline, P. (2000). *Handbook of Psychological Testing*. Londres, Inglaterra: Routledge.
- Ley N° 1090. (2006). *Por la cual se reglamenta el ejercicio de la profesión de Psicología, se dicta el Código Deontológico y Bioético y otras disposiciones*. Colombia. Recuperado de http://www.secretariassenado.gov.co/senado/basedoc/ley_1090_2006.html
- Li, D., Bao, Z., Li, X., & Wang, Y. (2016). Perceived school climate and Chinese adolescents' suicidal ideation and suicide attempts: The mediating role of sleep quality. *Journal of School Health*, 86(2), 75-83. doi: 10.1111/josh.12354
- Linacre, J. M. (2016). *A User's Guide to WINSTEPS- MINISTEP Rasch-Model Computer Programs Program Manual*. Recuperado de <http://www.winsteps.com/winman/copyright.htm>
- Martí, M. (2013). *Protocolo para la detección y manejo inicial de la ideación suicida*. Guía desarrollada por el Centro de Psicología Aplicada (CPA). Universidad Autónoma de Madrid (UAM). Recuperado de

https://www.uam.es/centros/psicologia/paginas/cpa/paginas/doc/documentacion/rincon/protocolo_idea-cion_suicida.pdf

- Martínez-Baquero, L. C., Vianchá-Pinzón, M. A., Pérez-Prada, M. P., & Avendaño-Prieto, B. L. (2017). Asociación entre conducta suicida y síntomas de anorexia y bulimia nerviosa en escolares de Boyacá, Colombia. *Acta Colombiana de Psicología*, 20(2), 178-188.
- McDonald, R. P. (1970). Theoretical foundations of principal factor analysis and alpha factor analysis. *British Journal of Mathematics and Statistical Psychology*, 23(1), 1-21. doi: 10.1111/j.2044-8317.1970.tb00432.x
- Ministerio de Salud (1993). *Resolución 8430 de 1993. Por el cual se establecen las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud*. Disponible en <https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/DE/DIJ/RESOLUCION-8430-DE-1993.PDF>
- Muñiz, J. (2010). Las teorías de los tests: Teoría clásica y teoría de respuesta a los ítems. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 57-66. Recuperado de <http://www.papeles-delpsicologo.es/pdf/1796.pdf>
- Organización Mundial de la Salud (2012). *For which strategies of suicide prevention is there evidence of effectiveness?* Copenhagen, Denmark: WHO Regional Office for Europe. Recuperado de <http://www.euro.who.int/en/home>
- Organización Mundial de la Salud (2004). *El suicidio, un problema de salud pública enorme y sin embargo prevenible, según la OMS. (Informe del 8 de Septiembre)*. Recuperado de www.who.int/entity/mediacentre/news/releases/2004/pr61/es/
- Organización Mundial de la Salud (2014). *Prevención del suicidio, un imperativo global*. Ginebra, OMS. Recuperado de http://www.who.int/mental_health/suicide-prevention/es/
- Organización Panamericana de la Salud (2016). *Prevención de la conducta suicida*. Washington, DC: Autor. Recuperado de <http://iris.paho.org/xmlui/bitstream/handle/123456789/31167/9789275319192-spa.pdf>
- Osman, A., Gutiérrez, P. M., Kopper, B. A., Barrios, F. X., & Chiros, C. E. (1998). The positive and negative suicide ideation inventory: Development and validation. *Psychological Reports*, 82(3), 783-793. doi: 10.2466/pr0.1998.82.3.783
- Osman, A., Gutiérrez, P. M., Kopper, B. A., Barrios, F. X., Linden, S. C., & Truelove, R. S. (2003). A preliminary validation of the Positive and Negative Suicide Ideation (PANSI) Inventory with normal adolescent samples. *Journal of Clinical Psychology*, 59(4), 493-512. doi: 10.1002/jclp.10154
- Pilatti, A., Godoy, J. C., & Brussino, S. (2012). Adaptación de instrumentos entre culturas: Ejemplos de procedimientos seguidos para medir las expectativas hacia el alcohol en el ámbito argentino. *Trastornos Adictivos*, 74(2), 58-64. doi: 10.1016/S1575-0973(12)70045-4
- Quiceno, J. M., & Vinaccia, S. (2013). Calidad de vida, factores salutogénicos e ideación suicida en adolescentes. *Terapia Psicológica*, 31(2), 263-271. doi: 10.4067/S0718-48082013000200012
- Reynolds, W. M. (1987). *Suicidal Ideation Questionnaire: Professional Manual*. USA, Florida: Psychological Assessment Resources.
- Siabato-Macias, E. F., & Salamanca-Camargo, Y. (2015). Factores asociados a ideación suicida en universitarios. *Psychologia*, 9(1), 71-81. doi: 10.21500/19002386.994
- Sinniah, A., Oei, T. P. S., Chinna, K., Shah, S. A., Maniam, T., & Subramaniam, P. (2015). Psychometric properties and validation of the Positive and Negative Suicide Ideation (PANSI) inventory in an outpatient clinical population in Malaysia. *Frontiers in Psychology*, 21(6), 19-34. doi: 10.3389/fpsyg.2015.01934
- Toro-Tobar, R. A., Avendaño-Prieto, B. L., & Castrillón, D. A. (2016). Design and psychometric analysis of the Hopelessness and Suicide Ideation Inventory "IDIS". *International Journal of Psychological Research*, 9(1), 52-63. doi: 10.21500/20112084.2100
- Villalobos-Galvis, F. H. (2010). Validez y fiabilidad del inventario de ideación suicida positiva y negativa

- PANSI, en estudiantes colombianos. *Universitas Psychologica*, 9(2), 509-520. Recuperado de <http://revistas.javeriana.edu.co/index.php/revPsycho/index/>



Propiedades psicométricas de la Escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I)

Psychometric Properties of the Peer School Victimization Scale (VE-I)

María-Jesús Cava *¹, Sofía Buelga¹

¹ - Universidad de Valencia (España)

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 22/11/2017 Revisado: 26/12/2017 Aceptado: 30/12/2017

Resumen

La violencia escolar entre iguales tiene graves consecuencias para las víctimas. La victimización puede ser directa, mediante agresiones físicas y verbales, y relacional mediante exclusión y rechazo social. El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I) que consta de 11 ítems relativos a diferentes formas de victimización. En este estudio participaron 1389 adolescentes (50.45% varones), de entre 11 y 15 años ($M = 13.37$, $DE = 1.23$). La estructura de la escala fue analizada mediante análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio, por lo que se utilizaron dos submuestras diferentes. Los resultados constatan la existencia de tres factores (*victimización física*, *victimización verbal* y *victimización relacional*), con coeficientes de confiabilidad superiores a $\alpha = .70$ y correlaciones negativas con autoconcepto social y satisfacción con la vida. La escala analizada tiene adecuadas propiedades psicométricas y puede ser útil en investigaciones e intervenciones sobre esta temática.

Palabras clave: *victimización escolar, victimización entre iguales, adolescencia, escala, propiedades psicométricas*

Abstract

School violence among peers has serious consequences for the victims. Victimization can be direct, through physical and verbal aggression, and relational, through exclusion and social rejection. The objective of this study was to analyze the psychometric properties of the Peer School Victimization Scale (VE-I), which consists of 11 items related to different forms of victimization. 1389 adolescents (50.45% boys) ranging from 11 to 15 years old ($M = 13.37$, $SD = 1.23$) participated in this study. The structure of the scale was analyzed by means of exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis using two different subsamples. The results show the existence of three factors (physical victimization, verbal victimization and relational victimization), with reliability coefficients higher than $\alpha = .70$ and negative correlations with social self-concept and life satisfaction. The analyzed scale has adequate psychometric properties and can be useful in research and interventions about this topic.

Key words: *school victimization, peer victimization, adolescence, scale, psychometric properties*

Introducción

En las últimas décadas se han incrementado considerablemente las investigaciones sobre victimización entre iguales en el contexto escolar (Cava, Buelga, Musitu, & Murgui, 2010; Kljako-
vic & Hunt, 2016; Pouwels, Souren, Lansu, & Cillessen, 2016). Así, diversos estudios han constatado que un elevado número de niños y adolescentes sufren en diferentes países la violencia de sus compañeros (Bradshaw, Crous, Rees, & Turner, 2017; Del Barrio et al., 2008; Del Rey & Ortega, 2008; Estévez, Jiménez, & Cava, 2016). La *victimización entre iguales* se define como cualquier acto de agresión ejercido por un niño o adolescente hacia otro de similar edad; la mayoría de estas agresiones se produce en el contexto escolar (Wu, Zhang, Su, & Hu, 2015). Esta victimización puede manifestarse de forma directa a través de agresiones verbales (gritos, burlas e insultos) y físicas (golpes y empujones) y también de forma indirecta o relacional utilizando medios más sutiles como son la exclusión social del grupo, la difusión de rumores y las amenazas de terminar la amistad (Mehari & Farrell, 2015).

La victimización de los iguales afecta muy negativamente a la salud de las víctimas, quienes manifiestan con frecuencia síntomas depresivos, ansiedad, sentimientos de soledad, baja autoestima, quejas somáticas, imagen negativa de sí mismos y baja satisfacción con la vida (Guhn, Schnert-Reichl, Gaderman, Hymel, & Hertzman, 2013; Kerr, Valois, Huebner, & Drane, 2011; Mehari & Farrell, 2015; Ostrov & Kamper, 2015; Reijntjes, Kamphuis, Prinzie, & Telch, 2010; Wu et al., 2015). Estas consecuencias negativas se producen no sólo como consecuencia de sufrir agresiones directas, físicas o verbales, sino también debido a las agresiones indirectas, las cuales tienen consecuencias igual de graves para el bienestar psicosocial de los niños y adolescentes que

las sufren (Card & Hodges, 2008; Cava, Musitu, Buelga, & Murgui, 2010; Troop-Gordon, 2017). No obstante, y a pesar de la importancia de las agresiones indirectas, las investigaciones en este ámbito se han centrado mayoritariamente en las consecuencias negativas de la victimización directa y solo recientemente se ha prestado mayor atención a la victimización indirecta o relacional basada en la exclusión social, el rechazo y la difusión de rumores maliciosos (Wu et al., 2015). La victimización indirecta o relacional afecta especialmente a la imagen personal y a la autoconfianza de la víctima y ha sido vinculada en mayor medida con problemas de tipo internalizado tales como ansiedad, depresión y autoconcepto negativo (Wu et al., 2015).

Puesto que todas las formas de victimización entre iguales (física, verbal y relacional) tienen serias consecuencias negativas para la víctima, todas ellas deberían incluirse en los instrumentos de medición. Así, aunque los primeros instrumentos se centraban solo en la medición de la victimización física y verbal, posteriores instrumentos han incorporado también la medición de las formas indirectas de victimización. En esta línea se sitúa, por ejemplo, la escala multidimensional de victimización entre iguales de Mynard y Joseph (2000), la cual permite evaluar tanto la victimización directa como la indirecta.

En lengua española, Cava, Musitu y Murgui (2007), tomando como referencia tanto la escala de Mynard y Joseph (2000) como el cuestionario de experiencias sociales de Crick y Grotpeter (1996), elaboraron una escala de victimización entre iguales en el contexto escolar en la que incluyeron 10 ítems relativos a victimización directa y 10 ítems relativos a victimización indirecta. Los análisis factoriales de esta escala mostraron tres factores: victimización relacional (10 ítems), victimización física (4 ítems) y victimización verbal (6 ítems). La escala de Cava et al. (2007) ha

sido utilizada en diversos estudios, mostrando por un lado correlaciones positivas con medidas de ansiedad, soledad, sintomatología depresiva, estrés percibido y comunicación familiar negativa y, por otro, correlaciones negativas con satisfacción con la vida y con las diferentes dimensiones del autoconcepto, en especial con el autoconcepto social (Buelga, Cava, & Musitu, 2012; Cava, 2011; Estévez, Jiménez, & Moreno, 2010; Jiménez, Musitu, Ramos, & Murgui, 2009).

Sin embargo, aunque esta escala aporta adecuados niveles de confiabilidad y resulta útil para investigaciones en este ámbito, sería conveniente disponer de instrumentos más breves con un número menor de ítems. Una escala más breve puede facilitar la aplicación conjunta de una batería más amplia de instrumentos y, además, puede ser especialmente útil para evaluar la efectividad de programas de intervención diseñados para la prevención e intervención en esta problemática. Con el objetivo de disponer de una escala más breve y con la que igualmente se puedan evaluar las diferentes formas de victimización, se desarrolló la escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I). Esta escala está basada en la escala de Cava et al. (2007), pero incluye un menor número de ítems respecto de la escala original. En la elaboración inicial de la escala VE-I se incluyeron 12 ítems, adaptados de la escala de Cava et al. (2007), que describen diferentes situaciones de victimización escolar entre iguales de tipo relacional, físico y verbal.

El presente estudio se planteó con la finalidad de analizar las propiedades psicométricas de la escala VE-I. Para analizar su estructura, se llevaron a cabo análisis factoriales exploratorios y análisis factoriales confirmatorios por medio de dos submuestras. También se analizó la consistencia interna de la escala y su validez convergente mediante el análisis de sus relaciones con dos variables con las que se encuentra teóricamente

relacionada: el autoconcepto social y la satisfacción con la vida. Mediante este estudio se pretende aportar un instrumento breve y confiable para la adecuada medición de la victimización entre iguales en el contexto escolar.

Método

Participantes

En esta investigación participaron 1389 adolescentes (50.45% varones y 49.55% mujeres) que se encontraban en el último curso de educación primaria obligatoria (6º grado) y en educación secundaria obligatoria en cuatro centros educativos de la provincia de Valencia (España). Los adolescentes participantes tenían entre 11 y 15 años ($M = 13.37$, $DE = 1.23$) y su nivel socioeconómico era medio. Para la realización de los análisis factoriales, esta muestra inicial se dividió en dos submuestras. Para ello, se le asignó a cada una de estas submuestras dos de los cuatro centros educativos participantes en la investigación. Así, la primera submuestra estuvo compuesta por 735 adolescentes (50.4% chicos) de entre 11 y 15 años ($M = 13.53$, $DE = 1.11$) que eran estudiantes de dos centros educativos de la provincia de Valencia (España) y la segunda submuestra por 654 adolescentes (50.5% chicos) de entre 11 y 15 años ($M = 13.20$, $DE = 1.35$) que eran estudiantes de los mismos niveles educativos en otros dos centros educativos de la misma provincia con similares características en cuanto a tamaño de los centros y nivel socioeconómico de las familias.

Instrumentos

La escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I) supone una adaptación de la escala de Victimización Escolar de Cava et al. (2007).

La escala VE-I incluye, al igual que la escala de Cava et al. (2007), ítems relativos a las diferentes formas de victimización entre iguales, pero consta de un número menor de ítems, lo que puede ser de especial utilidad para la administración de esta escala en entornos educativos, tanto con fines de investigación como para la evaluación de la efectividad de programas de intervención. La escala de Victimización Escolar entre iguales (VE-I) está compuesta inicialmente por 12 ítems que describen situaciones sufridas por los estudiantes en contextos educativos relacionadas con victimización física, con empujones, golpes o patadas (p. ej., *Algún compañero/a me ha pegado o golpeado*), victimización verbal, mediante gritos, burlas o insultos (p. ej., *Algún compañero/a me ha insultado*) y victimización relacional, mediante exclusión del grupo, difusión de rumores maliciosos o aislamiento social (p. ej., *Algún compañero/a le ha dicho a los demás que no vayan conmigo*). Los estudiantes responden a estos ítems mediante una escala tipo Likert con cinco opciones de respuesta (1 = *Nunca me ha pasado*; 2 = *Solo me pasó una vez*; 3 = *Me ha pasado alguna vez en el último mes*; 4 = *Me ha pasado bastantes veces durante el último mes*; 5 = *Me pasa muy a menudo*).

Para analizar su validez convergente, se utilizaron también otros dos instrumentos: la Subescala de Autoconcepto Social del AF-5 (García & Musitu, 1999) y la Escala de Satisfacción con la Vida de Diener, Emmons, Larsen y Griffin (1985); adaptada al español por Atienza, Pons, Balaguer y García-Merita (2000). La Subescala de Autoconcepto Social está compuesta por 6 ítems que miden aspectos relativos a la percepción que el adolescente tiene de sí mismo en el ámbito de las relaciones sociales con amigos y compañeros (p. ej., *Tengo muchos amigos/as*), y es una de las cinco subescalas que se integran en la escala de Autoconcepto AF-5 (García & Musitu, 1999). Los adolescentes responden a estos ítems mediante

una escala Likert de cinco puntos (1 = *Nunca*; 2 = *Pocas veces*; 3 = *Algunas veces*; 4 = *Muchas veces*; 5 = *Siempre*). Su consistencia interna (alfa de Cronbach) en el presente estudio fue de .72 en la primera submuestra y de .78 en la segunda submuestra. La Escala de Satisfacción con la Vida (Diener et al., 1985) evalúa con 5 ítems la satisfacción vital de los adolescentes y aporta un índice general de dicha satisfacción en términos de bienestar subjetivo (p. ej., *Mi vida es en la mayoría de los aspectos como me gustaría que fuera*). Las opciones de respuesta a estos ítems son cinco (1 = *Muy en desacuerdo*; 2 = *En desacuerdo*; 3 = *Ni de acuerdo ni en desacuerdo*; 4 = *De acuerdo*; 5 = *Muy de acuerdo*). Su consistencia interna (alfa de Cronbach) en el presente estudio fue de .70 en la primera submuestra y de .75 en la segunda submuestra.

Procedimiento

En primer lugar, se mantuvo una reunión con los equipos directivos de los cuatro centros educativos para explicarles los objetivos de esta investigación y solicitar su colaboración. Además, se les ofreció información sobre las dificultades de convivencia en las aulas y asesoramiento sobre posibles intervenciones que, una vez concluido el proceso de recolección de datos, podrían realizarse para prevenir la violencia escolar. Los cuatro centros educativos con los que se hizo contacto aceptaron participar en este estudio. Se envió también una carta informativa a las familias explicándoles los principales objetivos del estudio y solicitando su consentimiento para la participación de sus hijos. Tras la obtención de todos los permisos correspondientes se realizó la aplicación de los instrumentos. Esta aplicación fue llevada a cabo por investigadores expertos en las aulas habituales. Se informó también a los

adolescentes, previamente a la cumplimentación de los instrumentos, que su participación en la investigación era voluntaria, que sus respuestas eran anónimas y que podían abandonar el estudio en cualquier momento. Este estudio cumplió con los valores éticos requeridos en la investigación con seres humanos, respetando los principios fundamentales de la [Declaración de Helsinki \(2008\)](#).

Análisis de datos

Se llevaron a cabo análisis factoriales exploratorios (AFE) y análisis factoriales confirmatorios (AFC), realizando ambos análisis por separado con cada submuestra con la finalidad de disponer de validaciones cruzadas de su estructura factorial ([Izquierdo, Olea, & Abad, 2014](#); [Worthington & Whittaker, 2006](#)). En primer lugar, se realizó el análisis factorial exploratorio con la primera submuestra utilizando el paquete estadístico SPSS (versión 24, 2016) y se calculó la confiabilidad de los factores. También se exploraron las medias y desviaciones típicas de cada uno de los ítems y su índice de homogeneidad. Previamente a la realización del AFE, se exploró la idoneidad de este análisis mediante la prueba de esfericidad de Barlett y la medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Para la extracción de factores se utilizó el método de ejes principales con rotación oblimin. Se utilizó la rotación oblimin, puesto que se consideraba probable que existieran correlaciones significativas entre los factores. Para la selección de los factores se tuvo en cuenta que su autovalor fuera superior a 1 y al descenso en el gráfico de sedimentación de Cattell. Como criterio adicional para mantener un factor, se consideró que al menos 3 ítems debían saturar en dicho factor ([Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010](#); [Worthington & Whittaker, 2006](#)).

Posteriormente, se realizó un análisis factorial confirmatorio con la segunda submuestra utilizando el programa MPlus ([Muthén & Muthén, 2010](#)). Para este análisis se utilizó el método de Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos (WLSMV) que ofrece el programa MPlus, puesto que es el método más adecuado para trabajar con variables ordinales que se alejen en algún grado de la distribución normal. Por otra parte, teniendo en cuenta las actuales recomendaciones sobre la conveniencia de no utilizar una única medida de ajuste del modelo sino varios índices de diferentes tipos de medidas; hemos considerado, además de Chi-cuadrado (que además puede verse afectado por el tamaño de la muestra) los siguientes índices de ajuste: el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de ajuste no normado de Bentler-Bonett (NNFI) -también llamado índice de Tucker-Lewis (TLI)- y el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA). Aunque no deben considerarse como puntos de corte fijos ([Bentler, 2007](#); [Markland, 2007](#)), habitualmente son considerados como un buen ajuste del modelo índices de CFI y TLI superiores a .95 y como índices de un ajuste aceptable si superan el .90. En el caso del RMSEA, se considera un buen ajuste a valores inferiores a .50, y un ajuste aceptable valores situados entre .50 y .80. En cuanto a Chi-cuadrado, se considera que un modelo propuesto ajusta bien a los datos cuando la ratio entre Chi-cuadrado y los grados de libertad es menor a 3 ([Bentler & Bonett, 1980](#)).

Finalmente, para analizar la validez convergente de la escala se realizaron, mediante el cálculo del coeficiente de Pearson, análisis de correlación entre los diferentes factores de la escala de Victimización Escolar entre Iguales y dos variables relacionadas teóricamente con esta variable, como son el autoconcepto social y la satisfacción con la vida.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Los resultados de la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (.91) y de la prueba de esfericidad de Barlett ($\chi^2 = 4398.24$, $gl = 66$, $p < .001$) realizados con la primera submuestra fueron satisfactorios, por lo que se realizó el AFE. Con este análisis se obtuvieron tres factores que explican en conjunto el 58.42% de la varianza (ver Tabla 1). El primer factor, victimización verbal, incluye ítems relativos principalmente a conductas de agresión

verbal sufridas por parte de los compañeros tales como insultos, gritos y burlas. Este factor explica el 43.09% de la varianza. El segundo factor, victimización física, recoge ítems referidos a agresiones de tipo físico tales como empujones o patadas sufridas en el contexto escolar por parte de los compañeros y explica el 10.26% de la varianza. El tercer factor, victimización relacional, incluye ítems que describen situaciones de aislamiento y rechazo social sufridas por parte de los compañeros y explica el 5.07% de la varianza.

Tabla 1

Medias, DE (desviaciones estándar) e IHc (índices de homogeneidad) de los ítems en la primera submuestra y análisis factorial exploratorio.

	Media	DE	IHc	Análisis Factorial Exploratorio		
				F1 Violencia Verbal	F2 Violencia Física	F3 Violencia Relacional
Algún compañero/a...						
1. Le ha dicho a los demás que no vayan conmigo	1.44	0.76	.59	.10	-.02	.63
2. Me ha apartado de mi grupo de amigos	1.37	0.71	.64	-.05	.09	.76
3. Me ha ignorado o dejado de lado para que me sienta mal	1.52	0.88	.64	.01	.09	.73
4. Ha contado rumores sobre mí y me ha criticado a mis espaldas	2.21	1.22	.54	.45	-.14	.33
5. Me ha empujado con fuerza	1.47	0.81	.63	.11	.61	.04
6. Me ha pegado o golpeado	1.33	0.72	.71	.06	.75	.01
7. Me ha dado una patada	1.35	0.71	.74	.01	.85	-.04
8. Me ha tirado al suelo	1.26	0.65	.65	-.05	.72	.10
9. Se ha metido conmigo	1.82	1.03	.76	.82	.02	.03
10. Me ha insultado	1.92	1.09	.83	.94	.04	-.07
11. Se ha burlado de mí	1.77	1.06	.73	.68	.03	.16
12. Me ha gritado	1.73	1.07	.55	.55	.16	-.06

Analizando el contenido de los ítems que se distribuyen en cada uno de los tres factores, se observa una estructura coherente desde el punto de vista teórico, a excepción del ítem 4. Este ítem hace referencia a una agresión indirecta, puesto que las críticas y rumores entre compañeros no se producen de forma directa, sino que se van extendiendo a espaldas de la víctima. Además, observamos también que este ítem muestra cargas factoriales superiores a .32 en dos factores, victimización verbal y victimización relacional. Teniendo cuenta las recomendaciones sobre la eliminación de ítems con saturaciones superiores a .32 en dos o más factores (Worthington & Whittaker, 2006) y las dificultades de coherencia teórica de este ítem, se decidió eliminarlo de la escala final. Por otra parte, antes de realizar el AFC con la segunda submuestra, se llevó a cabo un nuevo AFE eliminando el ítem 4 para observar la estructura de los datos en esta primera submuestra sin el ítem 4. En este segundo AFE se obtuvieron tres factores que explican en conjunto el 60.12% de la varianza total: victimización verbal, que explica el 44.35% de la varianza, victimización física, que explica el 10.18% de la varianza y victimización relacional, que explica el 5.59% de la varianza. Los 11 ítems con los que se realizó este segundo AFE saturan en el factor correspondiente desde el punto de vista teórico y su saturación es superior a .32 en un único factor.

Finalmente, se calcularon los coeficientes de consistencia interna (alfa de Cronbach) de los tres factores y se obtuvieron en todos los casos valores superiores a .70. En concreto, se obtuvo un valor de .86 para el factor de victimización verbal (integrado por 4 ítems), .85 para el factor de victimización física (integrado por 4 ítems) y .78 para el factor de victimización relacional (integrado por 3 ítems). Los tres factores muestran entre sí correlaciones positivas ($r = .55$ entre victimización verbal y victimización física; $r = .57$

entre victimización verbal y victimización relacional; y $r = .40$ entre victimización relacional y victimización física).

Análisis factorial confirmatorio

A continuación, la estructura factorial de los 11 ítems integrados en estos tres factores fue contrastada mediante un AFC realizado con la segunda submuestra de adolescentes. Los índices de ajuste del modelo propuesto mostraron los siguientes valores: $\chi^2 = 112.94$, $gl = 41$, $p < .001$, CFI = .991, TLI = .988; RMSEA = .052 (.041-.063). Estos valores, tomados en conjunto, indican un buen ajuste del modelo y, por tanto, confirman la estructura factorial de la escala. En la Tabla 2 pueden consultarse las medias, desviaciones típicas e índices de homogeneidad de los 11 ítems de la escala con los datos de esta segunda submuestra, así como también los resultados de la saturación de estos ítems en el factor correspondiente. Los coeficientes de consistencia interna (α de Cronbach) de estos tres factores en la segunda submuestra fueron también superiores .70, y se obtuvieron valores de .86 para el factor de victimización verbal, .84 para el factor de victimización física y .78 para el factor de victimización relacional. Los tres factores muestran correlaciones positivas ($r = .59$ entre victimización verbal y victimización relacional; $r = .58$ entre victimización verbal y victimización física y $r = .42$ entre victimización relacional y victimización física).

Tabla 2

Medias, DE (desviaciones estándar) e IHc (índices de homogeneidad) de los ítems en la segunda submuestra y análisis factorial confirmatorio (solución estandarizada).

	Media	DE	IHc	Análisis Factorial Confirmatorio		
				F1 Violencia Verbal	F2 Violencia Física	F3 Violencia Relacional
Algún compañero/a...						
1. Le ha dicho a los demás que no vayan conmigo	1.44	0.78	.59			.76
2. Me ha apartado de mi grupo de amigos	1.37	0.73	.64			.84
3. Me ha ignorado o dejado de lado para que me sienta mal	1.53	0.89	.63			.81
5. Me ha empujado con fuerza	1.48	0.82	.82		.82	
6. Me ha pegado o golpeado	1.34	0.73	.73		.89	
7. Me ha dado una patada	1.36	0.73	.73		.88	
8. Me ha tirado al suelo	1.27	0.67	.67		.83	
9. Se ha metido conmigo	1.82	1.03	.76	.89		
10. Me ha insultado	1.91	1.08	.82	.93		
11. Se ha burlado de mí	1.77	1.06	.73	.87		
12. Me ha gritado	1.71	1.05	.51	.66		

Análisis de correlación

Por último, se analizó la validez convergente de la escala considerando las correlaciones entre los tres factores que la componen y otros constructos con los que teóricamente se encuentran relacionados. En concreto, se analizaron las correlaciones de los tres factores de la Escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I) con la subescala de Autoconcepto Social del AF-5 (García & Musitu, 1999) y la Escala de Satisfacción con la Vida de Diener et al. (1985). Estos análisis de correlación se realizaron, por separado, con ambas submuestras (ver Tabla 3). Se calcularon además, en ambas submuestras, las correlaciones entre la Subescala de Autoconcepto Social y la Escala de Satisfacción con la Vida. Dada la natu-

raleza cuantitativa de las variables consideradas, se optó por la utilización del coeficiente de correlación producto-momento de Pearson. Dicho coeficiente permite evaluar el grado de asociación entre variables. Los valores próximos a 0 indican una ausencia de relación entre variables y la relación entre las variables es cada vez mayor conforme los valores de este coeficiente se aproximan a -1 (correlación negativa) o +1 (correlación positiva). Siguiendo las recomendaciones de Cohen (1988) el tamaño del efecto se considera bajo cuando el valor de r , aun siendo significativo, se encuentra entre .10 y .30; medio con valores situados entre .30 y .50; y grande si el valor de r es superior .50.

Tabla 3

Correlaciones entre los factores de la escala de Victimización Escolar entre Iguales (submuestra 1 y submuestra 2), Autoconcepto Social y Satisfacción con la Vida.

	Autoconcepto Social	Satisfacción con la vida
Submuestra 1		
Victimización Verbal	-.25	-.31
Victimización Relacional	-.28	-.24
Victimización Física	-.15	-.20
Satisfacción con la vida	.31	
Submuestra 2		
Victimización Verbal	-.26	-.30
Victimización Relacional	-.29	-.28
Victimización Física	-.15	-.25
Satisfacción con la vida	.30	

Nota. Todas las correlaciones son significativas ($p < .01$).

En ambas submuestras las correlaciones entre todas las variables consideradas fueron estadísticamente significativas ($p < .01$) y el signo de estas correlaciones fue el esperado desde un punto de vista teórico. Se observa así cómo en las dos submuestras existen correlaciones negativas significativas entre las tres formas de victimización (física, verbal y relacional) y el autoconcepto social y la satisfacción con la vida. El tamaño del efecto de estas correlaciones es pequeño, a excepción de las relaciones constatadas entre victimización verbal y satisfacción con la vida, cuya correlación es moderada (tamaño del efecto medio) en ambas submuestras. Las correlaciones entre victimización relacional y autoconcepto social, aunque tienen un tamaño del efecto pequeño,

se encuentran próximas al punto de corte considerado para correlaciones medias o moderadas ($r = -.28$ primera submuestra; $r = -.29$ segunda submuestra). Por último, se observan también en los adolescentes de ambas submuestras correlaciones significativas positivas y moderadas entre las variables de autoconcepto social y satisfacción con la vida.

Discusión

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas y estructura factorial de la escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I). Esta escala está basada en la escala previa de Cava et al. (2007), e incluye igualmente ítems relativos a diferentes formas de victimización (física, verbal y relacional), pero cuenta con un menor número de ítems respecto a la escala original. Las graves consecuencias que la victimización entre iguales tiene para el bienestar psicosocial de las víctimas (Guhn et al., 2013; Kerr et al., 2011; Mehari & Farrell, 2015; Ostrov & Kamper, 2015; Reijntjes et al., 2010; Thompson & Leadbeater, 2013; Wu et al., 2015) plantean la necesidad de su investigación y, por tanto, también la necesidad de disponer de instrumentos confiables que permitan su adecuada medición. En este sentido, los resultados de este estudio constatan las adecuadas propiedades psicométricas de la escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I), y su utilidad para el desarrollo de investigaciones en este ámbito.

Los análisis factoriales realizados en este estudio muestran una estructura compuesta por tres factores. El primer factor, *victimización verbal*, hace referencia a la victimización que los estudiantes sufren por parte de sus compañeros mediante agresiones de tipo verbal, tales como in-

sultos, gritos y burlas. El segundo factor, *victimización física*, evalúa las agresiones de tipo físico, tales como patadas, golpes y empujones, sufridas por los estudiantes y ejercidas por sus compañeros. Finalmente, el tercer factor, *victimización relacional*, hace referencia a la victimización que los estudiantes sufren mediante situaciones de exclusión social, rechazo y marginación social ejercidas por sus compañeros. Estos tres factores son, además, coincidentes con los factores de la escala de Victimización Entre Iguales de Cava et al. (2007) y con revisiones previas, como las realizadas por Tropp-Gordon (2017) y Wu et al. (2015), en las que se señala que las tres formas principales de victimización entre iguales son la victimización física, la victimización verbal y la victimización relacional. La escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I) mantiene, por tanto, la misma estructura factorial que la escala de Cava et al. (2007), pero con un menor número de ítems.

La escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I) muestra, además, adecuados coeficientes de confiabilidad en todos sus factores y correlaciones significativas con el autoconcepto social y con la satisfacción con la vida. Los estudiantes que sufren situaciones de victimización por parte de sus iguales tienen un menor autoconcepto social y muestran menor satisfacción con su vida. Este resultado es coincidente con investigaciones previas en las que se ha relacionado la victimización de los iguales con menor autoconcepto social, más sentimientos de soledad y menor satisfacción vital en los estudiantes (Estévez-López, Martínez-Ferrer, & Musitu-Ochoa, 2006; Povedano, Cava, Monreal, Varela, & Musitu, 2015; Proctor, Linley, & Maltby, 2009; Troop-Gordon, 2017). Los resultados obtenidos señalan, además, correlaciones significativas entre estas dos variables indicativas de bienestar psicosocial (autoconcepto social y satisfacción con la vida) y la

victimización de tipo relacional. Este resultado destaca la importancia de incluir este tipo de victimización tanto en la investigación básica como, sobre todo, en las intervenciones dirigidas a la prevención de la victimización entre iguales en contextos escolares.

En este sentido, se constata nuevamente la importancia de disponer de instrumentos confiables para la medición de la victimización entre iguales que tengan en cuenta todas las formas de victimización, sin obviar las consecuencias negativas que para los estudiantes tienen la exclusión y el rechazo social de los compañeros. En los contextos escolares es necesario desarrollar tanto programas de prevención que sensibilicen a estudiantes y profesores contra las diferentes formas de agresión entre compañeros, como también llevar a cabo intervenciones dirigidas a reducir su incidencia y ayudar a los estudiantes que las sufren a afrontar estas situaciones adecuadamente. A este efecto, la escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I) constituye un instrumento breve y con adecuadas propiedades psicométricas que permite realizar una evaluación confiable de las diferentes formas de victimización entre iguales. La escala VE-I puede, por tanto, ser de utilidad tanto para la investigación sobre variables personales, sociales y escolares relacionadas con la victimización entre iguales como también para detectar situaciones de victimización existentes en el centro y para evaluar la efectividad de las intervenciones realizadas con la finalidad de prevenir y reducir la violencia y victimización entre estudiantes.

El presente estudio cuenta también con algunas limitaciones. En este sentido, aunque se aporta evidencia sobre aspectos importantes relativos a las propiedades psicométricas del instrumento (validez factorial, validez convergente y confiabilidad), otros aspectos psicométricos como el análisis de la confiabilidad test-retest no

han sido considerados y convendría que lo fueran en futuros estudios. Igualmente, sería conveniente analizar en futuras investigaciones la invarianza factorial de esta escala utilizando para ello muestras de adolescentes más amplias y de diferentes contextos sociales y culturales, y que se consideren muestras de adolescentes de otros países y culturas. No obstante, y a pesar de estas limitaciones, los resultados obtenidos avalan la idoneidad de esta escala para evaluar las diferentes formas de victimización entre iguales en contextos escolares, para analizar las relaciones entre estas diferentes formas de victimización y variables personales, familiares y escolares del alumnado y para evaluar los efectos de intervenciones desarrolladas con el objetivo de prevenir esta problemática.

Ciertamente, en futuras investigaciones sería interesante profundizar en las variables personales, familiares, escolares y sociales relacionadas con la victimización entre iguales, explorar en qué medida el profesorado puede contribuir a reducir la violencia entre estudiantes y analizar las relaciones entre estas formas de victimización, más tradicionales, y la victimización entre iguales a través de las nuevas tecnologías. En relación con esta última cuestión, estudios recientes han vinculado la violencia escolar (física, verbal y relacional) ejercida dentro del centro escolar con la violencia contra compañeros ejercida a través de las redes sociales (Buelga, Martínez-Ferrer, & Cava, 2017; Kowalski & Limber, 2013; Ortega-Barón, Buelga, Cava, & Torralba, 2017). En futuros estudios, deberá prestarse mayor atención a las conexiones existentes entre la victimización más tradicional, realizada en el propio centro escolar, y la victimización entre estudiantes que tiene lugar mediante el uso de las nuevas tecnologías.

Además, es imprescindible desarrollar programas de intervención dirigidos a toda la co-

munidad educativa (padres, profesores y estudiantes), con el fin de mejorar su sensibilización ante esta problemática y favorecer su implicación activa ante las diferentes situaciones de violencia entre compañeros. A este efecto, actualmente son numerosos los programas de intervención (Carrascosa, Cava, & Buelga, 2018; Cerezo, Calvo, & Sánchez, 2011; Garaigordobil & Martínez-Valderrey, 2014; Gradinger, Yanagida, Strohmeier, & Spiel, 2016; Kärnä et al., 2013; Ortega-Baron, 2018; Palladino, Nocentini, & Menesini, 2016) que tienen en cuenta la implicación del profesorado, que buscan sensibilizar ante las consecuencias de las diferentes formas de violencia y que tratan de potenciar en el alumnado aquellos recursos personales y sociales (empatía, autoestima, habilidades sociales y resolución positiva de conflictos, entre otros) que favorecen la integración social, el afrontamiento efectivo del acoso y la movilización de los espectadores para ayudar a la víctima.

La implementación en los centros escolares de este tipo de programas de intervención resulta necesaria, puesto que la victimización entre iguales presenta una alta estabilidad temporal y algunos estudiantes sufren de forma continuada y durante varios cursos académicos las agresiones físicas, verbales y relacionales de sus compañeros (Pouwels et al., 2016). No obstante, es también fundamental hacer una evaluación rigurosa de la efectividad de las intervenciones realizadas en los diferentes centros educativos. Los programas y estrategias de prevención implementados deben contar con una evaluación rigurosa de su efectividad mediante la utilización de instrumentos confiables. En este sentido, los resultados de este estudio muestran que la escala VE-I puede ser un instrumento adecuado para evaluar la efectividad de estas intervenciones, al realizar una evaluación confiable de las diferentes formas de victimización escolar entre iguales y permitir una valora-

ción de los cambios conseguidos a través de la intervención.

Referencias

- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García-Merita, M. (2000). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en adolescentes. *Psicothema*, 12(2), 314-320. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Bentler, P. M. (2007). On tests and indices for evaluating structural models. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 825-829. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.024
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. doi: 10.1037/0033-2909.88.3.588
- Bradshaw, J., Crous, G., Rees, G., & Turner, N. (2017). Comparing children's experiences of school-based bullying across countries. *Children and Youth Services Review*, 80, 171-180. doi: 10.1016/j.childyouth.2017.06.060
- Buelga, S., Cava, M. J., & Musitu, G. (2012). Reputación social, ajuste psicosocial y victimización entre adolescentes en el contexto escolar. *Anales de Psicología*, 28(1), 180-187. Recuperado de <http://revistas.um.es/analesps/index>
- Buelga, S., Martínez-Ferrer, B., & Cava, M. J. (2017). Differences in family climate and family communication among cyberbullies, cybervictims, and cyber bully-victims in adolescents. *Computers in Human Behavior*, 76, 164-173. doi: 10.1016/j.chb.2017.07.017
- Card, N. A., & Hodges, E. V. E. (2008). Peer victimization among schoolchildren: Correlations, causes, consequences, and considerations in assessment and intervention. *School Psychology Quarterly*, 23(4), 451-461. doi: 10.1037/a0012769
- Carrascosa, L., Cava, M. J., & Buelga, S. (2018). *Programa DARSÍ: Desarrollando en Adolescentes Relaciones Saludables e Igualitarias*. Valencia: Palmero.
- Cava, M. J. (2011). Familia, profesorado e iguales: Claves para el apoyo a las víctimas de acoso escolar. *Psychosocial Intervention*, 20(2), 183-192. doi: 10.5093/in2011v20n2a6
- Cava, M. J., Buelga, S., Musitu, G., & Murgui, S. (2010). Violencia escolar entre adolescentes y sus implicaciones en el ajuste psicosocial: Un estudio longitudinal. *Revista de Psicodidáctica*, 15(1), 21-34. Recuperado de <http://www.ehu.es/ojs/index.php/psicodidactica/index>
- Cava, M. J., Musitu, G., Buelga, S., & Murgui, S. (2010). The relationships of family and classroom environments with peer relational victimization: An analysis of their gender differences. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 156-165. doi: 10.1017/S1138741600003747
- Cava, M. J., Musitu, G., & Murgui, S. (2007). Individual and social risk factors related to victimization in a sample of Spanish adolescents. *Psychological Reports*, 101(1), 275-290. doi: 10.2466/pr0.101.1.275-290
- Cerezo, F., Calvo, A. R., & Sánchez, C. (2011). *Programa CIP. Intervención psicoeducativa y tratamiento diferenciado del bullying*. *Concienciar, Informar y Prevenir*. Madrid, España: Pirámide.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ, Estados Unidos: Lawrence Erlbaum Associates.
- Crick, N. R., & Grotpeter, J. K. (1996). Children's treatment by peers: Victims of relational and overt aggression. *Development and Psychopathology*, 8(2), 367-380. doi: 10.1017/S0954579400007148
- Declaración de Helsinki (2008). Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos. Declaración aprobada en la 59ª Asamblea General de la Asociación, celebrada en Seúl, Corea. <http://bvs.sld.cu/revistas/recursos/helsinki.pdf>
- Del Barrio, C., Martín, E., Montero, I., Gutiérrez, H., Barrios, A., & De Dios, M. J. (2008). Bullying and so-

- cial exclusion in Spanish secondary schools: National trends from 1999 to 2006. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(3), 657-677. Recuperado de <http://www.aepc.es/ijchp/indizacion.php?coid=Espa%EF%BF%BDol>
- Del Rey, R., & Ortega, R. (2008). Bullying in poor countries: Prevalence and coexistence with other forms of violence. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8(1), 39-50. Recuperado de <http://www.ijpsy.com/>
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. doi: [10.1207/s15327752jpa4901_13](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13)
- Estévez, E., Jiménez, T. I., & Cava, M. J. (2016). A cross-cultural study in Spain and Mexico on school aggression in adolescence: Examining the role of individual, family and school variables. *Cross-Cultural Research*, 50(2), 123-153. doi: [10.1177/1069397115625637](https://doi.org/10.1177/1069397115625637)
- Estévez, E., Jiménez, T. I., & Moreno, D. (2010). Cuando las víctimas de violencia escolar se convierten en agresores: “¿Quién va a defenderme?”. *European Journal of Education and Psychology*, 3(2), 177-186. doi: [10.30552/ejep.v3i2.40](https://doi.org/10.30552/ejep.v3i2.40)
- Estévez-López, E., Martínez-Ferrer, B., & Musitu-Ochoa, G. (2006). La autoestima en adolescentes agresores y víctimas en la escuela: La perspectiva multidimensional. *Psychosocial Intervention*, 15(2), 223-232. Recuperado de http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_serial&pid=1132-0559&lng=es&nrm=iso
- Garaigordobil, M., & Martínez-Valderrey, V. (2014). Efecto del Cyberprogram 2.0 sobre la reducción de la victimización y la mejora de la competencia social en la adolescencia. *Revista de Psicodidáctica*, 19(2), 289-305. doi: [10.1387/RevPsicodidact.10239](https://doi.org/10.1387/RevPsicodidact.10239)
- García, F., & Musitu, G. (1999). *AF5: Autoconcepto Forma 5*. Madrid, España: TEA Ediciones.
- Gradinger, P., Yanagida, T., Strohmeier, D., & Spiel, C. (2016). Effectiveness and sustainability of the ViSC Social Competence Program to prevent cyberbullying and cyber-victimization: Class and individual level moderators. *Aggressive Behavior*, 42(2), 181-193. doi: [10.1002/ab.21631](https://doi.org/10.1002/ab.21631)
- Guhn, M., Schonert-Reichl, K. A., Gadermann, A. M., Hymel, S., & Hertzman, C. (2013). A population study of victimization, relationships, and well-being in middle childhood. *Journal of Happiness Studies*, 14(5), 1529-1541. doi: [10.1007/s10902-012-9393-8](https://doi.org/10.1007/s10902-012-9393-8)
- Hair, J. F. Jr., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7ª ed.). Upper Saddle River, NJ, Estados Unidos: Prentice Hall.
- IBM Corp. (2016). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 24.0 [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Jiménez, T. I., Musitu, G., Ramos, M. J., & Murgui, S. (2009). Community involvement and victimization at school: An analysis through family, personal and social adjustment. *The Journal of Community Psychology*, 37(8), 959-974. doi: [10.1002/jcop.20342](https://doi.org/10.1002/jcop.20342)
- Kärnä, A., Voeten, M., Little, T. D., Alanen, E., Poskiparta, E., & Salmivalli, C. (2013). Effectiveness of the KiVa antibullying program: Grades 1-3 and 7-9. *Journal of Educational Psychology*, 105(2), 535-551. doi: [10.1037/a0030417](https://doi.org/10.1037/a0030417)
- Kerr, J. C., Valois, R. F., Huebner, E. S., & Drane, J. W. (2011). Life satisfaction and peer victimization among USA public high school adolescents. *Child Indicators Research*, 4(1), 127-144. doi: [10.1007/s12187-010-9078-y](https://doi.org/10.1007/s12187-010-9078-y)
- Kljakovic, M., & Hunt, C. (2016). A meta-analysis of predictors of bullying and victimisation in adolescence. *Journal of Adolescence*, 49, 134-145. doi: [10.1016/j.adolescence.2016.03.002](https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2016.03.002)
- Kowalski, R. M., & Limber, S. P. (2013). Psychological, physical, and academic correlates of cyberbullying and traditional bullying. *Journal of Adolescent Health*, 53(1), S13-S20. doi: [10.1016/j.jadohealth.2012.09.018](https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2012.09.018)

- Markland, D. (2007). The golden rule in that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, *42*(5), 851-858. doi: [10.1016/j.paid.2006.09.023](https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.023)
- Mehari, K. R., & Farrell, A. D. (2015). The relation between peer victimization and adolescents' well-being: The moderating role of ethnicity within context. *Journal of Research on Adolescence*, *25*(1), 118-134. doi: [10.1111/jora.12095](https://doi.org/10.1111/jora.12095)
- Muthén, B. O., & Muthén, L. K. (2010). *Mplus User's Guide* (6^a ed.). Los Angeles, CA, Estados Unidos: Muthén & Muthén.
- Mynard, H., & Joseph, S. (2000). Development of the multidimensional peer-victimization scale. *Aggressive Behavior*, *26*(2), 169-178. doi: [10.1002/\(SICI\)1098-2337\(2000\)26:2%3C169::AID-AB3%3E3.0.CO;2-A](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-2337(2000)26:2%3C169::AID-AB3%3E3.0.CO;2-A)
- Ortega-Baron, J. (2018). *Prevención del acoso en adolescentes a través de las nuevas tecnologías de la información y de la comunicación: Programa Preva@cib* (Tesis Doctoral no publicada). Universidad de Valencia, España. Resumen disponible en <https://dialnet.unirioja.es/servlet/tesis?codigo=137828>
- Ortega-Barón, J., Buelga, S., Cava, M. J., & Torralba, E. (2017). Violencia escolar y actitud hacia la autoridad de estudiantes agresores de cyberbullying. *Revista de Psicodidáctica*, *22*(1), 23-28.
- Ostrov, J. M., & Kamper, K. E. (2015). Future directions for research on the development of relational and physical peer victimization. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, *44*(3), 509-519. doi: [10.1080/15374416.2015.1012723](https://doi.org/10.1080/15374416.2015.1012723)
- Palladino, B. E., Nocentini, A., & Menesini, E. (2016). Evidence-based intervention against bullying and cyberbullying: Evaluation of the NoTrap! program in two independent trials. *Aggressive Behavior*, *42*(2), 194-206. doi: [10.1002/ab.21636](https://doi.org/10.1002/ab.21636)
- Pouwels, J. L., Souren, P. M., Lansu, T. A. M., & Cillessen A. H. N. (2016). Stability of peer victimization: A meta-analysis of longitudinal research. *Developmental Review*, *40*, 1-24. doi: [10.1016/j.dr.2016.01.001](https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.01.001)
- Povedano, A., Cava, M. J., Monreal, M. C., Varela, R., & Musitu, G. (2015). Victimization, loneliness, overt and relational violence at the school from a gender perspective. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *15*(1), 44-51. doi: [10.1016/j.ij-chp.2014.09.001](https://doi.org/10.1016/j.ij-chp.2014.09.001)
- Proctor, C. L., Linley, P. A., & Maltby, J. (2009). Youth life satisfaction: A review of the literature. *Journal of Happiness Studies*, *10*(5), 583-630. doi: [10.1007/s10902-008-9110-9](https://doi.org/10.1007/s10902-008-9110-9)
- Reijntjes, A., Kamphuis, J. H., Prinzie, P., & Telch, M. J. (2010). Peer victimization and internalizing problems in children: A meta-analysis of longitudinal studies. *Child Abuse & Neglect*, *34*(4), 244-252. doi: [10.1016/j.chiabus.2009.07.009](https://doi.org/10.1016/j.chiabus.2009.07.009)
- Thompson, R. S. Y., & Leadbeater, B. J. (2013). Peer victimization and internalizing symptoms from adolescence into young adulthood: Building strength through emotional support. *Journal of Research on Adolescence*, *23*(2), 290-303. doi: [10.1111/j.1532-7795.2012.00827.x](https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2012.00827.x)
- Troop-Gordon, W. (2017). Peer victimization in adolescence: The nature, progression, and consequences of being bullied within a developmental context. *Journal of Adolescence*, *55*, 116-128. doi: [10.1016/j.adolescence.2016.12.012](https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2016.12.012)
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research. A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, *34*(6), 806-838. doi: [10.1177/0011000006288127](https://doi.org/10.1177/0011000006288127)
- Wu, L., Zhang, D., Su, Z., & Hu, T. (2015). Peer victimization among children and adolescents: A meta-analytic review of links to emotional maladjustment. *Clinical Pediatrics*, *54*(10), 941-955. doi: [10.1177/0009922814567873](https://doi.org/10.1177/0009922814567873)



Validación de una Escala sobre Actitudes hacia la Historia para estudiantes de Secundaria

Validation of a Scale for measuring Attitudes towards History in Secondary students

Lara Yáñez-Marquina *¹, Visitación Pereda¹, Ricardo Palmeiro², Erlantz Velasco¹

1 - Universidad de Deusto, Bilbao.
2 - Bilbao (España).

Recibido: 26/09/2017 Revisado: 7/12/2017 Aceptado: 4/01/2018

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Resumen

Diversas investigaciones constatan la importancia del efecto mediador de las actitudes en la construcción del saber histórico. Sin embargo, pese a dicha constatación, la revisión de la literatura indica la existencia de un único instrumento para la medición del constructo actitudes hacia la historia, validado con técnicas exploratorias en contexto anglosajón. La presente investigación tiene por objetivo diseñar y validar, mediante técnicas confirmatorias, una escala más completa para su empleo en un contexto de habla hispana. La muestra estuvo constituida por 430 estudiantes, con una edad media de 16.29 (DE = 1.02) años. Los resultados confirmaron que la estructura, de 14 ítems, arrojó un buen ajuste de modelo ($S-B\chi^2(74, N = 430) = 215.54, p < .001$; RMSEA [90% IC] = .068 [.058 - .079]; NNFI = .94; CFI = .95). La variable actitudes hacia la historia resulta un constructo de dos componentes, uno de primer orden y otro de segundo, que comprenden un total de tres factores: utilidad e importancia percibida, interés hacia el aprendizaje histórico y creencias conservadoras.

Palabras clave: *actitudes hacia la historia, análisis factorial confirmatorio, escala, enseñanza secundaria*

Abstract

Several studies confirm the relevance of the mediating effect of attitudes in the construction of historical knowledge. However, despite this evidence, a literature review indicates the existence of a single instrument for measuring attitudes toward History, validated through exploratory approaches in English-speaking contexts. Therefore, the aim of this paper is to design and validate, through confirmatory techniques, a more completed scale for its use in Spanish-speaking contexts. Data were collected from 430 students, with an average age of 16.29 (SD = 1.02) years. The results confirmed that the 14-item structure showed a good fit to the data ($S-B\chi^2(74, N = 430) = 215.54, p < .001$; RMSEA [90% CI] = .068 [.058-.079]; NNFI = .94; CFI = .95). Attitudes toward History is a two-component construct, comprising three underlying factors: perceived usefulness and utility, interest for historical knowledge and conservative beliefs.

Keywords: *attitudes toward History, confirmatory factor analysis, scale, secondary education*

*Correspondencia a: Lara Yáñez Marquina, Avenida de las Universidades, 24, 48007 Bilbao (España). Tel 0034 944 139223. lara.yanez@deusto.es

Cómo citar este artículo: Yáñez-Marquina, L., Pereda, V., Palmeiro, R., & Velasco, E. (2018). Revista Evaluar, 18(1), 54-69. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Las actitudes forman parte fundamental de los procesos de aprendizaje de las diferentes materias y disciplinas escolares. En la actualidad, diferentes investigaciones revelan su efecto mediador en la construcción de los diferentes conocimientos escolares.

No obstante, a diferencia del importante bagaje empírico en el análisis de las actitudes en áreas o espacios disciplinarios como las matemáticas (Pietsch, Walker, & Chapman, 2003; Tarraga, 2008; Zan, Brown, Evans, & Hannula 2006), la música (Bautista & Mateos, 2011; Teitsma, 2010) o las lenguas (Huguet, 2005; Lasagabaster, 2003), la revisión de la literatura revela un importante vacío en el espacio de investigación del área de la historia (Burke, 1984) a pesar de la indudable importancia del conocimiento histórico, tanto en el ámbito escolar como en muchos otros de la vida, y de la constatación de que existe una disposición negativa entre los estudiantes hacia esta asignatura (Casal, 2011; Fuentes-Moreno, 2002).

La aproximación desde perspectivas empíricas a este campo se ha limitado fundamentalmente al ámbito anglosajón (Barton, 2010; Burke, 1984; Von Borries, 1994) y a comunidades en las que históricamente ha existido algún tipo de conflicto relacionado con la identidad nacional (Kölbl & Straub, 2001), conflictos raciales (Wertsch, 1994) e incluso conflictos lingüísticos (Létorneau & Moisan, 2004). En el ámbito de España no se han encontrado trabajos de este tipo ni escalas que propongan una validación en castellano.

En efecto, una revisión de la literatura ha constatado la existencia de un único instrumento para la medición de actitudes hacia la historia. Se trata de la escala desarrollada y validada por

Andrews, McGlynn y Mycock (2009, 2010). En este trabajo, sus autores únicamente consideran la inclusión del componente cognitivo del constructo *actitudes* a través de los factores que denominan *conservador o tradicional* y *liberal o multicultural*.

Aunque el instrumento desarrollado y validado por estos autores responde a un modelo unidimensional, constituido por factores de corte meramente cognitivo, la revisión de la literatura evidencia la existencia de tres modelos para la conceptualización teórica del constructo actitudes: un modelo unidimensional (Fishbein, 1963, 1967; Thurstone, 1928), un modelo tripartito (Rosenberg & Hovland, 1960) y un modelo de dos componentes (Bagozzi & Burnkrant, 1979).

Por una parte, el modelo unidimensional resulta ser la primera propuesta estructural para la conceptualización de las actitudes existente en la literatura, que fue desarrollada originalmente por Thurstone (1928) y retomada posteriormente por Fishbein (1936, 1967). De acuerdo a este marco, el constructo únicamente considera la inclusión de afectos positivos o negativos como producto de las creencias y la evaluación personal que un individuo realiza del objeto actitudinal, que en este caso es la historia. Sin embargo, diversos estudios posteriores mostraron la insuficiencia de esta conceptualización para explicar con éxito las actitudes del sujeto (Bettman, Capon, & Lutz, 1975; Hawkins, Mothersbaugh, & Best, 2007; Mazis, Ahtola, & Klippel, 1975; Sheth, 1974; Tuncalp & Sheth, 1975; Wilkie & Pessemier, 1973).

Como respuesta a las limitaciones del modelo unidimensional, y dada la relevancia de las creencias en el proceso de génesis y desarrollo de actitudes, así como la manifestación de las mismas a través de las actuaciones del individuo, Rosenberg y Hovland (1960) sugieren la inclusión de dos nuevos componentes. Estos autores

sugieren incluir el componente cognitivo y el conativo como parte constituyente del constructo, junto con el ya considerado componente afectivo, dando lugar así al denominado modelo tripartito. Dicho marco teórico ha gozado de gran aceptación en la comunidad científica (Breckler, 1984; Kothandapani, 1971; Ostrom, 1969; Woodmansee & Cook, 1967) pero el desarrollo reciente de las técnicas confirmatorias en el ámbito de las ciencias sociales ha demostrado debilidades del modelo en aquellos estudios en los que las actitudes han sido conceptualizadas como un constructo tridimensional. En primer lugar, el análisis de su estructura interna ha demostrado altas correlaciones entre los tres factores propuestos, lo que dificulta asegurar su validez discriminante (Bagozzi, Tybout, Craig, & Sternthal, 1979; McGuire, 1989). En segundo lugar, diversos estudios enfocados en explicar el cambio actitudinal y la predicción comportamental han mostrado una débil relación entre actitud y comportamiento (Ajzen, 1989; Fishbein & Ajzen, 1975; McGuire, 1989).

Por estos motivos, las debilidades del modelo unidimensional para la conceptualización del constructo actitudes (p. ej., Hawkins, et al. 2007) y la débil relación de causalidad entre componente conativo y actitud (p. ej., McGuire, 1989), Bagozzi y Burnkrant (1979) sugieren la adopción de un modelo de dos componentes, uno afectivo y otro cognitivo. De acuerdo a este modelo, la acción conjunta de ambos componentes lleva al individuo a adoptar una serie de intenciones comportamentales, que definen posteriormente su comportamiento respecto al objeto actitudinal.

De este modo, teniendo en cuenta no sólo el planteamiento teórico de los posibles modelos para las actitudes sino también los resultados empíricos, tanto de naturaleza correlacional como confirmatoria, se ha elegido el marco de dos componentes (Bagozzi & Burnkrant, 1979)

como la conceptualización teórica de base para definir el constructo actitudes hacia la historia en el presente trabajo. De acuerdo a este marco referencial, tanto las dimensiones afectivas como cognitivas llevan al individuo a adoptar una serie de intenciones comportamentales que definen posteriormente su comportamiento hacia el objeto actitudinal. La investigación empírica llevada a cabo tras el planteamiento de este modelo teórico confirma ampliamente una adecuada validez convergente, discriminante y predictiva de la estructura factorial propuesta para el constructo (Esses, Haddock, & Zanna, 1993; Huskinson & Haddock, 2006; Kraus, 1995; Millar & Millar, 1990; Verplanken, Hofstee, & Janssen, 1998).

Como se ha referido anteriormente, si bien la escala de Andrews et al. (2009, 2010) se considera un gran aporte al estudio de las actitudes hacia la historia, cabe destacar que los estudios de validación realizados hasta el momento únicamente abarcan un contexto anglosajón, y no se han encontrado evidencias de su robustez psicométrica en contextos de habla hispana. Asimismo, sus autores únicamente han hecho uso de técnicas exploratorias para analizar su confiabilidad y consistencia interna. Es por ello que la presente investigación tiene por objetivo desarrollar y validar, mediante técnicas confirmatorias, en un contexto de habla hispana, un nuevo instrumento para la medición de actitudes hacia la historia que responda al modelo de dos componentes.

Así, tomando como base este marco conceptual, el modelo teórico propuesto abarca tres factores latentes de primer orden que se reagrupan para dar lugar a un modelo de dos componentes, uno de primer orden (referido al componente afectivo, explicado a partir de la *motivación hacia el aprendizaje histórico*) y otro de segundo orden (referido al componente cognitivo, que abarca a los factores de primer

orden *utilidad e importancia percibida y creencias conservadoras*):

Utilidad e importancia percibida corresponde a la dimensión cognitiva y mide el valor de utilidad extrínseca que el individuo otorga a la historia, es decir, las creencias de aplicabilidad del saber histórico en su vida personal y futura carrera profesional (p. ej., *No creo que los temas que estudiamos en Historia sean importantes para mi futuro*).

Creencias conservadoras corresponde a la dimensión cognitiva y mide el grado de acuerdo del individuo hacia actuaciones conservadoras (p. ej., *El Estado debería tener el control sobre lo que se enseña en las clases de Historia para asegurar que todos los ciudadanos tendrán la misma visión de la identidad nacional y el mismo sentido de lealtad hacia el país*).

Motivación hacia el aprendizaje histórico corresponde a la dimensión afectiva y mide el nivel de motivación del individuo a la hora de aprender y compartir conocimientos históricos (p. ej., *Disfruto debatiendo sobre temas históricos*).

Método

Participantes

La muestra estuvo constituida por 430 estudiantes procedentes de la Comunidad Autónoma de País Vasco que cursaban la asignatura de Historia en 4º curso de Educación Secundaria Obligatoria (E.S.O.) y 2º curso de Bachillerato seleccionados mediante un muestreo por conglomerados. La edad media fue de 16.29 (DE = 1.02) años, con un rango que oscilaba entre 14 y 19 años. El porcentaje de mujeres fue 45.1%; mientras que el de hombres fue 54.8%. La Tabla 1 muestra la distribución de los participantes.

Tabla 1

Distribución de la muestra.

	Mujeres	Hombres	Total
4º E.S.O.	79	69	148
2º Bachillerato	115	167	282
Total	194	236	430

Instrumentos

Escala sobre actitudes hacia la historia. Teniendo en cuenta el marco conceptual del modelo de dos componentes, según el cual *actitudes* engloba dos dimensiones, que son *cognitiva* y *afectiva*, la escala validada en la presente investigación para un contexto de habla hispana se diseñó a partir de dos instrumentos existentes en la literatura: *Actitudes hacia la Historia* (Andrews et al., 2009, 2010), que engloba únicamente factores de naturaleza cognitiva; y *Escala de Motivación Académica* (Aydin, Yerdelen, Gürbüzöglü-Yalmanci, & Göksu, 2014), que engloba únicamente factores de naturaleza afectiva. La elección de este segundo instrumento para complementar la estructura de *Actitudes hacia la Historia* se justifica en las evidencias recopiladas en estudios anteriores, según las cuales la motivación, dimensión de carácter afectivo, resulta un factor constituyente del constructo *actitudes* (p. ej., Auzmendi, 1992; Fennema & Sherman, 1976; Gairín, 1990; Lim & Chapman, 2013; Sandman, 1980; Tapia & Marsch, 2004).

Por una parte, el instrumento de Andrews et al. (2009, 2010) consta de 7 ítems distribuidos en dos factores independientes, que son *tradicional/conservador* y *multicultural/liberal*. Los participantes puntúan su grado de acuerdo con cada ítem en una escala Likert de

5 puntos, desde *Completamente en Desacuerdo* (1) a *Completamente de Acuerdo* (5). Los ítems propuestos por Andrews et al. (2009) muestran cargas factoriales superiores a .52 y el porcentaje de varianza total acumulada es 50.4%.

Por su parte, el instrumento de Aydin et al. (2014) es una escala con 19 ítems distribuidos en cuatro factores independientes, que incluyen amotivación, motivación extrínseca relativa a la carrera profesional, motivación extrínseca relativa a la proyección social y motivación intrínseca. En este caso, los participantes puntúan su grado de acuerdo con cada ítem en una escala Likert de 6 puntos, desde *Completamente en Desacuerdo* (1) a *Completamente de Acuerdo* (6). En el estudio original de Aydin et al. (2014) se han verificado para el instrumento buenos coeficientes de consistencia interna, con valores alfa de Cronbach comprendidos entre $\alpha = .73$ y $\alpha = .88$ para cada una de las subescalas. Asimismo, cabe destacar que los ítems están redactados para medir los niveles de motivación en las 4 subescalas en relación con el aprendizaje de Biología, por lo que en la presente investigación, durante el proceso de traducción y adaptación al castellano, se sustituyeron en la redacción de los ítems las referencias a Biología por Historia.

Tomando como base dichos instrumentos, se eliminaron los ítems redundantes y se redistribuyeron los restantes de acuerdo a las categorías teóricamente hipotetizadas para la nueva escala: utilidad e importancia percibida (5 ítems), motivación hacia el aprendizaje histórico (5 ítems) y creencias conservadoras (7 ítems; véase Apéndice 1). El proceso de validación se realizó ampliando el rango de respuesta a una escala continua desde 0 (*Completamente en Desacuerdo*) hasta 10 (*Completamente de Acuerdo*). La elección de tal rango de respuesta para la presente investigación radica en que su empleo permite conocer con mayor precisión

el grado de acuerdo del participante para cada ítem, lo que a su vez aporta mayor robustez y confiabilidad a los consecuentes análisis estadísticos (Pett, Lackey, & Sullivan, 2003).

Cuestionario sociodemográfico. Se administró un cuestionario ad hoc para recopilar información sociodemográfica sobre los estudiantes participantes en el estudio (edad, sexo, curso).

Procedimiento

Una vez que el Comité Ético de la Universidad de Deusto aprobó el proyecto de investigación, se procedió a la traducción y adaptación de las escalas de origen al contexto objeto de la presente investigación. Para ello, se llevó a cabo un proceso de traducción por comité (Marin & Marin, 1991) y se siguieron las recomendaciones de la Comisión Internacional para la Evaluación (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013), buscando conservar el sentido psicológico de cada ítem y no el literal. Asimismo, se adaptó la terminología empleada para que resultase familiar a la población referencia del presente estudio (Clark & Watson, 1995; DeVellis, 2012), consistente en estudiantes de Secundaria con edades comprendidas entre los 14 y 19 años. Los traductores trabajaron de manera independiente y se compararon las versiones elaboradas, alcanzando el acuerdo para la totalidad de los ítems que compondrían la versión inicial de la escala.

Posteriormente, se contactó vía e-mail al equipo directivo de los centros educativos seleccionados, los cuales, a su vez, presentaron el instrumento al resto del equipo docente para su aprobación. Tras obtener el permiso de los centros, las familias y/o tutores legales de los estudiantes fueron informados del propósito de la investigación y se les explicó que los datos

recogidos serían tratados de manera confidencial y con fines exclusivamente científicos, tal y como queda establecido por la [Ley Orgánica 15/1999](#) de Protección de Datos de Carácter Personal. Se les solicitó la autorización firmada y se facilitaron los datos de contacto de los autores para el caso de que tuvieran dudas o precisaran información adicional sobre el estudio.

Finalmente, los estudiantes fueron invitados a participar de manera anónima y voluntaria y se les recordó su derecho a abandonar el estudio en cualquier momento si lo consideraban necesario. Todos los estudiantes de la muestra aportaron su consentimiento informado tanto para su participación como para el tratamiento de los datos en el marco de la investigación. Así, el instrumento fue administrado por los autores de manera colectiva en las aulas de los estudiantes y en ausencia del profesor.

Análisis de datos

Con objeto de adaptar consistentemente la escala sobre actitudes hacia la historia al contexto de la comunidad autónoma del País Vasco, se realizaron una serie de análisis estadísticos con los softwares [SPSS Versión 22 \(IBM, 2013\)](#) y [EQS 6.1 \(Multivariate Software, 2012\)](#).

En primer lugar, tras la administración de la escala a la muestra y la posterior recogida de datos, se recodificaron los ítems con código inverso, se analizó la presencia de valores perdidos y *outliers*, y se comprobaron los supuestos estadísticos para el posterior análisis factorial confirmatorio (en adelante AFC; [Tabachnick & Fidell, 2007](#)). Por una parte, la normalidad univariada se evaluó en términos de asimetría y curtosis, asumiendo que coeficientes superiores a 2.30 en valor absoluto son indicativos de divergencia con respecto a una distribución normal ([Lei & Lomax, 2005](#)). Por

otra parte, la normalidad multivariada se analizó a través del coeficiente estandarizado de Mardia, para el que se estableció como criterio un valor máximo de 5 ([Bentler, 2005](#); [Ullman, 2006](#)).

Así, tras los análisis preliminares de los ítems y con objeto de investigar la validez de constructo, se efectuó el AFC sobre la estructura factorial hipotetizada. Esta técnica se prefirió sobre un análisis factorial exploratorio (en adelante, AFE) ya que se buscaba probar la estructura propuesta a partir de los estudios de la literatura, los cuales hasta el momento habían sido abordados únicamente con una aproximación exploratoria. La normalidad univariada obtenida para todos los ítems, el bajo porcentaje de valores perdidos (< 5%) y el tamaño de la muestra empleada en la presente investigación llevaron a la selección del método de estimación por máxima verosimilitud ([Chou & Bentler, 1995](#); [Finney & DiStefano, 2006](#)) y eliminación por lista ([Brown, 1983, 2006](#)).

Por su parte, la falta de normalidad multivariada sugirió la estimación de los parámetros del AFC mediante correcciones robustas de Satorra-Bentler ($S-B\chi^2$; [Satorra, 2003](#); [Satorra & Bentler, 2001](#)). Se forzó la inclusión de los ítems en los factores hipotetizados. Las varianzas para el primer indicador observado de cada variable latente fueron fijadas en 1, y las varianzas para los errores y el resto de parámetros fueron libremente estimadas ([Ullman, 2006](#)).

Los análisis se efectuaron en dos fases. La primera consistió en efectuar el AFC para la estructura teórica propuesta; mientras que la segunda fase tuvo por objeto implementar mejoras en la estructura factorial. Se utilizaron una serie de índices de bondad de ajuste que permitieron evaluar la adecuación del modelo ([Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010](#)): a) el ratio $S-B\chi^2/df$ debe ser inferior a 3.00 ([Bentler, 2005](#); [Bollen, 1989](#)); b) el valor de la raíz del error cuadrático

medio de aproximación (RMSEA), con un intervalo de confianza de 90%, debe ser inferior a .08 (Browne, MacCallum, Kim, Andersen, & Glaser, 2002; Hu & Bentler, 1999); c) el índice de ajuste no normalizado (NNFI) debe ser superior a .90 (Hoyle & Panter, 1995); y d) el índice de ajuste comparativo (CFI,) debe ser superior a .90 (Bentler, 1990; Kline, 2005; Marsh, Hau, & Wen, 2004). Asimismo, se consideró el criterio de información de Akaike (AIC,) para evaluar la estructura más parsimoniosa (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2005).

A continuación se analizó la posibilidad de implementar mejoras en el modelo, para lo que se inspeccionaron los coeficientes de covarianza residuales estandarizados, la matriz de correlaciones inter-ítem y las cargas factoriales estandarizadas. En concreto, se consideró que valores residuales estandarizados inferiores a 2.00 en valor absoluto, correlaciones inter-ítem inferiores a .30 y cargas factoriales por debajo de .40 eran indicativos de bajo comportamiento psicométrico (Floyd & Widaman, 1995).

La consistencia interna fue evaluada con los coeficientes confiabilidad compuesta (CR) y alfa de Cronbach (α). Por su parte, para evaluar la validez discriminante se comprobó que el CR de cada factor fuese superior a los coeficientes de correlación de dicho factor con el resto (Bagozzi & Yi, 2012; Henseler, Ringle, & Sarstedt, 2015). Finalmente, la validez convergente se estableció a través de la varianza media explicada (AVE), estableciendo como valores adecuados aquellos superiores a .50 (Fornell & Larcker, 1981).

Resultados

Con respecto a la asunción de normalidad, esta fue examinada en dos fases. En primer lugar, se analizó la normalidad univariada a través de

los coeficientes de asimetría y curtosis (Tabla 2). Los estadísticos descriptivos mostraron que todos los ítems cumplían el criterio establecido.

Tabla 2

Valores de asimetría y curtosis para cada ítem de la escala.

Ítem	N	Mín.	Máx.	M	DE	Asimetría	Curtosis
IT01	418	0	10	6.63	2.05	-0.83	1.30
IT02	430	0	10	5.81	2.69	-0.50	-0.56
IT03	426	0	10	6.86	2.97	-0.81	-0.45
IT04	428	0	10	3.82	2.92	0.39	-0.95
IT05	429	0	10	5.56	2.71	-0.39	-0.60
IT06	424	0	10	5.23	2.55	-0.39	-0.52
IT07	426	0	10	6.60	3.21	-0.69	-0.76
IT08	427	0	10	4.42	3.22	0.05	-1.21
IT09	429	0	10	6.59	2.66	-0.89	0.13
IT10	430	0	10	5.55	2.81	-0.39	-0.74
IT11	428	0	10	3.99	3.06	0.12	-1.19
IT12	429	0	10	2.92	2.96	0.70	-0.59
IT13	429	0	10	2.78	2.79	0.67	-0.67
IT14	427	0	10	5.93	3.15	-0.31	-1.13
IT15	425	0	10	3.58	3.00	0.32	-1.01
IT16	428	0	10	6.04	2.77	-0.59	-0.44
IT17	428	0	10	6.39	2.78	-0.52	-0.64

En segundo lugar, se analizó la normalidad multivariada a través del coeficiente estandarizado de Mardia, que resultó ser 21.60 ($p < .001$), por lo que se optó por implementar métodos robustos para la estimación de errores estandarizados, errores estadísticos e índices de bondad de ajuste (Satorra, 2003; Satorra & Bentler, 2001).

Con estas consideraciones se sometió el modelo teórico, de tres factores relacionados de primer orden (M1), a AFC. Los resultados sugirieron un buen ajuste del modelo ($S-B\chi^2_{(116, N=430)} = 396.03, p < .001$; RMSEA [90% IC] = .078 [.070, .087]; NNFI = .88; CFI = .90; AIC = 164.03). En efecto, a excepción del NNFI, que resultó inferior al valor deseable de .90, el resto de los índices de bondad de ajuste cumplieron con los criterios previamente establecidos.

Con objeto de analizar la posibilidad de implementar mejoras al modelo, se inspeccionaron las cargas factoriales estandarizadas, los índices de covarianza y los coeficientes de covarianza residual estandarizados. Por una parte, las cargas factoriales (Tabla 3) resultaron estadísticamente significativas a nivel $p < .05$ y superiores a $.58$, a excepción de IT01 (*Las minorías étnicas deberían ser apoyadas para que preserven su historia y su cultura, y ello debería quedar reflejado en las clases de Historia*), IT06 (*La inmigración y la globalización han reforzado mi comprensión del lugar donde vivo*) e IT08 (*Los inmigrantes que buscan la nacionalidad deberían pasar una prueba sobre nuestra historia cultural y nacional*). Este resultado, junto con el análisis de la matriz de coeficientes de covarianza residual estandarizados, sugirió la eliminación de dichos ítems. Por su parte, la inspección de los índices de modificación no sugirió forzar la covarianza de ningún ítem.

Tabla 3
Cargas factoriales estandarizadas en el modelo teórico (M1).

Factor	Ítem	λ	e
Utilidad e importancia percibida	IT03	.89	.45
	IT07	.84	.54
	IT14	.64	.77
	IT17	.58	.81
	IT04	.60	.80
	IT16	.91	.41
Motivación hacia el aprendizaje histórico	IT05	.90	.43
	IT10	.83	.56
	IT09	.77	.64
	IT02	.80	.60
	IT12	.76	.65
Creencias conservadoras	IT13	.75	.67
	IT15	.73	.68
	IT11	.66	.75
	IT01	.07	.99
	IT06	.20	.98
	IT08	.32	.95

Por lo tanto, se procedió a realizar la mencionada modificación sobre el modelo (M1a) y se recalcularon los índices, comprobando si la diferencia en $S-B\chi^2$ resultaba significativa con respecto al modelo teórico (M1). La Tabla 4 muestra que el modelo M1a presentaba un mejor ajuste, con un menor ratio $S-B\chi^2/gl$, y unos mayores coeficientes para NNFI y CFI, resultados que se consideran excelentes. Asimismo, tanto el valor RMSEA como su intervalo de confianza fueron inferiores a $.08$, y el AIC sugirió que se trataba de una estructura más parsimoniosa. De este modo, la eliminación de los tres ítems mencionados resultó en una mejora del modelo estadísticamente significativa ($\Delta S-B\chi^2 = 180.49$, $\Delta gl = 42$, $p < .001$).

Tabla 4
Índices de bondad de ajuste para el modelo teórico (M1) y modelo modificado (M1a).

Modelo	S-B χ^2 /gl	RMSEA (90% IC)	NNFI	CFI	AIC	$\Delta S-B\chi^2$ (Δgl)
M1	3.41	0.078 [0.070- 0.087]	.88	.90	164.03	/
M1a	2.91	0.068 [0.058- 0.079]	.94	.95	67.54	180.49*** (42)

Por último, se analizó la confiabilidad del modelo final (Figura 1). Los resultados arrojaron buenos índices tanto para la escala completa ($\alpha = .77$) como para cada una de las dimensiones consideradas: utilidad e importancia percibida ($CR = .84$), motivación hacia el aprendizaje histórico ($CR = .93$) y creencias conservadoras ($CR = .81$). Asimismo, como se observa en la Tabla 5, el índice de confiabilidad compuesta de cada factor resultó superior a los valores de las correlaciones entre este y el resto de los factores considerados, lo que aseguró la validez discriminante de la escala. Finalmente, los valores AVE resultaron supe-

riores a .50, lo que indicó que los factores incluidos en el modelo lograron explicar más del 50% de la varianza del constructo.

Figura 1

Modelo final de la escala (N = 430).

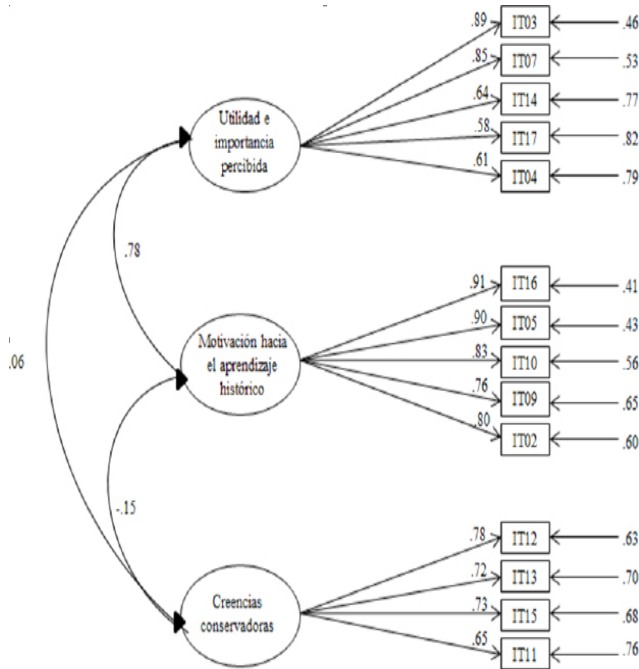


Tabla 5

Coefficientes de fiabilidad compuesta (CR) y varianza media extraída (AVE).

Factor	1	2	3	CR	AVE
1. Utilidad e importancia percibida	(.84)	.78	-.02	.84	.70
2. Motivación hacia el aprendizaje histórico		(.93)	.19	.93	.86
3. Creencias conservadoras			(.81)	.81	.66

Discusión

La enseñanza de la Historia ha ocupado un lugar de gran importancia en la construcción de las identidades nacionales de un buen número

de Estados a lo largo de los siglos XIX, XX y XXI (López-Rodríguez, 2015). El auge del nacionalismo y de la creación de nuevos Estados-nación se encuentra íntimamente relacionado con el surgimiento y desarrollo de la disciplina de la Historia tal y como se conoce hoy en día, y su utilización con fines políticos ha sido un fenómeno global (Anderson, 1983; Barton & Levstik, 2004; Hobsbawn, 1997; Renan, 1882) que redundaba en una politización de los programas educativos, así como de las investigaciones desarrolladas en el ámbito de la disciplina histórica y de la didáctica de la Historia (Foster, 2012; López-Rodríguez, 2015). La literatura alerta que, al contrario de la mayoría de disciplinas, no ha sido analizado el método por el cual los estudiantes se acercan a ella (Barton, 2008). Las investigaciones llevadas a cabo han versado específicamente sobre la cuestión identitaria, en áreas de conflicto social, político y/o lingüístico. Muchos son los autores que exhortan a estudiar las actitudes del alumnado para conocer la percepción de los estudiantes sobre la disciplina y sobre su propio conocimiento histórico, así como los factores que explican la génesis y evolución de dichas actitudes (Barton, 2010; Carretero, Castorina, Sarti, Van Alphen, & Barreiro, 2013; LeTourneau, 2004;).

Sin embargo, la revisión de los instrumentos existentes para la medición de *actitudes hacia la Historia* nos ha llevado a encontrar un único instrumento diseñado y validado por Andrews et al. (2009, 2010), que define el constructo como constituido por dos factores independientes, que son el factor conservador y el factor liberal o multicultural, ambos bajo una misma dimensión, que es la cognitiva. No obstante, un análisis más detallado de los estudios nos permite arribar a tres conclusiones: i) la conceptualización teórica del constructo se realiza en base a un modelo unidimensional, que considera únicamente un componente cognitivo, el cual hasta el momento

ha resultado insuficiente para explicar de manera satisfactoria las actitudes de un individuo hacia el objeto actitudinal; ii) los estudios de validación únicamente se han realizado en muestras procedentes de un contexto anglosajón, y iii) las evidencias psicométricas del mismo se han obtenido a partir de técnicas exploratorias, con lo cual no se tiene constancia de ningún estudio confirmatorio de la estructura propuesta por sus autores.

Así, tomando como punto de partida el modelo de dos componentes propuesto originalmente por [Bagozzi y Burnkrant \(1979\)](#), ampliamente reconocido en el ámbito del estudio de las actitudes (p. ej., [Huskinson y Haddock, 2006](#)), se planteó como objetivo de la presente investigación desarrollar y validar, mediante técnicas confirmatorias, una nueva escala para la evaluación de actitudes hacia la historia en un contexto de habla hispana.

Para ello, además del trabajo de [Andrews et al. \(2009, 2010\)](#), se consideró la inclusión de las dimensiones utilidad e importancia percibida e interés hacia el aprendizaje histórico, a partir de la adaptación de la escala de motivación académica ([Aydin et al., 2014](#)). De este modo, el constructo *actitudes hacia la historia* corresponde a un modelo de dos componentes: el afectivo, que engloba el interés hacia el aprendizaje histórico; y el cognitivo, que engloba la utilidad e importancia percibida y las creencias conservadoras del individuo.

Así, teniendo en cuenta esta conceptualización para el constructo, se propuso la confirmación de una estructura de tres factores de primer orden, agrupados bajo dos componentes de orden superior. La muestra estuvo compuesta por un total de 430 estudiantes de Enseñanza Secundaria que cursaban la asignatura de Historia. Se calcularon los índices de bondad de ajuste para el modelo teórico y se implementó una serie de

mejoras sobre el mismo en base al análisis de las cargas factoriales estandarizadas, los índices de covarianza de modificación y los coeficientes de covarianza residual estandarizados. Como consecuencia, se eliminaron un total de 3 ítems de los propuestos inicialmente, con lo cual se obtuvo una versión definitiva compuesta por 14 afirmaciones, para la que el ajuste de modelo resultó bueno ($S-B\chi^2_{(74, N=430)} = 215.54, p < .001$; RMSEA [90% IC] = .068 [.058-.079]; NNFI = .94; CFI = .95). Este resultado confirma la adecuación de la estructura factorial del constructo *actitudes hacia la historia* desde el marco conceptual del modelo de dos componentes.

Por su parte, el coeficiente alfa de Cronbach resultó ser $\alpha = .77$ para el conjunto de la escala, lo que fue indicativo de una adecuada consistencia interna de la misma ([Nunnally, 1978](#)). Asimismo, los valores de confiabilidad compuesta de cada factor resultaron superiores a los coeficientes de correlación de dicho factor con el resto, lo que permitió asegurar la validez discriminante ([Bagozzi & Yi, 2012](#); [Henseler et al., 2015](#)). Finalmente, los resultados de los análisis de varianza media explicada estuvieron comprendidos entre $AVE = .66$ y $AVE = .86$, datos que verifican la validez convergente de la nueva escala ([Fornell & Larcker, 1981](#)).

A pesar de estos resultados prometedores, hay una serie de limitaciones metodológicas que conviene considerar en la presente investigación como punto de partida para futuras líneas de estudio a este respecto. En primer lugar, la recogida de datos fue realizada únicamente en la provincia de Bizkaia (Comunidad Autónoma Vasca, España), por lo que estos datos no pueden generalizarse directamente al resto del territorio español. No obstante, el tamaño muestral fue lo suficientemente grande y representativo de la realidad escolar vasca para poder cubrir el objetivo de la presente investigación. A este respecto, por

tanto, se plantea como futura línea de estudio un análisis posterior de la invarianza de la estructura factorial evaluada con muestras mayores de diferentes contextos sociodemográficos. En segundo lugar, los análisis efectuados aseguran propiedades psicométricas robustas para el instrumento desarrollado, en base a evidencias de validez de constructo, consistencia interna, validez discriminante y validez convergente. Sin embargo, no se han incluido en el presente estudio análisis de confiabilidad test-retest que permitan asegurar la estabilidad estructural de la nueva escala, aspecto que se plantea igualmente como futura línea de trabajo.

Las evidencias de confiabilidad y validez recopiladas a lo largo del estudio permiten concluir que la escala definitiva de 14 ítems es un instrumento válido y psicométricamente robusto para la medición de las actitudes hacia la historia en estudiantes de Enseñanza Secundaria. Cabe destacar que los resultados confirman la conceptualización teórica planteada de acuerdo a la cual el constructo *actitudes* responde a una estructura de dos componentes de orden superior que engloban tres factores de primer orden, que son *utilidad e importancia percibida*, *interés hacia el aprendizaje histórico* y *creencias conservadoras*. Dicho resultado se considera una gran contribución al ámbito de investigación mencionado ya que la escala obtenida permite evaluar el componente afectivo de las actitudes hacia la historia mientras que, hasta el momento, el instrumento existente elaborado por [Andrews et al. \(2009, 2010\)](#) únicamente consideraba el componente cognitivo.

Asimismo, la nueva escala desarrollada, aun cuando incluye mayor cantidad de ítems que los estudios originales tomados como punto de partida, sigue siendo fácil de administrar y no supone un tiempo de cumplimentación superior a los 15 minutos. De este modo, tanto los investigadores

como los docentes interesados pueden aplicarla en Enseñanza Secundaria para analizar y monitorizar las actitudes de los estudiantes hacia la historia y poder implementar adaptaciones al proceso de Enseñanza-Aprendizaje de la materia que permitan mejorar los niveles de interés o utilidad percibida, y favorecer el pensamiento liberal o multicultural. En efecto, este punto es de especial importancia dado que los estudiantes suelen pasar por alto la diversidad existente en un mismo periodo histórico entre grupos procedentes de diferentes regiones geográficas o estratos económicos, portadores de diferentes experiencias y puntos de vista. Así, las actividades curriculares planificadas por los docentes y los materiales didácticos utilizados en la asignatura de Historia pueden subrayar la diversidad y ayudar a los estudiantes a captar y analizar dicha diversidad entre grupos de personas del pasado ([Barton, 2010](#)).

Referencias

- Ajzen, I. (1989). Attitude structure and behavior. En A. R. Pratkanis, S. J. Beckler & A. G. Greenwald (Eds.), *Attitude structure and function* (pp. 241-274). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Anderson, B. (1983). *Imagined communities: Reflections on the origin and spread of nationalism*. London: Verso.
- Andrews, R., McGlynn, C., & Mycock, A. (2009). Students' attitudes towards history: Does self-identity matter? *Educational Research*, 51(3), 365-377. doi: [10.1080/00131880903156948](https://doi.org/10.1080/00131880903156948)
- Andrews, R., McGlynn, C., & Mycock, A. (2010). National pride and students' attitudes towards history: An exploratory study. *Educational Studies*, 36(3), 299-309. doi: [10.1080/03055690903424782](https://doi.org/10.1080/03055690903424782)
- Auzmendi, E. (1992). *Las actitudes hacia la matemática-estadística en las enseñanzas media y universitaria:*

Características y medición. Bilbao: Mensajero.

- Aydin, S., Yerdelen, S., Gürbüzöglü-Yalmanci, S. G., & Göksu, V. (2014). Academic Motivation Scale for Learning Biology: A scale development study. *Education and Science*, 39(176), 425-435. doi: <https://doi.org/10.15390/eb.2014.3678>
- Bagozzi, R. P., & Burnkrant, R. E. (1979). Attitude measurement and behavior change: A reconsideration of attitude organization and its relationship to behavior. En W. L. Wilkie (Ed.), *Advances in Consumer Research*, Vol. 6 (pp. 295-302). Ann Arbor, MI: Association for Consumer Research.
- Bagozzi, R. P., Tybout, A. M., Craig, C. S., & Sternthal, B. (1979). The construct validity of the tripartite classification of attitudes. *Journal of Marketing Research*, 16, 88-95. doi: [10.2307/3150879](https://doi.org/10.2307/3150879)
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(1), 8-34. doi: [10.1007/s11747-011-0278-x](https://doi.org/10.1007/s11747-011-0278-x)
- Barton, K. (2010). Investigación sobre las ideas de los estudiantes acerca de la Historia. *Enseñanza de las Ciencias Sociales*, 2010(9), 97-114. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/ejemplar/251331>
- Barton, K. C., & Levstik, L. (2004). *Teaching History for the Common Good*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Barton, K. (2008). Narrative simplifications in elementary students' historical thinking. En L. Levstik & K. Barton (Eds.), *Researching history education: Theory, method, and context* (pp. 181-208). New York, NY: Routledge.
- Bautista, V. E., & Mateos, D. (2011). Diseño y validación de un cuestionario de evaluación de la actitud hacia la música clásica del alumnado de educación secundaria obligatoria. *Revista Electrónica de Investigación y Docencia (REID)*, 7, 141-161. Recuperado de <http://www.ujaen.es/revista/reid/revista/n7/REID7art8.pdf>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi: [10.1037/0033-2909.107.2.238](https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238)
- Bentler, P. M. (2005). *EQS Structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Bettman, J., Capon, N., & Lutz, R. (1975). Multiattribute measurement models and multiattribute attitude theory: A test of construct validity. *Journal of Consumer Research*, 1(4), 1-15. doi: [10.1086/208602](https://doi.org/10.1086/208602)
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Breckler, S. J. (1984). Empirical validation of affect, behavior, and cognition as distinct components of attitude. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(6), 1191-1205. doi: [10.1037/0022-3514.47.6.1191](https://doi.org/10.1037/0022-3514.47.6.1191)
- Brown, C. H. (1983). Asymptotic comparison of missing data procedures for estimating factor loadings. *Psychometrika*, 48(2), 269-292. doi: [10.1007/bf02294022](https://doi.org/10.1007/bf02294022)
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guildford.
- Browne, M. W., MacCallum, R. C., Kim, C. T., Andersen, B. L., & Glaser, R. (2002). When fit indices and residuals are incompatible. *Psychological Methods*, 7(4), 403-421. doi: [10.1037/1082-989X.7.4.403](https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.4.403)
- Burke, K. (1984). *Attitudes toward history*. California: University of California Press.
- Carretero, M., Castorina, J. A., Sarti, M., Van Alphen, F., & Barreiro, A. (2013). La Construcción del conocimiento histórico. *Propuesta Educativa*, 22(39), 13-23. Recuperado de <http://www.propuestaeducativa.flacso.org.ar/archivos/articulos/35.pdf>
- Casal, S. (2011). Aprender historia en la escuela secundaria: El caso de Morelia, Michoacán (México). *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 16(48), 73-105.
- Chou, C. P., & Bentler, P. M. (1995). Estimates and tests in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Construct validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological*

- Assessment*, 7(3), 309-319. doi: [10.1037/1040-3590.7.3.309](https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309)
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale development: Theory and applications* (3ª ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Esses, V. M., Haddock, G., & Zanna, M. P. (1993). Assessing the structure of prejudicial attitudes: The case of attitudes toward homosexuals. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(6), 1105-1118. doi: [10.1037/0022-3514.65.6.1105](https://doi.org/10.1037/0022-3514.65.6.1105)
- Fennema, E., & Sherman, J. A. (1976). Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales: Instruments designed to measure attitudes toward the learning of Mathematics by females and males. *Journal of Research in Mathematics Education*, 7(5), 324-326. doi: [10.2307/748467](https://doi.org/10.2307/748467)
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in SEM. En G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269-314). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Fishbein, M. (1963). An investigation of the relationship between beliefs about an object and the attitude toward that object. *Human Relations*, 16(3), 233-240. doi: [10.1177/001872676301600302](https://doi.org/10.1177/001872676301600302)
- Fishbein, M. (1967). A behavior theory approach to the relations between beliefs about an object and the attitude toward the object. En M. Fishbein (Ed.), *Readings in attitude theory and measurement* (pp. 389-400). New York: Wiley.
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1974). Attitudes toward objects as predictors of single and multiple behavioral criteria. *Psychological Review*, 81(1), 59-74. doi: [10.1037/h0035872](https://doi.org/10.1037/h0035872)
- Floyd, F. J., & Widaman, K. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7(3), 286-299. doi: [10.1037/1040-3590.7.3.286](https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.286)
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: [10.2307/3151312](https://doi.org/10.2307/3151312)
- Foster, S. (2012). Re-thinking historical textbooks in a globalised world. En M. Carretero, M. Asensio & M. Rodríguez-Moneo (Eds.), *History Education and the Construction of National Identities* (pp. 49-62). Charlotte CT: Information Age Publishing.
- Fuentes-Moreno, C. (2002). La visión de la historia por los adolescentes: Revisión del estado de la cuestión en Estados Unidos y el Reino Unido. *Enseñanza de las Ciencias Sociales*, 2002(1), 55-68. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/ejemplar/70981>
- Gairín, J. (1990). *Las actitudes en educación. Un estudio sobre la educación matemática*. Barcelona: Boixareu Universitaria.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7ª ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hawkins, D. I., Mothersbaugh, D. L., & Best, R. J. (2007). *Consumer behavior: Building marketing strategy*. Boston: McGraw-Hill/Irwin.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. doi: [10.1007/s11747-014-0403-8](https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8)
- Hobsbawm, E. (1997). *Nations and Nationalism since 1780: Programme, myth, reality*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues and Applications* (pp. 158-176). Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: [10.1080/10705519909540118](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Huguet, A. (2005). Génesis y desarrollo de las actitudes lingüísticas en contextos bilingües. Análisis de algunas variables del ámbito escolar y sociofamiliar.

- Revista de Psicología Social*, 20(2), 175-191. doi: [10.1174/0213474053683167](https://doi.org/10.1174/0213474053683167)
- Huskinson, T. L. H., & Haddock, G. (2006). Individual differences in attitude structure and the accessibility of the affective and cognitive components of attitude. *Social Cognition*, 24(4), 453-468. doi: [10.1521/soco.2006.24.4.453](https://doi.org/10.1521/soco.2006.24.4.453)
- IBM Corp. (2013). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0. [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2ª ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kölbl, C., & Straub, J. (2001). Historical consciousness in youth: Theoretical and exemplary empirical analysis. *Forum: Qualitative Social Research*, 2(3).
- Kothandapani, V. (1971). Validation of feeling, belief, and intention to act as three components of attitude and their contribution to prediction of contraceptive behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 19, 321-333. doi: [10.1037/h0031448](https://doi.org/10.1037/h0031448)
- Kraus, S. J. (1995). Attitudes and prediction of behaviour: A meta-analysis of the empirical literature. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21(1), 58-75. doi: [10.1177/0146167295211007](https://doi.org/10.1177/0146167295211007)
- Lasagabaster, D. (2003). *Trilingüismo en la enseñanza. Actitudes hacia la lengua minoritaria, la mayoritaria y la extranjera*. Lleida: Milenio.
- Lei, M., & Lomax, R. G. (2005). The effect of varying degrees of nonnormality in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 12, 1-27. doi: [10.1207/s15328007sem1201_1](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1201_1)
- LéTourneau, J., & Moisan, S. (2004). Young people's assimilation of a collective historical memory: A case study of Quebeckers of French-Canadian heritage. En P. Seixas (Ed.), *Theorizing historical consciousness*, (pp. 109-128). Toronto: University of Toronto Press.
- Ley Orgánica 15/1999, de 13 de diciembre, de Protección de Datos de Carácter Personal. *Boletín Oficial del Estado*, núm. 298, de 14 de diciembre de 1999, pp. 43088-43099. Recuperado de <https://www.boe.es/boe/dias/1999/12/14/pdfs/A43088-43099.pdf>
- Lim, S. Y., & Chapman, E. (2013). Development of a short form of the Attitudes Toward Mathematics Inventory. *Educational Studies in Mathematics*, 83(1), 145-164. doi: [10.1007/s10649-012-9414-x](https://doi.org/10.1007/s10649-012-9414-x)
- López-Rodríguez, C. (2015). Aprendizaje de la historia e identidades nacionales: El punto de vista de los estudiantes. *CLIO. History and History teaching*, 41. Recuperado de <http://clio.rediris.es>
- Marin, G., & Marin, B. V. (1991). *Research with Hispanic populations*. Newbury Park, CA: Sage Publications, Inc.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 320-341. doi: [10.1207/s15328007sem1103_2](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2)
- Mazis, M. B., Ahtola, O. T., & Klippel, R. E. (1975). A comparison of four multi-attribute models in the prediction of consumer attitudes. *Journal of Consumer Research*, 2(1), 38-52. doi: [10.1086/208614](https://doi.org/10.1086/208614)
- McGuire, W. J. (1989). Theoretical foundations of campaigns. En R. Rice & C. Atkin (Eds.), *Public communication campaigns* (pp. 43-65). Newberry Park, CA: Sage.
- Millar, M. G., & Millar, K. U. (1990). Attitude change as a function of attitude type and argument type. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 217-228. doi: [10.1037/0022-3514.59.2.217](https://doi.org/10.1037/0022-3514.59.2.217)
- Multivariate Software (2012). EQS 6.1 [software de cómputo]. Disponible en <http://www.mvsoft.com/index.htm>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25, 149-155. Recuperado de <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=4093>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2ª ed.). New

York, NY: McGraw-Hill.

- Ostrom, T. M. (1969). The relationship between the affective, behavioral, and cognitive components of attitude. *Journal of Experimental Social Psychology*, 5, 12-30. doi: [10.1016/0022-1031\(69\)90003-1](https://doi.org/10.1016/0022-1031(69)90003-1)
- Pietsch, J., Walker, R., & Chapman, E. (2003). The relationship among self-concept, self-efficacy, and performance in Mathematics during secondary school. *Journal of Educational Psychology*, 95(3), 589-603. doi: [10.1037/0022-0663.95.3.589](https://doi.org/10.1037/0022-0663.95.3.589)
- Pett, M. A., Lackey, N. R., & Sullivan, J. J. (2003). *Making sense of factor analysis: The use of factor analysis for instrument development in health care research*. Thousand Oaks: Sage Publications, Inc.
- Renan, E. (1882). What is a Nation? En H. K. Bhabha (1990) (Ed.), *Nation and Narration* (pp. 8-22). Routledge: London.
- Rosenberg, M. J., & Hovland, C. I. (1960). Cognitive, affective and behavioral components of attitudes. En M. J. Rosenberg, C. I. Hovland, W. J. McGuire, R. P. Abelson & J. W. Brehm (Eds.), *Attitude Organization and Change: An Analysis of Consistency Among Attitude Components*. New Haven: Yale University Press.
- Sandman, R. S. (1980). The Mathematics Attitude Inventory: Instrument and user's manual. *Journal of Research in Mathematics Education*, 11(2), 148-149. doi: [10.2307/748906](https://doi.org/10.2307/748906)
- Satorra, A. (2003). Power of chi-square goodness-of-fit test in structural equation models: The case of non-normal data. En H. Yanai, A. Okada, K. Shigemasu, Y. Kano & J. J. Meulman (Eds.), *New developments of psychometrics* (pp. 57-68). Tokio: Springer Verlag.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. doi: [10.1007/BF02296192](https://doi.org/10.1007/BF02296192)
- Sheth, J. N. (1974). A field study of attitude structure and attitude-behavior relationship. En J. N. Sheth (Ed.), *Models of Buyer Behavior* (pp. 242-268). New York: Harper and Row.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5^a ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Tapia, M., & Marsh, G. E. (2004). An instrument to measure mathematics attitudes. *Academic Exchange Quarterly*, 8(2), 16-21.
- Tarraga, R. (2008). Relación entre rendimiento en solución de problemas y factores afectivos motivacionales en alumnos con y sin dificultades del aprendizaje. *Apuntes de Psicología*, 26, 143-148. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2674459>
- Teitsma, J. (2010). *The effects of popular and classical music aural discrimination training on the aural discrimination skills of middle school students*. New Jersey: University of New Jersey.
- Thurstone, L. L. (1928). Attitudes can be measured. *American Journal of Sociology*, 33(4), 529-554. doi: [10.1086/214483](https://doi.org/10.1086/214483)
- Tuncalp, S., & Sheth, J. N. (1975). Prediction of attitudes: A comparative study of Rosenberg, Fishbein, and Sheth models. En M. J. Schlinger (Ed.), *Advances in Consumer Research*, Vol. 2. Chicago: Association for Consumer Research.
- Ullman, J. B. (2006). Structural equation modeling. En B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (5^a ed.) (pp. 653-771). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Verplanken, B., Hofstee, G., & Janssen, H. J. W. (1998). Accessibility of affective versus cognitive components of attitudes. *European Journal of Social Psychology*, 28, 23-35. doi: [10.1002/\(sici\)1099-0992\(199801/02\)28:1<23::aid-ejsp843>3.3.co;2-q](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-0992(199801/02)28:1<23::aid-ejsp843>3.3.co;2-q)
- Von Borries, B. (1994). (Re-)constructing history and moral judgment: On relationships between interpretations of the past and perceptions of the present. En F. Voss & M. Carretero (Eds.), *Cognitive and instructional processes in History and the Social Sciences*, (pp. 339-355). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Wertsch, J. V. (1994). Struggling with the past: Some dynamics of historical representation. En J. P. Voss & M. Carretero (Eds.), *Cognitive and instructional*

processes in History and the social sciences, (pp. 223-238). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

doi: [10.1007/s10649-006-9028-2](https://doi.org/10.1007/s10649-006-9028-2)

Wilkie, W. L., & Pessemier, E. A. (1973). Issues in marketing's use of multi-attribute models. *Journal of Marketing Research*, *10*, 428-441. doi: [10.2307/3149391](https://doi.org/10.2307/3149391)

Woodmansee, J. J., & Cook, S. W. (1967). Dimensions of verbal racial attitudes: Their identification and measurement. *Journal of Personality and Social Psychology*, *7*, 240-250. doi: [10.1037/h0025078](https://doi.org/10.1037/h0025078)

Zan, R., Brown, L., Evans, J., & Hannula, M. (2006). Affect in Mathematics Education: An Introduction. *Educational Studies in Mathematics*, *63*, 113-121.

Apéndice 1

Ítems de la escala definitiva sobre actitudes hacia la Historia

Ítem	Afirmación
01	Las minorías étnicas deberían ser apoyadas para que preserven su historia y su cultura, y ello debería quedar reflejado en las clases de Historia
02	Disfruto debatiendo sobre temas históricos
03	No veo razón por la que aprender Historia
04	Considero que las cosas que aprendo en Historia son útiles
05	Disfruto aprendiendo temas históricos
06	La inmigración y la globalización han reforzado mi comprensión del lugar donde vivo
07	No sé por qué debo estudiar Historia
08	Los inmigrantes que buscan la nacionalidad deberían pasar una prueba sobre nuestra historia cultural y nacional
09	Disfruto aprendiendo sobre los temas históricos en los que estoy interesado/a
10	Disfruto compartiendo los nuevos aspectos históricos que aprendo
11	Los profesores de Historia deben mostrar lealtad al Estado y promover una visión positiva de nuestro país
12	Algunas partes de la Historia de mi país no deberían ser enseñadas ya que son ofensivas hacia algunos ciudadanos por motivos religiosos o políticos
13	La religión debería ser la dimensión más importante a la hora de enseñar la Historia de nuestro país, y tendría que estar siempre presente
14	No creo que los temas que estudiamos en Historia sean importantes para mi futuro
15	El Estado debería tener el control sobre lo que se enseña en las clases de Historia para asegurar que todos los ciudadanos tendrán la misma visión de la identidad nacional y el mismo sentido de lealtad hacia el país
16	Me interesan los temas históricos
17	No me gusta participar en las actividades de la clase de Historia



Desarrollo y Validación de un instrumento para medir Estrategias de Afrontamiento Religioso

Development and Validation of an Instrument for the Measurement of Religious Coping Strategies

Introducción
Metodología
Resultados
Discusión
Referencias

Juan Aníbal González-Rivera * ¹, Orlando M. Pagán-Torres ²

1 - Universidad Carlos Albizu, San Juan, Puerto Rico.

2 - Ponce Health Sciences University, Ponce, Puerto Rico.

Recibido: 20/12/2017 Revisado: 10/01/2018 Aceptado: 11/01/2018

Resumen

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas del Inventario de Estrategias de Afrontamiento Religioso (IEAR) en una muestra de adultos puertorriqueños. El afrontamiento religioso se define como las diferentes formas de entender y manejar los eventos negativos de la vida que guardan relación con lo sagrado. Un total de 350 puertorriqueños participaron en este estudio de carácter exploratorio y psicométrico. Los resultados confirmaron que la escala posee una estructura de dos factores. Estos factores fueron identificados como estrategias internas y estrategias externas. Un total de 12 reactivos cumplieron con los criterios de discriminación y cargas factoriales apropiadas (seis reactivos por factor). El índice de confiabilidad alfa de Cronbach de la escala fue .95. Estos resultados sugieren que el IEAR tiene el potencial para medir este constructo en adultos puertorriqueños. Además, la IEAR permitirá el avance de nuevas investigaciones sobre el afrontamiento religioso en Puerto Rico y América Latina.

Palabras Clave: *afrontamiento religioso, afrontamiento, religiosidad, propiedades psicométricas, validación*

Abstract

This article examines the psychometric properties of the Religious Coping Strategies Inventory (IEAR) in a sample of Puerto Rican adults. Religious coping methods are ways of understanding and dealing with negative life events that are related to the sacred. A total of 350 Puerto Ricans participated in this exploratory and psychometric study. The results indicated that the scale has a two-factor structure. These factors were denominated internal strategies and external strategies. A total of 12 items complied with the criteria of discrimination and presented appropriate factorial loads (six items per factor). The reliability index of the scale was of .95 (Cronbach's alpha). These results suggest that the IEAR has the potential to measure this construct among Puerto Rican adults. Likewise, the IEAR will advance further research of religious coping in Puerto Rico and Latin America.

Keywords: *religious coping, coping, religiosity, psychometric properties, validation*

*Correspondencia a: Dr. Juan A. González-Rivera, 500 West Main Suite 215, Bayamón, Puerto Rico, 00961. Tel.: 011 787 315 6034. dr.juananibalgonzalez@outlook.com

Cómo citar este artículo: González-Rivera, J. A., & Pagán-Torres, O. M. (2018). Desarrollo y validación de un instrumento para medir Estrategias de Afrontamiento Religioso. Revista Evaluar, 18(1), 70-86. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Nota de Autor: Los autores expresan que no hubo conflictos de intereses al redactar el manuscrito. Para permiso de uso y descargar el instrumento, visite www.juananibalgonzalez.com

Introducción

Las investigaciones basadas en la evidencia sobre religión, espiritualidad y salud, documentadas a través de revisiones narrativas y sistemáticas de literatura, han revelado las múltiples formas como la religión y la espiritualidad pueden impactar, tanto positiva como negativamente, en la salud mental y física de los individuos (Bonelli & Koenig, 2013; Green & Elliott, 2010; Koenig, 2008, 2012, 2015). Dichos hallazgos han quebrado los supuestos que en principio establecieron una dicotomía entre la religión y la psicología (Scharrón del Rio, 2010) y han llevado a los profesionales de la salud a concebir una integración entre la religión y la salud (González-Rivera, 2015; Koenig, 2008; Pagán-Torres, Reyes-Estrada, & Cumba-Avilés, 2017).

Los hallazgos positivos documentados entre la religión, la espiritualidad y la salud han cosechado el desarrollo de un sinnúmero de técnicas religiosas y espirituales de intervención que han sido integradas en los procesos psicoterapéuticos. Esta iniciativa ha surgido con el propósito de ofrecer servicios de calidad a las personas que poseen necesidades religiosas y espirituales (Pagán-Torres et al., 2017) o algún problema de índole religiosa o espiritual (Asociación Americana de Psiquiatría, 2013). Algunas de las técnicas religiosas y espirituales que pueden integrarse en la psicoterapia son: la oración, el afrontamiento religioso y espiritual, la práctica del yoga, la meditación y la lectura de textos sagrados (González-Rivera, 2015; Richards & Bergin, 2014). Sin embargo, la literatura empírica actual indica que el desarrollo de instrumentos que midan técnicas o estrategias religiosas y espirituales ha sido limitado.

Teniendo esto en consideración, este proyecto tuvo como objetivo principal desarrollar y validar

un instrumento que mida, específicamente, las estrategias de afrontamiento religioso utilizadas por las personas para manejar eventos adversos según el marco teórico de Pargament (1997). A estos efectos se diseñó un estudio para evaluar si el instrumento poseía propiedades psicométricas adecuadas para ser utilizado en los contextos clínico e investigativo, y para comprobar si la distribución factorial del instrumento se adecuaba a las dimensiones teóricas propuestas para su desarrollo. Con este propósito, analizamos las propiedades psicométricas del instrumento con técnicas avanzadas y examinamos su estructura factorial. Esto permitirá ofrecer a la comunidad científica un instrumento válido y confiable que contribuya al avance del estudio de la psicología de la religión y la espiritualidad en América Latina.

Religión, afrontamiento y afrontamiento religioso

Antes de exponer la definición conceptual de afrontamiento religioso, se considera relevante definir los constructos *religión*, *afrontamiento* y *afrontamiento religioso*. La *religión* es definida como un sistema de creencias, prácticas espirituales o ambas organizadas en torno a la adoración de una deidad o deidades todopoderosas, e incluye comportamientos como plegarias, rezos, meditación y participación en rituales públicos (Asociación Americana de Psicología, 2010). El *afrontamiento* es definido como los esfuerzos cognitivos y conductuales realizados para dominar, tolerar o reducir las demandas externas e internas que son evaluadas como excedentes de los recursos del individuo (Folkman & Lazarus, 1980). Por su parte, Pargament (1997) define afrontamiento como “la búsqueda de significado en tiempos de estrés”

(p. 90). Por último, el *afrontamiento religioso* es definido como las diferentes formas, relacionadas con lo sagrado, de entender y manejar los eventos negativos de la vida (Pargament & Raiya, 2007).

Afrontamiento religioso

Originalmente, el constructo *afrontamiento religioso* fue desarrollado por Pargament (1997), quien propone que la religión es una de las maneras mediante las cuales los individuos pueden afrontar sus situaciones de vida mediante la fortaleza interna que emerge de sus creencias y prácticas religiosas. Además, este autor sugiere que las personas con niveles más altos de afrontamiento religioso serán quienes más se beneficien de este método (Pargament, Koenig, Tarakeshwar, & Hahn, 2001). De acuerdo a Pargament, Koenig y Pérez (2000) la religión brinda significado y propósito a la vida diaria de las personas y a los momentos de crisis. Debido a ello, estos autores conceptualizan el constructo *afrontamiento religioso* en cinco funciones claves: significado, control, comodidad, intimidad y transformación en la vida.

Por otro lado, Pargament, Smith, Koenig y Pérez (1998) subdividen los métodos de *afrontamiento religioso* en dos clasificaciones principales: *afrontamiento religioso positivo* y *afrontamiento religioso negativo*. El *afrontamiento religioso positivo* consiste en estrategias de colaboración, búsqueda de apoyo espiritual, conexión espiritual, purificación religiosa, búsqueda de ayuda de miembros del clero, ayuda religiosa y perdón religioso. Por otra parte, el *afrontamiento religioso negativo* consiste en estrategias asociadas a revalorizaciones religiosas punitivas, reconsideraciones religiosas demoníacas, reevaluaciones de los poderes de Dios, descontento espiritual, *afrontamiento*

religioso autodirigido y descontento religioso interpersonal. Dichos métodos de *afrontamiento* están directamente asociados con niveles bajos de salud mental (Ano & Vasconcelles, 2005).

Por otra parte, Lazarus y Folkman (1986) definen el *afrontamiento* como aquellos esfuerzos cognitivos y conductuales constantemente cambiantes que se desarrollan para manejar las demandas específicas, externas o internas, que son evaluadas como excedentes o desbordantes de los recursos del individuo. Desde esta perspectiva, desarrollamos nuestro marco teórico de *afrontamiento religioso* paralelo al modelo de Lazarus y Folkman (1986) considerando estrategias de *afrontamiento religioso* internas (cognitivas) y externas (conductuales). Las estrategias de *afrontamiento religioso* internas se caracterizan por la confianza y búsqueda de consuelo en un dios, la oración personal, seguridad en las creencias religiosas y la búsqueda de sentido religioso al sufrimiento. Al igual que Lazarus y Folkman (1986), consideramos que las estrategias internas facilitan el control de emociones en momentos de crisis.

Por su parte, las estrategias de *afrontamiento religioso* externas están vinculadas con actividades en las que el individuo busca fuentes de apoyo provenientes de algo externo a sí mismo como, por ejemplo, buscar apoyo en una comunidad de fe, asistir a la iglesia, leer libros religiosos, escuchar música sacra y recibir consejería/dirección espiritual. Consiguientemente, nuestra visión teórica de estrategias internas y externas guarda consistencia con los planteamientos del modelo cognitivo-conductual de Beck (2011). Según este modelo, para manejar aquellos eventos o situaciones que puedan afectar la salud mental se debe identificar qué pensamientos y acciones influyen en el estado de ánimo y así tener un mejor manejo de los mismos.

Instrumentos para medir afrontamiento y afrontamiento religioso

En sus inicios, los estudios empíricos enmarcados dentro del tópico de la religión y la espiritualidad no contaban con instrumentos psicométricamente aptos para medir el constructo de afrontamiento religioso. Esto se hace notable al examinar los instrumentos de afrontamiento más utilizados en las investigaciones contemporáneas. Por ejemplo, el COPE Inventory (Carver, Scheier, & Weintraub, 1989) sólo contiene cuatro reactivos asociados con el afrontamiento religioso: 7 (*Pongo mi confianza en Dios*), 18 (*Busco la ayuda de Dios*), 48 (*Intento encontrar comodidad con mi religión*) y 60 (*Oro más de lo usual*). Sucede lo mismo con el Ways of Coping Questionnaire (Folkman & Lazarus, 1988), de sus 66 reactivos, únicamente dos son de contenido religioso: “Oré” y “Encontré una nueva fe”. Por otro lado, el Coping Strategy Questionnaire (Rosenstiel & Keefe, 1983) contiene en su versión original 50 reactivos. De estos, cinco reactivos conforman la subescala de Oración/Esperanza: (1) *Ruego a Dios que no dure demasiado*, (2) *Oro para que el dolor se detenga*, (3) *Sé que algún día alguien estará aquí para ayudarme y desaparecerá por un tiempo*, (4) *Confío en mi fe en Dios* y (5) *Tengo fe en los médicos que algún día habrá una cura para mi dolor*. Con relación al Coping Inventory for Stressful Situations desarrollado por Endler y Parker (1999), encontramos que en ninguna de sus dimensiones los autores consideran el afrontamiento religioso.

Ante la necesidad de un instrumento que permitiera profundizar en el estudio de las estrategias de afrontamiento religioso, Pargament et al. (2000) desarrollaron el primer instrumento válido para medir afrontamiento religioso: The Religious Cope (RCOPE). Esta escala, en su

forma original, posee 105 reactivos distribuidos en 21 subescalas. Según lo informado en el estudio, las estimaciones de confiabilidad del instrumento fueron altas. El RCOPE obtuvo una consistencia interna de .80 o más para todas las subescalas con excepción de dos dimensiones: *Marcando los límites religiosos* con .78 y *La reevaluación del poder de Dios* con .61. Más adelante, Pargament, Feuille y Burdzy (2011) desarrollaron una versión breve con 14 reactivos (Brief COPE). Asimismo, se desarrolló el Children’s Religious Coping Scale (CRC), mediante un estudio cualitativo sobre estrategias de afrontamiento religioso en niños (Pendleton, Cavalli, Pargament, & Nasr, 2002).

Partiendo de lo antes mencionado, la literatura documenta un esfuerzo en el contexto latinoamericano en relación con el desarrollo y validación de instrumentos psicométricamente aptos para medir el afrontamiento religioso. Panzini y Bandeira (2005) elaboraron la Spiritual/Religious Coping Scale (SRCOPE Scale), validada para la población brasileña. Esta escala contiene un total de 66 reactivos distribuidos en ocho factores y obtuvo un índice de consistencia interna alfa de Cronbach de .97 para la escala total.

Necesidad de un Instrumento de Estrategias de Afrontamiento Religioso en Puerto Rico

Se ha documentado que aproximadamente el 97% de los puertorriqueños se autodenominan cristianos (Pew Research Center’s Forum on Religion & Public Life, 2012) y que alrededor del 93% de los puertorriqueños considera a la religión como un aspecto importante en su vida (The Association of Religion Data Archives, 2003). Por su parte, González-Rivera, Veray-Alicea y Rosario-Rodríguez (2016) encontraron que el

96% de los profesionales de ayuda de Puerto Rico (psicólogos, consejeros y profesionales del trabajo social) muestran una actitud favorable hacia integrar la espiritualidad en la psicoterapia y la consejería. Por consiguiente, consideramos relevante para el avance de la psicología clínica en Puerto Rico la integración de recursos basados en la evidencia asociados con el tema de la religión y la espiritualidad con el objetivo de evaluar su impacto en el bienestar psicológico y físico de los pacientes interesados en este tipo de tópico y ofrecer servicios a poblaciones con necesidades espirituales y religiosas (Pagán-Torres et al., 2017).

En Puerto Rico, Reyes-Estrada, Rivera-Segarra, Ramos-Pibernus, Rosario-Hernández y Rivera-Medina (2014) desarrollaron y validaron la primera escala de religiosidad en la población puertorriqueña con 140 participantes. La escala obtuvo una consistencia interna alfa de Cronbach de .97 para la escala total, mientras que la consistencia interna de las subescalas fluctuó entre .94 y .97. Por otra parte, González-Rivera (2017) desarrolló una escala de religiosidad personal para medir estrictamente el constructo religiosidad sin contemplar elementos asociados con la espiritualidad. Dicha medida está compuesta por 21 reactivos divididos en dos factores: creencias/actitudes y prácticas religiosas. Este instrumento obtuvo un índice de consistencia interna alfa de Cronbach de .96.

El único instrumento de afrontamiento religioso traducido al español y validado en Puerto Rico es el Brief Religious of Coping Scale (BRCOPE; Colón-Rivera, 2014). Sus propiedades psicométricas se evaluaron en una muestra de 226 adultos puertorriqueños. La escala consta de 14 reactivos en formato Likert con cuatro puntos que fluctúan desde *Para nada* (1) a *Muchísimo* (5). Los reactivos se encuentran distribuidos en dos dimensiones clasificadas como *afrontamiento*

religioso positivo (ARP) y *afrontamiento religioso negativo* (ARN). Las propiedades psicométricas del instrumento revelaron un coeficiente de confiabilidad alfa de Cronbach para la subescala de ARP de .93, mientras que para la subescala de ARN fue de .88. Esta medida tiene la característica particular de medir estrategias de afrontamiento religioso tanto positivas como negativas.

Sin embargo, a pesar de que existe una escala de afrontamiento religioso traducida y validada en el contexto puertorriqueño, dicha medida no se enfoca en medir estrategias internas (cognitivas) ni externas (conductuales) de afrontamiento religioso, sino que examina estilos de afrontamiento religioso (estilo positivo y estilo negativo). La razón de ello se debe a que dicho instrumento está fundamentado en la visión teórica de Pargament (1997). Ciertamente, las estrategias internas y externas deben considerarse como un método de prevención y utilidad para afrontar eventos estresantes en la vida. Por tal razón, entendemos que nuestro marco teórico, orientado a estrategias internas y externas, guarda de forma simultánea similitudes y diferencias con el BRCOPE (Colón-Rivera, 2014). Esto permitirá que futuras investigaciones puedan tener una mayor comprensión del afrontamiento religioso en Puerto Rico y examinar el mismo desde sus distintas dimensiones.

Propósito del estudio

El propósito principal de esta investigación fue desarrollar, validar y examinar las propiedades psicométricas del Inventario de Estrategias de Afrontamiento Religioso (IEAR) utilizando estadísticas avanzadas. Específicamente, esta investigación cuenta con cuatro objetivos principales:

1. Analizar la estructura factorial del

Inventario de Estrategias de Afrontamiento Religioso (IEAR) mediante análisis factorial confirmatorio con ecuaciones estructurales.

2. Analizar la capacidad de discriminación de los ítems del IEAR.

3. Analizar la confiabilidad del IEAR y sus factores mediante el índice de consistencia interna alfa de Cronbach y la confiabilidad compuesta.

4. Analizar la validez convergente y divergente de los factores del IEAR mediante el análisis de varianza media extraída.

Método

Diseño

Esta investigación tiene un diseño de estudio instrumental (Montero & León, 2007) en el que se analizaron las propiedades psicométricas del IEAR mediante análisis factorial confirmatorio. De esta forma se puso a prueba la estructura factorial del instrumento y se cumplieron los objetivos propuestos.

Participantes

Se trabajó con una muestra no probabilística constituida por 350 participantes, con una edad promedio de 43.25 años ($DE = 14.126$). Como criterio para seleccionar el tamaño de la muestra, seguimos las recomendaciones de MacCallum, Widaman, Preacher y Hong (2001), quienes sugieren un radio conservador de 20 participantes por cada ítem de la escala por evaluar. En nuestro caso, la escala por examinar comprende 15 ítems, lo que sugiere un mínimo de 300 participantes. En la Tabla 1 se presentan los datos sociodemográficos de los participantes. Para participar en este estudio, se establecieron los siguientes criterios de inclusión: (1) ser mayor de

21 años de edad, (2) tener la capacidad de leer en español, y (3) ser residente en Puerto Rico.

Tabla 1 Información sociodemográfica de la muestra.

Variabes	<i>f</i>	%
Sexo		
Femenino	211	60.3
Masculino	139	39.7
Preparación Académica		
Escuela superior o menos	26	7.4
Grado asociado / técnico	50	14.3
Bachillerato	162	46.3
Maestría	89	25.4
Doctorado o grado equivalente	23	6.8
Estado civil		
Soltero/a	136	38.9
Casado/a	133	38.0
Divorciado/a	48	13.7
Viudo/a	8	2.3
Convivencia	25	7.1
Religión		
Católico/a	111	31.7
Cristiano Protestante	162	46.3
Budista	4	1.1
Ateo/agnóstico	15	4.3
Ninguna	31	8.9
Otra	27	7.7

Nota. N = 350.

Instrumentos

Cuestionario de Datos Generales. Para identificar las características sociodemográficas de la muestra desarrollamos un cuestionario de datos generales a través del cual se recogió información importante relacionada con la edad, sexo, religión y preparación académica.

Inventario de Estrategias de Afrontamiento Religioso (IEAR). Este instrumento fue desarrollado por los investigadores para medir estrategias internas (cognitivas) y externas

(conductuales) de afrontamiento religioso. La versión original del instrumento estaba constituida por 15 estrategias de afrontamiento religioso –fundamentadas en la literatura científica–, comúnmente utilizadas en el manejo de eventos negativos y situaciones estresantes (p. ej., *Continuar confiando en Dios; Encontrar fortaleza en la oración; Buscar apoyo en mi comunidad de fe*). El instrumento tiene una escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos: 0 (*En absoluto*), 1 (*Un poco*), 2 (*Bastante*), 3 (*Mucho*) y 4 (*Totalmente*). El puntaje más bajo que se puede obtener en la versión original es 0 y el más alto es 60, tal que una mayor puntuación indica un mayor uso de estrategias de afrontamiento religioso internas o externas.

Procedimientos Generales

La fase de reclutamiento se llevó a cabo de forma electrónica y presencial durante el mes de noviembre de 2017. Para proteger y garantizar los derechos de los participantes utilizamos una hoja de consentimiento informado donde se notificó lo siguiente: (a) propósito del estudio, (b) naturaleza voluntaria del estudio, (c) posibles riesgos y beneficios, (d) su derecho a retirarse del estudio en cualquier momento, (e) institución de procedencia y (f) datos de identificación y contacto de los investigadores.

Se reclutaron personas de forma grupal e individual en dos centros universitarios de la zona metropolitana de Puerto Rico. En todos los casos se ofreció a los participantes información básica del propósito de la investigación y se informó sobre los criterios de inclusión. Una vez que leyeron el consentimiento informado y lo firmaron aceptando participar voluntariamente del estudio se les facilitó los instrumentos. Luego de completar los cuestionarios, entregaron los

mismos en un sobre sellado que no podía ser pareado con el consentimiento informado. El 27% (n = 95) de la muestra fue reclutado de forma presencial.

El reclutamiento electrónico comenzó con un anuncio pagado en Facebook. Le solicitamos a los administradores de esta red social que promocionaran el anuncio entre adultos mayores de 21 años de edad residentes de Puerto Rico. El anuncio alcanzó 40,564 personas y fue compartido por 110 personas en Facebook, provocando un efecto “bola de nieve” en las redes sociales. Este anuncio redirigía a las participantes a una encuesta en línea disponible en la plataforma PsychData, la cual estuvo activa durante un mes (noviembre 2017). Esta plataforma generó una base de datos que fue integrada en una sola base con los cuestionarios recopilados de forma presencial. El 73% (n = 255) de la muestra se obtuvo mediante este proceso.

Estrategia de Análisis de Datos

Una vez recopilados los datos, examinamos las propiedades psicométricas del IEAR partiendo de las percepciones de los participantes sobre cada uno de los ítems del instrumento. Para esto, utilizamos el sistema estadístico IBM SPSS v.24 (IBM Corp., 2016). En este programa realizamos análisis descriptivos (medias y desviaciones típicas), análisis de distribución de datos (curtosis, asimetría, Kolmogorov-Smirnov, Shapiro-Wilk), análisis de reactivos para conocer su índice de discriminación y análisis de confiabilidad.

Para el análisis factorial confirmatorio utilizamos AMOS Graphic v.24 (Arbuckle, 2016), con el método de estimación de máxima verosimilitud y el programa estadístico STATA 15 (StataCorp., 2017) para evaluar el ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales con las correcciones de Satorra y Bentler (2001).

Primero, analizamos dos modelos de ecuaciones estructurales: (1) un modelo base conformado por los 15 ítems originales del IEAR (MB) y (2) un segundo modelo en el que los 15 ítems convergían en dos factores, *estrategias internas* y *estrategias externas* (M1). Sin embargo, para evitar la redundancia entre los parámetros de estimación y obtener un modelo más frugal, examinamos los coeficientes de regresión de cada reactivo y revisamos la covarianza residual estandarizada en las matrices dentro de los estimados, como recomienda Byrne (2010). Esto nos permitió identificar los valores problemáticos y eliminar los ítems que generaban dificultades en el ajuste del modelo. Este procedimiento redujo la escala a 12 ítems, lo que permitió evaluar un tercer modelo de dos factores con seis ítems cada uno (M2).

Para examinar los resultados del análisis factorial confirmatorio, utilizamos los siguientes índices de ajuste absoluto (Byrne, 2010): Chi-Cuadrado (χ^2) y Error Medio Cuadrático de Aproximación (RMSEA). En cuanto al RMSEA, valores menores a .08 indican un ajuste aceptable del modelo, mientras que valores menores a .05 indican un buen ajuste del modelo. Debido a que el Chi-Cuadrado es sensible al tamaño de la muestra, utilizamos otros índices de ajuste al momento de evaluar el modelo: el Índice Tucker-Lewis (TLI), el Índice de Ajuste Comparativo (CFI) y el Criterio de Información de Akaike (AIC). Siguiendo las indicaciones de Byrne (2010), se consideró que valores iguales o mayores a .90 en los índices TLI y CFI reflejan un ajuste aceptable, mientras que valores iguales o mayores a .95 muestran un buen ajuste del modelo. Por su parte, el AIC es utilizado para examinar la complejidad/parsimonia de los modelos y comparar los mismos, por lo tanto, se prefiere el modelo con el menor índice (Schumacker & Lomax, 2010).

Una vez obtenido el modelo con los mejores índices de ajuste (M2), se procedió

a hacer un análisis de discriminación de los ítems a través de la correlación ítem-total. Se consideró que aquellos reactivos con intercorrelaciones mayores a .30 poseen índices aceptables de discriminación (Kline, 2005). A su vez, calculamos la confiabilidad del IEAR utilizando el coeficiente alfa de Cronbach y la confiabilidad compuesta; ambos índices debían ser mayores a .70 (Kline, 2000; Raykov & Shrout, 2002). Además, siguiendo las recomendaciones de Fornell y Larcker (1981), examinamos la validez convergente y discriminante del IEAR mediante la Varianza Media Extraída (VME); la cual estima el promedio de varianza media explicada por los ítems que componen la escala. Para apoyar la validez convergente, la VME debe ser igual o mayor a .50. Por último, Fornell y Larcker (1981) explican que, para determinar la validez discriminante de cada dimensión, las correlaciones cuadradas de los factores del instrumento deben ser menores que el VME.

Resultados

Análisis Descriptivos y de Distribución

En primer lugar, obtuvimos las medias y desviaciones estándar para cada ítem del IEAR para analizar las propiedades de distribución de la escala. Las medias de los ítems fluctuaron entre 1.67 y 3.30, con desviaciones estándar que fluctuaron entre 1.291 y 1.671. Como muestra la Tabla 2, las pruebas de normalidad Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk evidencian que los datos no se distribuyen de forma normal ($p < .001$). Debido a la falta de normalidad en los datos utilizamos las correcciones de Satorra y Bentler (2001) para calcular el ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales, ya que la no-normalidad de los datos altera los errores de estimación y el ajuste global del modelo.

Tabla 2 Estadísticos de descriptivos y de distribución para los ítems de la versión final.

Ítem	Media	Desviación Estándar	Asimetría	Curtosis	Kolmogorov-Smirnov	Shapiro-Wilk
REL1	3.30	1.29	-1.66	1.24	.43	.59
REL2	3.10	1.40	-1.29	.10	.38	.66
REL3	3.04	1.39	-1.15	-.19	.36	.69
REL4	3.11	1.39	-1.31	.21	.38	.66
REL5	2.89	1.37	-.93	-.54	.30	.76
REL6	3.12	1.36	-1.36	.39	.36	.67
REL8	2.09	1.64	-.35	-1.66	.22	.81
REL10	2.14	1.67	-.08	-1.68	.24	.80
REL12	2.41	1.59	-.39	-1.45	.24	.81
REL13	2.34	1.51	-.28	-1.43	.21	.84
REL14	2.21	1.61	-.15	-1.61	.23	.82
REL15	1.67	1.60	.38	-1.49	.23	.81

Nota. Error estándar de la asimetría = .13; Error estándar de la curtosis = .26. Grados de libertad Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk = 350, todos los valores $p < .001$.

Análisis factorial confirmatorio

Luego, evaluamos la estructura factorial del IEAR mediante análisis factorial confirmatorio con ecuaciones estructurales utilizando el método de estimación de máxima verosimilitud. En este proceso examinamos tres modelos comparativos. El primer modelo que sometimos a prueba fue el modelo base (MB) en el que los 15 ítems del IEAR convergían en un solo factor latente. Este modelo no presentó un buen ajuste a los datos, $\chi^2 = 1262.53$ (90) $p < .001$, RMSEA = .19, CFI = .81, TLI = .78, AIC = 1322.53, χ^2 corregido = 850.03 (90) $p < .001$, RMSEA corregido = .16, CFI corregido = .83, TLI corregido = .83. Esto sugiere que la estructura factorial de la escala no está conformada por un solo factor. Ante esto, examinamos un segundo modelo de dos factores (M1), *estrategias internas* (ocho ítems) y *externas* (siete ítems) de afrontamiento religioso. Este modelo tampoco evidenció un ajuste adecuado de los datos, $\chi^2 = 815.16$ (89) $p < .001$, RMSEA = .15, CFI = .88, TLI = .86, AIC = 877.16, χ^2 corregido

= 554.87 (89) $p < .001$, RMSEA corregido = .12, CFI corregido = .90, TLI corregido = .88.

Con la intención de lograr mayor parsimonia en el modelo y mejores índices de ajuste revisamos la covarianza residual estandarizada en las matrices dentro de los estimados (Byrne, 2010), identificamos los valores problemáticos y eliminamos los ítems que dificultaban el ajuste del modelo. Luego de eliminar los ítems 7, 9 y 11, obtuvimos el Modelo 2 hipotetizado (M2), conformado también por dos factores latentes con seis ítems cada uno (ver Figura 1), el cual presentó un buen ajuste en todos los índices, $\chi^2 = 162.670$ (46) $p < .001$, RMSEA = .08, CFI = .97, TLI = .96, AIC = 226.67, χ^2 corregido = 122.14 (46) $p < .001$, RMSEA corregido = .07, CFI corregido = .98, TLI corregido = .97. Siguiendo las recomendaciones propuestas por Schumacker y Lomax (2010), utilizamos el AIC para la comparación de los tres modelos hipotetizados, ya que los valores de χ^2 fueron estadísticamente significativos. El M2 presentó un índice menor (AIC = 226.67) que los otros dos modelos (ver Tabla 3).

Tabla 3

Bondades de ajuste para los modelos de análisis de factores confirmatorios.

Modelo	χ^2	χ^2_{corr}	gl	RMSEA	RMSEA _{corr}	CFI	CFI _{corr}	TLI	TLI _{corr}	AIC
MB	1262.53	850.03	90	.19	.16	.81	.83	.78	.83	1322.53
M1	815.16	554.87	89	.15	.12	.88	.90	.86	.88	877.16
M2	162.670	122.14	46	.08	.07	.97	.98	.96	.97	226.67

Nota. χ^2 = chi cuadrado; χ^2_{corr} = chi cuadrado corregido; gl = grados de libertad; RMSEA = Error Medio Cuadrático de Aproximación; RMSEAcrr = Error Medio Cuadrático de Aproximación corregido; CFI = Índice de Ajuste Comparativo; CFI_{corr} = Índice de Ajuste Comparativo corregido; TLI = Índice Tucker-Lewis; TLI_{corr} = Índice Tucker-Lewis corregido; AIC = Akaike Information Criterion; Todos los estadísticos χ^2 y χ^2_{corr} son significativos, $p < .001$.

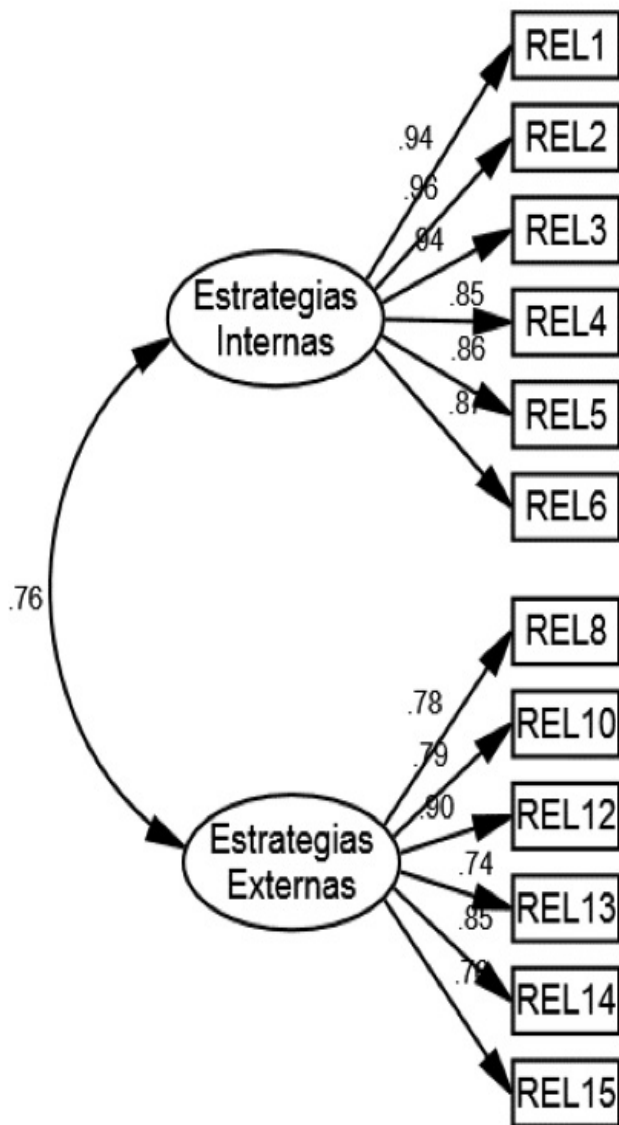


Figura 1
Modelo final del IEAR (M2).

Análisis de los Ítems

Con los 12 ítems que conformaron el M2, realizamos dos análisis de discriminación a través del índice de correlación ítem-total (r_{bis}): uno para calcular el índice del ítem al compararlo con la escala total y otro para calcular el índice de discriminación del ítem en su respectiva subescala. Además, calculamos varianza explicada de los factores/subescalas y escala total en los ítems. La Tabla 4 presenta los índices de discriminación de la versión final del IEAR, los cuales están por encima del mínimo recomendado de .30 (Kline, 2005).

Análisis de Confiabilidad

Posteriormente, analizamos la confiabilidad compuesta para la versión final de dos factores. Para medir la confiabilidad de los factores y la escala total utilizamos dos métodos: el coeficiente Alfa de Cronbach y la división en mitades de Spearman-Brown. Estos tres índices superaron los valores mínimos recomendados por la literatura. La Tabla 5 resume los valores de confiabilidad compuesta para cada dimensión, así como del instrumento en su totalidad.

Tabla 4

Índices de discriminación, varianza explicada y coeficientes de regresión de los ítems.

Ítems	Escala Total		Factores		
	r_{bis}	R^2	r_{bis}	β	R^2
1. Continuar confiando en Dios.	.79	.86	.90	.94	.95
2. Buscar consuelo en Dios.	.86	.90	.93	.96	.95
3. Encontrar fortaleza en la oración.	.85	.85	.90	.94	.95
4. Pensar que Dios siempre tiene el control.	.78	.78	.86	.85	.96
5. Aferrarme a mis creencias religiosas y espirituales.	.82	.74	.83	.86	.96
6. Creer que Dios tiene un propósito con esta situación.	.79	.79	.88	.87	.96
7. Buscar apoyo en mi comunidad de fe.	.79	.73	.81	.78	.70
8. Asistir a la iglesia o al templo.	.76	.71	.79	.79	.70
9. Leer textos sagrados de mi religión (ej. Biblia).	.82	.74	.82	.90	.70
10. Leer otros libros de crecimiento espiritual.	.64	.53	.67	.73	.52
11. Escuchar música sacra o religiosa.	.76	.68	.80	.85	.66
12. Recibir consejería o dirección espiritual.	.71	.68	.80	.76	.66

Nota. r_{bis} = Índice de discriminación; R^2 = Varianza explicada; β = coeficientes de regresión; Ítems del 1 al 6 = Factor estrategias internas; Ítems del 7 al 12 = Factor estrategias externas.

Evidencias de la validez convergente y discriminante

Por último, analizamos la validez convergente y discriminante mediante la Varianza Media Extraída (VME), la cual indica la proporción de la varianza en los ítems explicada por el factor latente. Para considerar que existe validez convergente, la VME debe superar el valor de .50 (Bagozzi & Yi, 1988). En cuanto a la vali-

dez discriminante, los dos factores no comparten una cantidad sustancial de varianza entre sí. La varianza compartida entre los factores es de .58. Según Fornell y Larcker (1981), la varianza compartida entre dos factores siempre es menor a la varianza explicada por cada uno de los factores (VME). Según los valores que se presentan en la Tabla 4, el IEAR cumple con los criterios de validez convergente y validez discriminante. Además, analizamos la relación entre los factores del IEAR mediante la correlación r de Pearson (véase Tabla 6).

Tabla 5

Medias, desviaciones estándar, coeficientes alfa y fiabilidad compuesta.

Factor	M	DE	α	Spearman-Brown	FC
Estrategias Internas	18.57	7.55	.96	.95	.94
Estrategias Externas	12.85	8.21	.92	.91	.81
Escala Total	31.42	14.62	.95	.84	

Nota. M = media; DE = desviación estándar; α = alfa de Cronbach; FC = fiabilidad compuesta ($n = 350$).

Tabla 6

Evidencia de validez, varianza media extraída y correlaciones.

Factor	Ítems	VME	1	2
Estrategias Internas de Afrontamiento	6	.82	1	.76*
Estrategias Externas de Afrontamiento	6	.65	.72*	1

Nota. Ítems = cantidad de ítems del factor; VME = varianza media extraída; * = $p < .001$. El valor sobre la diagonal representa la correlación entre los factores latentes, mientras que el valor por debajo de la diagonal representa la correlación de las puntuaciones directas.

Discusión

El presente estudio tuvo como propósito desarrollar, validar y examinar las propiedades psicométricas del Inventario de Estrategias de Afrontamiento Religioso (IEAR) utilizando estadísticas avanzadas en una muestra de adultos en Puerto Rico. A partir de los resultados obtenidos, se puede establecer que el IEAR posee adecuadas características psicométricas para medir estrategias internas y externas de afrontamiento religioso en adultos puertorriqueños. Estos dos factores miden de forma confiable un elemento particular del constructo, sin que haya redundancia con el otro factor. Además, los índices de confiabilidad obtenidos sugieren, según lo establece Kline (2000), que el IEAR cuenta con la suficiente consistencia interna para ser utilizado como instrumento de medición científica en investigaciones en Puerto Rico y América Latina, o como método de cernimiento en contextos clínicos puertorriqueños.

De forma general, el análisis factorial confirmatorio mostró que el modelo hipotetizado presenta un ajuste satisfactorio con los datos y confirmó la estructura bifactorial del IEAR. Estos

resultados son congruentes con los obtenidos en otros estudios donde se han desarrollado instrumentos para medir afrontamiento religioso o religiosidad desde una perspectiva bifactorial (Colón-Rivera, 2014; González-Rivera, 2017; Pargament et al., 2011). En cuanto a la confiabilidad del IEAR, se obtuvieron índices superiores a los evidenciados por escalas bifactoriales similares en Puerto Rico (Colón-Rivera, 2014; González-Rivera, 2017) y Argentina (Mezzadra & Simkin, 2017). Asimismo, las correlaciones de cada ítem con la puntuación total manifiestan una consistencia interna notable.

En términos de las implicaciones teóricas del estudio, los hallazgos psicométricos demostraron que la versión final del IEAR replica las dos dimensiones consideradas por los autores en la construcción teórica del instrumento y en la redacción de los ítems: estrategias internas (cognitivas) y estrategias externas (conductuales) de afrontamiento religioso. Esta concepción teórica del afrontamiento religioso guarda estrecha relación con los fundamentos y supuestos teóricos del modelo de afrontamiento de Lazarus y Folkman (1986). Estos autores, al igual que nosotros, conciben el afrontamiento y el manejo de situaciones adversas desde una perspectiva cognitivo-conductual. Es decir, las destrezas de afrontamiento religioso suponen esfuerzos cognitivos para manejar pensamientos maladaptativos y eventos privados desagradables, así como esfuerzos conductuales que faciliten la búsqueda de recursos y herramientas externas que empoderen y motiven a la persona en su proceso de recuperación y ajuste.

En el caso de Puerto Rico, como en América Latina, donde un número considerable de personas se identifican como practicantes y/o creyentes de algún credo religioso, es común observar cómo estos integran estrategias religioso-espirituales en sus esfuerzos de ajuste y adaptación (González-

Rivera, 2015). De hecho, Quiceno y Vinaccia (2011) explican que la literatura científica es concluyente al plantear que, ante circunstancias difíciles de la vida, el afrontamiento religioso sirve para atenuar la presencia de emociones negativas, manejar el estrés y mejorar la calidad de vida. En este contexto, nuestra investigación aporta y propone a la comunidad científica un instrumento válido y confiable que examina desde sus dos principales dimensiones, las estrategias de afrontamiento religioso de los individuos. Estos hallazgos robustecen la teoría bifactorial de afrontamiento religioso que sustenta los supuestos teóricos del instrumento.

En cuanto a las implicaciones prácticas del estudio, demostramos que la versión final del IEAR puede ser utilizada para el desarrollo de nuevas investigaciones en el campo de la psicología de la religión y la espiritualidad en el Caribe y América Latina. Además, facilitará a los psicoterapeutas la realización de diagnósticos y evaluaciones para entender la manera en que la espiritualidad y las destrezas de afrontamiento religioso pueden beneficiar los procesos terapéuticos de los pacientes. El lenguaje sencillo y la estructura breve del instrumento hacen del IEAR una escala de fácil administración, evaluación e interpretación. En este sentido, este instrumento se constituye como una herramienta práctica y efectiva en el quehacer clínico e investigativo de los psicólogos y demás profesionales de la conducta.

Sobre el uso de la escala, debemos señalar que los 12 ítems de la versión final del IEAR se distribuyen en dos factores (seis ítems por cada uno) fundamentados en el marco teórico bifactorial de afrontamiento religioso desarrollado por los autores (estrategias internas y externas). Las puntuaciones del IEAR pueden ser calculadas de dos formas: mediante la sumatoria de los 12 ítems del instrumento final para obtener un índice general de afrontamiento religioso (útil para

estudiar correlaciones entre esta variable y otros constructos psicológicos) y mediante la sumatoria de los seis ítems de cada factor por separado para obtener una puntuación específica por tipo de estrategia, interna o externa. El orden de los ítems en la versión final se determinó por categoría, los primeros seis ítems corresponden a las estrategias internas, y los últimos seis, a las estrategias externas. Dados los coeficientes correlacionales moderados y estadísticamente significativos entre las subescalas, la suma de las puntuaciones en cada una de ellas se considera un índice general de afrontamiento religioso. Las puntuaciones posibles fluctúan de 0 a 48. Se entiende que a mayor puntuación obtenida, mayor cantidad de estrategias de afrontamiento religioso utiliza la persona.

Limitaciones y fortalezas

Al igual que toda investigación, nuestro estudio no está exento de limitaciones. Primero, la muestra fue no probabilística y no fue aleatoria; sin embargo, fue amplia y heterogénea. Segundo, no se pudo establecer la confiabilidad del instrumento a través del tiempo, sólo se pudo evaluar a través de sus elementos. No obstante, las técnicas avanzadas utilizadas en el estudio brindan robustez empírica a nuestros resultados. Por último, el procedimiento para recoger los datos no fue estandarizado, esto puede afectar las medias del estudio y aumentar el error típico de medición.

A pesar de sus limitaciones, la presente investigación tiene varias fortalezas que vale la pena enumerar. En primer lugar, es el primer instrumento desarrollado y validado en Puerto Rico para medir el afrontamiento religioso desde una perspectiva cognitivo-conductual y para el que se toman en consideración las particularidades de

la cultura caribeña y latinoamericana. Segundo, robustece la teoría bifactorial de afrontamiento religioso, al proveer evidencia teórica y empírica sobre la estructura factorial del instrumento. Por último, ofrece a la comunidad científica hispanoparlante un instrumento confiable y válido que enriquecerá las investigaciones dirigidas a entender con mayor profundidad la relación entre el afrontamiento religioso-espiritual y la salud mental.

Futuras investigaciones

En cuanto a recomendaciones para futuras investigaciones, aconsejamos administrar el IEAR a otra muestra de participantes para realizar el proceso de validación cruzada. También se debe examinar la confiabilidad temporal a través de la técnica de test-retest. Además, recomendamos que el IEAR sea validado en otras poblaciones latinoamericanas para evaluar sus propiedades psicométricas en distintos contextos nacionales e internacionales. Por último, recomendamos la utilización del IEAR para el desarrollo de nuevas investigaciones sobre el afrontamiento religioso-espiritual en Puerto Rico y América Latina.

Conclusión General

La construcción y validación del Inventario de Estrategias de Afrontamiento Religioso (IEAR) hace dos importantes aportaciones al quehacer psicológico en Puerto Rico y al desarrollo de la psicología de la religión y la espiritualidad en América Latina. En primer lugar, el IEAR tiene la capacidad de contribuir al aumento de investigaciones científicas en el contexto sociocultural puertorriqueño y latinoamericano que permitan entender con mayor profundidad el

efecto del afrontamiento religioso, tanto interno como externo, en la salud mental de la población. Por otra parte, en el contexto clínico el IEAR contribuye como una herramienta práctica para que los psicólogos puedan incorporar y tratar temas asociados con la religiosidad y la espiritualidad en el proceso terapéutico de manera sistemática. Estas dos aportaciones incrementan el valor y la necesidad de este instrumento en la práctica de la psicología, tanto clínica como investigativa.

Referencias

- Ano, G. G., & Vasconcelles, E. B. (2005). Religious coping and psychological adjustment to stress: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology, 61*(4), 461-480. doi: [10.1002/jclp.20049](https://doi.org/10.1002/jclp.20049)
- Arbuckle, J. L. (2016). Amos (Versión 24.0) [software de cómputo]. Chicago, IL: IBM SPSS.
- Asociación Americana de Psicología (2010). *Diccionario conciso de Psicología*. México: Manual Moderno.
- Asociación Americana de Psiquiatría (2013). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales: DSM-5*. Washington, DC: Autor.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science, 16*(1), 74-94. doi: [10.1007/BF02723327](https://doi.org/10.1007/BF02723327)
- Beck, J. (2011). *Cognitive-Behavior Therapy. Basics and beyond*. New York, NY: Guilford.
- Bonelli, R. M., & Koenig, H. G. (2013). Mental disorders, religion and spirituality 1990 to 2010: A systematic evidence-based review. *Journal of Religion and Health, 52*(2), 657-673. doi: [10.1007/s10943-013-9691-4](https://doi.org/10.1007/s10943-013-9691-4)
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Psychology Press.
- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based

- approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(2), 267-283. doi: [10.1037/0022-3514.56.2.267](https://doi.org/10.1037/0022-3514.56.2.267)
- Colón-Rivera, Y. (2014). *Traducción, adaptación cultural y validación del Brief Religious Coping Scale en una muestra de puertorriqueños/as*. (Disertación doctoral). Ponce Health Sciences University, Ponce, Puerto Rico.
- Endler, N. S., & Parker, J. D. (1999). *Coping Inventory for Stressful Situations (CISS): Manual*. Toronto, ON, Canadá: Multi-Health Systems.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1980). An analysis of coping in a middle-aged community sample. *Journal of Health and Social Behavior*, 21(3), 219-239. doi: [10.2307/2136617](https://doi.org/10.2307/2136617)
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1988). *Manual for the Ways of Coping Questionnaire*. Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/3151312>
- González-Rivera, J. A. (2015). *Espiritualidad en la clínica: Integrando la espiritualidad en la psicoterapia y la consejería*. San Juan, PR: Ediciones Psicoespiritualidad.
- González-Rivera, J. A. (2017). Propiedades psicométricas de la Escala de Religiosidad Personal en una muestra de adultos en Puerto Rico. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 20(4), 1386-1406. Recuperado de <http://www.iztacala.unam.mx/carreras/psicologia/psiclin/principal.html>
- González-Rivera, J. A., Veray-Alicea, J., & Rosario-Rodríguez, A. (2016). Actitudes hacia la integración de la espiritualidad en las profesiones de ayuda: Estudio exploratorio. *Revista Griot*, 9(1), 57-67. Recuperado de <http://revistas.upr.edu/index.php/griot/>
- Green, M., & Elliott, M. (2010). Religion, health and psychological well-being. *Journal of Religion and Health*, 49(2), 149-163. doi: [10.1007/s10943-009-9242-1](https://doi.org/10.1007/s10943-009-9242-1)
- IBM Corp (2016). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 24.0. [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Kline, P. (2000). *The Handbook of Psychometric Testing*. New York: Routledge.
- Kline, T. J. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Thousand Oaks: Sage. doi: [10.4135/9781483385693](https://doi.org/10.4135/9781483385693)
- Koenig, H. (2008). *Medicine, religion and health: Where science and spirituality meet*. West Conshohocken, PA: Temple Foundation Press. doi: [10.1097/01.nmd.0000349943.48219.f5](https://doi.org/10.1097/01.nmd.0000349943.48219.f5)
- Koenig, H. G. (2012). Religion, spirituality, and health: The research and clinical implications. *International Scholarly Research Network*, 2012, 1-33. doi: [10.5402/2012/278730](https://doi.org/10.5402/2012/278730)
- Koenig, H. G. (2015). Religion, spirituality, and health: A review and update. *Advances in Mind-Body Medicine*, 29(3), 19-26. Recuperado de <https://www.readbyqxdm.com/read/26026153/religion-spirituality-and-health-a-review-and-update>
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. Barcelona: Martínez Roca.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Preacher, K. J., & Hong, S. (2001). Sample size in factor analysis: The role of model error. *Multivariate Behavioral Research*, 36(4), 611-637. doi: [10.1207/S15327906MBR3604_06](https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3604_06)
- Mezzadra, J., & Simkin, H. (2017). Validación de la escala abreviada de afrontamiento religioso Brief-RCOPE en el contexto argentino en estudiantes de confesión católica. *Revista Evaluar*, 17(1), 18-28. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. Recuperado de http://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf
- Pagán-Torres, O. M., Reyes-Estrada, M., & Cumba-Avilés, E. (2017). Religión, espiritualidad y terapia

- cognitivo conductual: Una reseña actualizada. *Salud y Conducta Humana*, 4(1), 13-34. Recuperado de <http://rsych.com/>
- Panzini, R. G., & Bandeira, D. R. (2005). Escala de Coping Religioso-Espiritual (Escala CRE): Elaboración e validación de construto. *Psicologia em Estudo*, 10(3), 507-516. doi: 10.1590/s1413-73722005000300019
- Pargament, K. I. (1997). *The psychology of religion and coping: Theory, research and practice*. New York: The Guilford Press.
- Pargament, K., Feuille, M., & Burdzy, D. (2011). The Brief RCOPE: Current psychometric status of a short measure of religious coping. *Religions*, 2(1), 51-76. doi: 10.3390/rel2010051
- Pargament, K. I., Koenig, H. G., & Perez, L. (2000). The many methods of religious coping: Development and initial validation of the RCOPE. *Journal of Clinical Psychology*, 56(4), 519-543. doi: 10.1002/(SICI)1097-4679(200004)56:4<519::AID-JCLP6>3.0.CO;2-1
- Pargament, K. I., Koenig, H. G., Tarakeshwar, N., Hahn, J. (2001). Religious struggle as a predictor of mortality among medically ill elderly patients: A two-year longitudinal study. *Archives of Internal Medicine*, 161(15), 1881-1885. doi: 10.1001/archinte.161.15.1881
- Pargament, K. I., Smith, B. W., Koenig, H. G., & Perez, L. (1998). Patterns of positive and negative religious coping with major life stressors. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 37(4), 710-724. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/1388152>
- Pargament, K. I., & Raiya, H. A. (2007). A decade of research on the psychology of religion and coping: Things we assumed and lessons we learned. *Psyche and Logos*, 28(2), 742-766. Recuperado de <https://tidsskrift.dk/psyke/article/viewFile/8398/6958>
- Pendleton, S. M., Cavalli, K. S., Pargament, K. I., & Nasr, S. Z. (2002). Religious/spiritual coping in childhood cystic fibrosis: A qualitative study. *Pediatrics*, 109(1), e8. doi: 10.1542/peds.109.1.e8
- Pew Research Center's Forum on Religion & Public Life (2012). *The global religious landscape: A report on the size and distribution of the world's major religious groups as of 2010*. Recuperado de <http://www.pewforum.org/2012/12/18/global-religious-landscape-exec/>
- Quiceno, J., & Vinaccia, S. (2011). Creencias-prácticas y afrontamiento espiritual-religioso y características sociodemográficas en enfermos crónicos. *Psicologia*, 5(1), 25-36. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/psych/v5n1/v5n1a03.pdf>
- Raykov, T., & Shrout, P. E. (2002). Reliability of scales with general structure: Point and interval estimation using a structural equation modeling approach. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 195-212. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_3
- Reyes-Estrada, M., Rivera-Segarra, E., Ramos-Pibernus, A., Rosario-Hernández, E., & Rivera-Medina, C. (2014). Desarrollo y validación de una escala para medir religiosidad en una muestra de adultos en Puerto Rico. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 25(2), 226-242. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=233245622005>
- Richards, P. S., & Bergin, A. E. (2014). *Handbook of psychotherapy and religious diversity* (2ª ed.). Washington, DC, US: American Psychological Association. doi: 10.1037/14371-000
- Rosenstiel, A. K., & Keefe, F. J. (1983). The use of coping strategies in chronic low back pain patients: Relationship to patient characteristics and current adjustment. *Pain*, 17(1), 33-44. doi: 10.1016/0304-3959(83)90125-2
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. doi: 10.1007/BF02296192
- Scharrón del Río, M. del R. (2010). Supuestos, explicaciones y sistemas de creencias: Ciencia, religión y psicología. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 21(1), 85-112. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=233218111004>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's*

guide to structural equation modeling (3^a ed.).

Mahwah, NJ: Erlbaum.

StataCorp. (2017). *Stata: Release 15. Statistical Software*.

College Station, TX: StataCorp LLC.

The Association of Religion Data Archives (2003). Puerto

Rico public opinion. En *Religious Affiliation/*

Identifiaction. Recuperado de http://www.thearda.com/internationalData/countries/Country_182_5.asp