



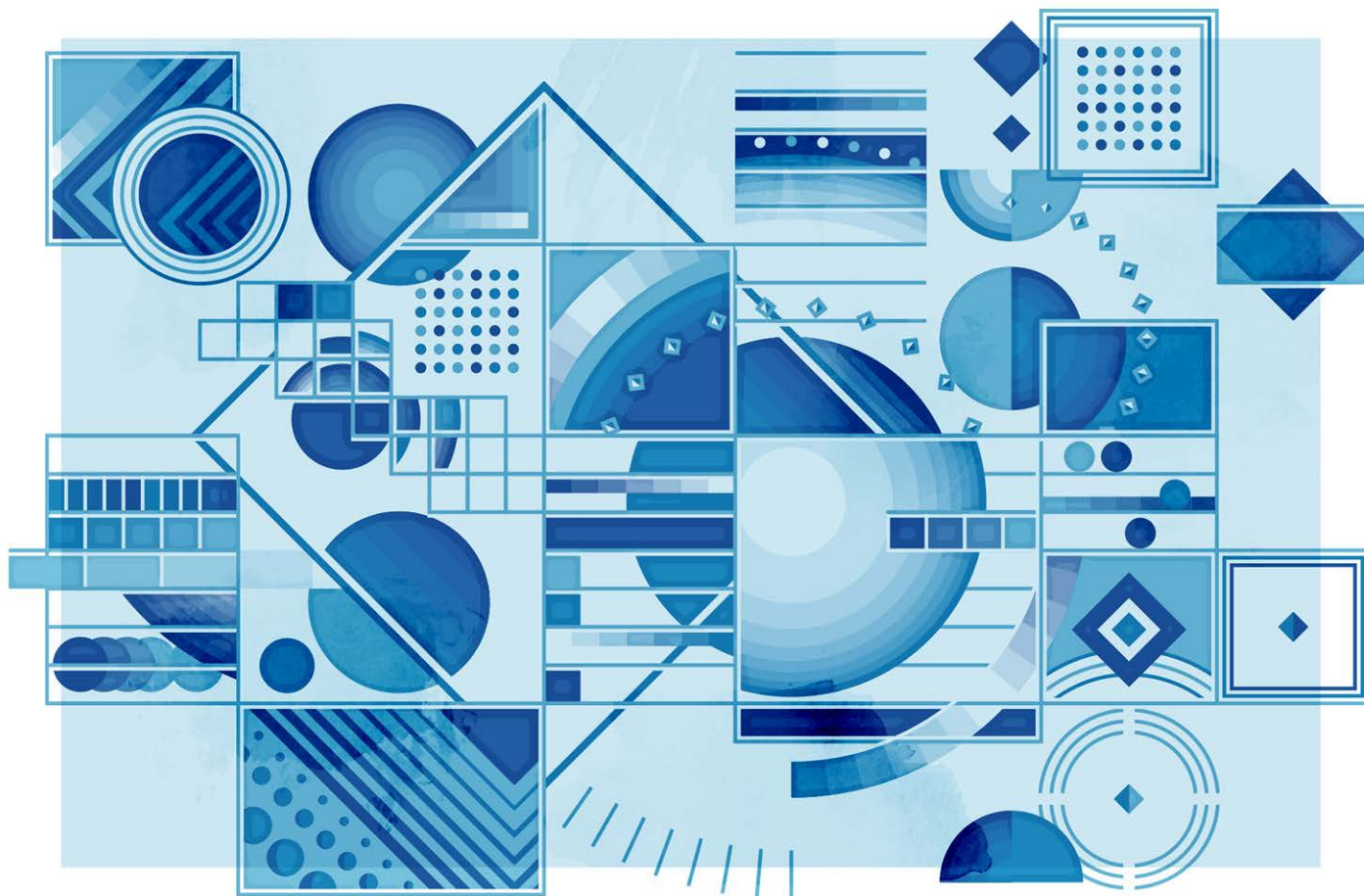
EVALUAR

Revista Evaluar

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

2022

VOL 22 - Nº1
ISSN 1667-4545



Desarrollo de una versión breve del Coping Strategies Inventory

Development of a short version of the Coping Strategies Inventory

Christian Schetsche ^{1, 2}, Luis Carlos Jaime ^{1, 2, 3}, Susana Azzollini ^{1, 3}

1 - Instituto de Investigaciones, Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Argentina.

2 - Laboratorio de Cognición y Políticas Públicas (CogPub), Buenos Aires, Argentina.

3 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Buenos Aires, Argentina.

Introducción
Metodología
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 04/02/2022 Revisado: 12/02/2022 Aceptado: 13/02/2022

Resumen

Cuando se percibe que una demanda externa o interna agota los recursos individuales, se utilizan ciertas estrategias para afrontar el estrés que conlleva. Una de las estrategias que más se asocia con determinadas condiciones patológicas es la represión emocional. A pesar de ello, no existen en lengua española instrumentos breves que evalúen dicha estrategia de afrontamiento del estrés. Debido a eso, el objetivo del presente estudio consistió en el desarrollo de una versión breve del *Coping Strategies Inventory* que contiene solamente tres ítems por cada factor. La muestra argentina (N = 762) se recogió por Internet y se dividió en dos partes. La primera se utilizó para realizar un análisis factorial exploratorio, el cual mostró la existencia de ocho dimensiones. Para todos los análisis posteriores, se utilizó la segunda parte de la muestra. Los resultados del análisis factorial confirmatorio no solo evidenciaron unas propiedades psicométricas adecuadas, sino también la idoneidad para utilizar el instrumento con una estructura factorial de primer orden y no de orden superior. Con el fin de comprobar la validez convergente, se encontraron correlaciones significativas con todos los rasgos de la personalidad. Se concluye que el desarrollo de una versión breve del *Coping Strategies Inventory* se realizó de forma exitosa, debido a que todos los índices psicométricos alcanzaron unos valores iguales o incluso superiores a la versión original con mayor cantidad de ítems.

Palabras clave: *afrontamiento del estrés, análisis factorial confirmatorio, validez convergente, invarianza factorial, propiedades psicométricas*

Abstract

When an external and/or internal demand is perceived as exhausting individual resources, certain strategies are used to cope with the stress involved. One of the strategies most associated with certain pathological conditions is emotional repression. Despite this, there are no brief instruments in Spanish that evaluate this stress coping strategy. Therefore, the aim of the present study was to develop a brief version of the Coping Strategies Inventory that contains only three items for each factor. The sample (N = 762) was collected online and divided into two parts. The first was used to conduct an exploratory factor analysis, which showed the existence of eight dimensions. For all subsequent analyses, the second part of the sample was used. The results of the confirmatory factor analysis showed not only adequate psychometric properties, but also the suitability of using the instrument with a first-order factor structure rather than a higher-order one. In order to test convergent validity, significant correlations were found with all personality traits. It is concluded that the development of a short version of the Coping Strategies Inventory was successful, as all psychometric indices reached values equal to or even higher than the original version with more items.

Keywords: *coping, confirmatory factor analysis, convergent validity, measurement invariance, psychometric properties*

*Correspondencia a: Christian Schetsche. Instituto de Investigaciones, Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Lavalle 2353, C1189, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina, Tel: +5491159134242. E-mail: christianschetsche@psi.uba.ar

Nota de autor: Christian Schetsche <https://orcid.org/0000-0002-6353-3571>, Luis Carlos Jaime <https://orcid.org/0000-0002-3700-5812>, Susana Azzollini <https://orcid.org/0000-0002-3192-5087>. Declaramos que no poseemos ningún conflicto de intereses vinculado a la prescripción actual.

Cómo citar este artículo: Schetsche, C., Jaime, L. C., & Azzollini, S. (2022). Desarrollo de una versión breve del Coping Strategies Inventory. *Revista Evaluar*, 22(1), 1-16. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Déborah Figueroa Machado, Eugenia Barrionuevo, Juan Cruz Balverdi, Pablo Carpintero, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Alicia Molinari, Ricardo Hernández.

Introducción

Las estrategias de afrontamiento

El afrontamiento del estrés, o *coping* en inglés, se define como un esfuerzo cognitivo y de comportamiento que cambia constantemente para manejar demandas externas y/o internas específicas de las que se percibe que agotan o exceden los recursos de la persona (Lazarus & Folkman, 1984). Esta definición es la más difundida y, por lo tanto, es la base de muchas investigaciones sobre cómo afrontar las situaciones difíciles (Compas, Connor-Smith, Saltzman, Thomsen, & Wadsworth, 2001). Dicha base comprende el modelo transaccional del estrés de Lazarus y Folkman (1984), según el cual podemos observar que, cuando una situación se percibe como una amenaza o desafío, se realiza una evaluación de dos factores. Por un lado, de los propios recursos físicos, sociales, psicológicos y materiales de afrontamiento y, por otro lado, en qué medida estos se pueden usar e implementar de manera efectiva para enfrentar el estrés. Lazarus (1993) distingue entre el *coping* orientado a problemas y el *coping* orientado a la emoción, pero otros autores, como por ejemplo Roth y Cohen (1986), distinguen entre aquellas estrategias de *coping* que se caracterizan por el acercamiento y la evitación (*approach* y *avoidance* en inglés). Cuando el acercamiento, como por ejemplo la reestructuración cognitiva, representa un proceso activo, la evitación describe los procesos pasivos (Beyer & Lohaus, 2007; Roth & Cohen, 1986). De esta manera, podemos observar que las estrategias directas abordan las causas del estrés y las estrategias indirectas intentan cambiar la intensidad del estrés o pasar por alto las emociones (Eschenbeck, Kohlmann, & Lohaus, 2007; Griffith, Dubow, & Ippolito, 2000; Klein-Heßling & Lohaus, 2002).

Con respecto a las estrategias inadecuadas de afrontamiento del estrés, debe resaltarse un

metaanálisis realizado por Compas et al. (2017). Dicho estudio señala que la evitación de problemas y la represión emocional están relacionadas con un mayor grado de condiciones patológicas. Además, la represión emocional representa un factor clave en los estudios sobre la regulación emocional (Gross, 2014; Gross & John, 2003).

Instrumentos psicométricos para la evaluación de las estrategias de afrontamiento

Para poder evaluar las estrategias de afrontamiento, se han desarrollado numerosos instrumentos que valoran los distintos tipos de *coping*. Según un metaanálisis realizado por Kato (2015), los dos instrumentos más utilizados consisten en el *Ways of Coping Questionnaire* (WCQ) que fue desarrollado por Folkman y Lazarus (1988) y el COPE de Carver, Scheier y Weintraub (1989). Este último instrumento, de 57 ítems, dispone también de una versión breve, el *Brief COPE* de 28 ítems, que fue diseñado por Carver (1997) e, incluso, se cuenta con adaptaciones para evaluar el afrontamiento religioso (Mezzadra & Simkin, 2017; Pagán-Torres, Cumba-Avilés, Rosario-Hernández, & González-Rivera, 2021). Ambos instrumentos, el COPE y el *Brief COPE*, representan catorce dimensiones, pero la estructura factorial original sufrió numerosas modificaciones, pues una aumentada cantidad de estudios creó nuevas dimensiones o utilizó solamente una parte del total de ellas (Kato, 2015). De esta manera podemos observar que, en una de sus aplicaciones transculturales, dicho instrumento fue reducido a tan solo dos dimensiones de las cuales la primera representa la actividad / pasividad y la segunda el derrotismo / la resiliencia (Stassen, Delfino, Kluckner, Lott, & Mohr, 2014).

En el área hispanoparlante, la versión breve de dicho instrumento no dispone tampoco de

una estructura factorial concluyente (Morán-As-torga, Landero-Hernández, & González-Ramírez, 2010). Por otro lado, pueden encontrarse en lengua castellana, entre otros, el Cuestionario de Formas de Afrontamiento (CEA) de Rodríguez-Marín, Terol-Cantero, López-Roig y Pastor-Mira (1992), el cual dispone de 50 ítems y ocho factores: (1) confrontación, (2) distanciamiento, (3) autocontrol, (4) búsqueda de apoyo social, (5) aceptación de responsabilidades, (6) evitación-huida, (7) planificación de soluciones, y (8) reevaluación positiva. Asimismo, el *Coping Style Questionnaire* (CSQ) de Guarino, Sojo y Bethelmy (2007) comprende 42 ítems y las siguientes cuatro dimensiones: (1) afrontamiento racional, (2) afrontamiento emocional, (3) afrontamiento de evitación, y (4) afrontamiento de desapego. Además, existe el Cuestionario de Afrontamiento del Estrés (CAE) de Sandín y Chorot (2003) con 42 ítems y las siguientes siete dimensiones: (1) focalización en la solución del problema, (2) autofocalización negativa, (3) reevaluación positiva, (4) expresión emocional abierta, (5) evitación, (6) búsqueda de apoyo social y (7) religión.

El presente estudio

A pesar de la correlación entre la represión emocional y un mayor grado de condiciones patológicas (Compas et al., 2017; Gross, 2014; Gross & John, 2003), los instrumentos mencionados no contienen esa estrategia de afrontamiento. Además, llama la atención que no existen instrumentos con menos de 30 ítems y adecuadas propiedades psicométricas.

Debido a la falta de instrumentos breves que incluyan la represión emocional, el objetivo del presente estudio comprendió el desarrollo de una versión breve del *Coping Strategies Inventory* con solo tres ítems por cada factor. Este instrumen-

to dispone de un factor llamado *retirada social* (por ejemplo, *Traté de ocultar mis sentimientos* o *No dejé que nadie supiera como me sentía*), el cual se refiere a una estrategia inadecuada centrada en las emociones (Tobin, Holroyd, Reynolds, & Wigal, 1989). Como base de la reducción, se utilizó la versión española de Cano-García, Rodríguez-Franco y García-Martínez (2007). Dicho objetivo se basó en la necesidad de instrumentos que no solo dispongan de adecuadas propiedades psicométricas, sino que puedan ser utilizados también en estudios extensos que requieran de instrumentos muy concisos.

Con relación al análisis de validez convergente, se decidió utilizar los rasgos de la personalidad para poder comparar los resultados con aquellos que fueron obtenidos por Cano-García et al. (2007) en su estudio de validación española.

Metodología

Siguiendo la clasificación de Montero y León (2007), se realizó un estudio instrumental, descriptivo y transversal mediante una muestra no probabilística.

Cumplimiento con estándares éticos

Esta investigación fue aprobada por el Comité de Conductas Responsables de la Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Muestra

Se realizó un muestreo no probabilístico y por bola de nieve. La muestra estuvo conformada por 762 adultos ($M_{\text{edad}} = 41.01$; $DE = 15.58$; femenino = 403) residentes en Argentina, compuesta

por el 30% de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, el 22% de Gran Buenos Aires, el 11% de la provincia de Buenos Aires y el 38% de otras provincias de Argentina. El 72% de los participantes era de nivel universitario incompleto o superior.

Instrumentos

El *Coping Strategies Inventory* (CSI) fue desarrollado por Tobin et al. (1989) y comprende un total de 72 ítems que representan ocho subescalas. Estas pueden agruparse en una estructura jerárquica factorial de segundo y tercer orden. En el tercer orden, se distingue entre las *estrategias adecuadas* y las *estrategias inadecuadas*. Ambas dimensiones disponen de sus escalas de segundo orden que comprenden aquellas estrategias que están *centradas en el problema* y aquellas que están *centradas en la emoción*. Por otro lado, encontramos en el primer orden las dimensiones *resolución del problema* y *reestructuración cognitiva* (estrategias adecuadas centradas en el problema), la *expresión emocional* y el *apoyo social* (estrategias adecuadas centradas en la emoción), la *evitación del problema* y el *pensamiento desiderativo* (estrategias inadecuadas centradas en el problema), la *autocrítica* y la *retirada social* (estrategias inadecuadas centradas en la emoción).

En su adaptación y validación española, Cano-García et al. (2007) pudieron reducir el instrumento a 40 ítems, de los cuales cinco corresponden a cada una de las ocho subescalas de primer orden. El instrumento ofrece una escala Likert de 5 puntos (0 = *en absoluto* hasta 4 = *totalmente*) y dispone de consistencias internas entre $.89 \geq \alpha \geq .63$, pero los autores no pudieron reproducir la estructura jerárquica de Tobin et al. (1989). En el presente estudio, se utilizó como base la versión española que fue desarrollada por Cano-García et al. (2007).

Por otra parte, se empleó la validación ar-

gentina que Simkin, Borchardt-Dutera y Azzollini (2020) realizaron del Compendio Internacional de Ítems de Personalidad Abreviado (*Mini International Personality Item Pool*, Mini-IPIP). Este instrumento dispone de un total de 20 ítems que corresponden a cinco rasgos de la personalidad. Para su contestación, se utiliza una escala Likert de cinco puntos (1 = *Completamente en desacuerdo* hasta 5 = *Completamente de acuerdo*). Debido a que, en el trabajo de validación, se utilizaron los coeficientes de omega (ω) para la evaluación de las consistencias internas, se decidió calcular los mismos para el instrumento en cuestión. Los autores del mencionado estudio obtuvieron puntuaciones entre $.77 \leq \omega \leq .88$ y, en la presente investigación, estas alcanzaron los siguientes valores: *apertura a la experiencia* ($\omega = .73$), *responsabilidad* ($\omega = .76$), *extraversión* ($\omega = .74$), *amabilidad* ($\omega = .83$) y *neuroticismo* ($\omega = .75$). Aunque en este estudio los coeficientes omega obtuvieron unos valores ligeramente inferiores, todos se encontraron en rangos adecuados $\geq .70$ (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014).

Procedimiento

Para la recolección de datos, se utilizó la plataforma digital de Google Forms®. En la página inicial del cuestionario, se informó sobre la posibilidad de retirarse en cualquier momento de la investigación y, después de aceptar participar mediante el consentimiento informado, se presentaron los cuestionarios. En caso de que los sujetos tuvieran inconvenientes o dudas durante las respuestas, se dejó el correo electrónico para contactar al investigador. El reclutamiento de los participantes se realizó a través de las redes sociales Facebook, Instagram y WhatsApp; y, con el fin de asegurar una realización satisfactoria de la encuesta, se llevó a cabo una prueba piloto con

30 individuos.

Siguiendo las sugerencias de Fokkema y Greiff (2017), se dividió la muestra aleatoriamente en dos: una para realizar el análisis factorial exploratorio y la reducción de ítems, y la segunda para llevar a cabo el análisis factorial confirmatorio, el análisis de validez convergente y el análisis de invarianza factorial. De esta manera, la Muestra A estuvo conformada por 361 adultos ($M_{\text{edad}} = 44.54$, $DE = 15.70$, femenino = 200) y la Muestra B por 361 adultos ($M_{\text{edad}} = 41.01$, $DE = 15.58$, femenino = 203).

Análisis de datos

Todo el análisis estadístico se realizó con la ayuda del *software* R de Core Team (2020) y la utilización del valor de probabilidad $p \leq .05$. A través del método Minimum Covariance Determinant de Leys, Klein, Dominicy y Ley (2018), se detectaron los valores atípicos multivariantes. Para ello, se empleó el paquete MASS de Venables y Ripley (2002). Con el fin de analizar la normalidad multivariante se realizó el test de Mardia (1970), lo cual se llevó a cabo con el paquete MVN de Korkmaz, Goksuluk y Zararsiz (2014). El análisis factorial exploratorio, el cálculo de los índices de complejidad de Hofmann (1978), de las consistencias internas (α) y de las correlaciones de Spearman se efectuaron a través del paquete psych de Revelle (2021). Por último, el análisis factorial confirmatorio y el análisis de invarianza factorial se realizaron con la ayuda del paquete lavaan de Rosseel (2012).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Los resultados del Minimum Covariance

Determinant de Leys et al. (2018) justificaron la exclusión de 69 observaciones, debido a lo cual la Muestra A quedó conformada con un total de 292 individuos (160 del género femenino). Tras dicha exclusión, se realizó el test de Mardia (1970) cuyos resultados evidenciaron que los 40 ítems del *Coping Strategies Inventory* no representaban una normalidad multivariante.

Teniendo en cuenta el incumplimiento con el supuesto de normalidad multivariante y a raíz de las sugerencias de Fabrigar, Wegener, MacCallum y Strahan (1999), se efectuó el análisis factorial exploratorio con el método de los ejes principales. Siguiendo las indicaciones de Costello y Osborne (2005), se utilizó un análisis paralelo con el método de rotación *oblimin*. La comprobación del *Scree-Plot* justificó la extracción de ocho factores, lo cual está en consonancia con la estructura factorial propuesta por los autores del instrumento original.

Reducción de ítems

Con el fin de realizar la reducción de ítems, se utilizó como criterio el índice de complejidad de Hofmann (1978). Dicho índice representa el número promedio de variables latentes necesarias para explicar las variables manifiestas. De esta manera, una solución de estructura simple perfecta tiene una complejidad de valor uno, ya que cada ítem carga solamente en un único factor. Cuando un ítem carga simultáneamente en varios factores, el índice de complejidad de dicho ítem será mayor a uno.

Basado en lo expresado anteriormente, se eliminaba siempre aquel ítem que mayor índice de complejidad representaba y, posteriormente, se realizaba otro análisis factorial exploratorio para poder determinar el siguiente ítem a eliminar. A través de la aplicación de dicho método, se

prosiguió hasta alcanzar la cantidad de tres ítems por cada factor. En la Tabla 1 se presenta el instrumento final, con las cargas factoriales de cada ítem y los índices de complejidad de Hofmann (1978). Para facilitar su lectura se eliminaron aquellas cargas factoriales $< .200$.

En este punto debe señalarse que la reducción de ítems provocó una modificación importante sobre el factor denominado *retirada social*, dado que los tres ítems restantes ya no hacían referencia a una retirada física, sino emocional. Debido a esto, esa dimensión obtuvo la denominación de *ocultación emocional*.

En relación con la varianza total explicada, esta se encuentra en un 64%, siendo un rango adecuado según la clasificación de Hair, Black, Babin y Anderson (2019).

Análisis factorial confirmatorio

Sobre la Muestra B se realizó el Minimum Covariance Determinant de Leys et al. (2018) y, de acuerdo con sus resultados, se excluyeron 76 observaciones. De esta manera, la Muestra B quedó conformada por un total de 285 individuos

Tabla 1

Cargas factoriales e índices de complejidad de Hofmann (1978) del CSI-24.

Número ítem	REP CF	REC CF	EEM CF	APS CF	EVP CF	PSD CF	AUC CF	OCE CF	ICH
CSI_01	.863								1.018
CSI_09	.831								1.062
CSI_17	.654		.260						1.561
CSI_14		.890							1.016
CSI_22		.659							1.104
CSI_30		.536							1.521
CSI_03			.732						1.191
CSI_11			.696						1.082
CSI_19			.648						1.102
CSI_05				.910					1.042
CSI_13				.690					1.199
CSI_37				.646					1.168
CSI_15					.730				1.091
CSI_23					.661				1.226
CSI_31					.502				1.913
CSI_04						.824			1.052
CSI_12						.797			1.126
CSI_20						.621			1.235
CSI_02							.855		1.020
CSI_18							.821		1.055
CSI_26							.727		1.074
CSI_24								.814	1.032
CSI_32			-.314					.721	1.110
CSI_40								.607	1.544

Nota. n = 292; CF = carga factorial; ICH = índice de complejidad de Hofmann (1978); REP = resolución del problema; REC = reestructuración cognitiva; EEM = expresión emocional; APS = apoyo social; EVP = evitación del problema; PSD = pensamiento desiderativo; AUC = autocrítica; OCE = ocultación emocional.

(153 del género femenino) y, a través del test de Mardia (1970), se evidenció el incumplimiento con el supuesto de normalidad multivariante.

Teniendo en cuenta que los ítems no representaban una normalidad multivariante, se procedió a evaluar los ajustes del modelo a través de los índices correspondientes a la corrección S-B χ^2 de Satorra y Bentler (2001), ya que el Maximum Likelihood Method (MLM) utiliza un error estándar robusto (Hu & Bentler, 1999; Yu, 2002). Según las indicaciones de Hu y Bentler (1999), podemos considerar un modelo como adecuado cuando su ajuste toma los siguientes valores: $\chi^2/gl \leq 3$, RMSEA $\leq .06$, SRMR $\leq .08$, CFI $\geq .95$, TLI $\geq .95$. Marsh, Hau y Wen (2004) afirman que debe tenerse en cuenta la complejidad del modelo y el tamaño muestral para la evaluación del mismo. Siguiendo las sugerencias de dichos autores, el presente estudio utilizó χ^2/gl y RMSEA para valorar la bondad de ajuste. Teniendo en cuenta los índices mencionados, se puede observar en la Tabla 2 que el instrumento breve de 24 ítems, el CSI-24, presenta unos valores más favorables que el instrumento original (CSI-40), con sus 40 ítems.

Comprobación de los modelos competidores de orden superior

En el estudio original de Tobin et al. (1989), se propuso una estructura jerárquica de segundo e incluso de tercer orden. Aunque Cano-García et al. (2007) afirmaron que esa estructura no podía

ser reproducida en su instrumento de 40 ítems, se decidió comprobar si el instrumento breve de 24 ítems podría ser utilizado con una estructura de orden superior. La Tabla 3 muestra que los índices de ajuste de los modelos de segundo y de tercer orden alcanzaron valores mayores que el modelo que representa los ocho factores de primer orden.

Consistencias internas

A continuación, se calcularon las consistencias internas del instrumento original y de la versión breve. Como puede observarse en la Tabla 4, las consistencias internas de la versión breve se encuentran aproximadamente al mismo nivel que aquellas que obtuvo la versión original.

Validez convergente

En primer lugar, se calcularon las correlaciones de Spearman entre las ocho dimensiones del CSI-24 y la edad y el nivel educativo. De acuerdo con la clasificación de Cohen (1988), la edad tuvo correlaciones bajas con la *resolución del problema* ($r_s = .134$, $p = .023$), con el *apoyo social* ($r_s = -.185$, $p = .002$) y con la *autocrítica* ($r_s = -.167$, $p = .005$). Por otro lado, el nivel educativo mostró correlaciones con tamaños de efectos similares con la *ocultación emocional* ($r_s = -.182$, $p = .005$) y con la *autocrítica* ($r_s = -.137$, $p = .021$).

Con el fin de evaluar la capacidad discrimi-

Tabla 2

Índices de ajuste del instrumento original con 40 ítems y de la versión breve con 24 ítems.

Modelos competidores	χ^2 MLM	gl	χ^2/gl	Scaling	p	RMSEA (90% CI)	SRMR	CFI	TLI
CSI-40	1614.271	712	2.267	1.097	< .001	.070 (.065, .074)	.100	.812	.794
CSI-24	390.683	224	1.744	1.081	< .001	.053 (.044, .062)	.060	.940	.926

Nota. n = 285; χ^2 MLM = Chi-cuadrado utilizando el método de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (MLM); gl = grados de libertad; Scaling = factor de ajuste de la corrección de Satorra-Bentler; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; SRMR = residuo estandarizado cuadrático medio; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = Tucker Lewis Index.

Tabla 3

Índices de ajuste de la versión breve de 24 ítems y sus modelos competidores de orden superior.

Modelos competidores	χ^2 MLM	gl	χ^2 /gl	Scaling	p	RMSEA (90% CI)	SRMR	CFI	TLI
CSI-24	390.683	224	1.744	1.081	< .001	.053 (.044, .062)	.060	.940	.926
CSI-24-SO	548.436	242	2.266	1.080	< .001	.069 (.062, .077)	.106	.889	.873
CSI-24-TO	597.491	245	2.439	1.077	< .001	.074 (.066, .081)	.117	.873	.857

Nota. n = 285; χ^2 MLM = Chi-cuadrado utilizando el método de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (MLM); gl = grados de libertad; Scaling = factor de ajuste de la corrección de Satorra-Bentler; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; SRMR = residuo estandarizado cuadrático medio; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = Tucker Lewis Index; SO = segundo orden; TO = tercer orden.

natoria del instrumento, se realizó un análisis de validez convergente, controlando estadísticamente por edad y nivel educativo. Para ello, se calcularon las correlaciones parciales de Spearman entre las ocho estrategias de afrontamiento del modelo final de 24 ítems y las cinco dimensiones del Mini-IPIP.

Los resultados pueden observarse en la Tabla 5, en ellos se destaca que las dimensiones *resolución del problema*, *expresión emocional* y *ocultación emocional* tuvieron la mayor cantidad de asociaciones con los rasgos de la personalidad. Asimismo, se observó que solamente la asociación positiva entre *apoyo social* y *amabilidad*, y la asociación negativa entre *ocultación emocio-*

nal y *amabilidad* tenían unos tamaños de efecto de magnitud media. Las demás correlaciones presentaron un tamaño de efecto pequeño, de acuerdo con las sugerencias de Cohen (1988).

Invarianza factorial

Previamente al análisis multigrupo, y siguiendo las sugerencias de Meade, Johnson y Braddy (2008), se evaluaron los ajustes del modelo final de forma independiente. Como se puede observar en la Tabla 6, el modelo final obtuvo para ambos géneros unos valores adecuados según los índices que sugieren Marsh et al. (2004)

Tabla 4

Consistencias internas de todos los modelos desarrollados.

Variables	CSI-40		CSI-24	
	α	ω	α	ω
REP	.844	.870	.818	.822
REC	.787	.835	.746	.768
EEM	.743	.824	.795	.801
APS	.815	.876	.827	.852
EVP	.746	.797	.744	.747
PSD	.809	.832	.802	.809
AUC	.873	.894	.846	.848
RES	.774	.829	-	-
OCE	-	-	.833	.836
Media	.799	.845	.801	.810

Nota. n = 285; REP = resolución del problema; REC = reestructuración cognitiva; EEM = expresión emocional; APS = apoyo social; EVP = evitación del problema; PSD = pensamiento desiderativo; AUC = autocrítica; RES = retirada social; OCE = ocultación emocional; α = alfa de Cronbach; ω = coeficiente omega.

para la evaluación de un modelo de las características del presente estudio.

En el M2 se igualaron las cargas factoriales entre ambos grupos; en el M3, las cargas factoriales y los interceptos, y en el M4, las cargas factoriales, los interceptos y los residuos. Como puede observarse en la Tabla 7, los cambios de los índices se encontraron dentro de unos rangos adecuados con $|\Delta CFI| \leq .010$ según Cheung y Rensvold (2002) y $|\Delta RMSEA| \leq .015$ según Chen (2007). Basado en lo expresado anteriormente, podemos afirmar que el instrumento representa invarianza factorial en relación con los géneros, quiere decir que, independientemente del género del participante, el instrumento evalúa el mismo constructo.

Estadística descriptiva

La Tabla 8 muestra la estadística descriptiva del modelo final según géneros. Teniendo en cuenta el índice de límites aceptables de asimetría

y curtosis de ± 2 (Hinton, McMurray, & Brownlow, 2014), se puede afirmar que no hay valores atípicos extremos en la muestra (asimetría máx. = -1.65, curtosis máx. = 1.70).

Discusión

El objetivo del presente estudio consistió en el desarrollo de una versión breve del *Coping Strategies Inventory* con solo tres ítems por factor. Los resultados del análisis factorial confirmatorio, de la validez convergente y de la invarianza factorial confirman la validez del instrumento. Además, pudo mostrarse que la versión desarrollada, a pesar de su brevedad, exhibe una consistencia interna que se encuentra en el mismo nivel que la versión original con cinco ítems por factor. Basado en lo expresado anteriormente, la adaptación de la versión breve del *Coping Strategies Inventory* (CSI-24) puede considerarse como exitosa.

Tabla 5

Correlaciones de Spearman entre las dimensiones del modelo final de 24 ítems y el Mini-IPIP, controlando por edad y nivel educativo.

Variable	REP	REC	EEM	APS	EVP	PSD	AUC	OCE
REP	1							
REC	.257**	1						
EEM	.490**	.251**	1					
APS	.484**	.318**	.492**	1				
EVP	-.211**	.353**	-.079	-.089	1			
PSD	.094	-.038	.112	.140*	.099	1		
AUC	-.078	.097	-.038	-.101	.137*	.337**	1	
OCE	-.291**	.006	-.440**	-.407**	.368**	.256**	.386**	1
Extraversión	.098	.022	.151*	.156*	-.058	-.082	-.108	-.283**
Amabilidad	.242**	.070	.270**	.345**	-.276**	.045	-.032	-.334**
Responsabilidad	.220**	.078	.141*	.102	-.068	-.068	-.089	-.039
Neuroticismo	-.131*	-.153*	-.013	-.090	.021	.263**	.271**	.154*
Apertura	.158*	.007	.129*	.080	-.221**	.022	.027	-.237**

Nota. n = 285; ** La correlación es significativa en el nivel .01 (bilateral); * La correlación es significativa en el nivel .05 (bilateral); REP = resolución del problema; REC = reestructuración cognitiva; EEM = expresión emocional; APS = apoyo social; EVP = evitación del problema; PSD = pensamiento desiderativo; AUC = autocrítica; OCE = ocultación emocional.

Tabla 6

Ajustes del modelo final, separado por géneros.

Modelos	χ^2 MLM	<i>gl</i>	χ^2/gl	Scaling	<i>p</i>	RMSEA (90% CI)	SRMR	CFI	TLI
Modelo final - Masculino	305.175	224	1.362	1.082	< .001	.055 (.038, .069)	.074	.939	.924
Modelo final - Femenino	324.807	224	1.450	1.057	< .001	.056 (.042, .069)	.065	.930	.914

Nota. *n* = 285; femenino = 153; masculino = 132; χ^2 MLM = Chi-cuadrado utilizando el método de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (MLM); *gl* = Grados de libertad; Scaling = factor de ajuste de la corrección de Satorra-Bentler; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; SRMR = residuo estandarizado cuadrático medio; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = Tucker Lewis Index.

Aunque el CSI-24 mostró propiedades psicométricas adecuadas, debe destacarse que en el análisis factorial confirmatorio se encontraron valores aceptables según las sugerencias de Marsh et al. (2004), pero el CFI y el TLI no alcanzaron los valores de corte propuestos por Hu y Bentler (1999). Aun así, en relación con los índices de ajuste, debe mencionarse que el CSI-24 supera notablemente a la versión original. Además, el presente estudio no recurrió a la utilización de covarianzas residuales, por lo que todos los índices de ajuste, incluyendo aquellos que fueron obtenidos en el análisis de invarianza factorial, representan una discrepancia mínima entre el modelo hipotetizado y los datos observados.

Tal como se mencionó anteriormente, luego de realizar la reducción de los ítems de la estructura factorial, los enunciados correspondientes a la dimensión *retirada social* ya no hacían referencia a una retirada física, sino emocional. De-

bido a eso, este factor recibió la denominación de *ocultación emocional*. Es importante resaltar esa diferencia, ya que esta dimensión obtuvo las correlaciones más significativas con los rasgos de la personalidad, junto con la *resolución del problema*. Por otro lado, con respecto a los modelos de orden superior, cabe mencionar que los índices de ajuste evidenciaron la superioridad de los modelos de primer orden, coincidiendo con los resultados encontrados por Cano-García et al. (2007).

Los resultados del análisis de invarianza factorial convalidan que el CSI-24 evalúa los mismos constructos, independientemente del género de la persona que responde a sus preguntas. Este resultado respalda la posibilidad de utilizar el instrumento para posibles estudios de diferencias de grupos (Byrne, 2016).

A pesar de los resultados favorables, deben enfatizarse las siguientes limitaciones. Debido al muestreo no probabilístico, debe tenerse en cuenta

Tabla 7

Ajuste del modelo final y comparación de modelos con respecto a los géneros.

Modelo	Ajuste de modelo						Comparación de modelos				
	S-B χ^2 MLM	<i>gl</i>	χ^2/gl	Scaling	RMSEA	CFI	Δ S-B χ^2 MLM	Δgl	<i>p</i>	Δ RMSEA	Δ CFI
M1: Configural	629.000	448	1.404	1.070	.055	.934					
M2: Débil	648.629	464	1.398	1.073	.055	.933	19.629	16	.237	.000	-.001
M3: Fuerte	683.633	480	1.424	1.060	.056	.927	35.004	16	.004	.001	-.006
M4: Estricto	697.582	504	1.384	1.083	.054	.929	13.949	24	.948	-.002	.002

Nota. *n* = 285; femenino = 153; masculino = 132; χ^2 MLM = Chi-cuadrado utilizando el método de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (MLM); *gl* = Grados de libertad; Scaling = factor de ajuste de la corrección de Satorra-Bentler; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; CFI = índice de ajuste comparativo.

Tabla 8

Estadística descriptiva del modelo final.

Dimensión	Femenino						Masculino				
	Ítem	M	DE	Mdn	Asimetría	Curtosis	M	DE	Mdn	Asimetría	Curtosis
<i>Resolución del problema</i>											
	CSI_01	3.05	0.98	3.00	-0.92	0.21	3.20	0.94	3.00	-1.29	1.59
	CSI_09	3.12	0.82	3.00	-0.72	0.01	3.12	0.93	3.00	-1.02	0.75
	CSI_17	3.16	0.87	3.00	-0.89	0.40	3.13	0.98	3.00	-0.94	0.26
<i>Reestructuración cognitiva</i>											
	CSI_14	2.69	1.12	3.00	-0.84	0.06	2.49	1.11	3.00	-0.45	-0.40
	CSI_22	2.49	1.11	3.00	-0.36	-0.66	2.37	1.18	2.00	-0.27	-0.84
	CSI_30	2.55	1.06	3.00	-0.59	0.00	2.62	1.02	3.00	-0.52	-0.28
<i>Expresión emocional</i>											
	CSI_03	2.77	1.09	3.00	-0.74	-0.12	2.39	1.14	2.50	-0.23	-0.90
	CSI_11	3.00	0.98	3.00	-1.04	0.84	2.71	1.07	3.00	-0.44	-0.66
	CSI_19	2.88	0.93	3.00	-0.57	-0.09	2.44	1.05	2.00	-0.12	-0.80
<i>Apoyo social</i>											
	CSI_05	3.21	0.89	3.00	-1.09	0.82	2.92	1.17	3.00	-1.07	0.40
	CSI_13	3.33	0.92	4.00	-1.65	1.70	2.84	1.20	3.00	-0.83	-0.32
	CSI_37	2.74	1.33	3.00	-0.78	-0.62	2.42	1.35	3.00	-0.37	-1.09
<i>Evitación del problema</i>											
	CSI_15	1.77	1.35	2.00	0.16	-1.25	1.57	1.39	1.00	0.44	-1.08
	CSI_23	1.92	1.30	2.00	0.02	-1.19	1.89	1.21	2.00	0.04	-0.95
	CSI_31	1.18	1.21	1.00	0.71	-0.54	1.32	1.19	1.00	0.52	-0.69
<i>Pensamiento desiderativo</i>											
	CSI_04	2.72	1.26	3.00	-0.66	-0.64	2.54	1.41	3.00	-0.56	-0.99
	CSI_12	2.77	1.24	3.00	-0.65	-0.68	2.63	1.30	3.00	-0.69	-0.63
	CSI_20	3.05	1.09	3.00	-0.94	-0.02	2.64	1.32	3.00	-0.64	-0.77
<i>Autocrítica</i>											
	CSI_02	1.99	1.25	2.00	-0.13	-1.01	1.89	1.31	2.00	0.01	-1.03
	CSI_18	2.24	1.29	2.00	-0.31	-0.97	2.16	1.39	2.00	-0.25	-1.21
	CSI_26	1.74	1.31	2.00	0.07	-1.21	1.73	1.36	2.00	0.17	-1.22
<i>Ocultación emocional</i>											
	CSI_24	1.42	1.17	1.00	0.46	-0.72	1.60	1.28	2.00	0.30	-0.95
	CSI_32	1.32	1.21	1.00	0.56	-0.66	1.58	1.27	2.00	0.26	-1.01
	CSI_40	1.48	1.25	1.00	0.36	-0.92	1.76	1.31	2.00	0.19	-1.07

Nota. n = 285; femenino = 153; masculino = 132; M = Media; DE = desviación estándar; Mdn = Mediana.

también que los valores de la estadística descriptiva no son representativos, por lo que cualquier conclusión basada en esta solo es permisible de manera limitada. Esto se basa, en primer lugar, en el hecho de la autoselección por parte de los participantes y, en segundo lugar, en el hecho de que la muestra se tomó durante las restricciones de la pandemia del coronavirus, lo cual debe interpretarse como un importante factor de influencia.

Finalmente, cabe mencionar que no se realizó un estudio longitudinal y que solamente se utilizaron determinados rasgos de la personalidad para la comprobación de la validez convergente. Las circunstancias mencionadas hacen que futuros estudios sean necesarios para consolidar la estructura factorial encontrada, para poder reportar confiabilidades de test-retest y para poder predecir prospectivamente otros constructos que pudieran ser de interés.

Conclusión

Por su brevedad y sus favorables propiedades psicométricas, el CSI-24 podría considerarse un instrumento adecuado para la utilización en extensos estudios que requieren técnicas precisas. Debido a las correlaciones entre un elevado número de rasgos de la personalidad y las ocho dimensiones de las estrategias de afrontamiento, el análisis de estas puede jugar también un papel importante en el área clínica. De particular relevancia aquí podría ser la *ocultación emocional*, ya que este factor tiene asociaciones elevadas con la mayoría de los rasgos analizados.

Referencias

Beyer, A., & Lohaus, A. (2007). Konzepte zur Stressentstehung und Stressbewältigung im Kindes- und Ju-

gendalter. En I. Seiffge-Krenke & A. Lohaus (Eds.), *Stress und Stressbewältigung im Kindes- und Jugendalter* (pp. 11-27). Göttingen, Alemania: Hogrefe.

Byrne, B. M. (2016). *Structural Equation Modeling with AMOS* (3^{ra} ed.). doi: [10.4324/9781315757421](https://doi.org/10.4324/9781315757421)

Cano-García, F. J., Rodríguez-Franco, L., & García-Martínez, J. (2007). Adaptación española del Inventario de Estrategias de Afrontamiento. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 35(1), 29-39. Recuperado de <https://actaspsiquiatria.es>

Carver, C. S. (1997). You want to measure coping but your protocol' too long: Consider the brief cope. *International Journal of Behavioral Medicine*, 4, Artículo 92. doi: [10.1207/s15327558ijbm0401_6](https://doi.org/10.1207/s15327558ijbm0401_6)

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)

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. doi: [10.1080/10705510701301834](https://doi.org/10.1080/10705510701301834)

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. doi: [10.1207/S15328007SEM0902_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2^{da} ed.). New York, NY: Lawrence Erlbaum Associates.

Compas, B. E., Connor-Smith, J. K., Saltzman, H., Thomsen, A. H., & Wadsworth, M. E. (2001). Coping with stress during childhood and adolescence: Problems, progress, and potential in theory and research. *Psychological Bulletin*, 127(1), 87-127. doi: [10.1037/0033-2909.127.1.87](https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.1.87)

Compas, B. E., Jaser, S. S., Bettis, A. H., Watson, K. H., Gruhn, M. A., Dunbar, J. P., ... & Thigpen, J. C. (2017). Coping, emotion regulation, and psychopathology in childhood and adolescence: A meta-analy-

- sis and narrative review. *Psychological Bulletin*, 143(9), 939-991. doi: [10.1037/bul0000110](https://doi.org/10.1037/bul0000110)
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10, Artículo 7. doi: [10.7275/jyj1-4868](https://doi.org/10.7275/jyj1-4868)
- 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)
- Eschenbeck, H., Kohlmann, C.-W., & Lohaus, A. (2007). Gender differences in coping strategies in children and adolescents. *Journal of Individual Differences*, 28(1), 18-26. doi: [10.1027/1614-0001.28.1.18](https://doi.org/10.1027/1614-0001.28.1.18)
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. doi: [10.1037/1082-989X.4.3.272](https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272)
- Fokkema, M., & Greiff, S. (2017). How performing PCA and CFA on the same data equals trouble. *European Journal of Psychological Assessment*, 33(6), 399-402. doi: [10.1027/1015-5759/a000460](https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000460)
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1988). Ways of Coping Questionnaire (WAYS). APA *PsycTESTS Dataset*. doi: [10.1037/t06501-000](https://doi.org/10.1037/t06501-000)
- Griffith, M. A., Dubow, E. F., & Ippolito, M. F. (2000). Developmental and cross-situational differences in adolescents' coping strategies. *Journal of Youth and Adolescence*, 29(2), 183-204. doi: [10.1023/A:1005104632102](https://doi.org/10.1023/A:1005104632102)
- Gross, J. J. (2014). Emotion regulation: Conceptual and empirical foundations. En J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (2^{da} ed., pp. 3-20). New York, NY: The Guilford Press.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362. doi: [10.1037/0022-3514.85.2.348](https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348)
- Guarino, L., Sojo, V., & Bethelmy, L. (2007). Adaptación y validación preliminar de la versión hispana del Cuestionario de Estilos de Afrontamiento (Coping Style Questionnaire). *Psicología Conductual*, 15(2), 173-189. Recuperado de <https://www.behavioralpsycho.com>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8^{va} ed.). Boston, MA: Cengage.
- Hinton, P., McMurray, I., & Brownlow, C. (2014). *SPSS Explained* (2^{da} ed.). doi: [10.4324/9781315797298](https://doi.org/10.4324/9781315797298)
- Hofmann, R. J. (1978). Complexity and simplicity as objective indices descriptive of factor solutions. *Multivariate Behavioral Research*, 13(2), 247-250. doi: [10.1207/s15327906mbr1302_9](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr1302_9)
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: [10.1080/10705519909540118](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Kato, T. (2015). Frequently used coping scales: A meta-analysis. *Stress and Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress*, 31(4), 315-323. doi: [10.1002/smi.2557](https://doi.org/10.1002/smi.2557)
- Klein-Heßling, J., & Lohaus, A. (2002). Zur situationalen Angemessenheit der Bewältigung von Alltagsbelastungen im Kindes-und Jugendalter. *Kindheit Und Entwicklung: Zeitschrift Für Klinische Kinderpsychologie*, 11(1), 29-37. doi: [10.1026//0942-5403.11.1.29](https://doi.org/10.1026//0942-5403.11.1.29)
- Korkmaz, S., Goksuluk, D., & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R package for assessing multivariate normality. *The R Journal*, 6(2), 151-162. doi: [10.32614/RJ-2014-031](https://doi.org/10.32614/RJ-2014-031)
- Lazarus, R. S. (1993). Coping theory and research: Past, present, and future. *Psychosomatic Medicine*, 55(3), 234-247. doi: [10.1097/00006842-199305000-00002](https://doi.org/10.1097/00006842-199305000-00002)
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York, NY: Springer.
- Leys, C., Klein, O., Dominicy, Y., & Ley, C. (2018). Detecting multivariate outliers: Use a robust variant of

- the Mahalanobis distance. *Journal of Experimental Social Psychology*, 74, 150-156. doi: [10.1016/j.jesp.2017.09.011](https://doi.org/10.1016/j.jesp.2017.09.011)
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: [10.1093/biomet/57.3.519](https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519)
- 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 (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320-341. doi: [10.1207/s15328007sem1103_2](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2)
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568-592. doi: [10.1037/0021-9010.93.3.568](https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568)
- 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. doi: [10.35670/1667-4545.v17.n1.17071](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n1.17071)
- 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 <https://www.redalyc.org>
- Morán-Astorga, C., Landero-Hernández, R., & González-Ramírez, M. T. (2010). COPE-28: Un análisis psicométrico de la versión en español del brief COPE. *Universitas Psychologica*, 9(2), 543-552. doi: [10.11144/Javeriana.upsy9-2.capv](https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy9-2.capv)
- Pagán-Torres, O. M., Cumba-Avilés, E., Rosario-Hernández, E., & González-Rivera, J. A. (2021). Psychometric properties and factor structure of the Brief Religious Coping Scale (Brief-RCOPE) in Puerto Rican adults. *Revista Evaluar*, 21(2), 48-62. doi: [10.35670/1667-4545.v21.n2.34396](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v21.n2.34396)
- R Core Team. (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. Recuperado de <https://www.r-project.org>
- Revelle, W. (2021). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Recuperado de <https://cran.r-project.org/package=psych> Version = 1.9.12
- Rodríguez-Marín, J., Terol-Cantero, M. C., López-Roig, S., & Pastor-Mira, M. Á. (1992). Evaluación del afrontamiento del estrés: Propiedades psicométricas del Cuestionario de Formas de Afrontamiento de Acontecimientos Estresantes. *Journal of Health Psychology*, 4(2), 59-84. Recuperado de <http://hdl.handle.net/10045/97146>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: [10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02)
- Roth, S., & Cohen, L. J. (1986). Approach, avoidance, and coping with stress. *American Psychologist*, 41(7), 813-819. doi: [10.1037/0003-066X.41.7.813](https://doi.org/10.1037/0003-066X.41.7.813)
- Sandín, B., & Chorot, P. (2003). Cuestionario de Afrontamiento del Estrés (CAE): Desarrollo y validación preliminar. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 8(1), 39-53. doi: [10.5944/rppc.vol.8.num.1.2003.3941](https://doi.org/10.5944/rppc.vol.8.num.1.2003.3941)
- 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)
- Simkin, H., Borchardt-Dutera, L., & Azzollini, S. (2020). Evidencias de validez del Compendio Internacional de Ítems de Personalidad Abreviado. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 26(1), e320. doi: [10.24265/liberabit.2020.v26n1.02](https://doi.org/10.24265/liberabit.2020.v26n1.02)
- Stassen, H. H., Delfino, J. P., Kluckner, V. J., Lott, P., & Mohr, C. (2014). Vulnerabilität und psychische Erkrankung. *Schweizer Archiv Für Neurologie Und Psychiatrie*, 165(5), 152-157. doi: [10.4414/sanp.2014.00261](https://doi.org/10.4414/sanp.2014.00261)
- Tobin, D. L., Holroyd, K. A., Reynolds, R. V., & Wigal, J. K. (1989). The hierarchical factor structure of the Coping Strategies Inventory. *Cognitive Therapy and Research*, 13(4), 343-361. doi: [10.1007/BF01173478](https://doi.org/10.1007/BF01173478)
- Venables, W. N., & Ripley, B. D. (2002). *Modern Applied*

Statistics with S. doi: 10.1007/978-0-387-21706-2

Yu, C.-Y. (2002). *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes* (Disertación doctoral). University of California, Los Ángeles, CA.

Anexos

Tabla 9

CSI-24: Coping Strategies Inventory

Piense durante unos momentos en un hecho o situación que haya sido muy estresante para usted en el último mes. Por estresante entendemos una situación que causa problemas, le hace sentirse a uno mal o que cuesta mucho enfrentarse a ella. Puede ser con la familia, en la escuela, en el trabajo, con los amigos, etc.

Responda a la siguiente lista de afirmaciones basándose en cómo manejó esta situación. Lea cada frase y determine el grado en que hizo lo que cada frase indica en la situación que antes eligió, marcando el número que corresponda:

0 = Totalmente en desacuerdo
 1 = En desacuerdo
 2 = Ni de acuerdo ni en desacuerdo
 3 = De acuerdo
 4 = Totalmente de acuerdo

No hay respuestas correctas o incorrectas; sólo se evalúa lo que hizo, pensó o sintió en ese momento.

01.	Luché para resolver el problema.	0	1	2	3	4
02.	Cambié la forma en que veía la situación para que las cosas no parecieran tan malas.	0	1	2	3	4
03.	Dejé salir mis sentimientos para reducir el estrés.	0	1	2	3	4
04.	Encontré a alguien que escuchó mi problema.	0	1	2	3	4
05.	Traté de olvidar por completo el asunto.	0	1	2	3	4
06.	Deseé que la situación nunca hubiera empezado.	0	1	2	3	4
07.	Me culpé a mí mismo.	0	1	2	3	4
08.	Oculté lo que pensaba y sentía.	0	1	2	3	4
09.	Me esforcé para resolver los problemas de la situación.	0	1	2	3	4
10.	Me convencí de que las cosas no eran tan malas como parecían.	0	1	2	3	4
11.	Expresé mis emociones, lo que sentía.	0	1	2	3	4
12.	Hablé con una persona de confianza.	0	1	2	3	4
13.	Quitó importancia a la situación y no quise preocuparme más.	0	1	2	3	4
14.	Deseé que la situación no existiera o que de alguna manera terminase.	0	1	2	3	4
15.	Me critiqué por lo ocurrido.	0	1	2	3	4
16.	No dejé que nadie supiera como me sentía.	0	1	2	3	4
17.	Hice frente al problema.	0	1	2	3	4

18.	Me pregunté qué era realmente importante y descubrí que las cosas no estaban tan mal después de todo.	0	1	2	3	4
19.	Analice mis sentimientos y simplemente los dejé salir.	0	1	2	3	4
20.	Pedí consejo a un amigo o familiar que respeto.	0	1	2	3	4
21.	Me comporté como si nada hubiera pasado.	0	1	2	3	4
22.	Deseé no encontrarme nunca más en esa situación.	0	1	2	3	4
23.	Me recriminé por permitir que esto ocurriera.	0	1	2	3	4
24.	Traté de ocultar mis sentimientos.	0	1	2	3	4

Tabla 10

Asignación de ítems del CSI-24.

REP	Resolución del problema	01.	09.	17.
REC	Reestructuración cognitive	02.	10.	18.
EEM	Expresión emocional	03.	11.	19.
APS	Apoyo social	04.	12.	20.
EVP	Evitación del problema	05.	13.	21.
PSD	Pensamiento desiderativo	06.	14.	22.
AUC	Autocrítica	07.	15.	23.
OCE	Ocultación emocional	08.	16.	24.

Nota. Ningún ítem invertido.



Análisis estructural de la Escala de Autoeficacia para Investigar en estudiantes de posgrado

Structural Analysis of the Research Self-efficacy Scale in Graduate Students

Juan Aníbal González-Rivera *¹, Sergio Dominguez-Lara², Natasha Torres-Rivera³,
Taimara Ortiz-Santiago³, Vicmarie Sepúlveda-López³, Miriam Tirado de Alba³,
Chardlyn Marie González-Malavé³

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

1 - Ponce Health Sciences University, San Juan University Center, Puerto Rico.

2 - Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú.

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

Recibido: 07/09/2021 Revisado: 27/12/2021 Aceptado: 26/01/2022

Resumen

Esta investigación se propone examinar la estructura interna de la Escala de Autoeficacia para Investigar en el contexto puertorriqueño mediante la comparación de dos modelos: el modelo original de la escala compuesto por cuatro factores y un modelo bifactor en el cual un factor general explica mayor varianza en los ítems que los cuatro factores del primer modelo. La muestra estuvo compuesta por 357 estudiantes de maestría y doctorado (275 mujeres y 82 hombres). Luego de los análisis psicométricos, la propuesta multidimensional no obtuvo respaldo empírico y la mejor interpretación de la escala es una medida unidimensional de autoeficacia para la investigación. Esto indicaría que las competencias autopercebidas en las diferentes áreas evaluadas por la escala se asocian directamente entre sí, lo que señalaría que el aprendizaje de las tareas de investigación no se desarrollaría por áreas. Se discuten las implicancias prácticas de los hallazgos.

Palabras clave: *escala, autoeficacia, investigar, universitarios, validez*

Abstract

This research aims to examine the internal structure of the Research Self-efficacy Scale in the context of Puerto Rico by comparing two models: the original model of the scale composed of four factors and a bifactor model in which a general factor explains more significant variance in the items than the four factors of the first model. The sample consisted of 357 master and doctoral students (275 women and 82 men). After the psychometric analysis, the multidimensional proposal did not obtain empirical support, and the best interpretation of the scale is a one-dimensional measure of the research self-efficacy. This would indicate that self-perceived competencies in the different areas evaluated by the scale are directly associated with each other, which would designate that the learning of research tasks would not be developed by areas. The practical implications of the findings are discussed.

Keywords: *scale, self-efficacy, research, college students, validity*

*Correspondencia a: Dr. Juan Aníbal González-Rivera, 500 West Main Suite 215, Bayamón, Puerto Rico, 00961. E-mail: jagonzalez@psm.edu

Nota de autores: Juan Aníbal González-Rivera <https://orcid.org/0000-0003-0622-8308>, Sergio Dominguez-Lara <https://orcid.org/0000-0002-2083-4278>, Natasha Torres-Rivera <https://orcid.org/0000-0003-3975-4208>, Taimara Ortiz-Santiago <https://orcid.org/0000-0002-3944-4835>, Vicmarie Sepúlveda-López <https://orcid.org/0000-0003-2426-4708>, Miriam Tirado de Alba <https://orcid.org/0000-0003-3898-3041>, Chardlyn Marie González-Malavé <https://orcid.org/0000-0002-4286-6043>

Cómo citar este artículo: González-Rivera, J. A., Dominguez-Lara, S., Torres-Rivera, N., Ortiz-Santiago, T., Sepúlveda-López, V., Tirado de Alba, M., & González-Malavé, C. M. (2022). Análisis estructural de la Escala de Autoeficacia para Investigar en estudiantes de posgrado. *Revista Evaluar*, 22(1), 17-27. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Melani Hajduczyk, Julian Narvaja, Eugenia Barrionuevo, Mercedes Leaden, Andrea Suárez, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Benjamín Casanova, Jorge Bruera, Ricardo Hernández, Alicia Molinari.

Introducción

En la mayoría de los programas graduados de Puerto Rico, tanto a nivel de maestría como de doctorado, es requisito tomar cursos de metodología de la investigación y realizar algún tipo de trabajo investigativo (una propuesta de investigación, tesis o disertación doctoral). Algunos programas ofrecen la alternativa de sustituir la tesis de investigación por un examen de grado y, quienes tienen esta alternativa, comúnmente optan por dicho examen. De este modo, el trabajo investigativo se suscribe únicamente a quienes tienen interés por llevar a cabo una vida académica o científica. De hecho, muchos estudiantes no perciben la investigación como una experiencia transversal en el proceso; por el contrario, la perciben como una materia o producto prerrequisito dentro del currículo para lograr el grado académico (Criollo, Romero, & Fontaines -Ruiz, 2017).

A pesar de esto, un número considerable de programas doctorales en Puerto Rico están orientados a la investigación científica y estimulan consistentemente a sus estudiantes a desarrollarse en esta área. El problema reside en que el buen quehacer investigativo no se reduce solo a las condiciones favorables que provea una institución, sino que también depende, en gran medida, de las actitudes, las competencias y la confianza que tenga el estudiante para ejecutar adecuadamente el trabajo (Dominguez-Lara, 2017; Quezada-Berumen, Moral de la Rubia, & Landero-Hernández, 2019). Si estos elementos faltan en el estudiantado, posiblemente fracasen o ejecuten tareas investigativas con un rendimiento por debajo de lo esperado, lo cual puede afectar su motivación en trabajos futuros. De hecho, la literatura sugiere que los estudiantes suelen tener niveles moderados de autoeficacia para investigar (AI) y niveles bajos de conocimiento en la investigación (Poh & Kanesan, 2019).

Por esta razón, urge que se investigue empírica y sistemáticamente la AI en estudiantes graduados. Es por ello que el presente trabajo tiene como objetivo principal validar y analizar la estructura interna de la Escala de Autoeficacia para Investigar en estudiantes graduados de Puerto Rico. La validación de esta escala podría servir como herramienta para futuras investigaciones que pretendan medir este constructo y relacionarlo con otras variables.

Autoeficacia para investigar

Según Bandura (2006), la autoeficacia se define como la valoración de las propias capacidades para ejecutar exitosamente una serie de tareas. En este sentido, la AI se refiere al grado de capacidad que posee una persona, en este caso un estudiante, para realizar diversas tareas de investigación de manera adecuada (Dominguez-Lara, 2017). Por esta razón, la medición de esta variable permite identificar las fortalezas y las necesidades de los estudiantes graduados en este campo e intervenir para subsanar las últimas (Black et al., 2013; Dumbauld et al., 2014). Según explica Dominguez-Lara (2017), “si estas labores son percibidas como difíciles o aversivas, es más probable que el estudiante o profesional desista de iniciar especializaciones o estudios de posgrado, los cuales concluyen con el desarrollo y sustentación de trabajos académicos” (p. 310).

En términos de los factores que inciden en la AI, la poca literatura disponible sobre el tema apunta a ciertas variables y condiciones que vale la pena mencionar. Por ejemplo, se sabe que una mayor experiencia y más tiempo de dedicación a la investigación aumentan el sentido de autoeficacia en esta práctica (Lambie, Hayes, Griffith, Limberg, & Mullen, 2014). A su vez, se ha demostrado que, ante situaciones favorables, los es-

tudiantes pueden aumentar el sentido de AI si se exponen a influencias como la motivación intrínseca, la dirección por parte del educador, la cooperación estudiante-profesor y la organización por parte del programa al que pertenecen (Reyes-Cruz & Gutiérrez-Arceo, 2015). Entender la autoeficacia en la investigación es de vital importancia para poder ofrecer orientación a los profesores sobre las deficiencias del *statu quo* y, de esta manera, aportar al desarrollo mejoras y evaluaciones en la educación universitaria (Poh & Kanesan, 2019).

Escala de autoeficacia para la investigación

En la actualidad existen varios instrumentos, en su mayoría anglosajones, que examinan la AI. Entre ellos se destacan el *Research Self-Efficacy Scale* (Greeley et al., 1989), el *Research Attitudes Measures* (O'Brien, Malone, Schmidt, & Lucas, 1998), el *Self-Efficacy in Research Measure* (Phillips & Russell, 1994) y otro instrumento también llamado *Research Self-Efficacy Scale* que se utiliza principalmente en trabajo social (Holden, Barker, Meenaghan, & Rosenberg, 1999). Domínguez-Lara (2017) analizó cada uno de estos instrumentos e identificó algunas deficiencias en los procedimientos utilizados en sus respectivas validaciones. Por este motivo, decidió desarrollar la Escala de Autoeficacia para Investigar (EAI) en idioma español para medir AI tomando en consideración las falencias de los estudios anteriores y contemplando las tareas relacionadas con los cursos estructurados de metodología de la investigación. Con esta nueva escala, el autor busca identificar en qué parte del proceso investigativo los estudiantes reportan debilidades para que, de esta manera, el profesor pueda intervenir de forma más efectiva.

La EAI es un instrumento de autoinforme compuesto por 26 ítems que buscan evaluar qué

tan capaz y competente se siente un estudiante para realizar distintas labores asociadas al proceso de investigación científica. Esta escala evalúa la AI en cuatro dimensiones que están vinculadas con las competencias en investigación: *gestión informacional, capacidad de análisis y síntesis, redacción científica y análisis de datos e interpretación de resultados*. La escala fue desarrollada por Domínguez-Lara (2017) en un proceso de dos etapas. En la primera etapa, el autor evaluó la relevancia y claridad de los ítems originales mediante la valoración de diez jueces expertos. En la segunda etapa, 34 estudiantes de pregrado y de posgrado que habían tomado cursos de metodología de la investigación valoraron la claridad de los ítems de la versión modificada a raíz de los resultados de la primera etapa. La EAI ha sido utilizada en Perú para su validación. No se encontraron otras investigaciones que demuestren la utilización de esta escala, por lo cual esta investigación se propuso validar la EAI en el contexto puertorriqueño. Para esto, se examinó la estructura interna del instrumento mediante la comparación de dos modelos: (1) el modelo original de la escala compuesto por cuatro factores, y (2) un modelo bifactor en el que un factor general explica mayor varianza en los ítems que los cuatro factores del primer modelo.

Método

Diseño de investigación y asuntos éticos

Siguiendo las clasificaciones de Ato, López-García y Benavente (2013), la presente investigación se enmarca dentro del modelo no experimental, bajo un modelo instrumental. El proyecto de investigación fue aprobado por el Comité para la Ética en la Investigación de la Universidad Carlos Albizu en San Juan, Puerto Rico. La recopilación de datos se realizó en línea (internet) y se reclu-

taron voluntarios mediante la propagación de un anuncio pagado en las redes sociales que los dirigía al consentimiento informado y a la encuesta. El consentimiento incluía el propósito del estudio, los criterios de inclusión, la naturaleza voluntaria del estudio, los posibles riesgos y beneficios, así como el derecho de los voluntarios a retirarse del estudio en cualquier momento.

Participantes

Se reclutaron de forma electrónica 357 estudiantes (275 mujeres y 82 hombres) activos en algún programa graduado (maestría y doctorado) de Puerto Rico. Esta cantidad de estudiantes supera el mínimo recomendado por Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014) para realizar un análisis factorial confirmatorio. Los criterios de inclusión fueron: (1) ser mayor de 21 años de edad, (2) estar matriculado en un programa de maestría o doctorado al momento de la investigación, y (3) ser residente en Puerto Rico. La edad promedio de la muestra fue 29.65 años ($DE = 5.81$). En cuanto al programa graduado en el que se encontraban matriculados, 231 (64.7%) cursaban una maestría, 122 (34.2%) un doctorado y 4 (1.1%) se encontraban en proceso de culminar un posdoctorado. A su vez, 260 (72.8%) indicaron tener algún tipo de experiencia en investigación. No obstante, solo 199 (55.7%) consideraban que su universidad los estaba formando correctamente en procesos de investigación académica. Por último, la mayoría ($n = 280$, 78.4%) señaló estar interesada en la investigación.

Instrumentos

Cuestionario de datos generales. Se desarrolló

un cuestionario *ad hoc* para recopilar información sociodemográfica de los participantes (edad, sexo, preparación académica, etcétera). Además, incluía preguntas dicotómicas que se respondían *Sí* o *No*, tales como: *¿Tiene experiencias en investigación? ¿Consideras que la universidad te está formando correctamente para la investigación científica? ¿Te interesa la investigación?*

Escala de Autoeficacia para Investigar (EAI).

Este inventario fue desarrollado por Dominguez-Lara (2017) y toma como base para la redacción de los ítems la lectura de textos orientados a la formación en investigación. Consta de 25 ítems que se distribuyen en cuatro dimensiones vinculadas con las competencias en investigación: gestión informacional (ítems del 1 al 3, p.e., *Determinar si la información encontrada en internet, biblioteca, bases de datos, etc., es de utilidad*), capacidad de análisis y síntesis (ítems del 4 al 12, p.e., *Fundamentar el planteamiento del problema de investigación con teorías y resultados de investigaciones*), redacción científica (ítems del 13 al 20, p.e., *Elaborar párrafos estructurados con una idea de inicio, desarrollo del argumento, y cierre*) y análisis de datos e interpretación de resultados (ítems del 21 al 25, p.e., *Seleccionar la técnica de análisis de datos adecuada*). Además de estos 25 ítems, la EAI contiene una medida de ítem único de AI (ítem 26) que puede utilizarse para correlacionar o contrastar con la medida extensa. La escala de respuesta es tipo Likert de 10 puntos que van desde *Seguro de poder hacerlo* (10) hasta *No puedo hacerlo* (1).

Análisis de datos

De forma previa al análisis estructural, se analizó la normalidad univariada (asimetría y curtosis), así como la normalidad multivariada con

el coeficiente de Mardia esperando magnitudes menores que 70 (Rodríguez & Ruiz, 2008). En cuanto a la estructura interna, se evaluaron dos modelos. El primero fue el de cuatro factores oblicuos atendiendo a la propuesta original de la escala (Dominguez-Lara, 2017) y el segundo, un modelo bifactor (Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016) que parte del supuesto de un factor general (FG), que se denominaría *autoeficacia para la investigación*, y que explica mayor varianza en los ítems que los cuatro factores específicos (FE).

La estimación se llevó a cabo con el método mínimos cuadrados ponderados por media y varianza ajustada (WLSMV, por sus siglas en inglés), con matriz de correlaciones policóricas interítem. La valoración de los modelos se basó en tres criterios. El primer criterio, en los índices de ajuste más frecuentes, como el CFI ($> .90$; McDonald & Ho, 2002), límite superior del intervalo de confianza del RMSEA ($< .10$; West, Taylor, & Wu, 2012), y WRMR (< 1 ; DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018). El segundo criterio, en aspectos vinculados con las cargas factoriales, como la propia magnitud y la diferencia empírica entre dimensiones. En cuanto al primer punto, se esperaron magnitudes al menos de $.50$ (Dominguez-Lara, 2018), y con relación al segundo punto, se comparó la varianza media extraída por factor (AVE) y el cuadrado de la correlación interfactorial (ϕ^2) (Fornell & Larcker, 1981), y cuando el AVE de cada factor sea mayor que ϕ^2 se puede concluir que los factores no están superpuestos y podrían ser interpretados de forma independiente. Por último, el tercer criterio estuvo enfocado en la cuantificación de las malas especificaciones (Sarlis, Satorra, & van der Veld, 2009) con relación a la presencia de cargas cruzadas no modeladas para el caso del modelo oblicuo.

En cuanto al modelo bifactor, la representatividad del FG se evaluó mediante la magnitud del omega jerárquico (ω_h) y la varianza común

explicada (ECV), en los que valores mayores que $.70$ y $.60$, respectivamente, son indicadores de unidimensionalidad (Reise, Scheines, Widaman, & Haviland, 2013). Por el contrario, un omega jerárquico por dimensión (ω_{hs}) mayor que $.30$ indica que los FE podrían ser interpretables (Gignac & Kretzschmar, 2017). Los análisis se realizaron con el software Mplus versión 7.0 (Muthén & Muthén, 1998-2012) y el cálculo de las malas especificaciones, con un módulo especializado (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018).

Resultados

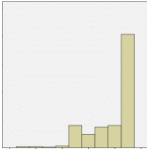
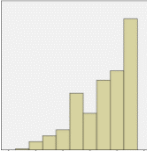
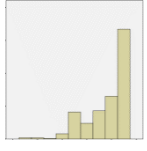
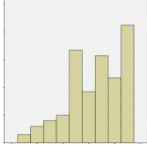
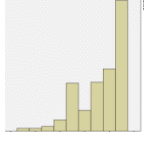
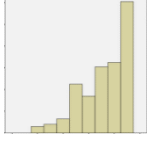
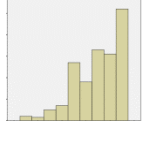
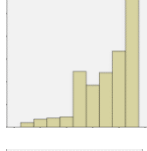
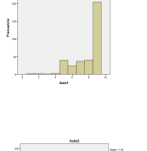
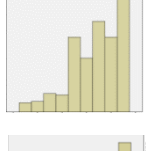
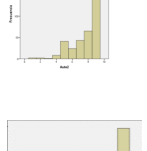
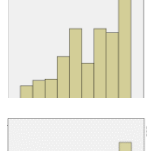
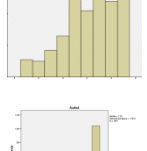
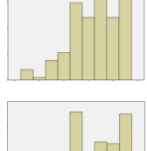
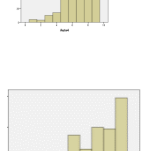
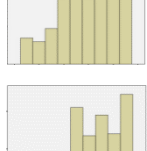
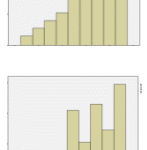
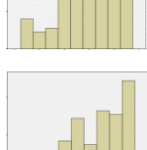
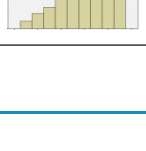
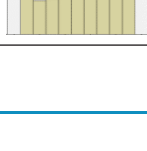
Análisis descriptivos

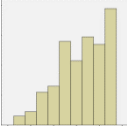
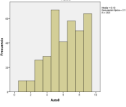
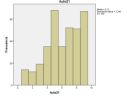
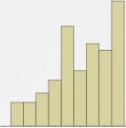
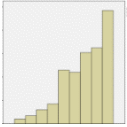
La respuesta promedio de los ítems está por encima de la opción central y, si bien los indicadores de asimetría y curtosis se muestran aceptables, la inspección visual de la distribución de los ítems indica una distribución asimétrica (Tabla 1). Asimismo, el coeficiente de Mardia fue de magnitud elevada ($G^2 = 368.061$), lo que indica el incumplimiento de la normalidad multivariada.

Evidencias de validez: estructura interna

Los índices de ajuste del modelo oblicuo presentan magnitudes que exceden a lo aceptable (CFI = $.955$; RMSEA = $.123$; IC 90% = $.118$, $.129$; WRMR = 1.415), y si bien presentan cargas factoriales y AVE de magnitud elevada, las correlaciones interfactoriales también son altas (Tabla 2); además, existe una cantidad significativa de malas especificaciones asociadas a cargas cruzadas no modeladas (30 de 35 posibles). Por otro lado, el modelo bifactor presentó índices de ajuste más aceptables (CFI = $.971$; RMSEA = $.102$; IC 90% = $.097$, $.108$; WRMR = 1.132), y se puede destacar que las magnitudes del ω_h , ω_{hs} y ECV confieren

Tabla 1
Análisis descriptivo de los ítems de la EAI.

	M	DE	g1	g2	D		M	DE	g1	g2	D
Ítem 1	7.88	1.63	-1.446	1.678		Ítem 14	7.06	1.91	-0.824	-0.172	
Ítem 2	7.69	1.66	-1.273	1.177		Ítem 15	6.51	2.10	-0.570	-0.438	
Ítem 3	7.37	1.82	-1.056	.502		Ítem 16	7.23	1.80	-0.870	-0.022	
Ítem 4	7.01	1.87	-0.819	.140		Ítem 17	7.18	1.93	-1.014	.455	
Ítem 5	6.79	2.00	-0.816	.109		Ítem 18	6.71	2.02	-0.782	.059	
Ítem 6	6.40	2.13	-0.614	-0.266		Ítem 19	6.52	2.29	-0.628	-0.599	
Ítem 7	6.39	2.17	-0.598	-0.384		Ítem 20	6.65	1.99	-0.638	-0.111	
Ítem 8	6.19	2.14	-0.416	-0.625		Ítem 21	6.12	2.25	-0.440	-0.643	
Ítem 9	6.56	2.07	-0.650	-0.297		Ítem 22	6.24	2.19	-0.572	-0.308	
Ítem 10	6.50	2.04	-0.536	-0.435		Ítem 23	6.00	2.43	-0.483	-0.800	

Ítem 11	6.46	2.10	-.538	-.542		Ítem 24	5.40	2.67	-.228	-1.165	
Ítem 12	6.50	2.11	-.496	-.699		Ítem 25	6.18	2.33	-.494	-.693	
Ítem 13	6.90	1.95	-.821	.054							

mayor fortaleza al FG que a los factores específicos (Tabla 2), por lo que se trataría de una medida unidimensional.

Discusión

El objetivo principal de este estudio fue validar preliminarmente la Escala de Autoeficacia para Investigar (EAI) en el contexto universitario de Puerto Rico y confirmar cuál modelo dimensional se ajusta mejor a esta población. Cabe mencionar que este es el primer estudio instrumental que examina la estructura interna de la EAI y aporta evidencias de validez de constructo. Se evaluaron dos modelos: el primero responde a la propuesta original de cuatro factores oblicuos de [Dominguez-Lara \(2017\)](#), y el segundo responde a un modelo bifactor que parte de la premisa de que existe un factor general denominado *autoeficacia para la investigación* (AI) que subyace e influye en los 25 ítems de la escala. Este último modelo nos permite identificar de manera precisa la influencia del constructo *autoeficacia para la investigación* sobre los ítems y aporta evidencia contundente de la estructura interna del instrumento ([Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017](#)).

En este sentido, la propuesta multidimen-

sional no obtuvo respaldo empírico y la mejor interpretación de la EAI es como una medida unidimensional de AI. Esto indicaría que las competencias autopercebidas en las diferentes áreas evaluadas por la EAI (p.e., redacción científica o análisis de datos) se asocian directamente entre sí, lo que señalaría que el aprendizaje de las tareas de investigación no se desarrollaría por áreas, al menos en la muestra evaluada. Es decir, que una persona percibe su grado de autoeficacia (p.e., bajo o alto) de forma similar en las diferentes tareas investigativas. A nuestro entender, esto podría ser por dos razones principales: la primera está asociada a la percepción popular de que las tareas investigativas son difíciles, aburridas o aversivas. Una percepción anticipatoria de esta índole podría generar un rechazo absoluto o parcial a las tareas investigativas y al interés en desarrollar las destrezas necesarias en esta área. En consecuencia, y aquí tenemos la segunda razón, se afecta la motivación que los estudiantes pudiesen tener hacia la investigación cuantitativa y los cursos diseñados para esta competencia ([Reyes-Cruz & Gutiérrez-Arceo, 2015](#)).

En cuanto a las implicaciones prácticas, es importante destacar que es la primera vez que se valida en Puerto Rico un instrumento con capacidad para medir qué tan competentes se perciben

Tabla 2

Modelos de medición de la Escala de Autoeficacia para la Investigación.

	Modelo oblicuo				Modelo bifactor				
	F1	F2	F3	F4	FG	F1	F2	F3	F4
Ítem 1	.885				.648	.613			
Ítem 2	.907				.664	.670			
Ítem 3	.931				.700	.543			
Ítem 4		.756			.740		.298		
Ítem 5		.893			.870		.390		
Ítem 6		.876			.858		.285		
Ítem 7		.913			.902		.181		
Ítem 8		.871			.865		-.125		
Ítem 9		.883			.873		-.241		
Ítem 10		.913			.900		-.233		
Ítem 11		.912			.903		-.162		
Ítem 12		.888			.880		-.090		
Ítem 13			.935		.875			.321	
Ítem 14			.876		.804			.393	
Ítem 15			.885		.834			.254	
Ítem 16			.833		.749			.448	
Ítem 17			.818		.727			.495	
Ítem 18			.870		.816			.282	
Ítem 19			.747		.710			.194	
Ítem 20			.929		.887			.191	
Ítem 21				.954	.872				.283
Ítem 22				.925	.847				.284
Ítem 23				.819	.707				.509
Ítem 24				.769	.639				.619
Ítem 25				.837	.741				.411
AVE	.824	.774	.746	.746					
F1	1	.564	.494	.317					
F2	.751	1	.819	.748					
F3	.703	.905	1	.750					
F4	.563	.865	.866	1					
ω_h	-	-	-	-	.953				
ECV	-	-	-	-	.821				
ω_{hs}	-	-	-	-	-	.421	.001	.134	.222

Nota. F1 = gestión informacional; F2 = capacidad de análisis y síntesis; F3 = redacción científica; F4 = análisis de datos e interpretación de resultados; FG = factor general de autoeficacia para la investigación; AVE = varianza media extraída. Debajo de la diagonal: correlaciones interfactoriales. Encima de la diagonal: varianza compartida entre factores. ω_h = omega jerárquica; ECV = varianza común explicada por el FG; ω_{hs} = omega jerárquica por dimensión.

los estudiantes graduados para realizar distintas tareas asociadas al proceso de investigación científica. Además, debemos tener en consideración que la EAI se construyó tomando como base el contenido curricular de los cursos de metodología de la investigación. Por esta razón, con toda seguridad puede ser empleada como una medida diagnóstica al inicio de los cursos de investigación a fin de que el profesor pueda conocer aquellas áreas de mayor necesidad en el estudiantado y reforzar las mismas. Asimismo, la EAI podría ser administrada como una medida de avalúo a estudiantes que estén comenzando los procesos de disertación doctoral. Este proceso podría resultar esclarecedor a los directores de disertación y, de ese modo, les permitiría optimizar los procesos de asesoría para que cumplan con los estándares mínimos necesarios. Esto facilitaría identificar qué tan competente se percibe un estudiante para hacer frente a los procesos de disertación y, luego de una evaluación cualitativa de las respuestas de la prueba, conocer las áreas de mayor rezago o dificultad en los estudiantes. Este ejercicio es fundamental dado que la AI está fuertemente relacionada con el involucramiento en la investigación (Bieschke, Bishop, & García, 1996) y la producción científica y académica (Kahn, 2001; Pasupathy & Siwatu, 2014).

En términos de beneficios, se destaca la brevedad y el lenguaje comprensible del instrumento. Por esta razón, como resalta su creador (Dominguez-Lara, 2017, p. 319), el instrumento “podría servir como una medida autoaplicada en los procesos de admisión a programas de posgrado para que el estudiante conozca qué actividades y competencias se esperan de él, y si se siente listo para afrontarlas”. Esto evitaría posibles futuros fracasos o ejecutorias por debajo de lo esperado en las carreras graduadas y, al mismo tiempo, alertaría a los estudiantes sobre lo esperado de ellos en estas funciones. En este sentido, propo-

nemos la EAI como una herramienta práctica y útil en el quehacer investigativo y académico de las universidades, así como en sus procesos de selección y admisión.

Como toda investigación, el presente estudio no está eximido de limitaciones. En primer lugar, la muestra fue por conveniencia y no fue aleatoria. En segundo lugar, el procedimiento de recolección de datos no fue estandarizado, esto puede afectar las medias del estudio y aumentar el error estándar de medición. Futuros estudios deben contar con muestras representativas de la mayoría de los programas graduados del país que requieran experiencia investigativa como, por ejemplo, tesis o disertación doctoral. Además, se debe poner a prueba el potencial predictivo del EAI con respecto a la obtención de un posgrado académico o la finalización de una disertación doctoral. Por último, futuros estudios en Puerto Rico deben dirigir esfuerzos para conocer y entender las actitudes de los estudiantes puertorriqueños hacia la investigación y los factores que inciden en ella.

Referencias

- Ato, M., López-García, 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](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511)
- Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. En F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (Vol. 5, pp. 307-337). Greenwich, CT: Information Age. <https://www.uky.edu/~eushe2/Bandura/BanduraGuide2006.pdf>
- Bieschke, K. J., Bishop, R. M., & Garcia, V. L. (1996). The utility of the Research Self-Efficacy Scale. *Journal of Career Assessment*, 4(1), 59-75. doi: [10.1177/106907279600400104](https://doi.org/10.1177/106907279600400104)
- Black, M. L., Curran, M. C., Golshan, S., Daly, R., Depp,

- C., Kelly, C., & Jeste, D. V. (2013). Summer research training for medical students: Impact on research self-efficacy. *Clinical and Translational Science*, 6(6), 487-489. doi: [10.1111/cts.12062](https://doi.org/10.1111/cts.12062)
- Criollo, M., Romero, M., & Fontaines-Ruiz, T. (2017). Autoeficacia para el aprendizaje de la investigación en estudiantes universitarios. *Psicología Educativa*, 23(1), 63-72. doi: [10.1016/j.pse.2016.09.002](https://doi.org/10.1016/j.pse.2016.09.002)
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling*, 25(3), 453-466. doi: [10.1080/10705511.2017.1390394](https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394)
- Dominguez-Lara, S. (2017). Construcción de una escala de autoeficacia para la investigación: Primeras evidencias de validez. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(2), 308-322. doi: [10.19083/ridu.11.514](https://doi.org/10.19083/ridu.11.514)
- Dominguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: Una perspectiva de fiabilidad de constructo [Avance online]. *Enfermería Clínica*, 28(6), 401-402. doi: [10.1016/j.enfcli.2018.06.002](https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002)
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018). Evaluación de las malas especificaciones en modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(2), 19-24. doi: [10.32348/1852.4206.v10.n2.19595](https://doi.org/10.32348/1852.4206.v10.n2.19595)
- Dominguez-Lara, S., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. doi: [10.24016/2017.v3n2.51](https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51)
- Dumbauld, J., Black, M., Depp, C. A., Daly, R., Curran, M. A., Winegarden, B., & Jeste, D. V. (2014). Association of learning styles with research self-efficacy: Study of short-term research training program for medical students. *Clinical and Translational Science*, 7(6), 489-492. doi: [10.1111/cts.12197](https://doi.org/10.1111/cts.12197)
- 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: [10.1177/002224378101800104](https://doi.org/10.1177/002224378101800104)
- Gignac, G. E., & Kretschmar, A. (2017). Evaluating dimensional distinctness with correlated-factor models: Limitations and suggestions. *Intelligence*, 62, 138-147. doi: [10.1016/j.intell.2017.04.001](https://doi.org/10.1016/j.intell.2017.04.001)
- Greeley, A. T., Johnson, E., Seem, S., Braver, M., Dias, L., Evans, K., ..., & Pricken, P. (1989). *Research Self-Efficacy Scale*. Unpublished scale presented at the conference of the Association for Women in Psychology, Bethesda, MD.
- Holden, G., Barker, K., Meenaghan, T., & Rosenberg, G. (1999). Research self-efficacy: A new possibility for educational outcomes assessment. *Journal of Social Work Education*, 35(3), 463-476. doi: [10.1080/10437797.1999.10778982](https://doi.org/10.1080/10437797.1999.10778982)
- Kahn, J. H. (2001). Predicting the scholarly activity of counseling psychology students: A refinement and extension. *Journal of Counseling Psychology*, 48(3), 344-354. doi: [10.1037/0022-0167.48.3.344](https://doi.org/10.1037/0022-0167.48.3.344)
- Lambie, G. W., Hayes, B. G., Griffith, C., Limberg, D., & Mullen, P. R. (2014). An exploratory investigation of the research self-efficacy, interest in research, and research knowledge of Ph.D. in education students. *Innovative Higher Education*, 39(2), 139-153. doi: [10.1007/s10755-013-9264-1](https://doi.org/10.1007/s10755-013-9264-1)
- 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](https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361)
- McDonald, R. P., & Ho, M.-H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64-82. doi: [10.1037/1082-989X.7.1.64](https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.64)
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2012). *Mplus User's guide* (7^{ma} ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. Recuperado de <http://www.statmodel.com>
- O'Brien, K. M., Malone, M. E., Schmidt, C. K., & Lucas, M. S. (1998, August). *Research self-efficacy: Improvements in instrumentation*. Poster session presented at the annual conference of the American Psychological Association, San Francisco.
- Pasupathy, R., & Siwatu, K. O. (2014). An investigation

- of research self-efficacy beliefs and research productivity among faculty members at an emerging research university in the USA. *Higher Education Research & Development*, 33(4), 728-741. doi: [10.1080/07294360.2013.863843](https://doi.org/10.1080/07294360.2013.863843)
- Phillips, J. C., & Russell, R. K. (1994). Research self-efficacy, the research training environment, and research productivity among graduate students in counseling psychology. *The Counseling Psychologist*, 22(4), 628-641. doi: [10.1177/0011000094224008](https://doi.org/10.1177/0011000094224008)
- Poh, R., & Kanesan, A. (2019). Factors influencing students' research self-efficacy: A case study of university students in Malaysia. *Eurasian Journal of Educational Research*, 82(1), 137-168. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1223661.pdf>
- Quezada-Berumen, L., Moral de la Rubia, J., & Landero-Hernández, R. (2019). Validación de la Escala de Actitud hacia la Investigación en estudiantes mexicanos de psicología. *Revista Evaluar*, 19(1), 1-16. doi: [10.35670/1667-4545.v19.n1.23874](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v19.n1.23874)
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. doi: [10.1177/0013164412449831](https://doi.org/10.1177/0013164412449831)
- Reyes-Cruz, M., & Gutiérrez-Arceo, J. (2015). Sentido de autoeficacia en investigación de estudiantes de posgrado. *Sinéctica*, 45(1), 1-15. Recuperado de <http://www.scielo.org.mx/scielo.php?lng=es>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. doi: [10.1037/met0000045](https://doi.org/10.1037/met0000045)
- Rodríguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227. Recuperado de <https://www.redalyc.org/home.oa>
- Saris, W. E., Satorra, A., & van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation modeling or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, 16(4), 561-582. doi: [10.1080/10705510903203433](https://doi.org/10.1080/10705510903203433)
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 209-231). New York, NY: Guilford.



Calidad de la amistad en adolescentes: Evaluación en población argentina

Friendship Quality in Adolescents: Assessment in Argentinian Population

Lucas Marcelo Rodríguez *^{1, 2}, José Eduardo Moreno², Carina Daniela Hess^{1, 2},
María Eva Ghiglione^{1, 2}, Belén Mesurado^{1, 3}

1 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, CONICET, Argentina.

2 - Centro de Investigaciones Interdisciplinar en Valores, Integración y Desarrollo Social, Facultad Teresa de Ávila, Pontificia Universidad Católica Argentina, Argentina.

3 - Instituto de Filosofía, Universidad Austral, Argentina.

Recibido: 30/11/2021 Revisado: 08/02/2022 Aceptado: 14/02/2022

Introducción
Estudio 1
Estudio 2
Discusión
Referencias

Resumen

La presente investigación consta de dos estudios. El objetivo del Estudio 1 es evaluar la validez factorial de una versión abreviada de la Escala de Calidad de la Amistad de Bukowski para adolescentes argentinos, con una muestra de 195 adolescentes (85 mujeres) de entre 13 y 16 años. El objetivo del Estudio 2 es poner a prueba el modelo obtenido en el Estudio 1 mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC), así como evaluar la validez de criterio con una medida de valores para el desarrollo positivo adolescente, con una muestra de 411 adolescentes (218 mujeres) de entre 12 y 17 años. De ambos estudios surgió un instrumento que evalúa la calidad de la amistad con buenas propiedades psicométricas en cinco dimensiones: actividades compartidas, ayuda, profundidad en la relación, conflicto y asimetría. Estas dimensiones tienen una varianza explicada del 40.91% y están agrupadas de acuerdo con el grado y la profundidad de la amistad, en primer lugar, y con dificultades en la relación, en segundo lugar. Estos dos factores tienen una varianza explicada del 46.95%.

Palabras clave: amistad, adolescencia, pares, psicometría, valores

Abstract

The present investigation consists of two studies. The purpose of Study 1 is to evaluate the factorial validity of a shortened version of Bukowski Friendship Quality Scale for Argentinian adolescents, in a sample of 195 adolescents (85 women) between 13 to 16 years old. The purpose of Study 2 is to test the model obtained in Study 1 by means of a confirmatory factor analysis (CFA), as well as to evaluate the validity of the criteria with a measure of values for positive adolescent development, in a sample of 411 adolescents (218 women) between 12 to 17 years old. From both studies derived an instrument that evaluates friendship quality with good psychometric properties in five dimensions: shared activities, help, relationship depth, conflict, and asymmetry. These dimensions have an explained variance of 40.91% and they are classified according to friendship degree and depth, on the one hand, and relationship difficulties, on the other. These factors have an explained variance of 46.95%.

Keywords: friendship, adolescence, peers, psychometrics, values

*Correspondencia a: Lucas Marcelo Rodríguez. E-mail: lucasmarcelorodriguez@gmail.com

Cómo citar este artículo: Rodríguez, L. M., Moreno, J. E., Hess, C. D., Ghiglione, M. E., & Mesurado, B. (2022). Calidad de la amistad en adolescentes: Evaluación en población argentina. *Revista Evaluar*, 22(1), 28-42. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron de la edición de este artículo: Abigail Pérez, Stefano Macri, Juan Cruz Balverdi, María Eugenia Maiorana, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Eugenia Barrionuevo, Alicia Molinari, Ricardo Hernández.

Introducción

El vínculo con el grupo de pares en la niñez y en las etapas posteriores posibilita la adquisición progresiva de una serie de capacidades y competencias fundamentales que posibilitan alcanzar una autopercepción satisfactoria y un adecuado funcionamiento global (Morelato, Maddio, & Valdéz-Medina, 2011; Schoeps, Tamarit, González, & Montoya-Castilla, 2019).

La mayoría de los investigadores en psicología social y psicología del desarrollo que estudiaron los vínculos con los pares consideran que el *peer status*, definido como el grado en que los niños y adolescentes son aceptados o rechazados por sus compañeros, es un factor de predicción fundamental del desarrollo socioemocional y cognitivo (Bengtsson, Arvidsson, & Nyström, 2022; Coie, Dodge, & Kupersmidt, 1990; Engels et al., 2019; Newcomb, Bukowski, & Pattee, 1993; Parker & Asher, 1987, 1990, 1993a). La popularidad entre los compañeros se relaciona con el desarrollo positivo, a saber, interacciones prosociales con compañeros, liderazgo y bienestar emocional; mientras que el rechazo se asocia con la agresión de los compañeros, la soledad, los comportamientos perturbadores y la distracción atencional. Además, los niños y adolescentes que son rechazados o no valorados por sus compañeros tienen un concepto de sí mismos más deficiente que los que son populares o pertenecen al promedio. Investigaciones recientes muestran además efectos en el sistema inmunológico: negativos, si hay rechazo de parte de sus pares, y positivos, si hay aceptación por parte de estos (De Bruine, Giletta, Denissen, Sijtsema, & Oldehinkel, 2019).

Aunque la mayor parte de la investigación del vínculo con los pares se ha centrado en el estatus o posición que los niños y adolescentes ocupan en su grupo de pares (*peer status*), algunos investigadores (Berndt, 1982; Bukowski & Hoza,

1989; Furman & Robbins, 1985; Rodríguez, Moreno, & Mesurado, 2021) han argumentado que la amistad y el grado de compañerismo representan una característica muy importante en la relación entre pares. Mientras que el estatus de pares es unilateral y mide el grado en que un grupo de pares valora o acepta a un niño, la amistad se distingue del estatus de pares por su direccionalidad y especificidad ya que se trata de una relación diádica que requiere la selección mutua entre dos personas específicas (Bukowski & Hoza, 1989). Furman y Robbins (1985) consideran que las relaciones de amistad cumplen diferentes funciones del desarrollo que el estatus de pares. Las relaciones de amistad ofrecen a los niños afecto, intimidad y aliados confiables dentro de un contexto de pares. A partir de estas experiencias se pueden fomentar sentimientos de confianza interpersonal, aceptación y seguridad emocional. Por el contrario, se considera que el estatus de pares refleja la posición de los niños dentro de un marco social más amplio que contribuye al desarrollo de la identidad a medida que comienzan a considerarse a sí mismos como parte de un grupo.

Además, se afirma que la amistad promueve la interiorización de reglas y valores, favorece la resolución de conflictos interpersonales, incrementa la autoestima y se constituye en un agente protector frente a situaciones adversas o entornos negativos, por ejemplo, en casos de problemáticas familiares, exclusión social o acoso escolar (Beyers & Seiffge-Krenke, 2007). Por otro lado, diversos autores (Bukowski, Motzoi, & Meyer, 2009; Bukowski, Dirks, Persram, Wright, & Infantino, 2020) afirman que los principales beneficios de la amistad se pueden agrupar según sus contribuciones a la validación del yo, el desarrollo moral y la protección contra factores de riesgo.

Rubin y Bowker (2017) expresaron que tener al menos una amistad mutua durante la infancia y la adolescencia es un factor protector ante

problemáticas internalizadas y externalizadas. Además, expresaron que estudios longitudinales descubrieron que los beneficios de tener relaciones de amistad diádicas en la infancia y la adolescencia persisten hasta la edad adulta y la vejez. Por su parte, otros estudios han dado cuenta de la importancia de la amistad para la salud mental durante la infancia y la adolescencia y han evidenciado el valor de este tipo de vínculos para la disminución de la soledad de pares (Rodríguez et al., 2021).

La psicología contemporánea define la amistad como la experiencia voluntaria de una relación mutua entre dos personas (Bukowski & Hoza, 1989; Hays, 1985; Margalit, 2010) que juega un papel integral en la vida personal cotidiana (Demir, Özdemir, & Weitekamp, 2007). El propósito de las relaciones de amistad es facilitar los objetivos socioemocionales de los participantes. La amistad puede implicar diversos tipos y grados de “compañerismo, intimidad, afecto y asistencia mutua” (Hays, 1988, p. 395). Como sugiere la definición, la amistad es una relación cualitativa. Los estudiosos también reconocieron que la amistad puede implicar diversos grados de conflicto (Hinde, 1997). Por tanto, la amistad tiene dos dimensiones principales: la calidad de la amistad y el conflicto (Demir et al., 2007).

Entre los instrumentos más importantes contruidos para estudiar la amistad se encuentra la Escala de Calidad o Propiedades de la Amistad de William M. Bukowski (Bukowski & Hoza, 1989; Bukowski, Hoza, & Boivin, 1994), que es un instrumento de medición multidimensional con un basamento teórico para evaluar la calidad de las relaciones que establecen los niños y los adolescentes tempranos con sus mejores amigos de acuerdo con cinco aspectos conceptualmente significativos de la relación de amistad. Estas dimensiones son: *compañerismo*, *conflicto*, *ayuda mutua*, *seguridad* (confianza), y *proximidad*.

El análisis factorial confirmatorio (utilizado para evaluar la estructura factorial de este instrumento) demostró que estas subescalas representaban dominios de amistad distintos, pero relacionados.

El Cuestionario de Calidad de la Amistad (FQQ) de Parker y Asher (1993b) es una derivación del instrumento original desarrollado por Bukowski. Este cuestionario no proporciona una puntuación general de la calidad de la amistad percibida, sino que permite investigar diferentes factores y áreas problemáticas, al mismo tiempo que determina la calidad de la amistad percibida. El cuestionario consta de 40 preguntas y se divide en seis subescalas que miden las percepciones de los estudiantes sobre diferentes características subjetivas de sus relaciones de amistad. Además, cada subescala tiene un número diferente de elementos. Los nombres de las subescalas son los siguientes: validación y carga, conflicto y traición, resolución de conflictos, ayuda y orientación, compañerismo y recreación e intercambio íntimo (De Sousa, Wendt, Lisboa, & Koller, 2014).

En el Centro de Investigación Interdisciplinar en Valores, Integración y Desarrollo Social (UCA - Paraná, Argentina) se llevó a cabo una adaptación en español de la Escala de Calidad de la Amistad de Bukowski para niños (Resett, Rodríguez, & Moreno, 2013) que demostró, a partir de un análisis factorial exploratorio (AFE), que dicho instrumento mantenía la estructura factorial postulada por sus autores. En esta investigación el modelo original de seis factores del test explicaba una varianza del 51% y las consistencias internas de las subescalas fluctuaban entre .61 y .81. Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio. El análisis estadístico indicó un ajuste adecuado (CFI = .90 y RMSEA = .044) para el modelo de seis factores propuesto. Los coeficientes alfa de Cronbach fluctuaron entre .63 y .83 (Rodríguez, Resett, Grinóvero, & Moreno, 2015).

Este equipo de investigación adaptó esta escala para adolescentes y trató, en lo posible, de reducir el número de ítems.

A partir de lo mencionado anteriormente, se desarrollaron dos estudios con los siguientes objetivos:

Estudio 1: evaluar la validez factorial de una versión abreviada de la Escala de Calidad de la Amistad de Bukowski para adolescentes argentinos.

Estudio 2: *Objetivo A*: comprobar el modelo obtenido en el Estudio 1 mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC); *Objetivo B*: evaluar la validez de criterio con una medida de valores para el desarrollo positivo adolescente.

Estudio 1

Metodología

Participantes

La muestra de carácter intencional se conformó con 195 adolescentes, 110 varones y 85 mujeres, de entre 13 y 16 años ($M = 14.28$; $DE = .76$). Los mismos eran estudiantes secundarios de escuelas públicas y privadas de la ciudad de Formosa, Argentina.

Instrumentos

1. Cuestionario sociodemográfico *ad hoc* que comprende preguntas sobre edad, género, curso, etc.

2. *Friendship Qualities Scale* (Escala de Calidad de la Amistad) versión 4.1 de Bukowski, Hoza y Boivin (1994), traducción al castellano y adaptación para niños (Resett et al., 2013; Rodríguez et al., 2015). Se realizaron modificaciones en la redacción de algunos ítems para adecuarlos al lenguaje y al contexto de la población adoles-

cente.

La administración de este instrumento supone que el sujeto debe mencionar quién es su mejor amigo y luego contestar 33 ítems que describen modalidades de la amistad e indicar el grado de acuerdo con las mismas. El instrumento presenta cuatro alternativas de respuesta: 1 (*totalmente en desacuerdo*), 2 (*en desacuerdo*), 3 (*de acuerdo*) y 4 (*totalmente de acuerdo*), según las cuales los valores más altos indican mayor nivel del constructo medido.

Este cuestionario comprende las seis subescalas o dimensiones de la amistad que se definen a continuación:

1- **Compañerismo**: definido como un elemento esencial en la amistad, desde la infancia hasta la adolescencia; entendido como la cantidad de tiempo voluntario que los amigos comparten o pasan juntos. Comprende ítems, como por ejemplo: *Mi amigo/a y yo pasamos mucho tiempo libre juntos.*

2- **Balance**: comprende ítems acerca del balance en la reciprocidad, es decir, si en el vínculo de amistad uno de los sujetos brinda más que el otro, como por ejemplo: *Ser amigos es más importante para mí que para mi amigo/a.*

3- **Conflicto**: se refiere a las peleas o discusiones dentro de la relación de amistad, es decir, los desacuerdos. Comprende ítems, como por ejemplo: *Mi amigo/a y yo podemos discutir mucho.*

4- **Ayuda**: se refiere a la ayuda mutua y a la asistencia, así como a la ayuda frente a situaciones conflictivas que pueden vivirse con otros compañeros. Incluye ítems como: *Mi amigo/a me ayuda cuando tengo algún problema; Si alguien me tratara mal o me amenazara, mi amigo/a me ayudaría.*

5- **Seguridad**: se refiere a la creencia de que

en el momento en que el sujeto necesite a su amigo, este es fiable y el sujeto puede tener confianza en él (es decir, una alianza confiable). Se refiere también a la fortaleza de la amistad, independientemente de las diferencias o desacuerdos que pueda haber dentro del vínculo, es decir, la trascendencia de problemas. Incluye ítems como: *No hay nada que pueda romper nuestra amistad; Si mi amigo/a o yo hacemos algo que le molesta al otro, nos podemos reconciliar fácilmente.*

6- Proximidad: se refiere a los sentimientos de afecto o a la capacidad de sentirse especial dentro del vínculo de amistad, así como a la unión del vínculo. Comprende ítems como: *Sé que soy importante para mi amigo/a; Pienso en mi amigo/a cuando estoy con él/ella y también cuando no está conmigo.*

Respecto de las propiedades psicométricas, la *Friendship Qualities Scale* de Bukowski (en su versión original) ha mostrado validez de constructo e índices de confiabilidad interna aceptables para cada una de sus subescalas, con alfas de Cronbach entre .68 y .77. Estudios más recientes han hallado consistencias de entre .71 y .86.

Procedimiento

Para la recolección de datos se estableció contacto con los directivos de las instituciones educativas y se envió a los padres o tutores el documento correspondiente de consentimiento informado para su firma. Luego se tomaron los instrumentos de forma autoadministrada en grupos áulicos conformados por los adolescentes, con previa explicación de los objetivos de la investigación. La participación fue anónima y vo-

luntaria.

Análisis de datos

Con el objetivo de estudiar la estructura empírica subyacente del cuestionario y construir un instrumento abreviado, se llevó a cabo un estudio factorial exploratorio de los 46 ítems originales del cuestionario en su versión en inglés, para luego determinar los factores del cuestionario en su versión adaptada y abreviada, y realizar el análisis exploratorio definitivo. Se utilizó el SPSS 19 como paquete estadístico. Para estudiar la consistencia interna, se utilizó la prueba alfa de Cronbach.

Resultados

Para determinar el número de factores a ser rotados se utilizó el procedimiento Gutman-Kaiser, que consiste en rotar solamente los factores que en el primer análisis tuvieron autovalores mayores a 1. Además, se eliminaron los factores en los que ninguna variable obtuviera un peso superior a .30 o tuvieran solamente dos ítems. Se consideró el scree test de Cattell (Kline, 1994) con gráficos de sedimentación (ver Figura 1). En síntesis, se factorizaron 30 ítems.

Meyer y Olkin (KMO = .82) evidenció la adecuación de la muestra. En la prueba de esfericidad de Bartlett se obtuvo un chi cuadrado de 1763.41, $gl = 435$, $p < .001$ y un valor de determinante de 9.99 E-006 distinto de cero.

Se decidió utilizar el método de ejes principales para la extracción de factores, se recomienda máxima verosimilitud si las distribuciones son normales y ejes principales si las distribuciones se apartan de lo normal (Costello & Osborne, 2005), y el método de rotación oblimin, dado que permite una apreciación más real de la estructura subyacente no necesariamente ortogonal (Thorn-

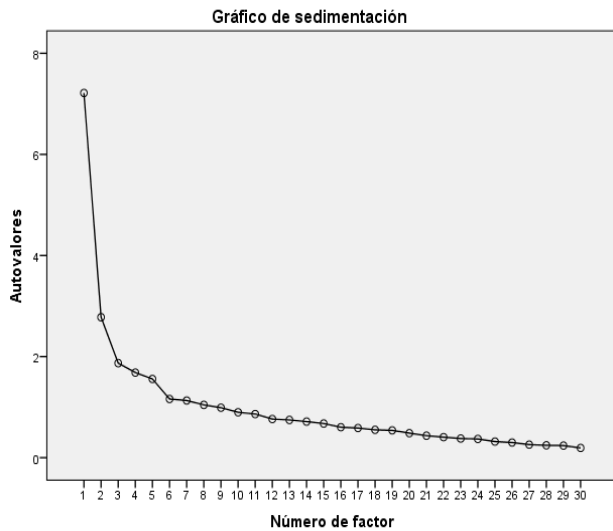


Figura 1. Gráfico de sedimentación

dike, 1982). Además, se llevaron a cabo análisis factoriales de segundo orden.

Los cinco factores obtenidos tienen una varianza explicada del 40.91%.

El primer factor se conformó con ocho ítems y, de acuerdo con el contenido conceptual de los ítems, se lo nombró *ayuda mutua*. Obtuvo un alfa de Cronbach de .83. Los ítems incluidos se refieren a la ayuda mutua y la asistencia, así como a la ayuda frente a situaciones conflictivas que pueden vivirse con otros compañeros. Este primer factor incluye ítems, como: *Mi amigo/a me ayuda cuando tengo algún problema; Si alguien me tratara mal o me amenazara, mi amigo/a me ayudaría.*

El segundo factor se conformó con siete ítems y, de acuerdo con el contenido conceptual de los ítems, se lo nombró *conflicto*. Obtuvo un alfa de Cronbach de .64. Los ítems incluidos se refieren a las peleas, desacuerdos o discusiones dentro de la relación de amistad y a la tolerancia de conflictos en el vínculo. El segundo factor comprende ítems, como: *Mi amigo/a y yo podemos discutir mucho; o Mi amigo/a me molesta o me hace enojar aunque le pida que no lo haga.*

El tercer factor se conformó con cinco ítems

y, de acuerdo con el contenido conceptual de los ítems, se lo nombró *actividad y tiempo compartido*. Obtuvo un alfa de Cronbach de .70. Los ítems incluidos consideran la cantidad de tiempo que los amigos comparten o pasan juntos de modo voluntario, es decir, el compartir juegos y actividades extraescolares. Este tercer factor comprende ítems, como por ejemplo: *Mi amigo/a y yo pasamos mucho tiempo libre juntos; o Mi amigo/a y yo nos visitamos después de la escuela y los fines de semana.*

El cuarto factor se conformó con tres ítems y, de acuerdo con el contenido conceptual de los ítems, se lo nombró *asimetría - reciprocidad negativa*. Obtuvo un alfa de Cronbach de .65. Los ítems incluidos consideran si en el vínculo de amistad uno de los sujetos brinda más que el otro, es decir, si el vínculo es asimétrico, como por ejemplo: *Ser amigos es más importante para mí que para mi amigo/a; A veces parece que a mí me importa más nuestra amistad que a mi amigo/a.*

El quinto factor se conformó con siete ítems y, de acuerdo con el contenido conceptual de los ítems, se lo nombró *intimidad y proximidad* (ver Tabla 1). Obtuvo un alfa de Cronbach de .82. Los ítems incluidos consideran los sentimientos de afecto y proximidad en el vínculo de amistad, así como la posibilidad de compartir el espacio de privacidad personal que cada ser humano protege. Este factor comprende ítems como: *Cuando mi amigo/a y yo nos separamos por un tiempo, lo/la extraño; Me siento contento/a cuando estoy con mi amigo/a; o Si yo tengo un problema en mi casa o en la escuela, lo puedo charlar con mi amigo/a.* Supone un grado de amistad mayor que el vínculo de compañerismo.

En los adolescentes no se pudo confirmar la dimensión *seguridad*, que sí pudo observarse en niños.

Se realizó un análisis factorial de segundo orden en el que se evidenciaron dos factores: Fac-

Tabla 1

AFE. Matriz de carga de factores rotados (aplicación oblimin).

N°	Ítems	Factores				
		Ayuda Mutua	Conflicto	Actividad y Tiempo Compartido	Asimetría	Intimidad Proximidad
		1	2	3	4	5
7.	Si otros me molestan, mi amigo/a me ayudará	.747				
19.	Si alguien me tratara mal o me amenazara, mi amigo/a me ayudaría	.713				
34.	Mi amigo/a me ayudaría si lo necesitara	.711				
39.	Cuando tengo que hacer algo difícil puedo contar con su ayuda	.686				
10.	Mi amigo/a me ayuda cuando tengo algún problema	.610				
2.	Mi amigo/a me da consejos cuando los necesito	.579				
21.	Mi amigo/a se pondría de mi lado si otro chico buscara tener problemas conmigo	.471				
12.	Si no sé cómo hacer algo, mi amigo/a me muestra cómo hacerlo	.402				
41.	Mi amigo/a y yo podemos discutir mucho		.715			
24.	Mi amigo/a me molesta o me hace enojar aunque le pida que no lo haga		.528			
20.	Puedo pelearme o “agarrarme a trompadas” con mi amigo/a		.518			
42.	Mi amigo/a y yo estamos en desacuerdo en muchas cosas		.458			
5.	A veces discutimos o peleamos, pero igual seguimos siendo amigos		.399			
17.	Cuando mi amigo/a y yo discutimos, él/ella puede hacerme sentir mal		.389			
27.	Si yo le pidiese perdón después de una pelea, él/ella igualmente seguiría enojado conmigo		.227			
29.	Mi amigo/a y yo nos visitamos después de la escuela y los fines de semana			.653		
1.	Mi amigo/a y yo pasamos mucho tiempo libre juntos			.584		
22.	Cuando tenemos tiempo libre, ya sea en la escuela o en otro lugar, mi amigo/a y yo jugamos o hacemos algo juntos			.582		
30.	A veces mi amigo/a y yo nos juntamos y charlamos acerca del colegio, deportes y de las cosas que nos gustan			.565		
3.	Mi amigo/a y yo hacemos cosas juntos			.495		
35.	Ser amigos es más importante para mí que para mi amigo/a				.660	

13.	A veces parece que a mí me importa más nuestra amistad que a mi amigo/a	.647
26.	Pienso en cosas para hacer juntos más veces que él/ella	.555
18.	Cuando mi amigo/a y yo nos separamos por un tiempo, lo/la extraño	-.773
11.	Si mi amigo/a tuviese que irse o mudarse, lo extrañaría	-.734
23.	Si yo tengo un problema en mi casa o en la escuela, lo puedo charlar con mi amigo/a	-.624
36.	Si algo me molesta, se lo puedo contar a mi amigo/a aunque sea algo que no le contaría a otras personas	-.554
44.	Me siento contento/a cuando estoy con mi amigo/a	-.515
46.	Pienso en mi amigo/a cuando estoy con él/ella, como también cuando no está conmigo	-.502
14.	Cuando hago algo bien, mi amigo/a se pone contento	-.429

Nota. Método de extracción: Factorización del eje principal. Método de rotación: Normalización oblimin con Kaiser. N = 195.

tor 1, al que denominamos *grado y profundidad de la amistad*, y Factor 2, *dificultades en el vínculo*. Los dos factores obtenidos tienen una varianza explicada del 46.95%.

Estudio 2

Metodología

Participantes

La muestra de carácter intencional se conformó con 411 adolescentes, de los cuales 193 eran varones y 218 eran mujeres de entre 12 y 17 años ($M = 14.43$; $DE = 1.21$). Los mismos eran estudiantes secundarios de escuelas confesionales de gestión privada de la ciudad de Paraná, Argentina.

Instrumentos

1. Cuestionario sociodemográfico *ad hoc* que comprende preguntas sobre edad, género,

curso, etc.

2. *Friendship Qualities Scale* (Escala de Calidad de la Amistad) versión 4.1 de Bukowski, Hoza y Boivin (1994), traducción al castellano y adaptación para niños (Resett et al., 2013; Rodriguez et al., 2015). Ver Estudio 1.

3. Escala de Valores para el Desarrollo Positivo Adolescente (Suárez, Delgado, Perte-gal-Vega, & López-Jiménez, 2011). Esta escala consta de 24 ítems que miden valores sociales (prosocialidad, justicia e igualdad social, compromiso social), valores personales (honestidad, responsabilidad e integridad) y valores individualistas (reconocimiento social y hedonismo). La puntuación se realiza mediante una escala tipo Likert de siete opciones, donde 1 es *nada importante* y 7 es *muy importante*.

Procedimiento

Para la recolección de datos se estableció contacto con los directivos de las instituciones

Tabla 2

Matriz de estructura de factores de segundo orden.

Escala	Factor	
	1	2
Ayuda mutua	.838	-.008
Intimidad y proximidad	.825	.103
Tiempo y actividad compartida	.522	-.033
Asimetría - Reciprocidad negativa	.038	.758
Conflicto	-.006	.328

Nota. Método de extracción: Factorización del eje principal. Método de rotación: Normalización oblimin con Kaiser. N = 195.

educativas y se envió a los padres o tutores el correspondiente documento de consentimiento informado para su firma. Luego se tomaron los instrumentos de forma autoadministrada en grupos áulicos conformados por los adolescentes, con previa explicación de los objetivos de la investigación. La participación fue anónima y voluntaria.

Análisis de datos

Con el objetivo de poner a prueba la estructura factorial surgida en el Estudio 1, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) de 26 ítems y cinco dimensiones y se utilizó el SPSS - AMOS como paquete estadístico. Cabe aclarar que se tomó la decisión de quitar los ítems 5, 17, 12 y 27 por las cargas factoriales observadas en el Estudio 1. Para estudiar la consistencia interna se utilizó la prueba alfa de Cronbach, calculada con SPSS. Para evaluar la validez de criterio se realizaron correlaciones de Spearman entre las dimensiones de la calidad de la amistad y los valores para el desarrollo positivo adolescente.

Tabla 3

Matriz de correlaciones entre los factores.

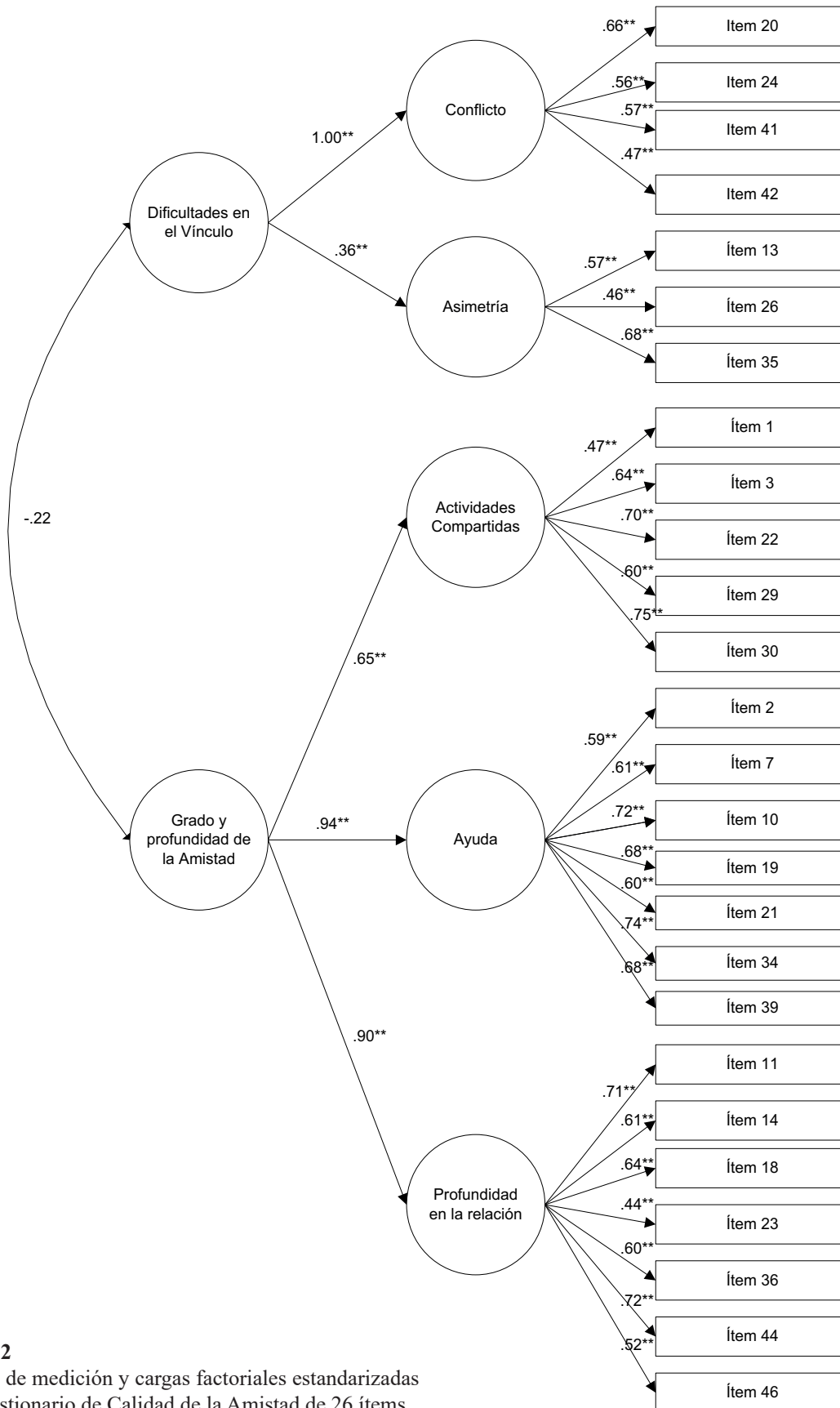
Factor	1	2
1	1.000	0.16
2	0.16	1.000

Resultados

Con el propósito de poner a prueba el modelo surgido en el Estudio 1, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio. El método utilizado fue el de mínimos cuadrados no ponderados (ULS, por sus siglas en inglés) debido a que, al calcular la normalidad univariada y multivariada de los ítems, los resultados arrojaron que no se trataba de datos normales y, en consecuencia, este método era uno de los más adecuados para el análisis (Byrne, 2010). Se obtuvieron los siguientes índices de ajuste y de error: GFI = .96, AGFI = .96, RMR = .043, lo cual evidenció un buen ajuste del modelo. En la Figura 2 pueden observarse el modelo de medición y las cargas factoriales estandarizadas.

Para evaluar la consistencia interna de las dimensiones de la calidad de la amistad se calcularon los alfa de Cronbach para cada una de ellas. Se obtuvieron los siguientes resultados: *conflicto* = .66; *asimetría* = .60; *actividades compartidas* = .78; *ayuda* = .84; y *profundidad en la relación* = .82.

Para evaluar la validez de criterio se realizaron correlaciones de Spearman entre las dimensiones de la calidad de la amistad y los valores para el desarrollo positivo adolescente. Los valores sociales en su conjunto obtuvieron una correlación directa significativa con *profundidad en la*

**Figura 2**

Modelo de medición y cargas factoriales estandarizadas del Cuestionario de Calidad de la Amistad de 26 ítems.

relación ($r = .244^{**}$) y *ayuda* ($r = .237^{**}$), y una correlación inversa significativa con *conflicto* ($r = -.144^{**}$). Los valores personales en su conjunto obtuvieron una correlación directa significativa con *profundidad en la relación* ($r = .311^{**}$), *actividades compartidas* ($r = .154^{**}$) y *ayuda* ($r = .355^{**}$), y una correlación inversa significativa con *asimetría* ($r = -.145^{**}$). Por su parte, los valores individualistas en su conjunto obtuvieron correlaciones directas significativas con *conflicto* ($r = .101^*$) y *asimetría* ($r = .156^{**}$) (ver Tabla 4).

En la Tabla 5 pueden apreciarse las correlaciones Rho de Spearman entre las dimensiones de la calidad de la amistad y los valores para el desarrollo positivo adolescente desagrupados.

Discusión

La amistad durante la infancia y la adolescencia es de gran importancia para el desarrollo ya que es un vínculo extrafamiliar que ha demostrado tener implicancias positivas en la salud mental y la disminución de variables negativas, como la soledad y la agresión de pares (Rodriguez et al., 2021). Existe adaptación del instrumento de Calidad de la Amistad en niños de Argentina (Resett et al., 2013; Rodriguez et al., 2015), pero no es así en adolescentes, por lo cual esta investigación es un aporte para la evaluación de la calidad de la amistad en esa franja etaria.

El primer estudio tuvo como objetivo evaluar la validez factorial de una versión abreviada de la Escala de Calidad de la Amistad de Bukowski para adolescentes argentinos. Para realizar el AFE se tuvieron en cuenta los índices KMO y prueba de esfericidad de Bartlett, los cuales indicaron que los datos eran factorizables de acuerdo con la literatura científica actual (Watson, 2017). Para extraer los cinco factores se consideraron los procedimientos de Gutman-Kaiser y el scree test de Cattell (Kline, 1994), es decir, dos de los cuatro procedimientos que pueden utilizarse para la toma de decisión en la extracción de factores (Watson, 2017). Si bien la literatura expresa que una variancia explicada del 50% o superior es adecuada, no hay acuerdo en este criterio. En este caso, el AFE explicó más del 40% de la variancia, lo cual es aceptable si se considera que se han incluido varios criterios para las decisiones tomadas en cuanto a la cantidad de factores.

A partir del Estudio 1 se obtuvo una estructura del instrumento de Calidad de la Amistad en adolescentes con cinco dimensiones, a saber, *ayuda*, *conflicto*, *actividades compartidas*, *asimetría*, *intimidación* y *proximidad*. No se pudo comprobar la dimensión *seguridad* en adolescentes.

En relación con la consistencia interna de las dimensiones, los alfas de Cronbach se encontraban en un nivel débil a aceptable de acuerdo con la literatura científica, que muestra los siguientes criterios en cuanto a niveles de fiabilidad: Cron-

Tabla 4

Dimensiones de la calidad de la amistad y valores para el desarrollo positivo adolescente agrupados.

	Profundidad en la relación	Conflicto	Actividades compartidas	Ayuda	Asimetría
Valores sociales	.244**	-.144**	.072	.237**	-.048
Valores personales	.311**	-.086	.154**	.355**	-.145**
Valores individualistas	.046	.101*	.088	.040	.156**

Nota. **. La correlación es significativa en el nivel .01 (2 colas). *. La correlación es significativa en el nivel .05 (2 colas). N = 411.

Tabla 5

Dimensiones de la calidad de la amistad y valores para el desarrollo positivo adolescente desagrupados.

	Profundidad en la relación	Conflicto	Actividades Compartidas	Ayuda	Asimetría
Prosocialidad	.145**	-.095	.071	.138**	-.042
Compromiso Social	.194**	-.086	.100*	.172**	.006
Justicia e Igualdad	.236**	-.121*	.012	.261**	-.091
Responsabilidad	.201**	-.064	.174**	.226**	-.135**
Integridad	.191**	.026	.078	.246**	-.117*
Honestidad	.325**	-.146**	.095	.320**	-.059
Hedonismo	.081	.105*	.083	.051	.067
Reconocimiento social	-.004	.096	.043	-.010	.189**

Nota. **. La correlación es significativa en el nivel .01 (2 colas); *. La correlación es significativa en el nivel .05 (2 colas). N = 411.

bach inferiores a .50, no aceptable; entre .50 y .60, nivel pobre; entre .60 y .70, nivel débil; entre .70 y .80, nivel aceptable; entre .80 y .90, nivel muy bueno; superior a .90, nivel excelente (Carvajal, Centeno, Watson, Martínez, & Sanz-Rubiales, 2011).

El segundo estudio tuvo como objetivos comprobar el modelo obtenido en el Estudio 1 mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC) y evaluar la validez de criterio con una medida de valores para el desarrollo positivo adolescente.

El modelo de medición tiene dos grandes dimensiones, surgidas en el análisis de segundo orden. La primera, *dificultades en el vínculo*, está compuesta por *conflicto* y *asimetría*. La segunda, *grado y profundidad de la amistad*, está compuesta por *actividades compartidas*, *ayuda* y *profundidad en la relación*. Este modelo permite evaluar tanto lo positivo como lo negativo en la calidad de la amistad, lo cual, si bien estaba presente en la versión original y la adaptación a niños, no podía evaluarse con la claridad con la que se evidencia en este modelo. El AFC con método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS, por sus siglas en inglés) mostró un buen ajuste del modelo de medición (Byrne, 2010). Las cargas factoriales es-

tandarizadas fluctuaron entre .44 y .75.

Para evaluar la validez de criterio se realizaron correlaciones de Spearman entre las dimensiones de la calidad de la amistad y los valores para el desarrollo positivo adolescente. Las correlaciones directas más elevadas se hallaron entre las dimensiones *profundidad en la relación* y los valores personales y los valores sociales; y, además, entre la dimensión *ayuda* y los valores personales y los valores sociales. Los valores personales implican una madurez personal que permite un comportamiento coherente con los principios asumidos. Estos principios son la integridad, la honestidad y la responsabilidad (Suárez et al., 2011). Esta madurez personal marcaría la asociación positiva con la profundidad en la relación y la ayuda en el vínculo de amistad. Cabe destacar que en el valor de la honestidad se obtuvieron mayores correlaciones con ayuda y profundidad en la relación. Estos hallazgos se corresponden con la investigación empírica existente (Rodríguez et al., 2021). Los valores sociales, por su parte, implican una buena relación social y compromiso con la comunidad y la sociedad en general. Entre ellos se encuentran la prosocialidad, la justicia, la igualdad social y el compromiso social

(Suárez et al., 2011). Esta buena relación social podría explicar la asociación positiva con la ayuda en la amistad y la profundidad en la relación.

En cuanto a la consistencia interna de las dimensiones, en el Estudio 2 los alfas de Cronbach se encontraban en un nivel débil a aceptable de acuerdo con la literatura científica (Carvajal et al., 2011).

Si bien estos estudios representan un aporte valioso para la medición de la calidad de la amistad en adolescentes de habla hispana, cuentan con limitaciones que deberán tenerse en cuenta en futuras investigaciones. Entre ellas pueden mencionarse los bajos índices de confiabilidad de algunas subescalas que, si bien podrían tener alguna explicación en el bajo número de ítems de las mismas, deberán seguir siendo evaluadas. Otra de las limitaciones que, a su vez, ofrece futuras líneas de investigación, es la evaluación de la validez de criterio con otras variables vinculadas a la relación de pares.

Referencias

- Bengtsson, H., Arvidsson, Å., & Nyström, B. (2022). Negative emotionality and peer status: Evidence for bidirectional longitudinal influences during the elementary school years. *School Psychology International*, 43(1), 88-105. doi: [10.1177/01430343211063546](https://doi.org/10.1177/01430343211063546)
- Berndt, T. J. (1982). The features and effects of friendship in early adolescence. *Child Development*, 53(6), 1447-1460. doi: [10.2307/1130071](https://doi.org/10.2307/1130071)
- Beyers, W., & Seiffge-Krenke, I. (2007). Are friends and romantic partners the “best medicine”? How the quality of other close relations mediates the impact of changing family relationships on adjustment. *International Journal of Behavioral Development*, 31(6), 559-568. doi: [10.1177/0165025407080583](https://doi.org/10.1177/0165025407080583)
- Bukowski, W. M., & Hoza, B. (1989). *Popularity and friendship: Issues in theory, measurement, and outcome*. En T. J. Berndt & G. W. Ladd (Eds.), *Peer relationships in child development* (pp. 15-45). New York, NY: John Wiley & Sons.
- Bukowski, W. M., Dirks, M., Persram, R. J., Wright, L., & Infantino, E. (2020). Peer relations and socioeconomic status and inequality. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2020(173), 27-37. doi: [10.1002/cad.20381](https://doi.org/10.1002/cad.20381)
- Bukowski, W. M., Hoza, B., & Boivin, M. (1994). Measuring friendship quality during pre- and early adolescence: The development and psychometric properties of the Friendship Qualities Scale. *Journal of Social and Personal Relationships*, 11(3), 471-484. doi: [10.1177/0265407594113011](https://doi.org/10.1177/0265407594113011)
- Bukowski, W. M., Motzoi, C., & Meyer, F. (2009). Friendship as process, function, and outcome. En K. H. Rubin, W. M. Bukowski & B. Laursen (Eds.), *Handbook of peer interactions, relationships, and groups* (pp. 217-231). New York, NY: The Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS* (2nd ed.). New York, NY: Routledge. doi: [10.4324/9780203805534](https://doi.org/10.4324/9780203805534)
- Carvajal, A., Centeno, C., Watson, R., Martínez, M., & Sanz-Rubiales, Á. (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](https://doi.org/10.4321/s1137-66272011000100007)
- Coie, J. D., Dodge, K. A., & Kupersmidt, J. B. (1990). Peer group behavior and social status. En S. R. Asher & J. D. Coie (Eds.), *Peer rejection in childhood* (pp. 17-59). New York, NY: Cambridge University Press.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, & Evaluation*, 10(7). doi: [10.7275/jyj1-4868](https://doi.org/10.7275/jyj1-4868)
- De Bruine, M., Giletta, M., Denissen, J. J. A., Sijtsema, J. J., & Oldehinkel, A. J. (2019). A healthy peer status: Peer preference, not popularity, predicts lower systemic inflammation in adolescence. *Psychoneuroendocrinology*, 109, 104402. doi: [10.1016/j.psyn](https://doi.org/10.1016/j.psyn)

euen.2019.104402

- Demir, M., Özdemir, M., & Weitekamp, L. A. (2007). Looking to happy tomorrows with friends: Best and close friendships as they predict happiness. *Journal of Happiness Studies*, 8(2), 243-271. doi: [10.1007/s10902-006-9025-2](https://doi.org/10.1007/s10902-006-9025-2)
- De Sousa, D. A., Wendt, G. W., Lisboa, C., & Koller, S. H. (2014). Psychometric properties of the Brazilian version of the Friendship Quality Questionnaire in a community sample of children and early adolescents. *Universitas Psychologica*, 13(2), 423-431. doi: [10.11144/Javeriana.UPSY13-2.ppbv](https://doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-2.ppbv)
- Engels, M. C., Colpin, H., Wouters, S., Van Leeuwen, K., Bijttebier, P., Van Den Noortgate, W., ... & Verschueren, K. (2019). Adolescents' peer status profiles and differences in school engagement and loneliness trajectories: A person-centered approach. *Learning and Individual Differences*, 75, 101759. doi: [10.1016/j.lindif.2019.101759](https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.101759)
- Furman, W., & Robbins, P. (1985). What's the point? Issues in the selection of treatment objectives. En B. H. Schneider, K. H. Rubin & J. E. Ledingham (Eds.), *Children's peer relations: Issues in assessment and intervention* (pp. 41-54). New York, NY: Springer.
- Hays, R. B. (1985). A longitudinal study of friendship development. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48(4), 909-924. doi: [10.1037/0022-3514.48.4.909](https://doi.org/10.1037/0022-3514.48.4.909)
- Hays, R. B. (1988). Friendship. En S. Duck, D. F. Hay, S. E. Hobfoll, W. Ickes & B. M. Montgomery (Eds.), *Handbook of Personal Relationships: Theory, Research, and Interventions* (pp. 391-408). New York, NY: John Wiley & Sons.
- Hinde, R. A. (1997). *Relationships: A Dialectical Perspective*. Sussex, UK: Psychology Press.
- Kline, P. (1994). *An Easy Guide to Factor Analysis*. Oxfordshire, UK: Routledge.
- Margalit, M. (2010). *Lonely children and adolescents: Self-perceptions, social exclusion, and hope*. New York, NY: Springer. doi: [10.1007/978-1-4419-6284-3](https://doi.org/10.1007/978-1-4419-6284-3)
- Morelato, G., Maddio, S., & Valdéz-Medina, J. L. (2011). El autoconcepto en niños de edad escolar: El papel del maltrato infantil. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 20(2), 151-159. Recuperado de <https://www.revistaclinicapsicologica.com>
- Newcomb, A. F., Bukowski, W. M., & Pattee, L. (1993). Children's peer relations: A meta-analytic review of popular, rejected, neglected, controversial, and average sociometric status. *Psychological Bulletin*, 113(1), 99-128. doi: [10.1037/0033-2909.113.1.99](https://doi.org/10.1037/0033-2909.113.1.99)
- Parker, J. G., & Asher, S. R. (1987). Peer relations and later adjustment: Are low accepted children at risk? *Psychological Bulletin*, 102(3), 357-389. doi: [10.1037/0033-2909.102.3.357](https://doi.org/10.1037/0033-2909.102.3.357)
- Parker, J. G., & Asher, S. R. (1990). *Friendship adjustment, group acceptance, and feelings of loneliness and social dissatisfaction in childhood*. Paper presented at a meeting of the American Educational Research Association, Boston, MA, USA.
- Parker, J. G., & Asher, S. R. (1993a). Friendship and friendship quality in middle childhood: Links with peer group acceptance and feelings of loneliness and social dissatisfaction. *Developmental Psychology*, 29(4), 611-621. doi: [10.1037/0012-1649.29.4.611](https://doi.org/10.1037/0012-1649.29.4.611)
- Parker, J. G., & Asher, S. R. (1993b). *Friendship Quality Questionnaire*. Worcester, MA: American Psychological Association. doi: [10.1037/t05940-000](https://doi.org/10.1037/t05940-000)
- Resett, S. A., Rodríguez, L. M., & Moreno, J. E. (2013). Evaluación de la calidad de la amistad en niños argentinos. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, 59(2), 94-103. Recuperado de <http://www.acta.org.ar>
- Rodríguez, L. M., Moreno J. E., & Mesurado, B. (2021). Friendship relationships in children and adolescents: Positive development and prevention of mental health problems. En P. Á. Gargiulo & H. L. Mesones-Arroyo (Eds.), *Psychiatry and Neuroscience Update*. New York, NY: Springer. doi: [10.1007/978-3-030-61721-9_31](https://doi.org/10.1007/978-3-030-61721-9_31)
- Rodríguez, L. M., Resett, S. A., Grinóvero, M. M. P., & Moreno, J. E. (2015). Propiedades psicométricas

de la Escala de Calidad de la Amistad en español. *Anuario de Psicología*, 45(2), 219-234. Recuperado de <https://revistes.ub.edu/index.php/Anuario-psicologia/article/view/14268/17525>

Rubin, K. H., & Bowker, J. C. (2017). Friendship. En M. Bornstein, M. E. Arterberry, K. L. Fingerma & J. E. Lansford (Eds.), *The SAGE Encyclopedia of Lifespan Human Development* (1^{ra} ed.). New York, NY: SAGE.

Schoeps, K., Tamarit, A., González, R., & Montoya-Castilla, I. (2019). Competencias emocionales y autoestima en la adolescencia: Impacto sobre el ajuste psicológico. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 6(1), 51-56. doi: [10.21134/rpc-na.2019.06.1.7](https://doi.org/10.21134/rpc-na.2019.06.1.7)

Suárez, L. A., Delgado, A. O., Pertegal-Vega, M. Á., & López-Jiménez, A. M. (2011). Desarrollo y validación de una escala de valores para el desarrollo positivo adolescente. *Psicothema*, 23(1), 153-159. Recuperado de <https://psycnet.apa.org>

Thorndike, R. L. (1982). *Applied Psychometrics*. Boston, MA: Houghton-Mifflin.

Watson, J. C. (2017). Establishing evidence for internal structure using exploratory factor analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 50(4), 232-238. doi: [10.1080/07481756.2017.1336931](https://doi.org/10.1080/07481756.2017.1336931)



Psychometric Properties of the Body Exposure during Sexual Activities Questionnaire in Mexican University Students

Propiedades psicométricas del Cuestionario sobre la Exposición Corporal durante la Actividad Sexual en estudiantes universitarios mexicanos

Virginia Flores-Perez¹, Esteban Jaime Camacho-Ruiz*¹, María del Consuelo Escoto-Ponce de León², Brenda Sarahi Cervantes-Luna², Lilián Elizabeth Bosques-Brugada³

1 - Centro Universitario UAEM Nezahualcóyotl, Universidad Autónoma del Estado de México, Nezahualcóyotl, Estado de México, México.

2 - Centro Universitario UAEM Ecatepec, Universidad Autónoma del Estado de México, Ecatepec, Estado de México, México.

3 - Instituto de Ciencias de la Salud, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, Pachuca, Hidalgo, México.

Recibido: 25/01/2022 Revisado: 10/02/2022 Aceptado: 13/02/2022

Introduction
Method
Results
Discussion
References

Abstract

The objective was to evaluate the psychometric properties of the Spanish version of the Body Exposure during Sexual Activities Questionnaire. A total of 997 university students (718 women and 279 men), aged between 18 and 35 years ($M = 23.76$; $SD = 4.45$), were randomly assigned to three samples ($n_1 = 333$; $n_2 = 335$; $n_3 = 329$). The exploratory factor analysis identified a structure of two factors which explain 49.85% of the variance. The confirmatory factorial analysis showed adequate goodness and fit indexes for this model ($RMSEA = .067$; $SRMR = .049$; $CFI = .931$; $TLI = .922$). Furthermore, invariance by weight status was confirmed. Internal consistency and temporal stability were excellent. Body exposure during the sexual intercourse was positively associated with body esteem and sexual satisfaction. It is concluded that the BESAQ is a valid and reliable two-dimensional instrument to evaluate body exposure during sexual intercourse in Mexican university students.

Keywords: *psychometrics, factorial validity, measurement invariance, body image, body exposure, university students*

Resumen

El objetivo fue evaluar las propiedades psicométricas de la versión en español del Cuestionario sobre la Exposición Corporal durante la Actividad Sexual. Un total de 997 universitarios (718 mujeres y 279 hombres), de 18 a 35 años de edad ($M = 23.76$; $DE = 4.45$), fueron asignados aleatoriamente a tres muestras ($n_1 = 333$; $n_2 = 335$; $n_3 = 329$). El análisis factorial exploratorio identificó una estructura de dos factores que explican el 49.85% de la varianza. El análisis factorial confirmatorio mostró índices de bondad y ajuste adecuados para este modelo ($RMSEA = .067$; $SRMR = .049$; $CFI = .931$; $TLI = .922$). Además, se confirmó la invarianza por estatus de peso. La consistencia interna y la estabilidad temporal fueron excelentes. La exposición corporal durante la actividad sexual se asoció positivamente con la estima corporal y con la satisfacción sexual. Se concluye que el BESAQ es un instrumento bidimensional válido y confiable para evaluar la exposición del cuerpo durante las relaciones sexuales en estudiantes universitarios mexicanos.

Palabras clave: *psicometría, validez factorial, medición de invarianza, imagen corporal, exposición del cuerpo, universitarios*

*Correspondence to: Esteban Jaime Camacho-Ruiz, Av. Bordo de Xochiaca, Col. Benito Juárez, Nezahualcóyotl, Estado de México, México. C.P. 57000. Telephone: (52) 55-51126372 ext.7912. E-mail: jaimo_camacho_ruiz@hotmail.com

Author's note: The first author thanks the Consejo Mexiquense de Ciencia y Tecnología (COMECYT) for granting the support EESP2021-0006 as part of the program Estancias de Investigación Especializadas COMECYT EDOMÉX.

How to cite: Flores-Perez, V., Camacho-Ruiz, E. J., Escoto-Ponce de León, M. C., Cervantes-Luna, B. S., & Bosques-Brugada, L. E. (2022). Psychometric Properties of the Body Exposure during Sexual Activities Questionnaire in Mexican University Students. *Revista Evaluar*, 22(1), 43-56. Retrieved from <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Justo Chopitea, Juan Cruz Balverdi, Eugenia Barrionuevo, Mercedes Leadon, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Ricardo Hernández, Alicia Molinari.

Introduction

Body image is a multidimensional construction that involves subjective perceptions and attitudes people have about their own body, focusing especially on their physical appearance (Cash & Pruzinsky, 2002). However, it is important to highlight that there is a difference between assessing body image at levels of satisfaction or dissatisfaction and evaluating the experience of body image in a specific context, since it varies over time (Cash, Maikkula, & Yamamiya, 2004).

Among the instruments that analyze body image in specific contexts we can find: the Situational Inventory of Body-Image Dysphoria (SIBID; Cash, 1994), which assesses the frequency of negative body image emotions; the Body Image States Scale (BISS; Cash, Fleming, Alindogan, Steadman, & Whitehead, 2002), which measures the evaluation and affects individuals on their physical appearance; and the Body Exposure during Sexual Activities Questionnaire (BESAQ; Hangen & Cash, 1991) that allows the evaluation of body image experiences in the sexual area.

According to Cash et al. (2004) and Thompson and Schaefer (2019), the BESAQ (Hangen & Cash, 1991) has been one of the main contributions in the field of body image research, as it assesses the extent to which people experience a conscious or anxious focus on the appearance of their body and express desires/attempts to avoid exposure of certain aspects of their body to their sexual partners. It contains 28 items on a Likert-type scale with five response options (0 = *Never*; 4 = *Always*). High scores reflect anxious and avoidant behavior. It can be used with both men and women.

The study by Cash et al. (2004) conducted in the United States on a sample of sexually active university students was of great help in expanding the information regarding reliability

and validity. The BESAQ was shown to have excellent internal consistency ($\alpha = .95$ women and $.96$ men), and positively correlated with variables such as body satisfaction, weight concern, appearance investment, and weight status. Similarly, it is considered a predictor of sexual functioning (e.g., pleasure, desire), which is affected by concerns related to body image negatively influencing the quality of life.

Likewise, in countries such as Romania (Creanga, Lacatusu, Anastasiu, & Lungeanu, 2014), Turkey (Dinc & Beji, 2017) and Poland (Nowosielski, Kurpisz, & Kowalczyk, 2019), the BESAQ has been found to have good internal consistency ($\alpha = .79$ to $.83$), as well as adequate temporal stability (test-retest; $r = .77$ to $.93$; Dinc & Beji, 2017; Nowosielski et al., 2019). It should be noted that none of these studies included men in their samples.

Only two of the previous studies have examined its factorial structure. For the exploratory factor analysis (EFA), Creanga et al. (2014) used principal component analysis (PCA) with varimax rotation, obtaining six factors for non-pregnant women and seven factors for pregnant women. In the study by Nowosielski et al. (2019), principal-axis factoring extraction with varimax rotation was used, extracting two factors: BESAQ 1 - Sexual Activity and BESAQ 2 - Nudity. In addition, the confirmatory factor analysis (CFA) had satisfactory goodness and fit indices ($\chi^2 = 1360.0$; RMSEA = $.66$; CFI = $.93$; TLI = $.94$) for the bifactorial structure of the BESAQ.

Given the inconsistency of the results, it is clear that more research is needed on the validation of the BESAQ and even when evidence of its use has been found in some studies (Boyer & Pukall, 2014; Claudat & Warren, 2014; Claudat, Warren, & Durette, 2012; Lowder, Ghetti, Moalli, Zycynki, & Cash, 2010; Maillé, Bergeron, & Lambert, 2015; Yamamiya, Cash, & Thompson,

2006), these have mainly targeted women with and without any specific conditions (e.g., chronic pain during sexual intercourse, provoked vestibulodynia). Furthermore, research on men has been limited (Bossio & Pukall, 2018), although this does not mean that men are exempt from having some problems with their body image. Only two studies that included both men and women were found (Brennan, Lalonde, & Bain, 2010; Woods, Hevey, Ryall, & O’Keeffe, 2018). To our knowledge, we found no evidence that the BESAQ has been psychometrically evaluated in the Latin American population, and even less so in Mexico.

Therefore, the objective of this study was to evaluate the psychometric properties of the Spanish version of the BESAQ in university students.

Method

Participants

The sample included 997 sexually active university students (718 women and 279 men) between 18 and 35 years old ($M = 23.76$; $SD = 4.45$) enrolled in public (93%) and private (7%) universities belonging to the State of Mexico (49.9%), to Mexico City (22.9%) and various states of the Mexican Republic (27.2%) as Aguascalientes, Baja California, Chiapas, Chihuahua, Coahuila, Durango, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Jalisco, Michoacán, Morelos, Nayarit, Nuevo León, Puebla, Querétaro, Quintana Roo, San Luis Potosí, Sonora, Tabasco, Tamaulipas, Veracruz, Yucatán and Zacatecas.

Likewise, 79.9% of the participants indicated that they are single, and only a minority (18.4%) expressed that their sexual orientation is different from heterosexual. Forty three percent of the participants were working at the same time as studying.

For statistical analyses, the sample was

randomly divided as follows: Sample 1 (EFA) included 333 participants (238 women and 95 men), with a mean age of 23.49 years old ($SD = 4.43$); her BMI ranged from 16.76 to 38.46 ($M = 24.97$; $SD = 4.18$). Sample 2 (CFA) included 335 participants (238 women and 97 men), with a mean age of 24.14 years old ($SD = 4.60$); her BMI ranged from 14.61 to 36.75 ($M = 24.67$; $SD = 3.77$). Sample 3 (invariance) included 329 participants (242 women and 87 men), with a mean age of 23.64 years old ($SD = 4.31$); her BMI ranged from 16.76 to 39.56 ($M = 24.83$, $SD = 4.45$). When comparing the samples, no differences were observed in sex [$\chi^2_{(2)} = .593$; $p = .743$]; by age [$F_{(996)} = 1.975$; $p = .139$], nor in the average score of the BESAQ [$F_{(996)} = .460$, $p = .631$]; therefore, they are equivalent.

Finally, four weeks after the first application a subsample of 109 participants responded to the BESAQ.

Instruments

Demographic questionnaire. Information on age, sex, marital status, occupation, sexual orientation, height, and weight were collected. BESAQ (Hangen & Cash, 1991) was described in the previous section.

Body Esteem Scale (BES; Franzoi & Shields, 1984) evaluates appreciation for body parts and functions. It comprises 35 items on a Likert-type scale with five response options (1 = *Have strong negative feelings*; 5 = *Have strong positive feelings*), where higher scores indicate greater appreciation for one’s own body. In Mexico, the BES was adapted by Escoto-Ponce de León et al. (2016) identifying two factors: Physical Condition and Weight Concern (PHWC-BES) and Physical and Sexual Attractiveness (PSA-BES).

The internal consistency was adequate ($\alpha = .86$ to $.91$). For the present study, McDonald's omega coefficient for both subscales were $.91$ and $.93$ for women, and for men, it was $.95$ and $.93$, respectively. This scale was used to assess convergent validity.

New Sexual Satisfaction Scale short version (NSSS-S; Štulhofer, Buško, & Brouillard, 2011) measures sexual satisfaction. It contains 12 items and is answered on a Likert-type scale (1 = *Not at all satisfied*; 5 = *Extremely satisfied*), the higher the score indicates greater sexual satisfaction. In Mexico, the NSSS-S was validated by Flores-Perez, Camacho-Ruiz, Escoto-Ponce de León, Cervantes-Luna and Ibarra-Espinosa (2021) identifying two factors Ego-Centered and Partner-and Sexual Activity-centered. Internal consistency was excellent for the scale and its subscales ($\omega = .89$ to $.94$). In this study, McDonald's omega coefficient for the scale was $.91$, and for its subscales, it was $.88$ and $.83$, respectively. With this scale, the discriminant validity was evaluated.

Procedure

The present study was adjusted to the ethical principles of the Declaration of Helsinki (World Medical Association, 1964). Authorization was obtained from the educational institutions to disseminate the instruments through Facebook®. The participants' informed consent was obtained after they received general information about the study. The participants answered the instruments online through the Google Forms® platform from July 13 to September 24, 2021.

Translation and adaptation process

Permission was obtained from Thomas F. Cash (personal communication, June 9, 2021) to translate and use the BESAQ. The cross-cultural adaptation process comprised five stages: translation, synthesis, back translation, expert committee review, and piloting (Beaton, Bombardier, Guillemin, & Ferraz, 2000). The first stage was carried out by an English lecturer (uninformed), a health professional (informed translator), and a researcher specializing in the field of body image (informed translator) to guarantee conceptual equivalence. The three translations of the BESAQ (from English into Spanish) included the instructions, the 28 items and the five response options.

Subsequently, three authors of this study compared the translations and discussed discrepancies between the versions that reflected language difficulties or uncommon terms. We made linguistic adjustments to the following items: 4 (*inhibido* by *avergonzado*), 6 (*manta* by *cobija*), 8 and 16 (*repulsivo* by *desagradable*), 15 and 23 (*cohibido* by *inseguro*), the terms *actividad sexual/sexo* by *relaciones sexuales* and *compañero* by *pareja*. Once these adjustments were made, a consensus was reached to create the first version of the BESAQ in Spanish.

The first version of the BESAQ was back-translated into the original language (English) by three specialized bilingual translators in order to reach a consensus about the semantic, idiomatic, conceptual and experiential equivalence with the original questionnaire. It should be noted that the translators had no prior knowledge of the subject, did not know the purpose of this study and did not see the original questionnaire at any time.

In the next stage, the specialized committee which included an English lecturer, three specialized translators, three researchers specialized

in the field of body image with experience in the validation of instruments, and a health professional, ensured that the preliminary version of the BESAQ in the Spanish language was fully understandable and equivalent to the original questionnaire. No discrepancies were found so the pre-final version was created.

Finally, the piloting of the pre-final version of the BESAQ was carried out on a sample of 32 sexually active university students (23 women and 9 men), aged between 18 and 35 years old ($M = 22.84$; $SD = 4.00$), enrolled in five public universities and in one private university, belonging to the State of Mexico and Mexico City. They answered the BESAQ on the Google Forms® platform, to assess clarity, comprehension, cultural relevance and legibility. No inconsistencies were reported in the instructions, terms or response options. However, in response to item 10 one participant said that «when it comes to my partner seeing me naked, I have nothing to hide», which was confusing. Likewise, two participants said that the questions were repetitive and one more suggested that the questions could be open-ended.

According to [Reichenheim and Moraes \(2007\)](#), each item must have a comprehension level greater than 90%. In this case, 100% comprehension was obtained in 27 items of the questionnaire. Similarly, [Ramada-Rodilla, Serra-Pujadas and Delclós-Clanchet \(2013\)](#) mentioned that an item should be revised if 15% of the participants encountered difficulties. Particularly in item 10, 97% of understanding was obtained, therefore, the committee decided not to make any changes. The final version of the BESAQ in Spanish was used for the evaluation of the psychometric properties.

Data analysis

Multivariate outliers were identified using IBM SPSS version 19.0 software ([IBM Corporation, 2010](#)) using the Mahalanobis distance test ([Tabachnick & Fidell, 2013](#)) with a significance level of $p < .005$.

Multivariate normality analyses were performed using the FACTOR software version 11.05.01 ([Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017](#)). According to [Bollen \(1989\)](#), multivariate normality exists if the Mardia coefficient ([Mardia, 1970](#)) is less than $p(p+2)$, where p is the number of variables observed.

The EFA was performed with the Mplus version 8.7 software ([Muthén & Muthén, 2017](#)) with the robust maximum likelihood estimation method (MLR) and oblique rotation (oblimin), following the recommendations of [Worthington and Whittaker \(2006\)](#). The number of factors was determined by Horn's parallel analysis ([Horn, 1965](#)). For item retention, factor loadings greater than .40 were considered for each item, items with cross-loadings with a difference of less than .15 were eliminated, and items with cross-loadings with a difference greater than or equal to .15 were retained in the factor with the highest load. In addition, the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) sample adequacy test was calculated, which requires a score greater than .60 to be considered a good factor analysis ([Tabachnick & Fidell, 2001](#)); and if Bartlett's sphericity test is significant ($p < .05$), it can be confirmed that the factorial structure is adequate ([Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1995](#)).

The CFA was performed with the MPlus version 8.7 software ([Muthén & Muthén, 2017](#)). To assess the fit of the factorial structure data, two absolute fit indices were used: a) the Satorra-Bentler scaled chi-square (S-B χ^2/df), where values less than 2 indicate good fit and values

Table 1
Factor loadings for the BESAQ.

Item	Content	Loading
<i>Factor 1. Preocupaciones durante las relaciones sexuales</i>		
1	Durante las relaciones sexuales, estoy pensando que mi pareja pondrá atención en alguna parte de mi cuerpo y perderá el deseo sexual.	.690
2	Durante las relaciones sexuales, me preocupa que mi pareja encuentre aspectos desagradables de mi cuerpo.	.779
4	Durante las relaciones sexuales, algo con relación a cómo se ve mi cuerpo me hace sentir avergonzado.	.763
8	Cuando tenemos relaciones sexuales, me preocupa que mi pareja considere mi cuerpo desagradable.	.825
9	Durante las relaciones sexuales, me preocupa que mi pareja piense que el tamaño o la apariencia de mis órganos sexuales sean inadecuados o poco atractivos.	.634
14	Prefiero dejarme ciertas prendas puestas durante las relaciones sexuales.	.533
15	Estoy inseguro(a) de mi cuerpo durante las relaciones sexuales.	.786
16	Durante las relaciones sexuales, me preocupa que mi pareja encuentre desagradable la apariencia u olor de mis genitales.	.581
17	Durante las relaciones sexuales, trato de esconder ciertas áreas de mi cuerpo.	.803
18	Durante las relaciones sexuales, me la paso pensando qué partes de mi cuerpo son poco atractivas para ser sexy.	.833
19	Hay partes de mi cuerpo que no quiero que mi pareja vea cuando estamos teniendo relaciones sexuales.	.822
20	Durante las relaciones sexuales, me preocupa lo que mi pareja piense acerca de la apariencia de mi cuerpo.	.808
21	Durante las relaciones sexuales, me preocupa que mi pareja pierda el deseo sexual cuando toca y siente algunas partes de mi cuerpo.	.768
22	Durante las relaciones sexuales, es difícil para mí evitar pensar en mi peso.	.668
26	Durante las relaciones sexuales, hay ciertas poses o posiciones que evito debido a la manera en que mi pareja vería mi cuerpo.	.695
27	Durante las relaciones sexuales, me distraen los pensamientos de cómo se ven ciertas partes de mi cuerpo.	.791
<i>Factor 2. Conductas durante las relaciones sexuales</i>		
7	Estoy cómodo(a) cuando mi pareja mira mis genitales durante las relaciones sexuales.	.610
13	Espero que mi pareja se excite al verme sin ropa.	.455
24	Generalmente, estoy cómodo(a) al tener partes de mi cuerpo a la vista de mi pareja durante las relaciones sexuales.	.694
25	Durante las relaciones sexuales, disfruto que mi pareja mire mi cuerpo.	.836
28	Antes o después de tener relaciones sexuales, estoy cómodo(a) caminando desnudo(a) a la vista de mi pareja.	.798

between two and three indicate an acceptable fit (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003); and b) the standardized root mean square residual (SRMR), values less than .05 indicate a good fit and values between .05 and .10 are ac-

ceptable (Hu & Bentler, 1995). Similarly, two comparative fit indices were used: the comparative fit index (CFI) and the Tucker-Lewis index (TLI), values equal to or greater than .90 are interpreted as an acceptable fit (Bentler, 1990;

Bentler & Bonett, 1980). Finally, the parsimony fit index was examined: the root mean square error of approximation (RMSEA), for which values between .05 and .08 indicate an adequate fit (Browne & Cudeck, 1992).

Invariance analysis was performed using multigroup confirmatory factor analysis (MG-CFA) including examination of configural invariance, metric invariance, scalar invariance, and strict invariance. The values $\Delta\text{RMSEA} \leq .015$, $\Delta\text{CFI} \leq .01$ and $\Delta\text{TLI} \leq .01$ (Cheung & Rensvold, 2002) were considered as signs of invariance.

Bivariate correlations between the BESAQ, the BES, and the NSSS-S were evaluated to obtain convergent and divergent validity. Additionally, the average variance extracted (AVE) was obtained from the sum of the factor loadings; values greater than .50 are considered adequate (Fornell & Larcker, 1981).

The internal consistency of the BESAQ was evaluated with the omega coefficient (ω) of McDonald (1999) using the FACTOR version 11 software (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017). According to Cicchetti (1994), values of ω greater than .90 are considered excellent.

For temporal stability, Pearson (r) and intraclass correlation coefficients (ICC) were used. According to Guilford (1956) r values are interpreted as: low (.20 to .39), moderate (.40 to .69), high (.70 to .89) and very high (.90 to 1.00). For the ICC values greater than .81 are considered almost perfect (Landis & Koch, 1977).

Results

Preliminary analysis

Initially, the sample consisted of 1005 university students; however, when analyzing the data with the Mahalanobis distance test (Tabachnick & Fidell, 2013), eight outliers were identi-

fied and eliminated.

Multivariate normality tests indicated that the data are not normally distributed in any of the samples (Sample 1 skewness = 154.17, kurtosis = 1025.70, $p < .001$; Sample 2 skewness = 145.97, kurtosis = 1000.24, $p < .001$; Sample 3 skewness = 140.80, kurtosis = 974.52, $p < .001$). Therefore, in subsequent analyzes the MLR estimation method was used.

Exploratory Factor Analysis

Horn's parallel analysis (Horn, 1965) suggested the presence of two factors. Therefore, the EFA was forced to two factors that explain 49.85% of the variance. The KMO tests (KMO = .958) and Bartlett's sphericity ($\chi^2 = 5820.689$; $df = 378$; $p < .001$) demonstrated a clear adequacy of the data for this type of analysis. Factor 1 includes items 1, 2, 4, 8, 9, 14-22, 26, 27 and it is called *concerns during sexual intercourse*. Factor 2 includes items 7, 13, 24, 25, 28 and it is called *behaviors during sexual relations* (items 3, 5, 6, 10, 11, 12 and 23 were eliminated; Table 1).

Confirmatory Factor Analysis

In Sample 2, the CFA was performed evaluating the fit of two models: one-dimensional model (Hangen & Cash, 1991) and two-factor model (F1 = items 1, 2, 4, 8, 9, 14-22, 26, 27; F2 = items 7, 13, 24, 25, 28). Table 2 shows that the goodness and fit indices were adequate only for the bifactorial model, in which the item-total correlations were .35 to .85 and the items loaded significantly on their respective factor ($p < .001$) and ranged from .51 to .90; therefore, subsequent analyzes were performed using the bifactorial model.

Table 2

Goodness of fit indices for the BESAQ.

Models	S-B χ^2	df	S-B χ^2/df	p	RMSEA (95% CI)	SRMR	CFI	TLI	Δ					
									S-B χ^2	df	RMSEA	CFI	TLI	
S ₂ -CFA one-dimensional (n = 335)	1490.562	350	4.26	< .001	.099 (.093, .104)	.089	.792	.776						
CFA bifactor (n = 335)	467.171	188	2.48	< .001	.067 (.059, .074)	.049	.931	.922						
S ₃ -MG-CFA														
<i>By sex</i> (n = 329)														
Females (n = 242)	324.547	188	1.73	< .001	.055 (.045, .065)	.041	.956	.951						
Males (n = 87)	316.621	188	1.68	< .001	.089 (.071, .105)	.074	.883	.870						
<i>By BMI</i> (n = 318)														
Normal weight (n = 184)	318.025	188	1.69	< .001	.061 (.049, .073)	.048	.938	.930						
Excess weight (n = 134)	252.991	188	1.35	.0011	.051 (.033, .066)	.049	.966	.962						
Configural invariance	571.108	376	1.52	< .001	.057 (.047, .066)	.048	.951	.946						
Metric invariance	593.197	395	1.50	< .001	.056 (.047, .065)	.063	.950	.947	-22.089	-19	.001	.001	-.001	
Scalar invariance	636.237	414	1.54	< .001	.058 (.049, .067)	.066	.944	.944	-43.04	-19	-.002	.006	.003	

Note. S-B χ^2 = Satorra-Bentler scaled-chi square; *df* = degrees freedom; *p* = significance; RMSEA = root mean square error of approximation; CI = confidence interval; SRMR = root mean square residual; CFI = comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; Δ = incremental value; S2 = sample two; S3 = sample three; CFA = confirmatory factor analysis, MG-CFA = multi-group confirmatory factor analysis.

Invariance analysis by sex

In Sample 3, the fit of the bifactorial model for women and men was evaluated. Contrary to what was expected, the bifactorial model only presented acceptable indices for the group of women (Table 2); therefore, the analysis of invariance was not performed.

Invariance analysis by BMI

To evaluate invariance by BMI, underweight participants were excluded (n = 11). Therefore, Sample 3 was divided into two groups: normal weight and excess weight (including overweight

and obesity). Table 2 shows that the model was acceptable for both groups. In addition, the changes between Δ RMSEA, Δ CFI and Δ TLI are within the suggested values, which indicates that the BESAQ is invariant by BMI, that is, the questionnaire can be applied regardless of weight.

Convergent validity

BESAQ scores were moderately positively associated ($p = .0001$) with Physical Condition and Weight Concern-BES ($r = -.39$ men and $-.49$ women), and Physical and Sexual Attractiveness-BES ($r = -.38$ men and $-.48$ women), and with the total BES score ($r = -.39$ men and $-.50$

women, respectively). Also, the AVE was .75.

Discriminant validity

BESAQ scores were moderately negatively associated ($p = .0001$) with Ego-Centered-NS-SS-S ($r = -.48$ men and $-.47$ women), with Partner- and Sexual Activity-centered-NSSS-S ($r = -.42$ men and $-.44$ women), and with the total score of the NSSS-S ($r = -.47$ men and $-.48$ women).

Internal consistency

The 21 items of the BESAQ had excellent internal consistency for the entire sample, for men and for women ($\omega = .91, .91$ and $.92$, respectively), for Sample 1 ($\omega = .92, .91$ and $.91$, for men, women and total, respectively), Sample 2 ($\omega = .90, .92$ and $.91$, for men, women and total, respectively) and Sample 3 ($\omega = .90, .92$ and $.91$, for men, women and total, respectively).

Temporal stability analysis

Temporal stability analysis showed a Pearson correlation of .82 (.90 for men and .80 for women); ICC values of .90 for the total sample ($n = 109$; 95% CI = .85, .93; $p < .001$), .93 for men (95% CI = .81, .97; $p < .001$), and .89 for women (95% CI = .83, .93; $p < .001$).

Discussion

The purpose of this study was to evaluate the psychometric properties of the Spanish version of the BESAQ in Mexican university students. Ergo,

a strict process of translation and adaptation of the BESAQ into Spanish was carried out to guarantee that it retains the semantic, idiomatic, conceptual, and experiential equivalence of the original questionnaire.

According to Swami and Barron (2019), the factorial structure of any instrument must be analyzed each time it is used in different contexts or populations. Finding no evidence of the factorial structure of the BESAQ in Mexico, the EFA was performed following the CFA. Our results support the bifactorial structure of the BESAQ for both men and women. This is consistent with the study by Nowosielski et al. (2019), where they also found a two-factor structure, although it was exclusively for women.

As far as we know, this is the first study that focuses on evaluating the invariance of the BESAQ by sex and BMI. However, only metric, scalar and strict invariance was demonstrated for BMI, because the male model did not obtain acceptable goodness and fit indices. This result may be because conscious or anxious attention to body exposure is not directed at the same physical characteristics, that is, while men pay more attention to their weight, musculature, waist, chest, genitals, hair, arms, and shoulders, women are more aware of their weight, waist, hips, thighs, and buttocks (Cash et al., 2004). However, in the study by La Rocque and Cioe (2011), it is showed that it is mainly women who tend to hide certain aspects of their appearance during sexual intercourse compared to men. Similarly, the study by Brennan et al. (2010) showed that women experience a negative perception of their body image during sexual intercourse compared to men. In addition, the perception that women have about their body influences the development of sexual dysfunctions (Jiménez-Ortiz, Sánchez-Cardona, & Pérez-Pedrogo, 2020). Therefore, it has been suggested that in future research the differences

by sex be analyzed to have a more comprehensive vision (Brennan et al., 2010).

In relation to the convergent validity, our results show the positive association between the BESAQ and the BES. This is consistent with the study by Brennan et al. (2010), where it is mentioned that people who have low body esteem will have a negative perception of their body during sexual intercourse. In addition, Faith and Schare (1993) mention that those who have a negative perception are more likely to avoid sexual intercourse compared to those who perceive their body positively. Similarly, Nowosielski et al. (2019) showed that the greater the anxiety and avoidance of body exposure during sexual intercourse is, the lower the body esteem is perceived.

For divergent validity, unexpected results were obtained since there was a positive association with the NSSS-S. In the study by Holt and Lyness (2007) it is noted that there is a positive link between body image and sexual satisfaction for university students of both sexes, finding no differences by sex, so the development of new research would help to understand that the problems related to body image are not exclusively for women. Likewise, Penhollow and Young (2008) emphasize that research regarding the association between body image and sexual satisfaction for men and women has been a poorly studied area.

In general, studies have used Cronbach's alpha coefficient to determine the internal consistency of the BESAQ (Cash et al., 2004; Creanga et al., 2014; Dinc & Beji, 2017; Nowosielski et al., 2019). However, some authors have pointed out that this coefficient can be a negative estimator of reliability because it is affected by the number of items, the response options, and the variance. Therefore, it has been suggested using McDonald's (1999) omega coefficient because it presents greater sensitivity, that is, it allows a more precise evaluation of consistency compared to other es-

timators when using Likert-type scales (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2015; Sijtsma, 2009). Our findings confirm that the 21-item structure of the BESAQ has excellent internal consistency for the complete sample, both men and women.

Although the most used method to evaluate temporal stability has been Pearson's correlation, Weir (2005) suggests incorporating the ICC to obtain more precise results that is the reason why it has been included in the present study. Our results show that BESAQ has excellent temporal stability, in agreement with the studies of Dinc and Beji (2017) and Nowosielski et al. (2019).

From the studies that have validated the BESAQ, only the study by Cash et al. (2004) was aimed at university students, both men and women, for which our study represents a great contribution since most of the research on body image experiences in the sexual area has been directed at women.

It is concluded that the BESAQ is a valid and reliable two-dimensional instrument to evaluate the body exposure during sexual intercourse in Mexican university students.

Limitations

This study has some limitations that can be taken up in the future. In the first place, although the sample size was large, it was not sufficiently representative of all entities in Mexico, which could make it difficult to generalize the results. Future studies could include more states.

Similarly, our study included participants between 18 and 35 years old, so it would be important to include adolescents and older adults to extend the age range for BESAQ validation in Mexico.

On the other hand, although homosexual or bisexual women and men participated, it was

not possible to perform the invariance analysis by sexual orientation since the sample was not representative. Therefore, future studies could expand the participation of people with different sexual orientations.

Finally, this study is cross-sectional, which is why it is suggested that subsequent studies be longitudinal to obtain more evidence of body image experiences in the sexual area at different times.

References

- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191. doi: [10.1097/00007632-200012150-00014](https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014)
- 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., & 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](https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588)
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons. doi: [10.1002/9781118619179](https://doi.org/10.1002/9781118619179)
- Bossio, J. A., & Pukall, C. F. (2018). Attitude toward one's circumcision status is more important than actual circumcision status for men's body image and sexual functioning. *Archives of Sexual Behavior*, 47(3), 771-781. doi: [10.1007/s10508-017-1064-8](https://doi.org/10.1007/s10508-017-1064-8)
- Boyer, S. C., & Pukall, C. F. (2014). Pelvic examination experiences in women with and without chronic pain during intercourse. *The Journal of Sexual Medicine*, 11(12), 3035-3050. doi: [10.1111/jsm.12701](https://doi.org/10.1111/jsm.12701)
- Brennan, M. A., Lalonde, C. E., & Bain, J. L. (2010). Body image perceptions: Do gender differences exist? *Psi Chi Journal of Psychological Research*, 15(3), 130-138. doi: [10.24839/1089-4136.JN15.3.130](https://doi.org/10.24839/1089-4136.JN15.3.130)
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258. doi: [10.1177/0049124192021002005](https://doi.org/10.1177/0049124192021002005)
- Cash, T. F. (1994). The Situational Inventory of Body-Image Dysphoria: Contextual assessment of a negative body image. *The Behavior Therapist*, 17, 133-134. Retrieved from <https://www.abct.org/journals/the-behavior-therapist-journal>
- Cash, T. F., Fleming, E. C., Alindogan, J., Steadman, L., & Whitehead, A. (2002). Beyond body image as a trait: The development and validation of the Body Image States Scale. *Eating Disorders: The Journal of Treatment and Prevention*, 10(2), 103-113. doi: [10.1080/10640260290081678](https://doi.org/10.1080/10640260290081678)
- Cash, T. F., Maikkula, C. L., & Yamamiya, Y. (2004). "Barring the body in the bedroom": Body image, sexual self-schemas, and sexual functioning among college women and men. *Electronic Journal of Human Sexuality*, 7, 1-8. Retrieved from <http://www.ejhs.org>
- Cash, T. F., & Pruzinsky, T. (Eds.). (2002). *Body image: A handbook of theory, research, and clinical practice*. New York, NY: Guilford.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness of fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. doi: [10.1207/S15328007SEM0902_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290. doi: [10.1037/1040-3590.6.4.284](https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284)

- Claudat, K., & Warren, C. S. (2014). Self-objectification, body self-consciousness during sexual activities, and sexual satisfaction in college women. *Body Image*, 11(4), 509-515. doi: [10.1016/j.bodyim.2014.07.006](https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2014.07.006)
- Claudat, K., Warren, C. S., & Durette, R. T. (2012). The relationships between body surveillance, body shame, and contextual body concern during sexual activities in ethnically diverse female college students. *Body Image*, 9(4), 448-454. doi: [10.1016/j.bodyim.2012.05.007](https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.05.007)
- Creanga, C., Lacatusu, L., Anastasiu, D.-M., & Lungeanu, D. (2014, 4th-5th of June). *Validation of scoring instruments in obstetrics-gynaecology* [Poster]. Ro-MedINF Annual Conference of the Romanian Society of Medical Informatics, Bucharest, Rumania. Retrieved from <http://www.srimed.ro/pagini/Romedinf.html>
- Dinc, H., & Beji, N. K. (2017). Cultural adaptation, internal consistency and test-retest reliability of the Turkish version of the Body Exposure during Sexual Activities Questionnaire. *International Journal of Caring Sciences*, 10(3), 1178-1186. Retrieved from <http://www.internationaljournalofcaringsciences.org>
- Domínguez-Lara, S. A., & Merino-Soto, C. M. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? [Why is it important to report the confidence intervals of the Cronbach's alpha coefficient?]. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328. Retrieved from <http://revistaumanizales.cinde.org.co/rllcsnj/index.php/Revista-Latinoamericana>
- Escoto-Ponce de León, M. del C., Bosques-Brugada, L. E., Cervantes-Luna, B. S., Camacho-Ruiz, E. J., Díaz-Rangel, I., & Rodríguez-Hernández, G. (2016). Adaptation and psychometric properties of Body Esteem Scale in Mexican women and men. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 7(2), 97-104. doi: [10.1016/j.rmta.2016.08.001](https://doi.org/10.1016/j.rmta.2016.08.001)
- Faith, M. S., & Schare, M. L. (1993). The role of body image in sexually avoidant behavior. *Archives of Sexual Behavior*, 22(4), 345-356. doi: [10.1007/BF01542123](https://doi.org/10.1007/BF01542123)
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. doi: [10.7334/psicothema2016.304](https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304)
- Flores-Perez, V., Camacho-Ruiz, E. J., Escoto-Ponce de León, M. del C., Cervantes-Luna, B. S., & Ibarra-Espinosa, M. L. (2021). Measurement invariance of the New Sexual Satisfaction Scale short form. *Revista Evaluar*, 21(1), 94-103. doi: [10.35670/1667-4545.v21.n1.32835](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v21.n1.32835)
- 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: [10.1177/002224378101800104](https://doi.org/10.1177/002224378101800104)
- Franzoi, S. L., & Shields, S. A. (1984). The Body Esteem Scale: Multidimensional structure and sex differences in a college population. *Journal of Personality Assessment*, 48(2), 173-178. doi: [10.1207/s15327752jpa4802_12](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4802_12)
- Guilford, J. P. (1956). *Fundamental statistics in psychology and education* (3rd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis* (4th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Hangen, J. D., & Cash, T. F. (1991, November). *The relationships of body-image attitudes to sexual functioning and experiences in a normal college population* [Poster]. Annual Meeting of the Association for Advancement of Behavior Therapy, New York, United States.
- Holt, A., & Lyness, K. P. (2007). Body image and sexual satisfaction. *Journal of Couple & Relationship Therapy*, 6(3), 45-68. doi: [10.1300/J398v06n03_03](https://doi.org/10.1300/J398v06n03_03)

- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: [10.1007/BF02289447](https://doi.org/10.1007/BF02289447)
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- IBM Corporation. (2010). *IBM SPSS statistics for windows* (Version 19.0) [Software]. Retrieved from <https://www.ibm.com/mx-es>
- Jiménez-Ortiz, D., Sánchez-Cardona, I., & Pérez-Pedrogo, C. (2020). Psychometric properties of the OBSC Body Shame Scale in a sample of female residents in Puerto Rico. *Revista Evaluar*, 20(3), 20-33. Retrieved from <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/index>
- La Rocque, C. L., & Cioe, J. (2011). An evaluation of the relationship between body image and sexual avoidance. *Journal of Sex Research*, 48(4), 397-408. doi: [10.1080/00224499.2010.499522](https://doi.org/10.1080/00224499.2010.499522)
- Landis, R. J., & Koch, G. G. (1977). *The measurement of observer agreement for categorical data*. *Biometrics*, 33(1), 159-174. doi: [10.2307/2529310](https://doi.org/10.2307/2529310)
- Lowder, J. L., Ghetti, C., Moalli, P., Zyczynski, H., & Cash, T. F. (2010). Body image in women before and after reconstructive surgery for pelvic organ prolapse. *International Urogynecology Journal*, 21(8), 919-925. doi: [10.1007/s00192-010-1141-1](https://doi.org/10.1007/s00192-010-1141-1)
- Maillé, D. L., Bergeron, S., & Lambert, B. (2015). Body image in women with primary and secondary provoked vestibulodynia: A controlled study. *The Journal of Sexual Medicine*, 12(2), 505-515. doi: [10.1111/jsm.12765](https://doi.org/10.1111/jsm.12765)
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: [10.1093/biomet/57.3.519](https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519)
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified approach*. New York, NY: Psychology. doi: [10.4324/9781410601087](https://doi.org/10.4324/9781410601087)
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus* (Version 8.7) [Software]. Retrieved from <https://www.statmodel.com>
- Nowosielski, K., Kurpisz, J., & Kowalczyk, R. (2019). Body image during sexual activity in the population of Polish adult women. *Menopause Review*, 18(4), 198-209. doi: [10.5114/pm.2019.93118](https://doi.org/10.5114/pm.2019.93118)
- Penhollow, T. M., & Young, M. (2008). Predictors of sexual satisfaction: The role of body image and fitness. *Electronic Journal of Human Sexuality*, 11, 1-14. Retrieved from <https://rc.library.uta.edu/uta-ir/handle/10106/24331>
- Ramada-Rodilla, J. M., Serra-Pujadas, C., & Delclós-Clanchet, G. L. (2013). Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: Revisión y recomendaciones metodológicas [Cross-cultural adaptation and health questionnaires validation: Revision and methodological recommendations]. *Salud Pública de México*, 55(1), 57-66. doi: [10.1590/S0036-36342013000100009](https://doi.org/10.1590/S0036-36342013000100009)
- Reichenheim, M. E., & Moraes, C. L. (2007). Operacionalização de adaptação transcultural de instrumentos de aferição usados em epidemiologia [Operationalizing the cross-cultural adaptation of epidemiological measurement instruments]. *Revista de Saúde Pública*, 41(4), 665-673. doi: [10.1590/S0034-89102006005000035](https://doi.org/10.1590/S0034-89102006005000035)
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23-74. Retrieved from https://www.stats.ox.ac.uk/~snijders/mpr_Schermelleh.pdf
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. doi: [10.1007/s11336-008-9101-0](https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0)

- Štulhofer, A., Buško, V., & Brouillard, P. (2011). The New Sexual Satisfaction Scale and its short form. In T. D. Fisher, C. M. Davis, W. L. Yarber & S. L. Davis (Eds.), *Handbook of sexuality-related measures* (3rd ed., pp. 530-533). New York, NY: Routledge. doi: [10.4324/9781315881089](https://doi.org/10.4324/9781315881089)
- Swami, V., & Barron, D. (2019). Translation and validation of body image instruments: Challenges, good practice guidelines, and reporting recommendations for test adaptation. *Body image*, *31*, 204-220. doi: [10.1016/j.bodyim.2018.08.014](https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2018.08.014)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed.). New York, NY: Harper & Row.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). London, UK: Pearson.
- Thompson, J. K., & Schaefer, L. M. (2019). Thomas F. Cash: A multidimensional innovator in the measurement of body image; Some lessons learned and some lessons for the future of the field. *Body Image*, *31*, 198-203. doi: [10.1016/j.bodyim.2019.08.006](https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2019.08.006)
- Weir, J. P. (2005). Quantifying test-retest reliability using the intraclass correlation coefficient and the SEM. *Journal of Strength and Conditioning Research*, *19*(1), 231-240. doi: [10.1519/15184.1](https://doi.org/10.1519/15184.1)
- Woods, L., Hevey, D., Ryall, N., & O’Keeffe, F. (2018). Sex after amputation: The relationships between sexual functioning, body image, mood and anxiety in persons with a lower limb amputation. *Disability and Rehabilitation*, *40*(14), 1663-1670. doi: [10.1080/09638288.2017.1306585](https://doi.org/10.1080/09638288.2017.1306585)
- World Medical Association. (1964). *Declaration of Helsinki*. Retrieved from <https://www.wma.net>
- 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)
- Yamamiya, Y., Cash, T. F., & Thompson, J. K. (2006). Sexual experiences among college women: The differential effects of general versus contextual body images on sexuality. *Sex Roles*, *55*(5-6), 421-427. doi: [10.1007/s11199-006-9096-x](https://doi.org/10.1007/s11199-006-9096-x)

Psychometric properties of the Office Gossip Scale in Puerto Rico

Propiedades psicométricas de la escala de chisme de oficina en Puerto Rico

Abner Vélez-Vega *¹

1 - Pontifical Catholic University of Puerto Rico, Puerto Rico.

Introduction
Methods
Results
Discussion
Conclusion
References

Recibido: 21/09/2021 Revisado: 18/11/2021 Aceptado: 10/12/2021

Abstract

This research examines the psychometric properties of the Office Gossip Scale Spanish (adapted version) in a sample of 150 Puerto Rican working adults. It also evaluates its internal consistency, Cronbach's alpha, composite reliability, McDonald's omega coefficient, construct validity, and factor structure. The 9-item Office Gossip Scale Spanish (adapted version) has an alpha coefficient of .91, a composite reliability of .91, and an omega coefficient of .91. In addition, a confirmatory factor analysis with structural equation modeling was performed and the factor structure of the 9-item Office Gossip Scale Spanish (adapted version) was analyzed. The one-factor model showed good indicators of construct validity. The results suggest that the 9-item Office Gossip Scale Spanish (adapted version) is a reliable and valid instrument for researchers to study the phenomenon of gossip in the workplace and organizations in Puerto Rico.

Keywords: *gossip, confirmatory factor analysis, psychometrics, office gossip, adaptation*

Resumen

Este estudio examina las propiedades psicométricas de la Escala de Chisme de Oficina de 9 ítems en español (en su versión adaptada) para una muestra de 150 trabajadores adultos puertorriqueños. Además, se evaluó su consistencia interna, alfa de Cronbach, la fiabilidad compuesta, el coeficiente omega de McDonald's, la validez de constructo y la estructura factorial. La versión de la Escala de Chismes de Oficina de 9 ítems en español (en su versión adaptada) posee un coeficiente alfa de .91, una confiabilidad compuesta de .91 y un coeficiente omega de .91. Se realizó un análisis factorial confirmatorio con ecuaciones estructurales y se examinó la estructura factorial de la Escala de Chisme de Oficina de 9 ítems en su versión en español. El modelo mostró un solo factor y buenos indicadores de validez de constructo. Los resultados muestran que la Escala de Chisme de Oficina de 9 ítems en español (en su versión adaptada) es un instrumento confiable y válido para que los investigadores estudien el fenómeno del chisme en el lugar de trabajo y las organizaciones en Puerto Rico.

Palabras clave: *chisme, análisis factorial confirmatorio, psicometría, chisme de oficina, adaptación*

*Correspondence to: Abner Vélez-Vega. E-mail: abner.velez@upr.edu; abnervelez@pucpr.edu

How to cite: Vélez-Vega, A. (2022). Psychometric properties of the Office Gossip Scale in Puerto Rico. *Revista Evaluar*, 22(1), 57-72. Retrieved from <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Author's note: Vélez-Vega Abner <https://orcid.org/0000-0002-2203-7934>. The author(s) received no specific funding for this work and declares no conflict of interests. This study is part of a published article and this research was the final stage of a previous study and cited article: Vélez, A., & González, R. (2015). Spanish translation and validation of the office gossip scale of Schmidt in a sample of workers in Puerto Rico. *Revista Interamericana de Psicología Ocupacional*, 34(1), 41-56. doi: [10.21772/ripo.v34n1a03](https://doi.org/10.21772/ripo.v34n1a03)

Participaron en la edición de este artículo: Rita Hoyos, Stefano Macri, Juan Cruz Balverdi, Pablo Carpintero, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Alicia Molinari, Benjamín Casanova, Ricardo Hernández.

Introduction

Human beings are complex beings who live in a complicated, socio-cultural society. Therefore, maintaining a network of relationships can be a difficult task. Humans must obtain valuable information about those around them to function efficiently in a shifting, complicated social environment. Social curiosity and gossiping are the main aspects of the human condition and its socio-cultural life. Thus, social curiosity and gossiping may enable people to learn, understand and interchange socio-cultural information (Hartung & Renner, 2013).

Carrim (2019) argues that there are many challenges in researching the phenomenon of office gossip. Even though it is an omnipresent activity in the workplace, it may not be easy to examine. Hartung, Krohn, and Pirschtat (2019) claim that gossip may be part of a passive-aggressive workplace bullying. Additionally, employees may view gossip-networking as a positive social interaction with other co-workers, especially when employees talk positively about their peers. However, Wu, Balliet, and Van Lange (2016) believe that gossip may be more effective and efficient than penalty from their supervisors when promoting and maintaining group cooperation.

Kuo, Chang, Quinton, Lu and Lee (2014) argue that Human Resources personnel and managers should pay close attention to workplace gossip producing negative work behaviors. Whereas Dores Cruz, Beersma, Dijkstra, and Bechtoldt (2019) state that gossip plays a vital role in groups. It may play an essential role in establishing group norms, protecting group members from norm violations, and maintaining social order and the status quo. However, based on the literature review, numerous cross-sectional research studies point out that gossip in organizations may negatively affect teams and individ-

ual group members. There is a close relationship between gossip and a decline of intra-team trust, affecting the employee's psychological well-being and safety, lowering work engagement and organizational citizenship behavior. Furthermore, Hartung et al. (2019) point out that gossip is an extension of observational learning. Humans can learn and acquire new social skills based on their socio-cultural interaction with other individuals by listening about their successes, failures, and mishaps. Also, Martinescu, Janssen, and Nijstad (2019) say that gossip aims to interchange three distinct social resources. People engage in gossiping to, first, exchange information; second, influence their conversation partners; and third, maintain social bonds and trust relationships and seek group support. Likewise, Hartung et al. (2019) agree that workers use gossip for informational purposes. However, Dores Cruz, Balliet, et al. (2019) claim that people use gossip for emotion venting.

In management culture, gossip is considered a waste of time and productivity in the workplace. A common assumption is that gossip is detrimental to work morale, and it should be discouraged. Moreover, gossip is associated with malicious, derogatory and insignificant work productivity (Michelson, Van Iterson, & Waddington, 2010; Waddington, 2014).

Martinescu et al. (2019) state that influential individuals with power can affect the value and appeal of their social interactions with other people. The power relationships may have an impact on the perceptions of gossip as a resourceful exchanging behavior. Influential individuals tend to maintain distance from subordinates and practice formal power privileges to exert influence and control over others. However, influenced people are very conscious of their dependency on influential individuals in the workplace. Many employees use gossip to obtain rewards and promotions,

and avoid punishment or retaliation from their supervisors. In contrast, [Fonseca and Peters \(2018\)](#) argue that gossip is part of human conversation. People's quotidian conversations may be one of the most important contexts for the transmission of reputational information, especially in groups.

This study aims to validate, translate, and adapt the 10-item Office Gossip Spanish version and its psychometric properties to have a reliable instrument in order to measure gossip in organizations in Puerto Rico. This study pretends to answer if the Spanish adapted version of the Office Gossip Scale will reproduce the exact factor structure of the original scale with optimal reliability and validity values and explain how the data on office gossip was obtained from the participants in this study.

To test the construct validity and factor structure of the Office Gossip Scale Spanish adapted version, it is essential to test the scale with robust statistics, for example, with a confirmatory factor analysis to improve the validity and reliability of the scale and to adapt it to the Puerto Rican population. This goes in line with what [Richaud de Minzi \(2008\)](#) states in that within Structural Equations Models, the confirmatory factor analysis examines the causal relationships between the observed variables and the latent constructs (factors).

Additionally, this study aims to examine other psychometric properties such as the Cronbach's alpha and the McDonald's omega to test the reliability of the scale. A further goal is to calculate the average variance extracted (AVE) to the composite reliability (CR) for convergent analysis and determine if the scale has an adequate construct ([Fornell & Larcker, 1981](#)). Also, the composite reliability is to test the internal consistency of the scale. Thus, it may further validate the Office Gossip Scale Spanish version to obtain optimal psychometric properties.

A Brief Review of the 10-item Office Gossip Scale by Schmidt (2010) English Version

Dr. [Gordon Schmidt](#) developed the 10-item Office Gossip Scale English version (2010) based on previous theoretical work on office gossip and general office gossip behaviors, such as elements related to informational and group cohesion aspects of gossip. Schmidt studied office gossip and examined its impact on several important workplace outcomes. Schmidt administered it to a sample of 277 undergraduate students from a large Midwestern university in the United States, and the students who participated in the study online for course credit. 93.5% had a part-time job and 70.4% of participants were female. The average participant age was 20.02 years. Accordingly, in Schmidt's study, the results showed that the reliability of the scale was .93. A factor analysis using principal axis factoring for extraction was conducted in SPSS and showed one-factor having an eigenvalue of 6.143, accounting for 61.43% of the variance. A second factor had an eigenvalue of .845 and significantly less and below common rules of thumbs for eigenvalues of 1.0, representing potentially significant factors. Item loadings on the single factor ranged from .65 to .86. All were above the .60 loadings.

[Schmidt \(2010\)](#) defines *office gossip* as exchanging information relevant to an organization. Schmidt believes that office gossip is a means of gaining valuable information from others through organizational socialization. Also, gaining new information about other co-workers and the organization can be beneficial and a valuable source. Likewise, gossip is useful for the sense-making of the corporate events inside the office space.

However, preliminary studies analyzed the effects of office gossip and behavior of workers engaging in gossip. [Schmidt \(2010\)](#) used the Utrecht Work Engagement Scale-17 (UWES-17),

the Affective Organizational Commitment Scale, and the Organizational Citizenship Behavior Scale (OCB) to examine gossip and cognition workplace behaviors.

Furthermore, Schmidt's study (2010) reported that office gossip positively correlated with employee engagement. Also, it predicted that the employee engagement factor of vigor would have the strongest relationship with office gossip. In addition, office gossip and vigor had a significant positive correlation, while office gossip had insignificant relation with the employee engagement factors of absorption and dedication. A significant positive relationship was found between office gossip and affective organizational commitment, while Organizational Citizenship Behavior was found to have a significant positive correlation with office gossip.

Methods

This study applied a quantitative, cross-sectional approach with psychometric instrumental type design and non-probabilistic snowball sampling. Many of the organizations declined to participate in this study. An instrumental research design which measures the instruments' psychometric properties and analyzes and describes a population's behaviors, beliefs, and attitudes was used (Creswell, 2014; Goodman, 1961; Montero & Leon, 2007).

Participants

The participants were contacted using word of mouth or snowball sampling. Goodman (1961) defines snowball sampling as a random sample of individuals drawn from a given finite population to infer statistical inferences about various as-

pects of the population's relationships. It serves to identify potential participants based on referrals or word of mouth. The investigator visited private as well as public governmental agencies in the south region of Puerto Rico to reach the participants who were willing to participate or refer other co-workers in the same workplace to fill out the instruments.

The inclusion criteria for the selection of the participants in this study were that they had to be working at least part-time in public or private sectors in Puerto Rico and be 21 years old or older and of both sexes. The exclusion criteria were participants under 21 years old and unemployed. The sample consisted of 150 participants, of whom 65% ($n = 97$) were females. The mean age of the participants was 36.55. 48.7% ($n = 73$) of the participants were from Generation Y (born between 1981 and 1999). 48% ($n = 72$) of the participants were single and 29% ($n = 44$) had a Bachelor's degree. 71% ($n = 107$) of the participants lived in the Southern region of Puerto Rico; 59% ($n = 88$) worked in the private sector and 41% in the public one ($n = 62$). 45% ($n = 67$) had been working for 1 to 5 years in the organization in tenure. 79% ($n = 119$) held a non-management position.

Instruments

The first instrument was the 9-item Sociodemographic Questionnaire, which collected the following data: workplace location, civil status, sex, age, generations, working sector (private or public), education, job position, and tenure. The second instrument was the 10-item Office Gossip Scale Spanish in its adapted version, which had a 7-point Likert scale. The items were rated from 1 = *hardly ever* to 7 = *almost always*. The third instrument was the 7-item Perception

of Organizational Rumor Scale Spanish version (PORS) designed by Velez-Vega (2021) to measure the perceptions of organizational rumors. This instrument had a Cronbach's alpha of .86 and was validated for the Puerto Rican population. It was used for the convergent validity analysis with the Office Gossip Scale Spanish version. According to Difonzo and Bordia (2007), rumors and gossip are closely related constructs and share certain similarities. Therefore, the fourth instrument used was the 9-item Utrecht Work Engagement Scale short version by Schaufeli et al. (2006) to test the divergent validity analysis with the Office Gossip Scale Spanish version, and which presented a Cronbach's alpha of .91. Also, Difonzo and Bordia (2007) argue that work engagement and gossip are a distant construct and do not share the same similarities.

Procedure

The research was authorized by the Institutional Review Board (IRB) of the Pontifical Catholic University of Puerto Rico under the IRB protocol CEG-25-2014 and followed APA standards. The researcher contacted the author of the 10-item Office Gossip Scale English version, Dr. Gordon B. Schmidt, who granted permission for the use of the scale.

The scale was then translated into Spanish by two certified bilingual translators in Puerto Rico using Brislin's (1970; 1986) translation method. The two bilingual translators were subject matter experts from Puerto Rico with a master's degree in languages from the University of Puerto Rico and considerable experience in translations. In the translation process, the second translator did not see the original document translated by the first translator into Spanish. The second translator's work was to translate the Office Gossip

Scale Spanish version (translated into Spanish by the first translator) back into English. Then, the translators had to repeat steps one and two until the scale in Spanish (the target language) was acceptable and equivalent to the Office Gossip Scale English version original content. According to Brislin's (1970, 1986) recommendations, the translators had to modify the scale if there was some incongruence with the translation and adapt it according to the participant's socio-cultural and linguistic background. After that, another two native subject matter experts from Puerto Rico with a degree in industrial-organizational psychology and experience in psychometrics contrasted semantically the 10-item Office Gossip Scale Spanish version with the 10-item Office Gossip Scale English version to determine if it fit the Puerto Rican sociocultural-linguistic background. Then, all four subject matter experts would agree on a final translation of the 10-item Office Gossip Scale Spanish version and the response to difficulties associated with adaptations and translations of such instruments and any required modification. The information was recorded in paper and later on destroyed to protect the judges' confidentiality.

Afterwards, the participants received the Sociodemographic Questionnaire, the Office Gossip Scale Spanish adapted version, the 9-item Utrecht Work Engagement Scale short version, the PORS Scale, and the consent forms. All the documents were handed out in paper form. The researcher notified all the participants about the voluntary nature of the study, their right to withdraw at any time during the study, the instructions and the results once they were available. The researcher applied the word of mouth method to reach the participants in public areas such as cafeterias and lobbies in the governmental agencies and other private organizations in Puerto Rico.

Statistical Analysis

The Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) version 24 program, Mplus, and JASP for data analysis were applied to perform the descriptive statistics, the scale's reliability using Cronbach's alpha formula and the McDonald's omega coefficient, and to examine the factor structure. [Deng and Chan \(2017\)](#) argue that the McDonald's omega is a reliability coefficient similar to Cronbach's alpha. However, McDonald's omega has the advantage of considering the strength of association between items on a scale.

A confirmatory factor analysis (CFA) with a structural equation modeling (SEM) and an unweighted least squares (ULS) estimation was performed in the validation and data analysis since the 10-item Office Gossip Scale Spanish version has an ordinal rating Likert-type scale and this study has a small sample size. [Byrne \(2016\)](#) argues that chi-square is used to establish a model fit. Sometimes chi-square is sensitive to sample size and tests if a model fits in the population.

However, the standardized root mean square (SRMR) was used instead of the root mean square error of approximation (RMSEA) fit index. The SRMR is the average discrepancy between the correlations observed in the input matrix and the predicted correlation of the model ([Brown, 2015](#)). Nevertheless, [Shi et al. \(2020\)](#) argue that the SRMR fit index is more appropriate in smaller samples than the RMSEA fit index and it is also more appropriate when fitting ordinal factor analysis models using ULS estimation from tetrachoric and polychoric correlations.

Considering the recommended threshold fit indices based on the literature review, a CFI $\geq .90$ is acceptable, but a CFI $\geq .95$ is considered better. The Tucker-Lewis index (TLI) $\geq .90$ is fair, but a TLI $\geq .95$ is better. The IFI $\geq .90$, GFI $\geq .90$, and

the NFI $\geq .90$ are acceptable, but indices superior to $.95$ are excellent, and SRMR $\leq .08$ or below is acceptable ([Brown, 2015](#); [Byrne, 2016](#)).

The average variance extracted (AVE) and the composite reliability (CR) examined further validity concerns factor loadings on the scale construct. The recommended thresholds for AVE are $.50$ or more and for CR $.70$ and above ([Fornell & Larcker, 1981](#)). The composite reliability tested the internal consistency in the scale items, sometimes called the construct reliability. It was equal to the true score variance relative to the total scale score variance ([Brunner & Süß, 2005](#)). To sum up, a Pearson and Spearman coefficient were used to test the Office Gossip Scale's Spanish version convergent and divergent validity.

Results

Item Analysis

Table 1 illustrates the skewness and kurtosis and the thresholds of ± 2.0 ([Hair et al., 2013](#)). In relation to the descriptive item analysis, item 2 shows skewness and kurtosis normality violations. According to [Kline \(2005\)](#), skewness values greater than 3 and a kurtosis index absolute value greater than 10 are concerns. A Shapiro-Wilk test can be used in samples below 300 for test normality of distribution of the scores for two groups ([Field, 2017](#); [Shapiro & Wilk, 1965](#)), which were males and females in this case. As regards to the Shapiro-Wilk test results and a visual inspection of their histograms, normal Q-Q plots and the box plots showed that the scores did not have a normal distribution for males and females. Males had a skewness of 1.025 (SE = .327) and a kurtosis of 1.194 (SE = .64) and females a skewness of 1.163 (SE = .245) and a kurtosis of .957 (SE = .485). Furthermore, the Shapiro-Wilk test provided evidence that none of the ten items had

Table 1

Descriptive distribution of the skewness and kurtosis of the Office Gossip Scale Spanish version.

Items	Mean	SD	Skew	Kurtosis	Shapiro-Wilk
1. Talk with co-workers about people's experiences with the boss.	2.94	1.68	0.59	-0.50	.91
2. Talk with others about people's experiences with co-workers.	3.55	7.98	11.57	139.17	.17
3. Seek out information co-workers have about people I may work with in the future.	2.53	1.58	0.83	-0.25	.86
4. Talk with co-workers about other employee's accomplishments and mistakes.	2.76	1.56	0.68	-0.38	.87
5. Swap stories about other people in the organization.	2.76	1.56	0.52	-0.69	.89
6. Talk with co-workers about other employee's personal lives.	1.82	1.39	1.78	2.57	.66
7. Talk with co-workers about other people we know in the organization and what they have been up to.	2.35	1.45	1.10	0.78	.84
8. Seek out rumors about other people in the company.	1.78	1.37	2.02	3.66	.64
9. Spent time chatting with co-workers about organization happenings.	2.73	1.73	0.85	-0.23	.86
10. Gossip with my co-workers.	1.99	1.38	1.46	1.51	.73

Note. SD = Standard deviation.

a normal distribution ($p < .001$). As a result, item 2 was taken out of the data analysis due to the normality violations.

In addition, multivariate normality was tested using SPSS to calculate Mahalanobis distances in the data to measure the distance of a particular case from the centroid of the remaining cases. It detects any strange pattern of scores across all nine sociodemographic independent variables within the dependent variable, the Office Gossip Scale Spanish version. The results showed a value of 53.38 of the maximum Mahalanobis distance. According to the literature, the critical value for nine variables is 27.88, which also showed a violation of multivariate normality in the data (Tabachnick & Fidell, 2013).

Construct Validity

Confirmatory factor analysis with structural equation modeling was carried out. The first model of the 9-item Office Gossip Scale Spanish version (M1) and regarding this type of validity showed a $\chi^2_{(27)} = 194.240$, $p < .001$. Fit indices CFI = .98, TLI = .97, GFI = .99, IFI = .98, NFI = .98, and SRMR = .07 were analyzed to assess the adjustment of the model. As a result, there were satisfactory fit indices. Additionally, all p -values were significant and factor loadings thresholds were superior to .30 under the standard estimates detailed in (Kline, 2005) Table 2 of the Model 1 (M1).

Table 2

Factor loadings and parameter estimates of the 9-item Office Gossip Spanish version scale.

Factor	Items	Symbol	Est.	Std. Error	z-value	p	95% Confidence Interval		Std. Est. (all)
							Lower	Upper	
Factor 1	OG1	λ_{11}	1.00	.03	38.20	< .001	0.95	1.05	.60
Office	OG3	λ_{12}	0.95	.03	36.63	< .001	0.90	1.00	.60
Gossip	OG4	λ_{13}	1.23	.03	45.06	< .001	1.18	1.28	.79
	OG5	λ_{14}	1.22	.03	44.80	< .001	1.17	1.27	.78
	OG6	λ_{15}	1.07	.03	40.30	< .001	1.01	1.12	.77
	OG7	λ_{16}	1.25	.03	45.64	< .001	1.20	1.30	.86
	OG8	λ_{17}	1.04	.03	39.43	< .001	0.99	1.09	.76
	OG9	λ_{18}	1.30	.03	46.99	< .001	1.25	1.36	.75
	OG10	λ_{19}	0.95	.03	36.66	< .001	0.90	1.00	.69

Note. OG = Office Gossip; Est = Estimates; Std. Error = Standard Error; Std. Est = Standard Estimates; p = p -value significant < .001.

Discrimination Index and Internal Consistency

The 9-item Office Gossip Scale Spanish (adapted version) was analyzed using the discrimination index and the discrimination indexes greater than .30 were analyzed using the corrected item-total correlation technique as recommended by Kline (2005). All items on the scale complied with the recommended thresholds. Table 3 shows that the discrimination index fluctuated between .57 and .81, the internal consistency fluctuated between .89 and .91, and the McDonald's omega fluctuated between .90 and .91.

Convergent/Divergent Validity of the Construct and Coefficient Internal Validity

The average variance extracted (AVE) was measured to test the convergent validity, and values superior to .50 indicated construct valid-

ity. The composite reliability (CR) measured the internal consistency of scale items, indicating a value of .70 and above. The result showed that the AVE value of .54 and CR value of .91 illustrated convergent validity, construct validity, and reliability.

The 9-item Office Gossip Scale Spanish version's reliability tested using the Cronbach's alpha was .91 (Mean = 2.41 and SD = .44), with a 95% confidence interval lower bound of .89 and 95% confidence interval upper bound of .93. Likewise, the McDonald's omega was .91 with a 95% confidence interval lower bound of .89 and 95% confidence interval upper bound of .93. This indicates that the scale had an excellent alpha and reliability, and an alpha and internal consistency of .70 or above, which had an acceptable threshold, since a .90 or above is excellent (DeVellis, 2017).

A Pearson and a Spearman correlation were performed on the 9-item Office Gossip Scale

Table 3
Discrimination index of the 9-item Office Gossip Spanish version.

Items	M	SD	r_{bis}	α	ω
1. Talk with co-workers about people's experiences with the boss.	2.95	1.68	.57	.91	.91
3. Seek out information co-workers have about people I may work with in the future.	2.53	1.58	.57	.91	.91
4. Talk with co-workers about other employee's accomplishments and mistakes.	2.76	1.56	.75	.90	.90
5. Swap stories about other people in the organization.	2.76	1.56	.74	.90	.90
6. Talk with co-workers about other employee's personal lives.	1.83	1.39	.73	.90	.90
7. Talk with co-workers about other people we know in the organization and what they have been up to.	2.36	1.45	.81	.89	.90
8. Seek out rumors about other people in the company.	1.78	1.37	.72	.90	.90
9. Spent time chatting with co-workers about organization happenings.	2.73	1.73	.72	.90	.90
10. Gossip with my co-workers.	1.99	1.39	.65	.90	.91

Note. M = Mean; SD = Standard Deviation; r_{bis} = corrected item-total correlations; α = Cronbach's alpha; ω = McDonald's omega.

Spanish version with the 7-item PORS instrument (Velez-Vega, 2021) to test convergent validity. Also, the 9-item Office Gossip Scale Spanish version was tested with the 9-item Utrecht Work Engagement Scale short version (Schaufeli et al., 2006) for divergent validity. The results showed that the 9-item Office Gossip Scale Spanish version has convergent validity with the 7-item Perception of Organizational Rumor Scale (PORS), indicating that both scales share similar constructs since there was a significant moderate correlation. By contrast, the results showed that the 9-item Office Gossip Scale Spanish version discriminates with the Utrecht Work Engagement Scale (UWES), indicating that each scale does not share similar constructs and has a negative correlation.

A convergent and divergent validity may be performed, obtaining the scores applying to

two distinct scales. For example, if the two scales measure the same or similar constructs and the results between both measurements present significant correlations, it is said that the scales converge, which indicates that both scales are conceptually similar. Conversely, when, the scores of two different scales measure different constructs, and the scores are low or there is a negative correlation, it is said that the scales diverge, which means there is a non-significant relationship between the variables that measure different constructs (Luján-Tangarife & Cardona-Arias, 2015). In other words, the 9-item Office Gossip Scale Spanish version indicates adequate external convergent and discriminant/divergent analysis and indicates acceptable psychometric properties. Table 4 shows the results of the convergent and discriminant analysis.

Table 4

Correlation 9-item Office Gossip with 7-item PORS and Utrecht Work Engagement Scale.

Constructs	<i>r</i>	<i>p</i> -value	Lower 95% CI	Upper 95% CI	<i>rho</i>	<i>p</i> -value	Lower 95% CI	Upper 95% CI
Office Gossip with PORS	.41***	< .001	.27	.54	.43***	< .001	.29	.55
Office Gossip with UWES	-.04	.62	-.20	.12	-.10	.22	-.26	.06

Note. *r* = Pearson; *rho* = Spearman; *** $p < .001$.

Discussion

This study examined the psychometric properties of the 10-item Office Gossip Scale English version with a translated and adapted version: the 9-item Office Gossip Scale Spanish version on a Puerto Rican population. The scale was never used in Puerto Rico or in any Latin-speaking country. There are no studies of office gossip available in Puerto Rico. Since it was the first time the scale was validated in Puerto Rico, there was a constraint to compare the results of this study. The only studies available of the Office Gossip Scale English version by Schmidt (2010) were conducted by the author of the scale and the research was carried out in the United States of America. However, the results of the present study provide relevant and preliminary information on the psychometric properties and factor structure of the 9-item Office Gossip Scale Spanish version in Puerto Rican working adults.

It was possible to update and examine the short and adapted 9-item Office Gossip Scale Spanish version's psychometric properties and factor structure with CFA and SEM statistics. This study may also contribute to new literature and a better understanding of the phenomenon of office gossip in some organizations in Puerto Rico. The short and adapted 9-item Office Gossip Scale Spanish version's construct correlates with Schmidt's study (2010; 2011), which validated

the 10-item Office Gossip Scale English version on organizations' individual affiliative and informational processes. The results also indicate that office gossip may strengthen bonds between co-workers and connections within the organization. According to Schmidt (2011), workers who engaged in more office gossip did have more organizational socialization knowledge and gained new knowledge using office politics and other co-workers' information.

Fornell and Larcker (1981) argue that in order to determine a model fit in a confirmatory factor analysis, the construct validity must converge with the observed variables or the items in an instrument associated in the same latent construct (convergent validity). Construct validity can confirm that there is a good model fit and that it measures what it is supposed to measure, which is the psychological construct proposed by the researcher. Moreover, the CR and AVE are used to test the model fit of a psychological construct in an instrument. In other words, the 9-item Office Gossip Scale Spanish version complied with the CR and AVE thresholds according to the psychometric properties and validity, indicating adequate construct of measurement on office gossip.

The psychometric properties demonstrated the one-dimensionality of the short and adapted 9-item Office Gossip Scale Spanish version. This single dimension includes gossip behaviors that concern engaging in idle talk, group cohesion, so-

cialization, and gathering information about other people in the workplace (Schmidt, 2010, 2011). The results from the confirmatory factor analysis with structural equation modeling support the Spanish version of the Office Gossip Scale's one-factor structure, which correlates with the Office Gossip Scale English version (Schmidt, 2010). This suggests that the instrument measures workplace gossip behavior. The fit indices support the model since they were among acceptable values (e.g., Hair et al., 2013; Kline, 2016). Even though item 2 was removed from the data, the Office Gossip Scale Spanish version still possesses excellent reliability over .90 while the Office Gossip Scale English version has a Cronbach's alpha of .93.

Limitations

One of the limitations was the small sample size which does not allow to generalize the final results. Another limitation was the snowball sampling and non-probabilistic convenience recruitment method. As a result, the sample was not representative of the Puerto Rican working population. The most significant limitation was the lack of participation from the organizations. Another limitation was that it was not explicit to the participants whether the office gossip occurred within office space in the workplace or not. Some job occupations do not require employees to be in office space. Additionally, the conditions and other factors such as noise, distractions, limited time to complete the scales, the questionnaire and the consent forms could impact the results. Besides, most of the participants were females. Finally, there are limited studies of gossip research conducted in Puerto Rico, and there were no literature reviews to compare the results.

Recommendations

The practical implications of this study are that there is an instrument that measures office gossip for the Puerto Rican workforce. In addition, the scale is user-friendly and written in simple Spanish for the participants to understand each item of the scale. Also, consultants, industrial-organizational psychologists, and academia may use the short and adapted 9-item Office Gossip Scale Spanish version as a reliable scale for needs assessments and evaluations and future new studies in Puerto Rico.

One recommendation is to administrate the 9-item Office Gossip Scale Spanish version in a large sample to further test its validity and reliability in other municipalities of Puerto Rico. An additional recommendation is to perform a test criterion and test-retest to evaluate its construct, reliability, and validity. Moreover, it is also recommended to administrate the Office Gossip Scale Spanish version in other Latin-speaking countries, test the construct validity, determine socio-cultural differences, and compare the results with the Puerto Rican sample results.

Another recommendation is to conduct in-depth interviews with employees; for example, a qualitative approach with a phenomenological study may help to better understand the phenomenon of office gossip and provide insight into how employees perceive gossip at the workplace. It is also recommended to combine the 9-item Office Gossip Scale Spanish version with other variables such as rumors, job satisfaction, job commitment, and the dark side of organizational politics. A final recommendation is to determine what other factors may impact office gossip or if gossip influences these variables.

Conclusion

Many studies show that malicious workplace gossip is demoralizing for employees. Employees encircled by unconstructive gossip will find it difficult to trust other co-workers or establish cooperative work relationships (Kong, 2018). However, other authors argue that gossip may have both positive and negative effects at the workplace (Dores Cruz, Beersma, et al., 2019; Schmidt, 2010).

This study is one of the first pieces of research conducted and it examined the psychometric properties and factor structure of the Office Gossip Scale Spanish (adapted version) in Puerto Rico. The results show that the Office Gossip Scale Spanish (adapted version) possesses excellent internal and external psychometric properties and replicates the one-factor structure of the Office Gossip English version. Similarly, the results support the applicability of the 9-item Office Gossip Scale Spanish (adapted version) in the Puerto Rican workforce population. New studies can contribute to the importance of the Office Gossip Scale Spanish (adapted version) with other variables in public and private working sectors in Puerto Rico. As a result, this study represents a significant contribution to the scientific community. Finally, the Office Gossip Scale Spanish (adapted version) is a reliable instrument with adequate psychometric properties and may be used in new studies in organizational research. This study may imply that managers and organizations can learn to monitor and take actions to prevent negative gossip and raise awareness about it at the workplace.

References

- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for Cross-Cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1(3), 185-216. doi: [10.1177/135910457000100301](https://doi.org/10.1177/135910457000100301)
- Brislin, R. W. (1986). The wording and translation of research instruments. In W. J. Lonner & J. W. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Nueva York, NY: Guilford Press.
- Brunner, M., & Süß, H.-M. (2005). Analyzing the reliability of multidimensional measures: An example from intelligence research. *Educational and Psychological Measurement*, 65(2), 227-240. doi: [10.1177/0013164404268669](https://doi.org/10.1177/0013164404268669)
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (3rd ed.). Oxfordshire, UK: Routledge.
- Carrim, N. M. H. (2019). Minorities' experiences office gossip. *SA Journal of Industrial Psychology*, 45. doi: [10.4102/sajip.v45i0.1562](https://doi.org/10.4102/sajip.v45i0.1562)
- Creswell, J. W. (2014). *Research design: Qualitative, quantitative, and mixed methods approach* (4th ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Deng, L., & Chan, W. (2017). Testing the difference between reliability coefficients alpha and Omega. *Educational and Psychological Measurement*, 77(2), 185-203. doi: [10.1177/0013164416658325](https://doi.org/10.1177/0013164416658325)
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- DiFonzo, N., & Bordia, P. (2007). *Rumor psychology: Social and organizational approaches*. American Psychological Association. doi: [10.1037/11503-000](https://doi.org/10.1037/11503-000)
- Dores Cruz, T. D., Balliet, D., Sleebos, E., Beersma, B., Van Kleef, G. A., & Gallucci, M. (2019). Getting a

- grip on the grapevine: Extension and factor structure of the Motives to Gossip Questionnaire. *Frontiers in Psychology*, 10. doi: [10.3389/fpsyg.2019.01190](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01190)
- Dores Cruz, T. D., Beersma, B., Dijkstra, M. T. M., & Bechtoldt, M. N. (2019). The bright and dark side of gossip for cooperation in groups. *Frontiers in Psychology*, 10. doi: [10.3389/fpsyg.2019.01374](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01374)
- Field, A. (2017). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (5th ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Fonseca, M. A., & Peters, K. (2018). Will any gossip do? Gossip does not need to be perfectly accurate to promote trust. *Games and Economic Behavior*, 107, 253-281. doi: [10.1016/j.geb.2017.09.015](https://doi.org/10.1016/j.geb.2017.09.015)
- 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)
- Goodman, L. A. (1961). Snowball sampling. *The Annals of Mathematical Statistics*, 32(1), 148-170. doi: [10.1214/aoms/1177705148](https://doi.org/10.1214/aoms/1177705148)
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2013). *Multivariate data analysis* (7th ed.). London, UK: Pearson Education.
- Hartung, F.-M., Krohn, C., & Pirschtat, M. (2019). Better than its reputation? Gossip and the reasons why we and individuals with “dark” personalities talk about others. *Frontiers in Psychology*, 10. doi: [10.3389/fpsyg.2019.01162](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01162)
- Hartung, F.-M., & Renner, B. (2013). Social curiosity and gossip: Related but different drives of social functioning. *PLoS ONE*, 8(7). doi: [10.1371/journal.pone.0069996](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0069996)
- Kline, T. J. B. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Kline, R. B. (2016). *Methodology in the social sciences. Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Kong, M. (2018). Effect of perceived negative workplace gossip in employees' behaviors. *Frontiers in Psychology*, 9. doi: [10.3389/fpsyg.2018.01112](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01112)
- Kuo, C.-C., Chang, K., Quinton, S., Lu, C.-Y., & Lee, I. (2015). Gossip in the workplace and the implications for HR management: A study of gossip and its relationship to employee cynicism. *The International Journal of Human Resource Management*, 26(18), 2288-2307. doi: [10.1080/09585192.2014.985329](https://doi.org/10.1080/09585192.2014.985329)
- Luján-Tangarife, J. A., & Cardona-Arias, J. A. (2015). Construcción y validación de escalas de medición en salud: Revisión de propiedades psicométricas. *Archivos de Medicina*, 11(3), 1-10. doi: [10.3823/1251](https://doi.org/10.3823/1251)
- Martinescu, E., Janssen, O., & Nijstad, B. A. (2019). Gossip as a resource: How and why power relationships shape gossip behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 153, 89-102. doi: [10.1016/j.obhdp.2019.05.006](https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2019.05.006)
- Michelson, G., Van Iterson, A., & Waddington, K. (2010). Gossip in organizations: Contexts, consequences, and controversies. *Group & Organization Management*, 35(4), 371-390. doi: [10.1177/1059601109360389](https://doi.org/10.1177/1059601109360389)
- 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. Retrieved from http://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf
- Richaud de Minzi, M. C. (2008). Nuevas tendencias en psicometría. *Revista Evaluar*, 8(1), 1-19. doi: [10.35670/1667-4545.v8.n1.501](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v8.n1.501)
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, 66(4), 701-716. doi: [10.1177/0013164405282471](https://doi.org/10.1177/0013164405282471)
- Schmidt, G. B. (2010, April). The effects of office gos-

sip on workplace cognitions and behaviors. *Annual Conference of the Society of Industrial-Organizational Psychology*. Atlanta, Georgia, Estados Unidos. Retrieved from <https://www.siop.org>

Schmidt, G. B. (2011). Office gossip as an informational source. *Annual Meeting of the Academy of Management*. San Antonio, Texas, USA. Retrieved from <https://aom.org>

Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of Variance Test for Normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3/4), 591. doi: [10.2307/2333709](https://doi.org/10.2307/2333709)

Shi, D., Maydeu-Olivares, A., & Rosseel, Y. (2020). Assessing fit in ordinal factor analysis models: SRMR vs. RMSEA. *Structural equation modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 1-15. doi: [10.705511.2019.1611434](https://doi.org/10.705511.2019.1611434)

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). London, UK: Pearson Education.

Vélez-Vega, A. (2021). Psychometric properties of the 8-item perception of organizational rumor scale (PORS) in a Puerto Rican sample. *Informes Psicológicos*, 21(1), 57-71. doi: [10.18566/infpsic.v21n1a04](https://doi.org/10.18566/infpsic.v21n1a04)

Waddington, K. (2014). *Gossip and Organizations*. Oxfordshire, UK: Routledge.

Wu, J., Balliet, D., & Van Lange, P. A. M. (2016). Gossip versus punishment: The efficiency of reputation to promote and maintain cooperation. *Scientific Reports*, 6(1). doi: [10.1038/srep23919](https://doi.org/10.1038/srep23919)

Appendix A**10-item Office Gossip Scale****Copyright © Dr. Gordon B. Schmidt, Ph.D. (2010) English version****Copyright © Vélez-Vega (2014) Spanish version**

	1 Hardly Ever	2 Rarely	3 Once a While	4 Sometimes	5 Often	6 Very Often	7 Almost Always
	Casi nunca	Pocas veces	Ocasional- mente	A veces	Frecuente- mente	Muy frecuente- mente	Casi siempre
1. Talk with co-workers about people's experiences with the boss. Hablo con mis compañeros de trabajo sobre las experiencias de la gente con el jefe.							
2. Talk with others about people's experiences with co-workers. Hablo con otros sobre las experiencias de la gente con los compañeros de trabajo.							
3. Seek out information co-workers have about people I may work with in the future. Busco información que mis compañeros de trabajo tengan sobre personas con las cuales pudiese trabajar en el futuro.							
4. Talk with co-workers about other employee's accomplishments and mistakes. Hablo con mis compañeros de trabajo sobre los logros y los fallos de otros empleados.							

<p>5. Swap stories about other people in the organization.</p> <p>Intercambio historias sobre otras personas que laboran en la organización.</p>							
<p>6. Talk with co-workers about other employee's personal lives.</p> <p>Hablo con mis compañeros de trabajo sobre la vida personal de otros empleados.</p>							
<p>7. Talk with co-workers about other people we know in the organization and what they have been up to.</p> <p>Hablo con mis compañeros de trabajo sobre otras personas que conocemos dentro de la organización y de lo que han estado haciendo.</p>							
<p>8. Seek out rumors about other people in the company.</p> <p>Averiguo rumores sobre otras personas que laboran en la empresa.</p>							
<p>9. Spent time chatting with co-workers about organization happenings.</p> <p>Paso tiempo charlando con mis compañeros de trabajo sobre lo que acontece en la organización.</p>							
<p>10. Gossip with my co-workers.</p> <p>Chismeo con mis compañeros de trabajo.</p>							