

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 Jaume^{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 Jaume <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., Jaume, 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	Ítem	Femenino					Masculino				
		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.