EureKa : Asunción (Paraguay) 11(2):187-203,2014 ISSN 2218-0559 (CD R), E-ISSN2220-9026

"AFRONTAMIENTO EN ADOLESCENTES PERUANOS: ANÁLISIS CONFIRMATORIO DE LA ADOLESCENT COPING SCALE VERSIÓN ABREVIADA"

"COPING IN PERUVIAN TEENAGERS: CONFIRMATORY ANALYSIS OF ADOLESCENT COPING SCALE SHORT VERSION"

Investigadores: Tomás Caycho Rodríguez[1], Humberto Castilla Cabello y Midori Shimabukuro Tello
Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Perú.
Instituto de Investigación, Facultad de Psicología y Trabajo Social, Universidad Inca Garcilaso de la Vega, Perú.

CDID "Centro de Documentación, Investigación y Difusión de Psicología Científica"[2]
Universidad Católica "Ntra. Sra. De la Asunción"

Recibido: 14 de agosto de 2014 Aceptado: 31 de Octubre de 2014

Resumen

Se analizan las propiedades psicométricas de la versión abreviada de la Adolescent Coping Scale (ACS) realizada por Richaud de Minzi (2003). En este estudio instrumental, participaron 240 sujetos, 120 mujeres (50%) y 120 varones (50%) de entre 16 y 19 años, de ambos sexos, de clase social media, que concurrían a universidades particulares y nacionales de Lima Metropolitana**.** Se obtuvieron evidencias de validez y confiabilidad que apoyan su uso en esta muestra en específico. El análisis de correlación ítem-test encontró asociaciones altamente significativas ($p < 0.001$) para cada uno de los reactivos. La ACS presentó elevada consistencia interna (α de Cronbach = 0.88). El análisis factorial confirmatorio realizado reveló que la ACS presenta una estructura de once factores. Se concluye que la ACS cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para continuar estudios de validación, así como para implementarla en diversas líneas de trabajo.

Palabras Clave: Adolescentes, Afrontamiento, Análisis Factorial Confirmatorio, Confiabilidad.

---

[1] Lic. en Psicología. Director del Instituto de Investigación, Facultad de Psicología y Trabajo Social, Universidad Inca Garcilaso de la Vega (Perú). Este trabajo forma parte del Proyecto investigación de Maestría en Psicología Educativa del primer autor "Percepción de la relación con los padres y estilos de afrontamiento en adolescentes universitarios de la ciudad de Lima", presentado a la Unidad de Post Grado de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos - Perú. Correspondencia: tcaycho@uigv.edu.pe Av. Pettit Thouars 248, Lima, Perú.

[2] Correspondencia remitir a:revistacientificaeureka@gmail.com o a norma@tigo.com.py **CDID** "Centro de Documentación, Investigación y Difusión de Psicología Científica", FFCH-UC de Asunción-Paraguay.

Abstract

The properties are analyzed psicométricas of that of the brief version of the Adolescent Coping Scale (ACS) realized by Richaud de Minzi (2003). In this instrumental study, they informed 240 subjects, 120 women (50 %) and 120 males (50 %) of between 16 and 19 years, of both sexes, of social average class, which were meeting to particular and national universities of Metropolitan Lima. There were obtained evidences of validity and reliability that support his use in this sample in specific. The analysis of correlation article - test found highly significant associations (p <0.001) for each of the reagents. Did ACS present high internal consistency (? Of Cronbach = 0.88). The analysis factorial confirmatory realized revealed that the ACS presents a structure of eleven factors. One concludes that the ACS possesses properties psicométricas adapted to continue studies of validation, as well as to implement it in diverse lines of work.

Keywords: Adolescent, Coping, Analysis Factorial Confirmatory, Reliability.

Introducción

Durante la adolescencia, tanto varones como mujeres hacen frente a diversos estresores derivados de la aparición de conflictos maduracionales, de grupo de pares, diferencias familiares, de identidad, entre otros (Richaud de Minzi, 2003).

Estudios con adolescentes señalan los efectos negativos del estrés sobre la atención, concentración, conductas adaptativas (Caballero, Abelló & Palacios, 2007), procesos de aprendizaje (Martín, 2007) bienestar psicológico (Guarino, Gavidia, Antor & Caballero, 2000) y salud en general (Sarid, Anson, Yaari & Margalith, 2004), entre otros.

El género también tiene incidencia en la experiencia del estrés, siendo las mujeres quienes presentan mayores niveles de estrés percibido a comparación de los hombres (Calais, Andrade & Lipp, 2003; Heiman, 2004; Yune, Park, Chung & Lee, 2011).

Diversos estudios señalan que en la adolescencia se desarrollan diversas estrategias de afrontamiento que permitirán enfrentar variadas situaciones en el mismo periodo y la vida adulta (Patterson & McCubbin, 1987; Frydenberg, et al., 2003).

El afrontamiento es definido como "aquellos esfuerzos cognitivos y conductuales constantemente cambiantes que se desarrollan para manejar las demandas específicas externas o internas que son evaluadas como excedentes o desbordantes de los recursos del individuo" (Lazarus & Folkman, 1991, p.164).

Las estrategias propuestas por Lazarus y Folkman (1991) son aquellas actividades efectivas de cambio de situaciones problemáticas, a través de la solución directa del problema (afrontamiento centrado en el problema) o mediante eliminación de sentimientos negativos sin provocar una solución (afrontamiento centrado en la emoción).

En palabras de Lazarus y Folkman (1991), "en general, las formas de afrontamiento dirigidas a la emoción tienen más probabilidad de aparecer cuando ha habido una evaluación de que no se puede hacer nada para modificar las condiciones lesivas, amenazantes o desafiantes del entorno. Por otro lado, las formas de afrontamiento dirigidas al problema son más susceptibles de aparecer cuando tales condiciones resultan evaluadas como susceptibles de cambio" (p. 172).

Frydenberg y Lewis (1997), incorporan a la clasificación anterior el afrontamiento de evitación, que implica una evasión del problema a través de la distracción en otras actividades. El afrontamiento depende del tipo de situación que se enfrenta (Morales & Trianes, 2010) y cómo el individuo percibe o evalúa la situación (Frydenberg, et al., 2003). Así, un estresor puede provocar diversos comportamientos y reacciones emocionales en diferentes y el mismo individuo. Diversos estudios evidencian la relación entre las estrategias de afrontamiento empleadas y la adaptación emocional y salud mental en adolescentes (Cabanach, Valle, Rodríguez, Pineiro & Freire, 2010; Morales & Trianes, 2010; Seiffge-Krenke, 1995).

Así mismo, el empleo de variadas estrategias de afrontamiento de varones y mujeres durante la adolescencia está influenciado por patrones de socialización diferenciados (Martinez & Morote, 2001). Si bien mujeres y varones emplean estrategias de resolución directa del problema (Frydenberg & Lewis, 1993), las primeras utilizan estrategias referidas a la búsqueda de soporte social (Frydenberg & Lewis, 1993) mientras que los varones realizan paralelamente actividades de distracción y retirada (Phelps & Jarvis, 1994).

La medición y evaluación del afrontamiento son elementos importantes que permiten una adecuada conceptualización del proceso de estrés (Nava, Ollua, Vega & Soria, 2010). Bajo el modelo teórico de Lazarus (1991) se han desarrollado diversos instrumentos. A mediados de la década de los 70, Lazarus desarrolló el Ways of Coping Checklist (WCC). Parker y Endler (1992) señalan que una dificultad de este instrumento ha sido la variación del número de factores de una muestra a otra o de un estresor a otro. Este al parecer es un problema en gran parte de los instrumentos para la medida de afrontamiento (Richaud de Minzi, 2003).

Frydenberg y Lewis desarrollaron la Adolescent Coping Scale (ACS), en base al modelo teórico de Lazarus, que agrupa 18 estrategias de afrontamiento en tres estilos básicos: dirigidas a resolver el problema, en relación con los demás y afrontamiento improductivo (Contreras-Gutiérrez, Chávez-Becerra & Aragón-Borja, 2012). Originalmente, Frydenberg y Lewis (1997) reportan coeficientes de confiabilidad test-retest (producto momento de Pearson) superior a .32 así como una validez de constructo, a través del análisis factorial, que brinda apoyo a la existencia de 18 estrategias de afrontamiento. Estudios en diferentes realidades señalan a su vez diversos índices de validez y confiabilidad de la escala.

En Portugal, Guerreiro, Cruz, Figueira y Sampaio (2014), realizaron la adaptación de la escala en una versión de 70 items que evalúan 16 estrategias de afrontamiento. Las escalas presentaron adecuados valores de consistencia interna, con coeficientes alfa de Cronbach entre .63 y .86.

En Argentina, Casullo y Fernández (2000) reportan, a partir de una evaluación a 1320 adolescentes, índices de consistencia interna de .85 así como una confiabilidad, a través del método por mitades, de .7 y .8. También en Argentina, Richaud de Minzi (2003), analizó una versión abreviada de la versión española de la ACS, administrada a 800 sujetos de entre 13 y 15 años de ambos sexos y de clase social media de Buenos Aires. A través de análisis factoriales exploratorios por rotación Oblimin, se obtuvo una versión abreviada de 46 ítems agrupados en 11 dimensiones del afrontamiento. Así mismo, se señalan que los coeficientes de confiabilidad para esta versión son considerados entre satisfactorios.

En el Perú, ya Canessa (2002), realizó un primer análisis de la ACS con una muestra de adolescentes, llegando a la conclusión de que la muestra cuenta con una adecuada confiabilidad y validez de constructo. Se observan valores del índice de confiabilidad que varían entre .48 para la escala Buscar diversiones relajantes y .84 para la escala Distracción física. El análisis factorial, mediante el método de componentes principales y rotación oblicua Oblimin corrobora la estructura de 18 factores, que explican más del 50% de la varianza.

En base a la información precedente, el presente trabajo tiene como objetivo, analizar las propiedades psicométricas, confiabilidad y validez, de la versión abreviada de la Adolescent Coping Scale realizada por Richaud de Minzi (2003) en una muestra de adolescentes de Lima Metropolitana. Para ello, se empleará el análisis factorial confirmatorio, poniendo a prueba diversos modelos de medición de dicho instrumento.

Así mismo, para el estudio de la confiabilidad fueron considerados tres indicadores: El alfa de Cronbach, concentrado en la confiabilidad derivada de las puntuaciones; el Coeficiente Omega, el cual recoge la confiabilidad compuesta del constructo, y el coeficiente Rho, que analiza la confiabilidad conjunta de las subescalas utilizadas en el modelo.

La presente investigación se justifica en la medida en que sus resultados ayudarán a aportar evidencias acerca de la validez de un instrumento que puede ser de utilidad en la práctica cotidiana del psicólogo. Así mismo, las evidencias obtenidas mediante métodos fiables y válidos y que a su vez, cuenten con una sólida base conceptual y apoyo empírico, serian útiles en la formulación de diferentes planes de desarrollo para la población objeto de estudio (Schalock, 2010).

Método

La presente investigación es de tipo instrumental, pues responde a problemas orientados a demostrar las propiedades psicométricas de los instrumentos de medición (Ato, López, & Benavente, 2013; Montero & León, 2007).

Participantes

Se administró la versión española abreviada de la ACS (46 ítem), a 240 sujetos, 120 mujeres (50%) y 120 varones (50%) de entre 16 y 19 años, de ambos sexos, de clase social media, que concurrían a universidades particulares y nacionales de Lima Metropolitana, seleccionados a través de un muestreo por conveniencia (intencional y no probabilístico), de acuerdo a la disposición de los grupos a cumplimentar la escala.

Instrumento

La versión española abreviada de la ACS de Richaud de Minzi (2003), cuya estructura psicométrica se estudia en este trabajo, es una escala de autoinforme derivada del original en inglés de Frydenberg y Lewis (1997).

La versión abreviada fue administrada a 800 sujetos, de ambos sexos, de clase social media, y cuyas edades están entre 13 y 15 años, e la ciudad de Buenos Aires.

A través de una serie de análisis exploratorios, mediante el método de ejes principales con rotación Oblimin, se obtuvo una versión abreviada de 46 ítems, agrupados en 11 dimensiones del afrontamiento: Reestructuración cognitiva, Autoinculparse, Fatalismo, Evasión a través de la diversión, Focalizado en el problema, que incluye requerimiento de información y acción, Evasión a través de la actividad física, Apoyo emocional, Descarga emocional y somatización, Ansiedad, Aislamiento, y No acción. Los ítems de la ACS son de tipo cerrado construidos según una escala de tipo Likert de cinco alternativas cuya valoración está entre 1 (No me ocurre nunca) y 5 (Me ocurre con mucha frecuencia), con una sexta opción irrelevante para nuestro estudio (Richaud de Minzi & Sacchi, 2001).

El instrumento se aplica a adolescentes, aunque puede ser utilizado con personas mayores. Puede ser aplicada individual o colectivamente, tardando aproximadamente unos 25 minutos como tiempo total de aplicación.

Procedimiento

La versión española abreviada de la ACS se administró colectivamente a los individuos en un tiempo aproximado de 25 minutos en las aulas de clases de sus centros de estudio.

Los participantes completaron los datos referentes a edad, género, estado civil, conservando su anonimato en diligenciamiento de las escalas.

El trabajo de recolección de datos fue realizado por un grupo de estudiantes de los últimos años de estudios superiores de psicología. Estas personas recibieron una capacitación por parte del coordinador general del estudio.

Los participantes formaron parte del estudio de forma voluntaria y anónima, firmando el consentimiento informado que garantiza la confiabilidad de los datos suministrados.

Así mismo, el estudio recibió la aprobación, previa a la aplicación, del comité de ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos.

Una vez aplicado el instrumento se excluyeron del análisis aquellos cuestionarios que: (a) omitían datos de edad y/o sexo; (b) tenían dos o más omisiones, considerándose también como omisión dos o más alternativas marcadas en un ítem; y (c) tuvieran patrones inusuales de respuesta como elegir la misma alternativa en casi todos los ítems.

Análisis de Datos

El estudio psicométrico de la escala incluyó, en primer lugar, el análisis de ítems a través de la correlación ítem - test mediante la correlación producto momento de Pearson.

El análisis de la confiabilidad por consistencia interna de la escala se realizó mediante la aplicación del coeficiente alfa de Cronbach, mientras que el cálculo de la validez de constructo se realizó haciendo uso del análisis factorial confirmatorio.

El método de estimación usado en este trabajo fue el de máxima verosimilitud, y aunque no se da el cumplimiento del supuesto de normalidad de los ítems, se utilizó ese método dado que el de mínimos cuadrados generalizados no es factible a medida que el modelo aumenta en tamaño y complejidad (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2004).

Asimismo, se usaron los indicadores de ajuste absoluto más frecuentes en investigación debido a que ninguno de ellos, de forma individual, aporta toda la información necesaria para valorar un modelo (Hair et al., 2004; Manzano & Zamora, 2010; Schreiber, Stage, King, Nora & Barlow, 2006).

Dichos indicadores son: χ^2 (chi-cuadrado), Índice de bondad de ajuste (GFI) e Índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI), Índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error (RMSEA), Índice de la raíz del cuadrado medio del residuo (RMR) y el Índice de ajuste comparativo (CFI).

Los análisis estadísticos se realizaron utilizando el Statistical Package for the Social Sciences versión 19 (SPSS 19) y LISREL 8.8 - versión estudiante.

Resultados

Estadísticos descriptivos

En primer lugar, se llevó a cabo un análisis de estadísticos descriptivos (M: Media, DS: Desviación Estándar) y de puntajes extremos. Así, el análisis descriptivo de los ítems (Tabla 1) permite observar indicadores de asimetría (g1) y curtosis (g2) adecuados para cada uno de los ítems dentro del rango +/- 1.5 (Pérez & Medrano, 2010; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010).

Así mismo, no se visualiza la presencia de puntajes extremos ni de multicolinealidad.

Tabla 1. *Estadísticos descriptivos de la versión abreviada de la Adolescent Coping Scale (ACS)*

Item		M	DS	g1	g2
Item 1	Dedicarme a resolver la causa del problema.	3.45	1.14	-.23	-.83
Item 2	Preocuparme por mi futuro	2.92	1.64	.11	-1.51
Item 3	Reunirme con amigos.	2.80	1.42	.16	-1.42
Item 4	Producir una buena impresión en las personas que me importan.	3.42	1.46	-.22	-1.23
Item 5	Llorar o gritar.	1.84	1.42	1.21	.35
Item 6	Ignorar el problema.	2.91	1.47	-.001	-1.31
Item 7	Criticarme a mí mismo.	3.43	1.33	-.40	-1.02
Item 8	Guardar mis sentimientos para mí solo.	3.15	1.27	-.18	-.92
Item 9	Dejar que Dios se ocupe de mi problema.	3.71	1.09	-.52	-.33
Item 10	Pedir consejo a una persona competente.	4.12	1.06	-.87	.05
Item 11	Hacer deporte.	3.49	1.14	-.50	-.52
Item 12	Hablar con otros para apoyarnos mutuamente.	4.18	1.06	-1.58	2.42
Item 13	Dedicarme a resolver el problema poniendo en juego todas mis capacidades.	3.81	1.14	-.61	-.48
Item 14	Preocuparme por mis relaciones con los demás.	4.14	1.23	-1.51	.83
Item 15	Desear que suceda un milagro.	2.81	1.49	-.01	-1.31
Item 16	Simplemente me doy por vencido.	3.11	1.52	-.088	-1.41
Item 17	Ignorar conscientemente el problema.	3.42	1.53	-.61	-1.11
Item 18	Evitar estar con la gente.	3.87	1.21	-.75	.06
Item 19	Pedir ayuda y consejo para que todo se resuelva.	3.77	1.26	-.92	.24
Item 20	Fijarme en el aspecto positivo de las cosas y pensar en las cosas buenas.	4.12	1.01	-.92	1.21
Item 21	Conseguir ayuda o consejo de un profesional.	4.18	1.03	-1.18	2.07
Item 22	Salir y divertirme para olvidar mis dificultades.	4.27	1.02	-1.12	.81
Item 23	Mantenerme en forma y con buena salud.	4.11	1.21	-1.56	1.89
Item 24	Considerar otros puntos de vista y tratar de tenerlos en cuenta.	4.03	1.43	-0.34	-0.84
Item 25	Preocuparme por lo que está pasando	4.55	1.01	-3.20	2.04
Item 26	Empezar una relación personal estable.	4.61	1.24	-0.97	0.43
Item 27	Tratar de adaptarme a mis amigos.	4.83	1.42	-1.20	0.41
Item 28	Esperar que el problema se resuelva por sí solo.	4.36	1.01	-1.93	3.82
Item 29	Sentirme culpable.	3.71	1.41	0.00	-0.86
Item 30	Evitar que otros se enteren de lo que me preocupa.	4.06	1.18	-1.51	1.92
Item 31	Leer un libro sagrado o de religión.	4.99	1.14	-1.32	1.52
Item 32	Tratar de tener una visión alegre de la vida.	4.55	1.05	-2.97	8.41
Item 33	Ir al gimnasio a hacer ejercicio.	4.02	1.37	-1.67	2.06
Item 34	Preocuparme por lo que me pueda ocurrir.	3.47	0.92	-2.70	8.82
Item 35	Mejorar mi relación personal con los demás.	3.93	1.14	-1.10	0.92
Item 36	Comer, beber o dormir de más, o menos, que de costumbre .	4.29	0.92	-2.43	6.81
Item 37	Considerarme culpable.	4.36	1.13	-2.30	5.17
Item 38	No dejar que otros sepan cómo me siento.	4.25	1.13	-2.10	4.73
Item 39	Pedir a Dios que cuide de mí.	4.18	1.21	-1.74	2.42
Item 40	Conseguir apoyo de otros, como mis padres o mis amigos.	4.78	1.17	-1.04	0.91
Item 41	Pensar en distintas formas de afrontar el problema.	4.65	1.20	-0.86	0.47
Item 42	Inquietarme por el futuro de mundo.	4.62	1.08	-0.71	0.33
Item 43	Pasar más tiempo con el chico o chica con quien suelo salir.	4.63	1.07	-0.66	0.27
Item 44	Imaginar que las cosas van a ir mejor.	5.13	1.10	-1.77	3.56
Item 45	Sufro dolores de cabeza o de estómago.	4.82	1.33	-1.09	0.31
Item 46	Encontrar forma de aliviar la tensión, ejem. llorar, gritar, beber, droga	4.03	1.32	0.00	-0.92

Análisis factorial confirmatorio

El análisis factorial confirmatorio fue realizado hipotetizando un modelo de 11 factores propuesto inicialmente por Richaud de Minzi (2003).

Para ello, se empleó el método de estimación por máxima verosimilitud, utilizándose indicadores múltiples de ajuste (Byrne, 2001), como el chi-cuadrado, índice de ajuste comparativo (CFI), índice de bondad de ajuste (GFI), y el índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error (RMSEA).

La tabla 2 y 3 muestran, con base en los resultados y considerando los valores adecuados para cada indicador, los valores obtenidos en el modelo hipotetizado que da cuenta de un ajuste aceptable de los datos (X^2 = 1692.3, *RMSEA* = 0.075, *GFI* = 0.95 y *AGFI* = 0.96), aunque es necesario mejorar el modelo.

De acuerdo a los hallazgos, los factores vienen configurados tal y como se presentan en la escala original.

Tabla 2.
Índices de Ajuste, versión abreviada de la Adolescent Coping Scale (ACS)

X^2	g.l.	CFI	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
1692.3*	617	1.00	0.95	0.96	0.067	0.075

*p < .01

Los valores obtenidos en el modelo hipotetizado dan cuenta de un ajuste aceptable de los datos, lo que permite evidenciar que los factores vienen configurados tal y como se presentan en la escala original.

Tabla 3. *Cargas Factoriales de la versión abreviada de la Adolescent Coping Scale (ACS)*

Items	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6	F_7	F_8	F_9	F_{10}	F_{11}
44. Imaginar que las cosas van a ir mejor	.69										
20. Fijarme en el aspecto positivo de las cosas y pensar en las cosas buenas.	.63										
32. Tratar de tener una visión alegre de la vida	.62										
24. Considerar otros puntos de vista y tratar de tenerlos en cuenta.	.42										
7. Criticarme a mí mismo		.77									
29.Sentirme culpable		.71									
37. Considerarme culpable		.52									
9. Dejar que Dios se ocupe de mi problema			.71								
39.Pedir a Dios que cuide de mí			.62								
31.Leer un libro sagrado o de religión			.56								
15.Desear que suceda un milagro			.49								
43.Pasar más tiempo con el chico/a con quien suelo salir				.68							
26.Empezar una relación personal estable				.54							
22.Salir y divertirme para olvidar mis dificultades				.51							
3.Reunirme con amigos				.47							
41.Pensar en distintas formas de resolver el problema					.75						
19.Pedir ayuda y consejo para que todo se resuelva					.64						
40.Conseguir apoyo de otros como mis padres o amigos					.61						
12.Hablar con otros para apoyarnos mutuamente					.58						
1.Dedicarme a resolver la causa del problema					.53						
13.Dedicarme a resolver el problema poniendo en juego todas mis capacidades					.51						
10.Pedir consejo a una persona competente					.46						
23.Mantenerme en forma y con buena salud						.67					
33.Ir al gimnasio o hacer ejercicio						.53					
21 Conseguir ayuda o consejo de un profesional						.46					
11.Hacer deporte						.41					
4.Producir una buena impresión en las personas que me importan							.55				
35.Mejorar mi relación personal con los demás							.52				
14.Preocuparme por mis relaciones con los demás							.49				
27.Tratar de adaptarme a mis amigos							.46				
79.Dedicarme a mis tareas en vez de salir								.64			
36.Comer,beber o dormir más que de costumbre								.52			
45.Sufro dolores de cabeza o estómago								.51			
5.Llorar o gritar								.50			
42.Inquietarme por el futuro del mundo									.59		
2. Preocuparme por mi futuro									.56		
34 Preocuparme por lo que me pueda ocurrir									.54		
25. Preocuparme por lo que está pasando									.49		
30.Evitar que otros se enteren de lo que me preocupa										.65	
18.Evitar estar con la gente										.55	
8.Guardar mis sentimientos para mi solo										.46	
38.No dejar que otros sepan cómo me siento										.41	
17.Ignorar conscientemente el pro-blema											.52
16.Simplemente,me doy por vencido											.50
6.Ignorar el problema											.48
28.Esperar que el problema se resuelva solo											.43
Porcentaje de variancia explicada	16.8	12.5	8.6	7.4	5.1	4.7	4.2	3.4	2.7	2.5	2.1

Análisis de ítems y consistencia interna

Tabla 4.
Análisis de Ítems de la Escala ACS

Ítems	Correlación ítem-test corregida	Ítems	Correlación ítem-test corregida
Ítem 1	.421**	Ítem 24	.375**
Ítem 2	.208**	Ítem 25	.421**
Ítem 3	.312**	Ítem 26	.488**
Ítem 4	. 265**	Ítem 27	.523**
Ítem 5	.215**	Ítem 28	.233**
Ítem 6	.439**	Ítem 29	.532**
Ítem 7	.202**	Ítem 30	.558**
Ítem 8	.509**	Ítem 31	.540**
Ítem 9	.439**	Ítem 32	.419**
Ítem 10	.458**	Ítem 33	.429**
Ítem 11	.289**	Ítem 34	.592**
Ítem 12	.411**	Ítem 35	.498**
Ítem 13	.454**	Ítem 36	.282**
Ítem 14	.476**	Ítem 37	.391**
Ítem 15	.523**	Ítem 38	.432**
Ítem 16	.581**	Ítem 39	.482**
Ítem 17	.516**	Ítem 40	.488**
Ítem 18	.412**	Ítem 41	.488**
Ítem 19	.484**	Ítem 42	.432**
Ítem 20	.351**	Ítem 43	.411**
Ítem 21	.245**	Ítem 44	.321**
Ítem 22	.402**	Ítem 45	.512**
Ítem 23	.411**	Ítem 46	.418**

Nota. N = 240** $p < 0.01$ (bilateral)

Los ítems de la escala ACS presentan correlaciones ítem-total que van desde .208 hasta .592, lo cual evidencia una homogeneidad adecuada (Hogan, et al., 2004) (Ver Tabla 4).

La estimación de la consistencia interna de la escala total se realizó empleando el coeficiente Alfa de Cronbach (Cronbach, 1951), obteniéndose un valor de α =0.88.

Además, se ha determinado el coeficiente de mitades de Spearman - Brown (longitudes desiguales) r = 0.83; lo que respalda la alta confiabilidad de la escala. Así mismo, la confiabilidad del constructo fue analizada mediante el coeficiente Rho (Fornell & Larker, 1981) con un valor de .852. En suma, se afirma que la ACS presenta una alta confiabilidad, de acuerdo a los diversos procedimientos utilizados.

Discusión

La investigación tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la versión abreviada de la Adolescent Coping Scale (Richaud de Minzi, 2003) en una muestra de adolescentes peruanos residentes en la ciudad de Lima. Para esto, se empleó el análisis factorial confirmatorio, procedimiento considerado una aproximación fuerte a la validez de constructo (Pérez-Gil et al., 2000), y guiado por supuestos teóricos previos, que permiten considerar determinados comportamientos como indicadores de un constructo (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010).

En relación a la estructura de 11 factores, esta coincide con el trabajo original (Richaud de Minzi, 2003), brindando una visión de la configuración del instrumento, en donde las cargas factoriales fueron mayores a .40, lo que es considerado como adecuado en la investigación psicológica (Beaducel & Herberg, 2006). Los valores obtenidos en el modelo fueron óptimos, de acuerdo a lo señalado por Hu y Bentler (1998) en relación con presentar valores CFI y GFI superiores a 0.90 e inferiores a 1 para el RMSEA. Nuestro análisis obtuvo un coeficiente chi-cuadrado de 1692.3, significativo al p = .01. Se considera un ajuste adecuado cuando el estadístico tiene un nivel de significación asociado mayor a .05, permitiendo aceptar la hipótesis que señala la nulidad de los errores del modelo (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010). No obstante, en ocasiones se ve rechazado debido que el estadístico chi-cuadrado es influido por el tamaño de la muestra (a mayor muestra, es más probable que se rechace la hipótesis nula, es decir, que el nivel de significación asociado al chi-cuadrado sea menor que .05).

Por otro lado, el Índice de Bondad de Ajuste (GFI) e Índice Ajustado de Bondad de Ajuste (AGFI), indican, el primero, la proporción de covariación entre las variables explicada por el modelo propuesto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010), mientras que el AGFI es el GFI ajustado en base a los grados de libertad y el número de variables (Manzano & Zamora, 2010). En ambos casos, los valores obtenidos (GFI de 0.95 y AGFI de 0.96 respectivamente) cercanos a uno, hacen referencia a un buen ajuste, pudiéndose aceptar valores a partir de 0.80 (Hair et al., 2004).

El Índice de Aproximación de la Raíz de Cuadrados Medios del Error (RMSEA) estima el error de aproximación a un modelo correcto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) donde un valor menor a 0.05 indica que el ajuste es bueno. En algunos casos, como el nuestro (RMSEA= .075), pueden aceptarse valores hasta .10, aunque es deseable un indicador cercano a cero (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Formiga, Rique, Camino, Mathias & Medeiros, 2011; Sánchez & Sánchez, 1998). El RMR es una medida descriptiva que indica la magnitud media de los residuales (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Al igual que el índice anterior, un valor menor a 0.05 indica que el ajuste es bueno, incluso pueden aceptarse valores hasta 0.10 (Sánchez & Sánchez, 1998), pero es deseable un indicador cercano a cero (Formiga et al., 2011). Finalmente, el CFI es importante para comparar de forma general el modelo estimado con el modelo nulo que indique independencia entre las variables estudiadas (Hair et al., 2004; Manzano & Zamora, 2010). Los valores cercanos a uno, como en nuestro estudio, indican en qué medida el modelo especificado es mejor que el modelo nulo; son aceptados valores por encima de 0.80 (Hu & Bentler, 1998).

La estructura factorial encontrada no coincide con la adaptación peruana previa de la ACS original de Canessa (2002), quien obtuvo 18 factores. Debe considerarse que la variación en los factores depende de diversas causales, entre los que destacamos las diferentes muestras analizadas (Byrne, 2001), diferentes cantidades de ítems analizados, así como los diferentes métodos de análisis (en el caso de Canessa se empleó un análisis factorial exploratorio, mediante el método de componentes principales y rotación oblicua Oblimin).

Los resultados analizados permiten concluir que la estructura propuesta se encuentra en relación con la teoría previa de 11 factores (Richaud de Minzi, 2003) aunque con algunas modificaciones, en nuestro estudio. En relación con el análisis de correlación ítem - test, la correlación más alta corresponde al ítem 30, *Evitar que otros se enteren de lo que me preocupa* ($p < 0.01$), mientras la más baja corresponde al ítem 2, *Preocuparme por mi futuro* ($p < 0.01$). Así, los coeficientes de correlación pueden ser clasificados como moderados y altos (Delgado, Escurra y Torres, 2006).

Estos resultados indican que los 46 reactivos miden de manera consistente la misma variable, contribuyendo con eficacia a su medición. En relación con la consistencia interna de la escala total evaluada mediante el alfa de Cronbach, el indicador hallado en el presente trabajo (0.88) es superior a los hallados por Frydenberg y Lewis (1997), Guerreiro, et al (2014), Casullo y Fernández (2000), Richaud de Minzi (2003) quienes reportaron coeficientes de .32, entre .63 y .86, .85, y entre .56 y .70, respectivamente. El índice hallado es considerado como adecuado (Campo-Arias & Oviedo, 2008).

Este resultado es corroborado por la estabilidad del coeficiente alfa de Cronbach en el intervalo de confianza al 99% (del coeficiente alfa de Cronbach = 0.80; 0.88), tal como sugieren, Duhachek y Iacobucci (2004), Ledesma (2004) y Newcombe y Merino (2006). La variabilidad entre los índices de fiabilidad entre estas poblaciones puede deberse, tal como indican Prieto y Delgado (2010), a la variabilidad de las muestras. Los resultados permiten concluir que la versión abreviada de la Adolescent Coping Scale (Richaud de Minzi, 2003) posee una adecuada validez factorial, lo que brinda evidencia favorable acerca de las mediciones referidas al constructo que se mide (Muñiz, 1996). El análisis factorial confirmatorio realizado ha logrado identificar once factores subyacentes.

Este resultado puede interpretarse en el sentido de que el afrontamiento es un comportamiento complejo, en donde los ítems no se articulan en torno a un único factor o componente, sino que está integrada por once dimensiones que se distinguen claramente en la muestra estudiada, la cual concuerda con el estudio original argentino.

Entre las limitaciones del estudio debe señalarse que, si bien la muestra tuvo un tamaño considerable, esta fue evaluada de acuerdo con las disposiciones de las instituciones que facilitaron el acceso y/o por voluntad de los estudiantes que accedieron a la encuesta, por lo cual, la muestra fue no probabilística no resultando adecuado realizar inferencias, sino considerar las conclusiones del estudio como hipótesis en estudios posteriores en muestras probabilísticas. Esto lleva a alentar las investigaciones en adolescentes de diversas regiones y niveles socioeconómicos, a fin de poder tener un panorama más amplio aquellos estilos de afrontamiento predominantes.

Otra limitación del trabajo es intrínseco al método de encuestas. Éstas pueden llegar a ser fácilmente manipulables, lo cual pudo ser minimizado dado su carácter anónimo. Si bien es una técnica recomendada, es probable que esté involucrada la deseabilidad social en el proceso de respuesta de los evaluados (Verdugo & Arias, 1991), por lo cual es fácil llegar a respuestas socialmente deseables. Ante ello, se recomendaría trabajar con escalas de deseabilidad social anexas a la escala principal. Los resultados indican que la Adolescent Coping Scale (Richaud de Minzi, 2003) aplicada en adolescentes residentes en la ciudad de Lima, cuenta con adecuadas propiedades psicométricas que permiten considerarla como una medida válida y confiable del afrontamiento que puede ser empleada en investigaciones futuras que relacionen esta variable con otras de tipo sociodemográficas o de personalidad, constituyendo así un paso importante hacia la comprensión de las diferencias individuales en esta población.

Es importante continuar las investigaciones que muestren evidencia de validez convergente, divergente y predictiva de la escala en una muestra más amplia, con el objetivo de seguir evaluando su utilidad.

Finalmente, los resultados del estudio permiten contar con un instrumento válido y confiable para una medición rápida del afrontamiento en adolescentes, que sirva para la aplicación de programas de intervención de promoción de la salud en esta población en particular.

Referencias

Beaducel, A., & Herberg, P. Y. (2006). On the performance of máximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 13*(29), 186-203.

Byrne, B. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.

Caballero, C., Abello, R. y Palacios, J. (2007). Relación del burnout y el rendimiento académico con la satisfacción frente a los estudios en estudiantes universitarios. *Avances en Psicología Latinoamericana, 25*(2), 98-111.

Cabanach, R.G., Valle, A., Rodríguez, S., Piñeiro, I. y Freire, C. (2010) Escala de afrontamiento del estrés académico (A-CEA). *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud, 1*(1), 51-64.

Calais, S.L., Andrade, L.M.B. & Lipp, M.E.N. (2003). Diferenças de sexo e escolaridade na manifestaçao de stress em adultos jovens. *Psicología: Reflexâo e Crítica, 16*(2), 257-263.

Campo-Arias, A. y Oviedo, H. C. (2008). Revisión/Review propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública, 10*, 831-839.

Canessa, B. (2002). Adaptación Psicométrica de las Escalas de Afrontamiento para adolescentes de Frydenberg y Lewis en un grupo de estudiantes de Lima Metropolitana. *Revista Persona, 5*, 191-233.

Casullo, M. y Femández, M. (2000). *Estrategias de Afrontamiento en estudiantes adolescentes* (Monografía de investigación). Buenos Aires: Universidad de Buenos Aires.

Contreras-Gutiérrez, O.; Chávez-Becerra, M. & Aragón-Borja, L. (2012). Pensamiento constructivo y afrontamiento al estrés en estudiantes universitarios. *Journal of Behavior, Health & Social, 4*(1), 39-53. doi:10.5460/jbhsi.v4.1.32970

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*, 297-334

Delgado, A. E., Escurra, L. M. y Torres, W. (2006). *La medición en psicología y educación: teoría y aplicaciones*. Lima: Editorial Hozlo.

Duhachek, A. y Iacobucci, D. (2004). Alpha's Standard Error (ASE): An Accurate and Precise Confidence Interval Estimate. *Journal of Applied Psychology*, *89*(5), 792-808. doi: 10.1037/0021-9010.89.5.792

Ferrando, P. J. & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo, 31*(1), 18-33.

Formiga, N., Rique, J., Camino, C., Mathias, A. & Medeiros, F. (2011). Escala Multidimensional de Reatividade Interpessoal – EMRI: Consistência Estrutural da versão reduzida. *Revista de Psicologia – UCV, 13*(2), 188- 198.

Frydenberg, E. & Lewis, R. (1993). Boys play sport and girls turn to others: age, gender and ethnicity as determinants of coping. *Journal of Adolescence, 16*, 252-266.

Frydenberg, E. & Lewis, R. (1997). *Manual: Escalas de afrontamiento para adolescentes (ACS).* Madrid: TEA.

Frydenberg, E; Lewis, R.; Kennedy, G.; Ardila, R.; Frindte, W. & Hannoun, R. (2003). CopingWith Concerns: An Exploratory Comparison of Australian, Colombian, German, and Palestinian Adolescents. *Journal of Youth and Adolescence, 32*(1), 59–66. doi: 10.1023/A:1021084524139

Fornell, C., & Larker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing, 18*, 39-50.

Guarino, L., Gavidia, I., Antor, M. & Caballero, H. (2000). Estrés, salud mental y cambios inmunológicos en estudiantes universitarios. *Psicología Conductual, 8*, 57-71.

Guerreiro, D.F.; Cruz, D.; Figueira, M.L. & Sampaio, D. (2014). Estudo de Adaptação e Características Psicométricas da Versão Portuguesa da *Adolescent Coping Scale* – Escala de *Coping* para Adolescentes. *Acta Médica Portuguesa*, *27*(2), 166-180.

Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (2004), *Análisis Multivariante*. Madrid: Pearson

Heiman, T. (2004). Examination of the Salutogenic Model, Support Resources, Coping Style, and Stressors Among Israeli University Students. *The Journal of Psychology*, *138*(6), 505-520. doi: 10.3200/JRLP.138.6.505-520.

Hu, L. & Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, *3*(4), 424-453.

Lazarus, R.S. (1991). *Emotion and adaptation*. Londres: Oxford University Press

Lazarus, R.S. & Folkman, S. (1991). Estrés y procesos cognitivos. Barcelona: Martínez Roca

Ledesma, R. (2004). AlphaCI: un programa de cálculo de intervalos de confianza para el coeficiente alfa de Cronbach. *Psico-USF*, *9*(1), 31-37.

Manzano, A. & Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.

Martín, I.M. (2007). Estrés académico en estudiantes universitarios. *Apuntes de Psicología*, *25*(1), 87-99.

Martínez, P. & Morote, R. (2001). Preocupaciones de adolescentes de Lima y sus estilos de afrontamiento. *Revista de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Perú*, *19*(2), 211-236

Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice*, *15*, 5-12.

Morales, F.M. & Trianes, M.V. (2010). Estrategias de afrontamiento e inadaptación en niños y adolescentes. *European Journal of Education and Psychology*. *3*(2), 275-286.

Montero, I. & León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *7*, 847-862.

Muñiz, J. (1996). *Teoría clásica de los test.* Madrid: Ediciones Pirámide.

Nava, C.; Ollua, P.; Vega, C. & Soria, R. (2010). Inventario de Estrategias de Afrontamiento: una replicación. *Psicología y Salud*, *20*(2), 213-220

Newcombe, R. G. y Merino, C. (2006). Intervalos de confianza para las estimaciones de proporciones y las diferencias entre ellas. *Interdisciplinaria, 23*(2), 141-154.

Parker, J.D.A. y Endler, N.S. (1992). Coping with coping assessment: A critical review. *European Journal of Personality, 6*(5), 321-344. doi: 10.1037/1040-3590.6.1.50

Patterson, J. & McCubbin, H. (1987). Adolescent coping style and behaviours: Conceptualization and measurement. *Journal of Adolescence, 10,* 163-86.

Pérez-Gil, J., Chacón, S. & Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso del análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema, 12*(2), 442-446.

Pérez, E., & Medrano, L. (2010) Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, 2*(1), 58-66.

Phelps, S. & Jarvis, P. (1994). Coping in adolescence: empirical evidence for a theoretically based approach a assessing coping. *Journal of Youth and Adolescence, 23*(3), 359-371. doi: 10.1007/BF01536724

Prieto, G. & Delgado, A. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del psicólogo, 31*(1), 67-74.

Richaud de Minzi, M.C. & Sacchi, C. (2001). The effect of inapplicable items in the factor structure of the Ways of Coping Questionnaire Spanish version. *Psychological Reports, 88,* 115-122. doi: 10.2466/pr0.2001.88.1.115

Richaud de Minzi, M.C. (2003). Coping Assessment in adolescents. *Adolescence, 38,* 150, 321-330.

Ruiz, M., Pardo, A. & San Martín, R. (2010). Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Papeles del Psicólogo, 31*(1), 34-45.

Schalock, R. (2010). Aplicaciones del paradigma de calidad de vida a las personas con discapacidad intelectual y del desarrollo. En M.Verdugo, M. Crespo, & T. Nieto (Coords.). *Aplicación del paradigma de calidad de vida. VII Seminario de Actualización Metodológica en Investigación sobre Discapacidad SAID, 2010* (pp. 11-18). Universidad de Salamanca: Publicaciones del INICO.

Sánchez, E. & Sánchez, M. (1998). Los modelos de estructuras de covarianza como método de validación de constructo. En: Manzano, V. & Sánchez, M. (comps.). *Investigación del Comportamiento. Innovaciones metodológicas y estrategias de docencia* (pp. 101-112). Sevilla: Instituto Psicosociológico Andaluz de Investigaciones.

Sarid, O., Anson, O., Yaari, A. y Margalith, M. (2004). Academic Stress, Immunological Reaction and Academic Performance among Students of Nursing and Research. *Nursery Health*, *27*(5), 370-377.

Schreiber, J., Stage, F., King, J., Nora, A. & Barlow, E. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The Journal of Education Research*, *99*(6), 323-337.

Seiffge-Krenke, I. (1995). *Stress, coping and relationships in adolescence.* Nueva Jersey: Erlbaum.

Verdugo, M. & Arias, B. (1991). Evaluación y modificación de las actitudes hacia los minusválidos. *Revista de Psicología General y Aplicada*, *44*(1), 95-102.

Yune, S., Park, K.H., Chung, W. y Lee, S. (2011). The effects of attribution tendencies, academic stress, and coping efficacy on academic adjustment of medical students. *Korean Journal of Medical Education*, *23*(3), 167-174.