

METODOLOGÍA

Dimensionalidad del Inventario de Afrontamiento para adolescentes y universitarios

Antonio Rial Boubeta¹, Guadalupe de la Iglesia², Paula Ongarato² y Mercedes Fernández Liporace²

¹ Universidad de Santiago de Compostela y ² Universidad de Buenos Aires

La evaluación del afrontamiento es objeto de controversia, no habiendo al día de hoy consenso sobre su dimensionalidad. Se presenta una versión abreviada para adolescentes y universitarios del Coping Responses Inventory-Youth Form de Moos. El estudio psicométrico realizado con 1.160 estudiantes argentinos incluyó: a) estadísticos descriptivos, b) análisis factorial confirmatorio, y c) estudio de consistencia interna. Se compararon tres modelos (unifactorial, bifactorial y tetrafactorial) en dos submuestras aleatorias y en 500 submuestras diferentes obtenidas mediante un procedimiento de Bootstrap. Además se establecieron sucesivos modelos anidados con restricciones progresivas en submuestras segmentadas por sexo y edad. Los resultados indican un mejor ajuste del modelo tetrafactorial, así como su estabilidad en distintos grupos.

Dimensionality of the Coping Inventory for adolescents and college students. Assessing coping has been a controversial subject and to this day, there is no consensus about its dimensionality. A short version for adolescents and college students of Moos' Coping Responses Inventory-Youth Form is presented. Psychometric analyses performed with 1,160 Argentinean students included: a) descriptive statistics, b) confirmatory factor analysis, and c) internal consistency. Three models (1-factor, 2-factor and 4-factor) were compared in two randomized samples, and by a bootstrap procedure carried out in 500 different samples. Nested models with progressive restrictions were also established successively in samples split by sex and age. Results indicated a better fit of the 4-factor model as well as its stability across different groups.

Evaluar la manera en que las personas afrontan distintas problemáticas en contextos diversos adquiere interés de cara al diseño de intervenciones concretas. Obtener medidas fiables y con adecuadas evidencias de validez del *afrontamiento* es un desafío con resultados aplicables a los ámbitos clínico, educativo y laboral, entre otros. Referirse al afrontamiento implica asumir que existe una descompensación entre la percepción de ciertas demandas y el repertorio de respuestas dirigido a satisfacerlas (Lazarus, 1993; McGrath, 1970; Selye, 1991). Esta tensión desencadena pensamientos, acciones y emociones de índole disímil que componen una respuesta global que se constituye en una función adaptativa, mediatizadora entre individuo y entorno: el proceso de afrontamiento. Éste comienza con una evaluación primaria que permite

decidir si lo que ocurre es beneficioso o dañino, valorándose luego las soluciones alternativas en función de los recursos disponibles. Ello dispara una sucesión de comportamientos —afrontamiento propiamente dicho— que influye en el modo de responder a nuevas dificultades (Zeidner y Endler, 1996).

Derivada del modelo cognitivo-relacional de Lazarus y Folkman (1984), la literatura sobre el constructo es amplia aunque no siempre consistente, proponiéndose categorizaciones basadas en uno o más ejes no necesariamente excluyentes ni claramente delimitados (Parker y Endler, 1996). Algunas conceptualizaciones aluden al *foco* —ubicado en la emoción, el problema o la evaluación—, otras al *método* —cognitivo o comportamental— y otras a la *dirección* —aproximativa o evitativa—. Al mismo tiempo, se intenta trazar un paralelismo entre la focalización en el problema y la modalidad aproximativa o activa, y entre el énfasis en la emoción y la cualidad evitativa o pasiva (Cohen y Lazarus, 1973; Moos y Billings, 1982).

Dado que las *respuestas* de afrontamiento son potencialmente ilimitadas se han descrito desde perspectivas situacionales versus generales. Ello implica que se establezcan diferencias entre *estra-*

Fecha recepción: 30-11-10 • Fecha aceptación: 11-3-11

Correspondencia: Guadalupe de la Iglesia
CONICET

Universidad de Buenos Aires
1225 Ciudad de Buenos Aires (Argentina)
e-mail: gdelai@psi.uba.ar

tegiyas y estilos. Las primeras se refieren a procesos concretos empleados en circunstancias específicas que dependen de variables contextuales —enfoque intraindividual—. Los estilos, en cambio, se definen como predisposiciones más generales vinculadas a preferencias personales, con cierta estabilidad temporal y situacional —enfoque interindividual— (Parker y Endler, 1996).

En el intento fallido de acordar una taxonomía exhaustiva, unificada y con categorías mutuamente excluyentes, se revisaron más de cien sistematizaciones referidas a las dimensiones del concepto (Skinner, Edge, Altman y Sherwood, 2003). Sumándose a esta diversidad teórica, factores evolutivos, contextuales y metodológicos han hecho que la medición del constructo sea sumamente complicada (Schwarzer y Schwarzer, 1996). Frente a esto los estudios factoriales confirmatorios aparecen como la mejor alternativa (Skinner et al., 2003).

A pesar de estos problemas existen varios instrumentos aptos para su aplicación en poblaciones diversas. Los más difundidos son el Coping Orientations for Problem Experiences (COPE) (Carver, Scheier y Weintraub, 1989), el Ways of Coping Questionnaire (Lazarus y Folkman, 1984) y el Adolescents Coping Scale (Frydenberg y Lewis, 1998). También se destaca el Coping Responses Inventory —CRI-Youth y CRI-Adult— (Moos, 1993a, 1993b), de uso extendido en países hispanoparlantes, tanto en el ámbito de investigación cuanto en el de aplicación (Kirchner, Forns, Amador y Muñoz, 2010; Osorno, Gómez-Benito, Segura, Forns y Kirchner, 2010; Patiño y Kirchner, 2010).

Originalmente el CRI (Moos, 1993a, 1993b) consta de dos partes. La primera incluye una consigna en la que se solicita la descripción de un problema experimentado en los últimos 12 meses, seguida de 10 ítems que apuntan a cómo el individuo focaliza y valora el estresor elegido. La segunda parte, objeto de este trabajo, consiste en 48 elementos agrupados en ocho estrategias —análisis lógico, reevaluación positiva, búsqueda de orientación y apoyo, resolución de problemas, evitación cognitiva, aceptación/resignación, búsqueda de recompensas alternativas y descarga emocional—. Éstas integran aspectos conceptuales consignados en la bibliografía clásica: aquellos que enfatizan el método de afrontamiento —cognitivo o comportamental— más el componente direccional —evitación o aproximación— (Compas,

1987; Lazarus y Folkman, 1984). Tomando en cuenta el método y la dirección resultan cuatro categorías generales o estilos que, si bien han sido teóricamente propuestos por Moos (1993b), no se operacionalizan en puntuaciones agregadas, trabajando el instrumento solo con las ocho escalas correspondientes a la estrategias (figura 1). El CRI cuenta con análisis psicométricos que revelaron una consistencia moderada, con índices entre 0,55 y 0,79 (Moos, 1993b). Su dimensionalidad ha sido objeto de trabajos recientes (Aguilar-Vafae y Abiari, 2007; Eyles y Bates, 2005) y también se han realizado adaptaciones en castellano para adolescentes y adultos españoles, mexicanos y argentinos. En la mayoría de estos casos se procedió mediante estudios factoriales exploratorios con rotación oblimin, aislándose dos variables latentes: afrontamiento aproximativo y evitativo. La estrategia de búsqueda de recompensas alternativas —evitativa— se ubicó en general en el factor aproximativo (Forns et al., 2005; Griffith, Dubow e Ippolito, 2000; Hamdan-Mansour, Kim, Puskar y Amer, 2008; Kirchner, Forns, Muñoz y Pereda, 2008; Mikulic y Crespi, 2008; Vallejo, Osorno, Mazadiego y Segura, 2007). Blalock y Joiner (2000) confirmaron una estructura bifactorial solo para las escalas evitativas. La tabla 1 resume la información más relevante referida a esos trabajos.

Es comúnmente aceptado que la elaboración de versiones más breves de los instrumentos de evaluación permite ahorrar tiempo en la recogida de datos, además de atenuar las dificultades vinculadas a la atrición y a la actitud no cooperativa en la respuesta (Moore, Halle, Vandivere y Mariner, 2002). Atendiendo a ello, Ongarato, de la Iglesia, Stover y Fernández-Liporace (2009) analizaron algunas propiedades de los 48 ítems originales de la versión del CRI-Y para estudiantes de nivel medio y universitario, obteniendo un instrumento de 22 preguntas con aceptable comportamiento psicométrico. El trabajo incluyó una traducción según estándares internacionales (American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education, 1999), juicio experto y estudios de homogeneidad, derivando en la eliminación de elementos con funcionamiento deficitario. Mediante componentes principales y rotación oblimin se aisló una solución de cuatro factores identificados como aproximación cognitiva, aproximación conductual,

		DIRECCIÓN	
		APROXIMACIÓN	EVITACIÓN
MÉTODO	COGNITIVO	<p><i>Estilo:</i> APROXIMACIÓN COGNITIVA</p> <p><i>Estrategia:</i> Análisis lógico</p> <p><i>Estrategia:</i> Reevaluación positiva</p>	<p><i>Estilo:</i> EVITACIÓN COGNITIVA</p> <p><i>Estrategia:</i> Evitación cognitiva</p> <p><i>Estrategia:</i> Aceptación o resignación</p>
	CONDUCTUAL	<p><i>Estilo:</i> APROXIMACIÓN CONDUCTUAL</p> <p><i>Estrategia:</i> Búsqueda de orientación y apoyo</p> <p><i>Estrategia:</i> Resolución de problemas</p>	<p><i>Estilo:</i> EVITACIÓN CONDUCTUAL</p> <p><i>Estrategia:</i> Búsqueda de recompensas alternativas</p> <p><i>Estrategia:</i> Descarga emocional</p>

Figura 1. Modelo de estilos y estrategias según método y dirección de respuesta (Moos, 1993b)

Tabla 1
CRI-Y y CRI-A: estudios factoriales 2000-2009

Autores	Año	País	Participantes	Ítems	Factores	Análisis
Griffith, Dubow e Ippolito	2000	EE.UU.	Adolescentes, 375 12-18 años	48	<ul style="list-style-type: none"> • Aproximativo • Evitativo 	Componentes principales oblimin
Blalock y Joiner	2000	EE.UU.	Adultos, 179 (estudiantes) Edad: n/a	24	<ul style="list-style-type: none"> • Evitación cognitiva • Evitación conductual 	AFC
Eyles y Bates	2005	Australia	Adolescentes, 303 (estudiantes) 11-16 años	21	<ul style="list-style-type: none"> • Evitación cognitiva/Expresión emocional • Análisis lógico/Resolución problemas • Búsqueda orientación/apoyo • Búsqueda recompensas alternativas 	Componentes principales varimax
Forns, Amador, Kirchner, Gómez, Muro y Martorell	2005	España	Adolescentes, 1.401 (estudiantes) 12-16 años	48	<ul style="list-style-type: none"> • Aproximativo • Evitativo 	Ejes principales oblimin
Vallejo, Osorno, Mazadiego y Segura	2007	México	Adolescentes, 1.155 (estudiantes) 12-16 años	48	<ul style="list-style-type: none"> • Aproximativo • Evitativo 	Componentes principales oblimin
Aguilar-Vafaie y Abiari	2007	Irán	Adultos, 365 (estudiantes) 18-40 años	51	<ul style="list-style-type: none"> • Afrontamiento religioso • Resolución problemas • Evitación cognitiva • Búsqueda orientación/apoyo • Aceptación/Resignación • Reevaluación positiva • Búsqueda recompensas alternativas 	Componentes principales oblimin y varimax Agrega ítems afrontamiento religioso
Kirchner, Forn, Muñoz y Pereda	2008	España	Adultos, 800 (población general) 18-76 años	48	<ul style="list-style-type: none"> • Aproximativo • Evitativo 	Componentes principales oblimin, AFC
Mikulic y Crespi	2008	Argentina	Adultos, 805 (población general) 20-50 años	48	<ul style="list-style-type: none"> • Aproximativo • Evitativo 	Componentes principales oblimin
Hamdan-Mansour, Kim, Puskar y Amer	2008	EE.UU.	Adolescentes, 624 (estudiantes) 14-19 años	48	<ul style="list-style-type: none"> • Aproximativo • Evitativo 	AFE Varimax
Ongarato, de la Iglesia, Stover y Fernández-Liporace	2009	Argentina	Adolescentes/adultos, 921 (estudiantes) 15-53 años	22	<ul style="list-style-type: none"> • Aproximación cognitiva • Aproximación conductual • Evitación cognitiva • Evitación conductual 	Componentes principales oblimin

evitación cognitiva y evitación conductual. Ellos resultaron en cierta medida consistentes con las cuatro categorías generales —estilos— (Moos, 1993b).

Estos antecedentes ponen de manifiesto que todavía no existe acuerdo en cuanto a la dimensionalidad del afrontamiento evaluado a partir del CRI, tanto en su versión original como en las aquí consideradas. El objetivo de este trabajo es, entonces, estudiar la dimensionalidad y propiedades psicométricas de la versión abreviada de 22 ítems (Ongarato et al., 2009). Adicionalmente, se intentará comprobar si la estructura factorial se mantiene estable en diferentes muestras segmentadas según el sexo y la edad de los evaluados.

Se examinan en primer término descriptivos para los ítems. Luego se comparan dos modelos compatibles con el de Moos (1993b): el tetrafactorial aislado en el trabajo exploratorio previo (Ongarato et al., 2009) y el bifactorial —aproximación/evitación— refrendado en estudios recientes (Forns et al., 2005; Kirchner et al., 2008). También se confronta el ajuste de un modelo unifactorial.

Finalmente, se estudia la invarianza factorial para distintos grupos. Así se espera poner a disposición de investigadores y profesionales hispanohablantes una escala breve, sencilla y con adecuadas propiedades psicométricas, aplicable tanto a estudiantes de nivel medio como universitario.

Método

Participantes

La muestra estaba constituida por 1.160 estudiantes (32,1% varones; 67,9% mujeres; $M_{\text{edad}} = 19,90$; $DT = 4,30$) residentes en dos regiones de Argentina (ciudades de Buenos Aires y Tucumán) que asistían a instituciones públicas que agrupan, usualmente, individuos de nivel socioeconómico medio. A pesar de que la selección de participantes no fue aleatoria, la proporción según sexo reproducía exactamente la informada para los estratos educativos medio y universitario de gestión estatal (Ministerio de Educación de la

Nación, 2008). El 44,1% cursaba el bachillerato (38,7% varones; 61,3% mujeres; 14 a 18 años) y el 55,9% correspondía a universitarios (26,8% varones; 73,2% mujeres; 18 a 30 años). Participaron alumnos de Psicología, Veterinaria, Farmacia y Derecho en porcentuales similares a los informados oficialmente. Aunque la muestra inicial era algo mayor (n= 1301), se excluyeron 141 casos cuyas edades eran superiores a 30 años, o bien presentaban un elevado número de datos ausentes.

Instrumento

Se utilizó la versión abreviada del Coping Responses Inventory-Youth Form (Moos, 1993b) adaptada por Ongarato et al. (2009), que cuenta con análisis psicométricos para las poblaciones objeto de estudio. El formato de respuesta de los 22 ítems es una escala Likert de cuatro puntos, formulada en términos de frecuencia temporal de ocurrencia de los comportamientos aludidos (1. *Nunca*, 2. *Pocas veces*, 3. *Muchas veces*, 4. *Siempre*). Se empleó el formato para jóvenes dadas las características de los segmentos estudiantiles participantes.

Procedimiento

Se trabajó con administraciones colectivas en los horarios y aulas habituales de docencia de dos universidades y dos escuelas públicas de Buenos Aires y Tucumán. La participación fue volun-

taria, sin retribución económica, con consentimiento informado de los estudiantes y de sus padres (en el caso de menores de edad), garantizándose el anonimato y la confidencialidad de la información. Solo 17 alumnos/as eligieron no responder. Los datos fueron recogidos por dos psicólogos debidamente entrenadas y supervisadas por un investigador principal. Se contó con el aval de un comité de ética.

Análisis de datos

Con el objetivo de estudiar la distribución de los datos se calcularon descriptivos e índices de homogeneidad para cada ítem. A continuación se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC), comparando distintas soluciones —uno, dos y cuatro factores—. Dada la métrica de los datos y el incumplimiento del supuesto de normalidad, que podrían condicionar la estabilidad de los resultados, se emplearon dos estrategias complementarias: (1) una validación cruzada, confrontando el ajuste de los tres modelos y los parámetros estimados para dos submuestras, obtenidas a partir de la división aleatoria de la base inicial; y (2) la aplicación de un procedimiento de *Bootstrap*, a partir de 500 submuestras diferentes.

Los parámetros se estimaron utilizando el procedimiento de mínimos cuadrados generalizados (GLS), más robusto que el de máxima verosimilitud (ML) ante el incumplimiento de normalidad multivariante (Lévy, Martín y Román, 2006). Se recurrió

Tabla 2
CRI-Y abreviado: descriptivos de los ítems (muestra global)

	Media (DT)	Asimetría	Curtosis	IHe
APROXIMACIÓN COGNITIVA				
1. Darse ánimo	2,67(,936)	-4,899	-5,056	,410
3. Pensar que podría ser peor	2,46(,988)	-,341	-7,223	,374
10. Pensar posibles resultados	2,21(1,002)	-8,134	-2,262	,373
11. Resaltar lo positivo en comparación a otras personas	2,77(,907)	4,202	-7,104	,493
14. Convencerse de que las cosas mejorarían	2,55(,956)	-5,707	-3,989	,342
16. Considerar posibles nuevas dificultades	2,37(,983)	-2,336	-6,320	,396
17. Pensar qué cosas podrían mejorar	2,67(,936)	,885	-7,234	,410
APROXIMACIÓN CONDUCTUAL				
2. Dialogar con familiares	2,81(1,079)	-5,099	-8,127	,342
4. Dialogar con amigos	2,81(,954)	-9,875	-3,431	,454
6. Dialogar con adultos	3,05(1,092)	8,856	-6,832	,340
12. Buscar ayuda de gente en la misma situación	2,01(,988)	10,895	-4,516	,358
15. Buscar ayuda de amigo/pareja	1,85(1,063)	3,918	-8,342	,460
18. Buscar comprensión ajena	2,22(1,033)	-,164	-8,081	,500
EVITACIÓN COGNITIVA				
7. Soñar despierto	2,06(1,031)	6,741	-7,009	,369
8. Pensar que el destino decidirá	2,05(1,033)	7,171	-6,788	,387
13. Postergar el pensar sobre el problema	1,98(,960)	7,920	-5,341	,342
19. Negar la seriedad del problema	1,71(,890)	14,885	1,305	,425
20. Perder la esperanza	1,84(,974)	11,643	-3,266	,414
EVITACIÓN CONDUCTUAL				
5. Hacer nuevos amigos	2,22(1,079)	5,197	-7,941	,305
9. Leer como distracción	1,95(,948)	9,099	-4,147	,238
21. Encontrar nuevas formas de disfrutar	2,77(,990)	-5,564	-5,992	,403
22. Escuchar música	2,67(1,107)	-3,324	-8,914	,366

adicionalmente a otras estimaciones (ULS y ADF), obteniéndose resultados muy similares. Se estudió la consistencia de los factores mediante α de Cronbach y α ordinales. Se trabajó con el programa Amos 16.0, implementado en el paquete SPSS 15.0.

Resultados

Como puede advertirse en la tabla 2 casi todos los ítems presentan índices absolutos de asimetría y curtosis estandarizados su-

periores a 3. El contraste de normalidad K-S (con corrección de Lilliefors) mostró que todos los reactivos siguen una distribución que no puede considerarse normal. El coeficiente de Mardia asumió un valor de 19,81, por lo que debía rechazarse la hipótesis de normalidad multivariante.

Para analizar la estructura interna de la escala se comparó el ajuste del modelo empírico tetrafactorial con uno bifactorial y otro unifactorial. Todos ellos con sus parámetros estimados se recogen en las figuras 2, 3 y 4.

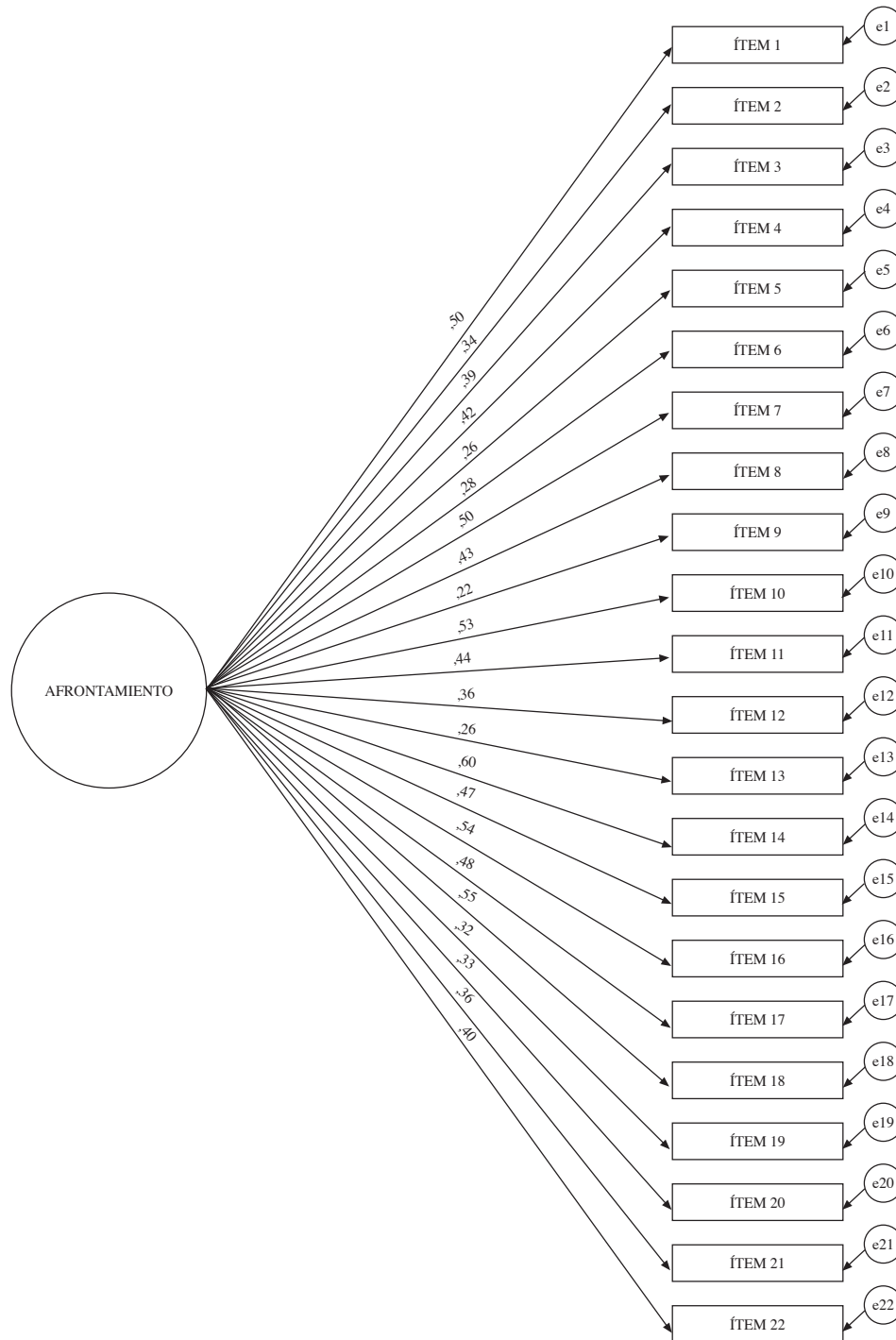


Figura 2. CRI-Y abreviado: parámetros estimados modelo unifactorial (mitad 1)

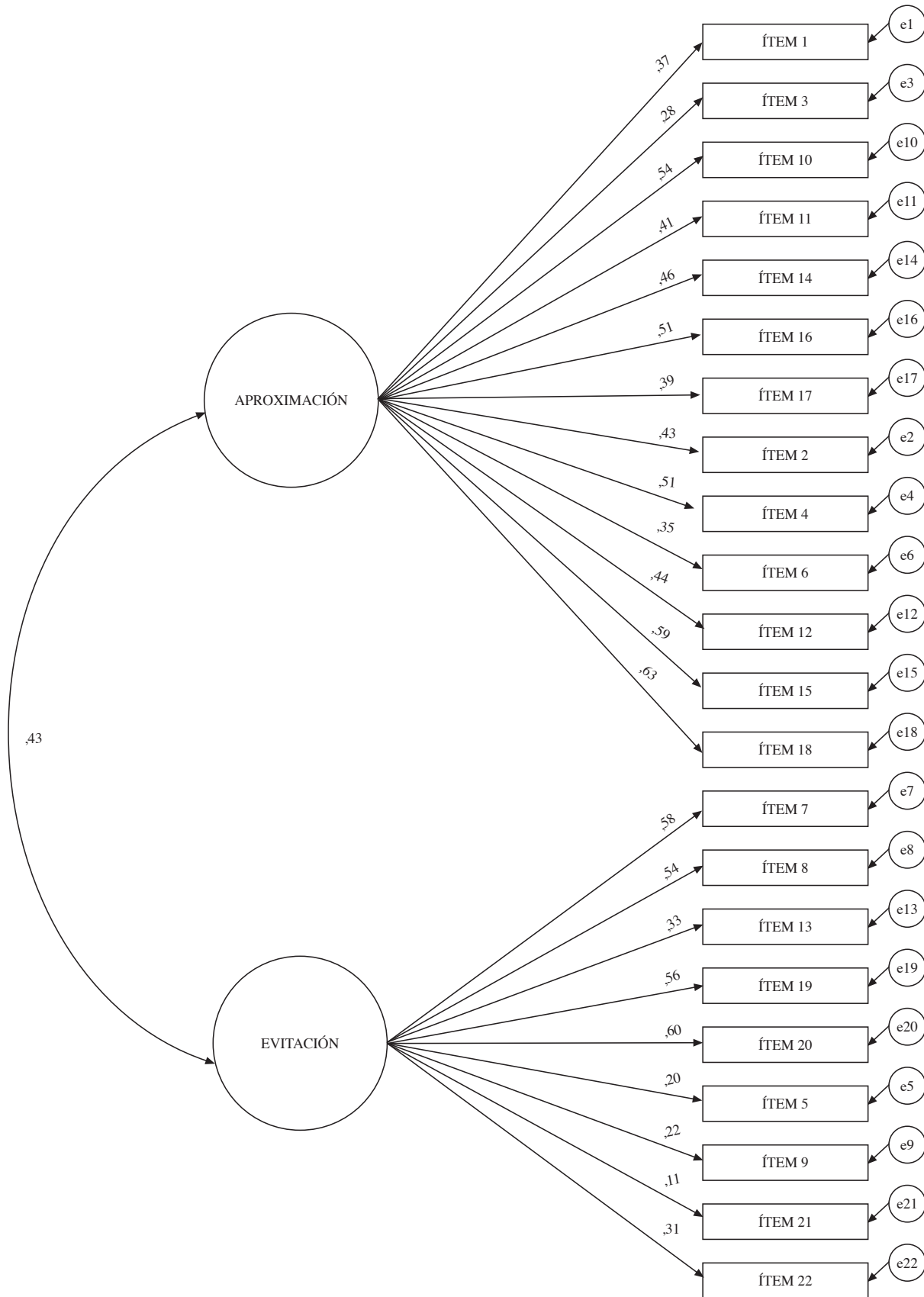


Figura 3. CRI-Y abreviado: parámetros estimados modelo bifactorial (mitad 1)

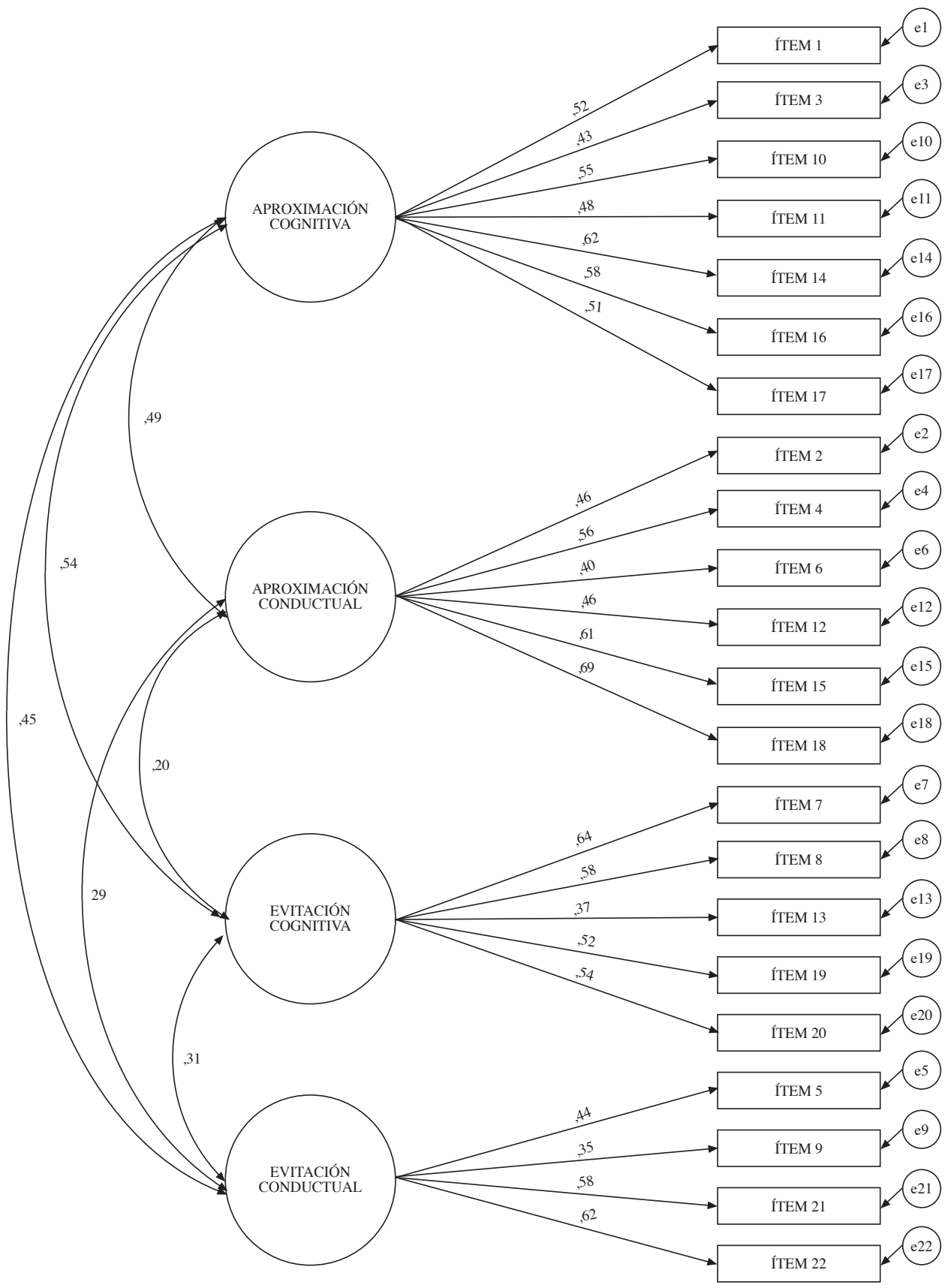


Figura 4. CRI-Y abreviado: parámetros estimados modelo tetractorial (mitad 1)

Para los tres modelos todos los parámetros estimados resultaron estadísticamente significativos, si bien las cargas factoriales (λ) fueron más elevadas en el tetrafactorial. Sus índices de ajuste fueron también mejores.

Para una mejor evaluación del ajuste, y contemplando la recomendación de diversos autores (Brown, 2006; Byrne, 2001; Hu

y Bentler, 1999; Kline, 2005), se consideraron simultáneamente varios índices: χ^2 , GFI (Goodness of Fit Index), AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), PGFI (Parsimony Goodness of Fit Index), PNFI (Parsimony Normed Fit Index) y PCFI (Parsimony Comparative Fit Index). Como indica la tabla 3, los índices fueron mejores para

Tabla 3
CRI-Y abreviado: comparación del ajuste según modelos

	Índices ajuste				Índices parsimonia			
	χ^2	GI	GFI	AGFI	RMSEA[IC]*	PGFI	PNFI	PCFI
Mod. unifactorial MITAD 1	636,239**	209	,900	,879	,059[.054-.065]	,744	,217	,267
Mod. unifactorial MITAD 2	610,470**	209	,904	,884	,058[.052-.063]	,747	,228	,284
Mod. bifactorial MITAD 1	563,290**	208	,912	,892	,054[.049-.060]	,749	,295	,373
Mod. bifactorial MITAD 2	545,078**	208	,914	,896	,053[.048-.058]	,752	,299	,382
Mod. tetrafactorial MITAD 1	416,769**	203	,935	,918	,043[.037-.048]	,750	,441	,569
Mod. tetrafactorial MITAD 2	418,273**	203	,934	,918	,043[.037-.049]	,750	,428	,555

* Intervalo de confianza para el estadístico RMSEA para el 90%
** p<,001

Tabla 4
Parámetros obtenidos mediante Bootstrap. Valores medios e intervalo de confianza para el 90%

Parámetro: λ	Media	Inferior	Superior	p
cop16 ← APROXIMACIÓN_COGNITIVA	,576	,482	,636	,012
cop14 ← APROXIMACIÓN_COGNITIVA	,623	,519	,687	,011
cop11 ← APROXIMACIÓN_COGNITIVA	,481	,375	,547	,020
cop10 ← APROXIMACIÓN_COGNITIVA	,551	,461	,629	,006
cop3 ← APROXIMACIÓN_COGNITIVA	,434	,325	,512	,012
cop1 ← APROXIMACIÓN_COGNITIVA	,521	,402	,600	,009
cop17 ← APROXIMACIÓN_COGNITIVA	,511	,414	,581	,015
cop18 ← APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL	,687	,604	,749	,012
cop15 ← APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL	,607	,512	,667	,019
cop12 ← APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL	,461	,358	,525	,017
cop6 ← APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL	,404	,300	,461	,023
cop4 ← APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL	,565	,482	,628	,009
cop2 ← APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL	,458	,352	,554	,006
cop20 ← EVITACIÓN_COGNITIVA	,540	,411	,633	,015
cop19 ← EVITACIÓN_COGNITIVA	,524	,389	,604	,019
cop13 ← EVITACIÓN_COGNITIVA	,372	,266	,456	,009
cop8 ← EVITACIÓN_COGNITIVA	,581	,489	,652	,008
cop7 ← EVITACIÓN_COGNITIVA	,644	,561	,712	,007
cop22 ← EVITACIÓN_CONDUCTUAL	,618	,515	,704	,005
cop21 ← EVITACIÓN_CONDUCTUAL	,582	,463	,689	,006
cop9 ← EVITACIÓN_CONDUCTUAL	,346	,224	,442	,005
cop5 ← EVITACIÓN_CONDUCTUAL	,438	,318	,528	,010

Parámetro: ϕ	Media	Inferior	Superior	p
EVITACIÓN_COGNITIVA ↔ EVITACIÓN_CONDUCTUAL	,306	,168	,452	,006
APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL ↔ EVITACIÓN_CONDUCTUAL	,287	,173	,401	,006
APROXIMACIÓN_COGNITIVA ↔ EVITACIÓN_CONDUCTUAL	,445	,317	,568	,005
APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL ↔ EVITACIÓN_COGNITIVA	,204	,081	,322	,007
APROXIMACIÓN_COGNITIVA ↔ EVITACIÓN_COGNITIVA	,539	,421	,648	,002
APROXIMACIÓN_COGNITIVA ↔ APROXIMACIÓN_CONDUCTUAL	,492	,376	,572	,007

el modelo tetrafactorial, apreciándose una escasa variación de una mitad a otra, apuntando a favor de la estabilidad de los resultados encontrados y atenuando el problema originado por la ausencia de normalidad. Los valores de GFI fueron superiores a 0,93 y los AGFI se ubicaron por encima de 0,91, superando el punto de corte mínimo de 0,90 recomendado (Kline, 2005). Algo similar puede decirse de los valores de RMSEA (0,43 en ambas mitades), por debajo del valor de 0,05 (Kline, 2005) o del 0,06 (Hu y Bentler, 1999). Siguiendo a Steiger (1998), la tabla 3 recoge también los intervalos de confianza para el 90% del RMSEA. En cuanto a los índices de parsimonia (PGFI, PNFI y PCFI) utilizados para comparar las tres soluciones testadas, los valores más altos corresponden al modelo tetrafactorial. Si bien las diferencias halladas en algunos casos son exiguas, conviene recordar que diferencias incluso por debajo de 0,1 pueden valorarse como relevantes (Lévy, Martín y Román, 2006).

La tabla 4 contiene los parámetros λ y ϕ obtenidos mediante *Bootstrap*, y valores medios e intervalos de confianza para el 90%. Como puede observarse, todos los parámetros resultan estadísticamente significativos. Además, las correlaciones entre factores presentan guarismos relativamente bajos ($\phi < .55$), lo que supondría una evidencia de validez discriminante.

Para analizar la invarianza de la estructura factorial de la escala se siguieron las recomendaciones de Byrne (2008). Habiéndose determinado como base el modelo tetrafactorial antes descrito, y una vez probado su aceptable ajuste en los distintos segmentos objeto de estudio (varones vs mujeres, adolescentes vs universitarios), se establecieron sucesivos modelos anidados, con restricciones progresivas. En el primer nivel de restricciones se impuso la igualdad de saturaciones factoriales; en el segundo nivel se agregó la igualdad de covarianzas entre factores; y en el tercero, la igualdad de varianzas de errores. Si como resultado de la comparación entre dos modelos $\Delta\chi^2$ (Δgl) resulta significativo, esos modelos no deben considerarse equivalentes, por lo que deberá liberarse la restricción en cuestión. Cheung y Rensvold (2002) proponen además considerar como relevantes los cambios experimentados en el índice CFI superiores a 0,1.

La comparación entre los diferentes modelos o niveles de restricción en el caso del sexo sugiere una misma estructura factorial para varones y mujeres, tanto en los que se refiere a las saturaciones factoriales como a las covarianzas entre factores. En el caso de la comparación entre adolescentes vs universitarios, la invarianza es menor, debiendo asumirse tan solo la equivalencia en términos estructurales y de las saturaciones factoriales (tabla 5). En con-

	χ^2	<i>gl</i>	$\Delta\chi^2(p)$	RMSEA[IC]*	GFI	AGFI	CFI	AIC
MODELO	Hombre vs Mujeres							
Sin restricciones	793,479**	406	–	,059[.054-.065]	,938	,922	,662	993,479
Igual saturación factores	818,257**	424	24,778 (<i>p</i> = ,131)	,058[.052-.063]	,936	,923	,657	982,257
Igual covarianza factores	823,560**	434	30,081 (<i>p</i> = ,359)	,054[.049-.060]	,935	,925	,661	967,560
Igual varianza errores	919,157**	456	126,678 (<i>p</i> <,001)	,053[.048-.058]	,928	,920	,597	1019,157
MODELO	Adolescentes vs Universitarios							
Sin restricciones	851,786**	406	–	,031[.028-.034]	,933	,917	,622	1051,786
Igual saturación factores	868,034**	424	16,248 (<i>p</i> = ,575)	,030[.027-.033]	,932	,919	,623	1037,034
Igual covarianza factores	909,512**	434	57,726 (<i>p</i> <,001)	,031[.028-.033]	,929	,917	,597	1053,512
Igual varianza errores	1005,785**	456	153,999 (<i>p</i> <,001)	,032[.029-.035]	,921	,913	,534	1105,785
* Intervalo de confianza para el estadístico RMSEA para el 90%								
** <i>p</i> <,001								

	Alfa				
	Global	Adolescentes	Universitarios	Mujeres	Varones
Aproximación cognitiva	,708	,734	,635	,692	,724
Aproximación conductual	,676	,658	,684	,668	,662
Evitación cognitiva	,632	,650	,604	,602	,692
Evitación conductual	,556	,615	,491	,552	,565

creto, la relación hallada entre los factores es mayor en el grupo de universitarios que en el de adolescentes. Conviene señalar, no obstante, que un análisis más detallado y la liberación selectiva de diferentes parámetros facilitaría la identificación de niveles de invarianza más específicos y con un ajuste estadístico mayor, cuestión que excede los objetivos iniciales del presente trabajo.

Finalmente se estudió la consistencia interna de cada dimensión para la muestra global y para los distintos segmentos. Estos valores α de Cronbach que se recogen en la tabla 6, aunque moderados, resultaron muy parecidos en cada segmento y, en cualquier caso, similares a los obtenidos originalmente por Moos (1993b), quien informó coeficientes entre 0,55 y 0,75. Adicionalmente, puesto que el formato de respuesta utilizado era una escala categórica ordenada, se calcularon índices α para variables ordinales (Elo-súa y Zumbo, 2008), que permitieron mejorar los α de Cronbach antes obtenidos. De este modo los valores ascendieron a 0,73 para aproximación cognitiva, 0,70 para aproximación conductual, 0,66 para evitación cognitiva y 0,56 para evitación conductual.

Discusión y conclusiones

La dimensionalidad del afrontamiento ha sido fuente de controversia en la literatura y no se ha logrado acuerdo hasta el momento (Skinner et al., 2003). Partiendo de la versión del CRI-Y de 22 ítems (Ongarato et al., 2009) y teniendo en cuenta la propuesta teórica de Moos (1993b) se compararon tres modelos: unifactorial, bifactorial y tetrafactorial. Los análisis revelan que los datos empíricos se ajustan mejor a un modelo de cuatro factores.

El análisis de invarianza muestra también que esa estructura se comporta en forma relativamente estable en diferentes segmentos poblacionales, por lo que el modelo tetrafactorial sería apto para describir en buena medida los mecanismos de afrontamiento de los individuos. Los resultados obtenidos son casi idénticos para hombres y mujeres y relativamente similares en adolescentes y universitarios. En el primer caso es posible establecer además de una igualdad estructural, una igualdad de parámetros, tanto en lo concerniente a las saturaciones factoriales como a las covarianzas entre factores. En el segundo caso, los cálculos realizados tan solo permiten hablar de invarianza a nivel de saturaciones.

La estructura bidimensional reportada en algunos estudios exploratorios no se ve reflejada en este trabajo. Una posible explicación podría enfocarse en el hecho de que en aquellas investigaciones no se tomaron como input para el análisis las puntuaciones de los ítems, sino los totales de las ocho estrategias propuestas por Moos, asumiendo que éstas contaban con sustento teórico suficiente (Forns et al., 2005; Griffith et al., 2000; Hamdan-Mansour et al., 2008; Kirchner et al., 2008; Mikulic y Crespi, 2008; Vallejo et al., 2007). Por otra parte, los dos trabajos previos que utilizaron análisis confirmatorios (Blalock y Joiner, 2000; Kirchner et al., 2008) no son comparables con el aquí propuesto en virtud de las estructuras de partida y de las metodologías empleadas.

En este punto debe destacarse que el nombre original del inventario alude a respuestas de afrontamiento pero ellas están plasmadas a nivel del indicador (ítem). Con el fin de sistematizarlas e interpretarlas, Moos las agrupa en ocho estrategias expresadas en ocho puntuaciones. Esas estrategias se reúnen en cuatro estilos no representados por puntuaciones en el CRI. En síntesis, su modelo teórico postula tres niveles (respuesta/estrategia/estilo) pero su in-

ventario solo operacionaliza dos (respuesta/estrategia). El instrumento aquí presentado también contempla dos niveles, pero ellos son distintos de los dos niveles considerados en el CRI original. Los cuatro factores aquí confirmados responden a agrupamientos de varias estrategias que llevarían a referirse a una orientación más general del comportamiento (nivel de estilos según Moos). No obstante, persiste el interrogante de si es más correcto etiquetarlos como estilos o como estrategias sin producir saltos teóricos: el enfoque por estilos se distancia de las especificidades situacionales clásicas en los diagnósticos del afrontamiento. Las intervenciones orientadas a modificar estilos resultarían, desde el punto de vista práctico, menos viables que las dirigidas a las estrategias (entendidas como conjunto de respuestas).

En relación a la consistencia interna de los factores, los valores hallados, aunque moderados, son muy semejantes a los obtenidos por otros autores, reflejando más bien un problema común a los trabajos vinculados a la evaluación del afrontamiento (Schwarzer y Schwarzer, 1996). Debe sopesarse también el reducido número de ítems que compone cada dimensión (4 a 7). Por otra parte, las cargas factoriales bajas, en ocasiones inferiores a 0,50, advierten sobre la necesidad de reformular elementos, buscar otro tipo de reactivos o incluso asumir cierta ortogonalidad en los componentes del constructo.

En definitiva, la principal contribución de este estudio radica en la confirmación de un modelo *empírico* tetrafactorial que define el afrontamiento tomando en cuenta conjuntamente la *dirección* y el *método*, y que opera solo con 22 elementos. Ello implica una evaluación más sencilla a la par que válida, que posee notable interés a nivel aplicado en diferentes ámbitos, ya que resulta una escala de fácil administración e interpretación, con propiedades psicométricas aceptables y comportamiento estable en distintos segmentos poblacionales.

En cuanto a las limitaciones del presente trabajo, conviene señalar en primer lugar que el carácter ordinal de los datos y la ausencia de normalidad cuestionarían el uso del análisis de estructuras de covarianza. Para atenuar este inconveniente se ha apelado a una validación cruzada y a un *Bootstrap*, además de comprobarse la similitud de resultados con diferentes procedimientos de estimación de parámetros. En segundo término, a pesar de que la muestra utilizada fue amplia, cabe observar que se trataba de estudiantes de únicamente dos ciudades argentinas, elegidas intencionalmente. Indudablemente, una selección aleatoria y aun tamaños muestrales mayores permitirán disponer de más garantías acerca de la validez de los resultados. Tampoco debe perderse de vista que las conclusiones formuladas para los universitarios difícilmente puedan extenderse a población general adulta. Futuros estudios deben encaminarse a resolver estas y otras limitaciones, aportando evidencias de validez convergente, haciendo uso de escalas de deseabilidad social para controlar posibles sesgos en las respuestas, así como un análisis específico del funcionamiento diferencial de los ítems.

Agradecimientos

Trabajo realizado con subsidios de Agencia Nacional de Promoción Científica y Universidad de Buenos Aires. Avalado por Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Argentina.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education (1999). *Standards for educational and psychological testing*. Washington: AERA.
- Aguilar-Vafaie, M.E., y Abiari, M. (2007). Coping Response Inventory: Assessing coping among Iranian college students and introductory development of an adapted Iranian Coping Response Inventory (CRI). *Mental Health, Religion & Culture*, 10, 489-513.
- Blalock, J.A., y Joiner, T.E. Jr. (2000). Interaction of cognitive avoidance coping and stress in predicting depression and anxiety: Gender differences. *Cognitive Therapy and Research*, 24, 47-65.
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford.
- Byrne, B.M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming*. London: LEA.
- Byrne, B.M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Carver, C., Scheier, M., y Weintraub, J. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 267-283.
- Cheung, G.W., y Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Cohen, F., y Lazarus, R.S. (1973). Active coping processes, coping dispositions and recovery from surgery. *Psychosomatic Medicine*, 35, 375-389.
- Compas, B. (1987). Coping with stress during childhood and adolescence. *Psychological Bulletin*, 101, 393-403.
- Elosúa, P., y Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Eyles, D.J., y Bates, G.W. (2005). Development of a shortened form of the Coping Responses Inventory-Youth with an Australian sample. *North American Journal of Psychology*, 7, 161-170.
- Forns, M., Amador, J., Kirchner, T., Gómez, J., Muro, P., y Martorell, B. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of the Moos Coping Response Inventory for Youth. *Psychological Report*, 97, 777-789.
- Frydenberg, E., y Lewis, R. (1998). *Escalas de afrontamiento para adolescentes*. Barcelona: TEA.
- Griffith, M.A., Dubow, E.F., e Ippolito, M.F. (2000). Developmental and cross-situational differences in adolescents' coping strategies. *Journal of Youth and Adolescence*, 29, 183-204.
- Hamdan-Mansour, A.M., Kim Y., Puskar K., y Amer, H.M. (2008). Psychometric qualities of the Coping Response Inventory-Youth Form. *Issues in Mental Health Nursing*, 29, 371-385.
- Hu, L.T., y 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.
- Kirchner, T., Forns, M., Amador J.A., y Muñoz, D. (2010). Stability and consistency of coping in adolescence: A longitudinal study. *Psicothema*, 22, 382-388.
- Kirchner, T., Forns, M., Muñoz, D., y Pereda, N. (2008). Psychometric properties and dimensional structure of the Spanish version of the Coping Responses Inventory-Adult Form. *Psicothema*, 20, 902-909.
- Kline, R.B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Lazarus, R.S. (1993). Coping theory and research: Past, present and future. *Psychosomatic Medicine*, 55, 234-247.
- Lazarus, R., y Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal and coping*. New York: Springer.
- Lévy, J.P., Martín, M.T., y Román, M.V. (2006). Optimización según estructuras de covarianzas. En J.P. Lévy y J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 11-30). Coruña: Netbiblo.
- McGrath, J. (1970). *Social and psychological factors in stress*. New York: Rinehart & Winston.
- Mikulic, I.M., y Crespi, M.C. (2008). Adaptación y validación del Inventario de Respuestas de Afrontamiento de Moos (CRI-A) para adultos. *Anuario de Investigaciones*, 15, 305-312.
- Ministerio de Educación de la Nación (2008). *Anuario estadístico educativo*. Buenos Aires: Ministerio de Educación.
- Moore, K.A., Halle, T.G., Vandivere, S., y Mariner, C.L. (2002). Scaling back survey scales. How short is too short? *Sociological Methods & Research*, 30, 530-567.
- Moos, R.H. (1993a). *Coping Responses Inventory-Adult Form*. Odessa: Psychological Assessment Resources.
- Moos, R.H. (1993b). *Coping Responses Inventory-Youth Form*. Odessa: Psychological Assessment Resources.
- Moos, R.H., y Billings, A.G. (1982). Conceptualizing and measuring coping resources and processes. En L. Goldberger y S. Bresnitz (Eds.), *Handbook of stress. Theoretical and Clinical Aspects* (pp. 212-230). New York: Free Press.
- Ongarato, P., de la Iglesia, G., Stover, J.B., y Fernández-Liporace, M. (2009). Adaptación de un Inventario de Estrategias de Afrontamiento para adolescentes y adultos. *Anuario de Investigaciones*, 16, 383-391.
- Osorno, R., Gómez-Benito, J., Segura, B., Forns, M., y Kirchner, T. (2010). Funcionamiento diferencial de los reactivos del Coping Responses Inventory para adolescentes mexicanos y españoles. *Revista Mexicana de Psicología*, 27(2), 151-158.
- Parker, J.D.A., y Endler, N. (1996). Coping and defense: A historical overview. En M. Zeidner y N.S. Endler (Eds.), *Handbook of coping: Theory, research, applications* (pp. 3-23). New York: John Wiley & Sons.
- Patiño, C., y Kirchner, T. (2010). Stress and psychopathology in Latin-American immigrants: The role of coping strategies. *Psychopathology*, 43, 17-24.
- Schwarzer, R., y Schwarzer, C. (1996). A critical survey of coping instruments. En M. Zeidner y N.S. Endler (Eds.), *Handbook of coping: Theory, research, applications* (pp. 107-131). New York: John Wiley & Sons.
- Selye, H. (1991). History and present status of stress concept. En A. Monat y R. Lazarus (Eds.), *Stress and coping* (pp. 21-35). New York: Columbia University Press.
- Skinner, E., Edge, K., Altman, J., y Sherwood, H. (2003). Searching for the structure of coping: A review and critique of category systems for classify ways of coping. *Psychological Bulletin*, 129, 216-269.
- Steiger, J.H. (1998). A note on multiple sample extensions of the RMSEA fit index. *Structural Equation Modeling*, 5, 411-419.
- Vallejo, A., Osorno, J., Mazadiego, T., y Segura, B. (2007). Evaluación psicométrica del Inventario de Respuestas de Afrontamiento de Moos para adolescentes (CRI-Y Form) en una muestra mexicana. *Revista de Educación y Desarrollo*, 7, 35-40.
- Zeidner, M., y Endler, N.S. (1996). *Handbook of coping: Theory, research, applications*. New York: John Wiley & Sons.