



Psicología Iberoamericana
ISSN: 1405-0943
revista.psicologia@ibero.mx
Universidad Iberoamericana, Ciudad de México
México

Propiedades psicométricas de la Coping Scale for Adults (CSA) en madres y padres de adolescentes mexicanos

Barcelata-Eguiarte, Blanca Estela; Montalvo-Ocampo, Lilia

Propiedades psicométricas de la Coping Scale for Adults (CSA) en madres y padres de adolescentes mexicanos

Psicología Iberoamericana, vol. 31, núm. 1, 311499, 2023

Universidad Iberoamericana, Ciudad de México, México

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=133974352002>

DOI: <https://doi.org/10.48102/pi.v31i1.499>

Este trabajo está licenciado bajo una Licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional (CC BY 4.0).

Este trabajo está licenciado bajo una Licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional (CC BY 4.0).




Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional.

Propiedades psicométricas de la Coping Scale for Adults (CSA) en madres y padres de adolescentes mexicanos

Psychometric properties of Coping Scale for Adults (CSA) amongst mothers and parents of Mexican adolescents


Blanca Estela Barcelata-Eguiarte
bareg7@comunidad.unam.mx

Universidad Nacional Autónoma de México, México

 <https://orcid.org/0000-0002-0122-372X>

Lilia Montalvo-Ocampo liliapsicologia@gmail.com

Universidad Nacional Autónoma de México, México

 <https://orcid.org/0000-0002-7316-1249>

Psicología Iberoamericana, vol. 31, núm. 1, 311499, 2023

Universidad Iberoamericana, Ciudad de México, México

Recepción: 02 Septiembre 2022
Aprobación: 30 Enero 2023

DOI: <https://doi.org/10.48102/pi.v31i1.499>

Redalyc: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=133974352002>

Financiamiento

Fuente: Proyectos de Investigación e Innovación Tecnológica
N° de contrato: PAPIIT IN308420
Beneficiario: Blanca Estela Barcelata-Eguiarte

Resumen: Son escasos los instrumentos específicos para la medición del afrontamiento parental, factor central para el afrontamiento de los hijos, lo que hace necesario contar con un instrumento válido, confiable y culturalmente adecuado para población mexicana. El objetivo fue examinar la estructura factorial y consistencia interna de la *Coping Scale for Adults* (CSA) adaptada para madres y padres de adolescentes. En el estudio participaron 567 personas de 30-60 años ($M=39.97$; $DE=3.01$) que son madres y padres de adolescentes de 12-18 años provenientes de dos muestras no probabilísticas de la Ciudad de México. Se realizó un análisis por componentes principales que mostró una configuración de diez factores con 40 ítems ($\sigma^2 = 63.58\%$) con la primera muestra; con la segunda se efectuó un análisis factorial confirmatorio, comprobándose nueve factores con 34 ítems, con índices de ajuste aceptables y coeficientes alfa de Cronbach entre .855 y .698 ($\alpha_{total} = .799$). Esta versión preliminar del CSA podría ser potencialmente útil para evaluar estrategias de afrontamiento, permitiendo comparar díadas de madres/padres-hijos/hijas. Las limitaciones llevan a plantear recomendaciones orientadas a mejorar los índices de ajuste, ampliando y diversificando las muestras.

Palabras clave: adolescencia, ACP, afrontamiento, análisis factorial confirmatorio, confiabilidad.

Abstract: There are few specific instruments for the measurement of parental coping, a central factor in the coping of children, which makes it necessary to have a valid, reliable, and culturally suitable instrument for the Mexican population. The objective was to examine the factorial structure and internal consistency of the *Coping Scale for Adults* (CSA) adapted for mothers and fathers of adolescents. A total of 567 mothers and fathers aged 30-60 years ($M=39.97$; $SD=3.01$) of adolescents aged 12-18 years from two non-probability samples from Mexico City participated in the study. A principal components analysis was used, which showed a 10-factor configuration with 40 items ($\sigma^2=63.58\%$) with the first sample, with the second, a confirmatory factor analysis was performed, proving nine factors with 34 items, with acceptable fit indices and Cronbach's alpha coefficients between .855 and .698 ($\alpha_{total}=.799$). This preliminary version of the CSA could be potentially useful for assessing coping strategies, to compare mother/father-son/daughter dyads. The limitations lead to recommendations aimed at improving the adjustment indices and expanding and diversifying the samples.

Keywords: adolescence, PCA, coping, confirmatory factor analysis, reliability.

Introducción

El modelo sistémico propone que tanto los individuos como las familias transitan a través de diferentes fases predecibles del desarrollo (Carter & McGoldrick, 2005). Cada una tiene tareas específicas que por sí mismas implican diversos retos; en el caso de la familia, en especial de los padres, uno de estos desafíos puede ser la crianza de los hijos, poniendo a prueba la capacidad de adaptación de todo el sistema familiar a lo largo del ciclo vital (Walsh, 2016). En este proceso transicional se presentan sucesos normativos propios de cada etapa, por lo que son esperados; pueden ser controlables, como el nacimiento de un hijo, la salida del hogar de alguno de los hijos para estudiar o para casarse. También se pueden presentar otros sucesos, llamados *no normativos* porque no son esperados, poco controlables y predecibles, como la enfermedad de un hijo o la muerte de alguno de los padres a edad temprana (Balbuena et al., 2018). Todos estos sucesos o situaciones críticas pueden generar estrés y afectar la capacidad de adaptación de la familia y sus miembros, sin embargo, esto dependerá de la forma en que se evalúen y se enfrenten.

De acuerdo con la teoría transaccional (Lazarus & Folkman, 1991), el estrés implica un proceso que conlleva la evaluación de las demandas internas o externas y los recursos disponibles para hacerles frente. Involucra una evaluación primaria de las características de un suceso o situación y una evaluación secundaria con respecto a los recursos con los que se cuenta para hacerles frente. Esto activa mecanismos como el afrontamiento en un esfuerzo por adaptarse a la situación problema o estresante (Folkman et al., 1986), por lo que la magnitud del estrés depende del despliegue de estrategias de afrontamiento (Frydenberg & Lewis, 2002a; Hobfoll, 2002). Folkman et al. (1986) describen el afrontamiento como un proceso consciente e intencionado en el que el individuo realiza una evaluación de la situación y es capaz de definir una respuesta para adaptarse a ella. Los estilos y estrategias de afrontamiento han sido de interés en el campo de la salud mental al dar cuenta de los recursos que las personas poseen para salir adelante ante situaciones potencialmente estresantes y perturbadoras (Ongarato et al., 2009).

Desde una perspectiva familiar, el afrontamiento es un proceso que suele ocupar un papel mediador de las interacciones familiares en situaciones normativas y no normativas de cada uno de los integrantes de la familia en periodos transicionales del ciclo vital (Carter & McGoldrick, 2005; Frydenberg et al., 2014). Las estrategias de afrontamiento que utilicen los padres a nivel individual impactarán en la salud integral de toda la familia y de los diversos subsistemas, en especial el parental y el filial (Abidin, 2012; Macías et al., 2013). Se ha documentado sobre la influencia del estrés parental en el ajuste emocional y conductual de los hijos y su relación con las formas de afrontamiento (Abidin, 1992; Barcelata & Lucio, 2012). De la utilización de estilos y estrategias funcionales o productivas o, por el contrario, del uso de estrategias disfuncionales o no productivas por parte de los padres depende que puedan lidiar satisfactoriamente con los estresores y crisis transicionales

a lo largo del ciclo vital familiar (McCubbin et al., 1996). Abidin (1992) menciona que las estrategias de afrontamiento pueden cambiar por el paso del tiempo y por las características del estresor. El afrontamiento parental puede ser funcional o disfuncional con relación a las diferentes etapas del ciclo vital por las que atraviesa la familia, ya que las fuentes de estrés o estresores de los padres no serán los mismos durante la etapa con hijos pequeños que en la etapa con hijos adolescentes o en la del nido vacío (Carter & McGoldrick, 2005) y, por consecuencia, las formas de afrontarlas también serán diferentes. Ante eventos no normativos, como la presencia de una enfermedad crónica o alguna discapacidad, los padres se encuentran ante la necesidad de desplegar estrategias de afrontamiento que satisfagan tanto la etapa del ciclo vital como las necesidades particulares del hijo (García et al., 2017; Urrego et al., 2012); dependiendo de las fuentes de estrés, esto puede ser un factor protector o de riesgo en padres en situación de pobreza (McDonald et al., 2020).

Dada la importancia del afrontamiento, existen numerosos instrumentos orientados a evaluar las estrategias utilizadas, con base principalmente en dos aproximaciones: el enfoque disposicional, que considera al afrontamiento como un rasgo o estado disposicional a partir de la idea de que las estrategias de afrontamiento son respuestas estables a lo largo del tiempo y de las situaciones (p. ej., Carver et al., 1989; Yusoff et al., 2010), mientras que el enfoque contextual, con base en su teoría transaccional del estrés (Lazarus & Folkman, 1991), plantea que el afrontamiento implica estrategias que pueden variar de acuerdo a la situación, previo un proceso de evaluación (Moos & Holahan, 2003).

Desde una perspectiva disposicional se pueden identificar medidas como la escala de Experiencias de Afrontamiento Orientado a los Problemas (*COPE*: Carver et al., 1989), compuesto por 53 ítems distribuidos en 14 subescalas que abarcan cuatro dimensiones de afrontamiento: Centrado en el problema, Centrado en la emoción, Evitación y Apoyo social, con alfas para la versión breve de .50 y .90. Ha sido utilizada y validada en población general y en universitarios (p. ej., Cabral & Matos, 2010), mostrando adecuados índices de ajuste (CFI=.96; RMSA <.08; SRMR <.04) y coeficientes alfa de .66 a .91. También ha sido usada para evaluar afrontamiento en situaciones específicas, tales como enfermedad (p. ej., Yusoff et al., 2010), reportándose alfas de .25 a 1.00 y coeficientes de correlación test-retest de .05 a 1.00; sin embargo, no se identificó información con población mexicana. Otros instrumentos corresponden más a un enfoque contextual, como el Cuestionario sobre Formas de Afrontamiento (*WCQ*: Folkman et al., 1986), dirigido principalmente a adultos, que evalúa ocho estrategias de afrontamiento integradas en estrategias centradas en el problema y centradas en la emoción (alfas de Cronbach entre .61 y .79), a través de 66 ítems. En México, estudios de validación con universitarios (Nava, Vega et al., 2010) y con población abierta (Zavala et al., 2008) indicaron inconsistencias en el número de factores, sin poderse replicar la estructura original, resultando 2 factores ($\sigma^2 = 27.00\%$) y 5 factores ($\sigma^2 = 35.05\%$), respectivamente. Fundamentada

en la teoría de la conservación de recursos se encuentra la Escala de Afrontamiento Estratégico (*SACS*: Hobfoll, 2002) integrada por nueve factores que evalúan afrontamiento en adultos: Acción asertiva, Incorporación social, Búsqueda de apoyo social, Acción cautelosa, Acción instintiva, Acción antisocial, Acción agresiva, Evitación, y Acción indirecta; es frecuentemente utilizada en ambientes organizacionales (alfas de Cronbach entre .54 y .88). Un estudio en México reportó una configuración inicial de doce factores con la conservación de seis ($\sigma = 36.25\%$) con alfas de Cronbach entre .60 y .78 (Villegas & Lucio, 2007). El instrumento Inventario de Estrategias de Afrontamiento (*CSI*: Tobin et al., 1989), originalmente con 72 ítems y ocho factores primarios: Resolución de problemas, Autocrítica, Expresión emocional, Pensamiento desiderativo, Apoyo social, Restructuración cognitiva, Evitación de problemas y Retirada social, es otra medida de uso frecuente. Su validación en población de habla hispana, en España (Cano et al., 2007) y en México (Nava, Ollua et al., 2010), mostró propiedades psicométricas aceptables ($\sigma^2 = 47\%$ y $\sigma^2 = 62\%$; $\alpha = .781$ y $\alpha = .835$), aunque solo participaron adultos de población abierta y no se reportan análisis confirmatorios.

Existen otras mediciones del afrontamiento a nivel familiar. Un ejemplo es la Escala de Evaluación Personal y de Funcionamiento Familiar en Situaciones de Crisis, (*F-COPES*), basada en el Modelo de Resiliencia de Ajuste y Adaptación Familiar (McCubbin et al., 1981); consta de 30 ítems distribuidos en cinco escalas: Adquisición de apoyo social, Reformulación del problema, Búsqueda de apoyo espiritual, Movilización de la familia para obtener y aceptar ayuda, y Evaluación (alfas de .63 a .95), por lo que su uso está más orientado al afrontamiento familiar ante situaciones críticas como enfermedad (p. ej., Chui & Chan, 2007) y tampoco se identificaron estudios de validez en México. Ante la insuficiencia de instrumentos para padres, en algunos estudios se han utilizado solo reactivos para evaluar el afrontamiento en grupos especiales, como puede ser el de padres de hijos con fibrosis quística (p. ej., Wong & Heriot, 2008).

Los instrumentos específicamente para padres son escasos, a pesar de la importancia de evaluar cómo enfrentan ciertas situaciones personales, los retos de la parentalidad y de cómo influyen sus estrategias de afrontamiento en las de los hijos (Frydenberg et al., 2014; Seiffge-Krenke & Pakalniskiene, 2011). Entre algunos instrumentos enfocados a padres se encuentra el *Paternal and Maternal Coping Behaviors* (McCubbin et al., 1996), conformado por 29 reactivos, que pide a los padres que indiquen qué estrategia de afrontamiento describe mejor su comportamiento. La Escala de Estilos y Estrategias de Afrontamiento (Martín et al., 1997) evalúa 18 estrategias de afrontamiento, reportándose algunos datos psicométricos con universitarios, como índices de consistencia interna adecuados en 11 factores (alfas de .145 a .830). Se ha utilizado para identificar afrontamiento en padres de hijos en unidades de cuidados intensivos (p. ej., García et al., 2017), aunque no fue diseñada para esa población. El Inventario de Salud para Padres

(CHIP: McCubbin et al., 1981) también está orientado a evaluar afrontamiento en padres. Es un autoinforme que consiste en una lista de comprobación de 45 ítems que evalúan patrones de comportamiento que se utilizan para gestionar la vida familiar ante la enfermedad: Patrón 1: Integración familiar, cooperación y una definición optimista de la situación ($\alpha = .80$); Patrón 2: Mantener el apoyo social, la autoestima y la estabilidad psicológica ($\alpha = .82$); y Patrón 3: Comprender la situación sanitaria mediante la comunicación con otros padres y la consulta con el equipo sanitario ($\alpha = .76$). nductas de afrontamiento en) y afrontamiento parental.

Por otro lado, Frydenberg y Lewis (2000a, 2000b) desarrollaron un modelo “híbrido” (disposicional y contextual) con base en la teoría transaccional de Lazarus y Folkman (1991), así como en la teoría de la conservación de los recursos de Hobfoll (2002). Definen al afrontamiento como los pensamientos, sentimientos y acciones que se emplean ante un problema o una preocupación para restaurar el equilibrio, ya sea resolviendo el problema o ajustándose a él. Bajo esta premisa han desarrollado instrumentos de evaluación del afrontamiento para adolescentes y adultos. A partir del *Adolescents Coping Scales (ACS*: Frydenberg & Lewis, 2000a) se desarrolló la *Coping Scale for Adults (CSA)*: Frydenberg & Lewis, 2000b, 2002a) como un instrumento para ser utilizado por padres, profesores y administradores; esta evalúa 19 estrategias (Tabla 1) que se consideran productivas o no productivas en relación con sus resultados.

Tabla 1

Estrategias de afrontamiento del Coping Scale for Adults (CSA)

Estrategia	Definición	Ejemplo reactivo
Resolver/Centrarse en el problema (CP) $\alpha = .83$	Esfuerzos dirigidos a resolver el problema; incluye un estudio y análisis sistemático de los diferentes puntos de vista u opciones.	“Dedicarme a resolver el problema poniendo en juego todas mis capacidades”
Esforzarse y trabajar duro (ETD) $\alpha = .78$	Implica compromiso y ambición para manejar exitosamente los problemas.	“Trabajar intensamente”
Invertir en amigos íntimos (AI) $\alpha = .77$	Buscar y trabajar en relaciones personales íntimas.	“Pasar más tiempo con la persona que suelo salir”
Autoprotección (AP) $\alpha = .82$	Trabajar sobre su propio concepto a través del autocuidado y ser valorado y aceptado por otros.	“Trabajar en mi autoimagen”
Enfocarse en lo positivo (EP) $\alpha = .74$	Involucra buscar el aspecto positivo de la situación; incluye ver el lado bueno de las cosas y considerarse afortunado.	“Fijarme en el aspecto positivo de las cosas y pensar en las cosas buenas”
Buscar diversiones relajantes (BD) $\alpha = .76$	Se refiere a realizar actividades de ocio que permiten “olvidarse” o “distraerse” del problema.	“Encontrar la forma de relajarme; por ejemplo, oír música, leer un libro, tocar un instrumento musical, ver televisión”
Recreación física (RF) $\alpha = .78$	Implica hacer deporte, mantenerse en forma.	“Mantenerme en forma y con buena salud”
Sentido del humor (SH) $\alpha = .87$	Ser divertido o hacer de la situación algo divertido.	“Veo el sentido divertido de la situación”
Buscar ayuda profesional (BAP) $\alpha = .92$	Supone buscar el consejo especializado de un profesional, maestro u orientador.	“Pedir un consejo a una persona competente”
Acción social (AS) $\alpha = .74$	Compartir con otros el problema y tratar de conseguir ayuda escribiendo peticiones u organizando actividades.	“Unirme a gente que tiene el mismo problema”
Buscar apoyo social (BAS) $\alpha = .79$	Conlleva compartir el problema con otros y buscar apoyo para la solución de un problema.	“Hablar con otros sobre mi problema para que me ayuden a salir de él”
Autoinculparse (ACU) $\alpha = .88$	Asumir la responsabilidad y culpa de los problemas.	“Sentirme culpable”
Reservarlo para sí (RS) $\alpha = .71$	No compartir el problema, evitando que otros se enteren.	“Guardar mis sentimientos para mí solo”
Ignorar el problema (IP) $\alpha = .80$	Supone rechazar conscientemente el problema.	“Ignorar el problema”
Hacerse ilusiones (HI) $\alpha = .71$	Implica pensamiento mágico que anticipa una solución positiva a la situación.	“Esperar que ocurra lo mejor”
Preocuparse (PR) $\alpha = .85$	Implica temor por situaciones presentes y futuras.	“Preocuparme por lo que está pasando”
No afrontamiento (NA) $\alpha = .70$	Significa evadir o alejarse del problema.	“No tengo forma de afrontar la situación”
Reducción de la tensión (RT) $\alpha = .69$	Intentos de sentirse bien liberando la tensión.	“Intentar sentirme mejor bebiendo alcohol, fumando o tomando otras drogas”
Pensamiento mágico (PM) $\alpha = .75$	Se caracteriza por elementos basados en la esperanza y la anticipación de un resultado positivo.	“Esperanza de que el problema se solucione por sí solo”

Frecuentemente el afrontamiento productivo se asocia con salud mental, mientras que el no productivo se asocia con problemas de salud física y emocional (Frydenberg et al., 2014; Frydenberg & Lewis, 2002a). La *CSA* cuenta con estudios de validez que muestran coeficientes de correlación positivas ($r = .24$ a $r = .62$) y negativas ($r = -.23$ a $r = -.46$)

con constructos afines u opuestos, respectivamente, así como índices de consistencia interna de .69 a .92 (Frydenberg & Lewis, 2000b, 2002b), pudiendo ser utilizada tanto en población general como en padres y profesores (Frydenberg, 2017; Lewis et al., 2011). Aunque existe una segunda edición con menos ítems y una estrategia adicional (*CSA-2*: Frydenberg & Lewis, 2016), para este estudio se decidió utilizar la versión anterior con todos los reactivos (Frydenberg & Lewis, 2000b), dada la posibilidad de contar con una medida paralela para padres del *ACS* para adolescentes (Frydenberg & Lewis, 2000a) que cuenta con estudios previos de sus propiedades psicométricas en adolescentes mexicanos (Barcelata et al., 2014; Molina, 2013), lo que permitiría realizar evaluación multinivel como requiere la investigación con enfoque ecológico-sistémico (Barcelata & Lucio, 2012; Masten, 2018).

De manera que existen muchos instrumentos para evaluar el afrontamiento en adultos, varios de ellos para evaluar afrontamiento familiar, pero algunas propiedades psicométricas no son adecuadas; por ejemplo, los datos de validez y confiabilidad de algunos instrumentos muestran estructuras inconsistentes, porcentajes de varianza bajos e indicadores de confiabilidad variables. En suma, se observa un número relativamente limitado de medidas especiales para padres válidas y confiables que permitan tener versiones paralelas de instrumentos de afrontamiento para sus hijos, culturalmente situadas. Esto ha fomentado que se utilicen solo algunos ítems o versiones adaptadas parcialmente de los instrumentos de afrontamiento para población general. Por tanto, el objetivo de este estudio fue examinar la estructura factorial y consistencia interna de la *Coping Scale for Adults (CSA)* adaptada en madres y padres de adolescentes.

Método

Participantes

Se llevó a cabo una investigación de campo, transversal, de tipo instrumental (Ato et al., 2013), en la que participaron un total de 567 personas (madres = 66.78 %; padres = 33.22 %) de 30 a 60 años ($M_{edad} = 39.97$; $DE = 3.01$), progenitores de adolescentes de 12 a 18 años de secundarias y bachilleratos públicos de la Ciudad de México que conformaron dos muestras seleccionadas de forma no probabilística, por conveniencia. Una primera muestra estuvo constituida por 244 madres y padres (madres = 66.57 %; padres = 33.43 %) de 30 a 60 años ($M_{edad} = 39.92$; $DE = 2.28$), con la que se efectuó un análisis por componentes principales, y una segunda muestra conformada por 323 madres y padres (madres = 67.00 %; padres = 33.00 %) de 30 a 60 años de edad ($M_{edad} = 40.79$; $DE = 3.73$) para realizar el análisis factorial confirmatorio.

Instrumentos

Se utilizó la versión original larga de la *Coping Scale for Adults (CSA: Frydenberg & Lewis, 2000b, 2002a)*, compuesta de 74 ítems tipo Likert de 5 puntos: 1. No me ocurre/nunca lo hago; 2. Me ocurre/raras veces lo hago; 3. Me ocurre/algunas veces lo hago; 4. Me ocurre/ frecuentemente lo hago, 5. Me ocurre/muy frecuentemente lo hago, integrados en 19 estrategias de afrontamiento (alfas de Cronbach de .69 a .92), descritas en el apartado anterior. Presenta una forma general que evalúa estrategias de afrontamiento que una persona usa regularmente, que son en gran parte estables, con independencia del origen del problema, ante diversas situaciones.

Procedimiento

En primer lugar, se realizó la traducción inversa (*back-translation*) de la *CSA* con base en las recomendaciones de la International Test Commission (2017); se realizó una traducción del inglés al español por un traductor bicultural y la versión traducida fue sometida a revisión por cinco jueces psicólogos expertos en la temática, para valorar la claridad, coherencia y relevancia de los ítems con base en la propuesta de Hambleton y Zenisky (2010). El formato resultante presentó >80 % de acuerdo en relación con los tres aspectos señalados; después, esta versión fue retraducida al inglés por otro traductor independiente para compararla con la versión original. La primera versión en español se aplicó a un grupo de 40 padres que asistían a una clínica universitaria multidisciplinaria de primer nivel de atención. Se revisaron las respuestas y observaciones de los padres y se realizaron modificaciones de solo algunas palabras relacionadas con género (p. ej., 5. “*Reunirme con un amigo*” se modificó “... *amigo/a*”). Con la versión preliminar se solicitó permiso a las autoridades de las escuelas para aplicar los instrumentos a los padres de los adolescentes. En seguimiento del Código Ético de Psicología (Sociedad Mexicana de Psicología, 2009), se aplicó un consentimiento informado que explicó el objetivo del estudio y la naturaleza confidencial y anónima de los datos, el cual se presentó a las autoridades previamente a la firma voluntaria de los padres al inicio de la evaluación, realizada de forma grupal en los salones de clase, al terminar una reunión escolar. También se aplicó una ficha sociodemográfica que exploraba datos básicos de los padres y adolescentes (p. ej., sexo, la edad, estado civil, escolaridad y ocupación). Es preciso señalar que el proyecto que enmarca este estudio fue avalado por el Comité de Ética de la FES Zaragoza de la UNAM.

Análisis de datos

La evaluación de la estructura factorial y consistencia interna de la *Coping Scale for Adults (CSA)* en madres y padres de adolescentes se realizó en dos fases. En la primera fase se examinó la configuración de

la CSA con una primera muestra de madres y padres ($N_1 = 244$), con la cual se analizaron en primer lugar los ítems previamente al análisis factorial, usando los siguientes indicadores: a. Prueba de normalidad con el índice de Kolmogórov-Smirnov ($K-S$), así como asimetría y curtosis, eliminándose aquellos ± 1.5 ; b. Correlación ítem-test corregida, excluyéndose reactivos con valores $r \leq 0.2$ o > 0.8 ; c. Prueba de la capacidad de discriminación de los ítems con t de Student para comparar grupos de ítems con valores extremos, excluyéndose aquellos con $p > .05$ (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Después, se llevó a cabo un análisis por componentes principales (ACP) con rotación oblimin, para reducción de dimensiones, con elementos que se espera covaríen (Kline, 2013). Se revisó el índice de esfericidad de Bartlett ($p \leq .05$) y de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) para evaluar la adecuación muestral a partir de valores $\geq .80$ como satisfactorios y $> .70$ suficientes ($p \leq .05$) y para determinar la pertinencia del análisis (p.ej. Lloret et al., 2014). Se consideraron cargas factoriales $\geq .40$, eliminándose aquellos ítems que saturaran en más de un factor y factores con menos de tres ítems fueron removidos.

En la fase dos, con una segunda muestra de padres y madres ($N_2 = 323$) se efectuó un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el método de máxima verosimilitud (ML). Se verificó la normalidad multivariada ($A_{Mardia} K_{Mardia}$). El ajuste del modelo se examinó con base en los índices de ajustes siguientes: Cociente chi-cuadrado (X^2); el error medio de aproximación cuadrática (RMSEA), con valores aceptables entre .05 y .08 (Morata-Ramírez et al., 2015); la raíz cuadrada residual (RMR), con valor preferentemente menor a .05 pero aceptable desde .07 (Escobedo et al., 2016); el índice gamma (GFI) y el índice de bondad ajustado por norma (AGFI), cuyos valores $\geq .80$ pueden considerarse aceptables (Kline, 2013; Pérez-Gil et al., 2000) con valores satisfactorios $> .90$. Los índices de ajuste incremental fueron el índice de ajuste comparativo (CFI), con $> .90$ que indican ajuste aceptable, el índice de ajuste de Tucker y Lewis (TLI), así como el índice de ajuste incremental (IFI), cuyos valores entre .90 y .95 se consideran adecuados (Pérez-Gil et al., 2000). La estimación de la confiabilidad se realizó a través del índice alfa de consistencia interna de Cronbach, total y por factor, con valores $\geq .70$ aceptables (Nunnally & Bernstein, 1995). Además, se calcularon los índices de correlación de r de Pearson entre factores. Finalmente, se compararon las medias por sexo con U de Mann-Whitney considerando la diferencia en el tamaño de la N de los grupos de comparación. Los análisis se efectuaron con el SPSS 25 y el AMOS 21 (IBM, 2017).

Resultados

Características de los participantes

Las muestras (M_1 y M_2) estuvieron constituidas por madres y padres que presentaron una distribución similar en cuanto a edad, estado civil y grado de escolaridad (Tabla 2). Con referencia a la edad, en ambas

muestras el rango osciló entre 30 y 60 años ($M_{Edad} = 39.92$, $DE = 2.28$; $M_{2edad} = 40.79$, $DE = 3.73$). Se observa que aproximadamente la mitad de las madres/padres de las dos muestras están casados, cuentan con un nivel escolar de secundaria y alrededor de la cuarta parte tienen estudios equivalentes al bachillerato; un menor porcentaje de madres/padres tienen un nivel escolar de únicamente primaria y aún inferior es el correspondiente al nivel profesional.

Tabla 2

Distribución por rango de edad, estado civil y escolaridad de los padres

Variables	Muestra 1 ($N_1 = 244$)		Muestra 2 ($N_2 = 323$)		X^2
	F	%	F	%	
Rango de edad					
30-34	53	21.61	59	18.25	.772
35-39	67	27.35	81	25.09	
40-44	67	27.35	91	28.17	
45-49	42	17.10	61	18.88	
50-54	10	4.10	22	6.81	
55-60	9	2.80	9	2.80	
Estado civil					
Casado	146	59.6	155	48.00	.869
Divorciado	17	6.9	21	6.50	
Separado	11	4.5	28	8.70	
Soltero	24	9.8	47	14.60	
Unión libre	41	16.70	68	21.10	
Viudo	5	2.5	4	1.20	
Grado escolar					
Primaria	46	18.90	74	22.90	6.34
Secundaria	115	46.90	145	43.80	
Bachillerato	63	25.60	75	23.20	
Profesional	19	8.60	29	10.10	

Análisis por componentes principales

La valoración de los 74 ítems previa al análisis factorial mostró que 12 ítems presentaron uno o más indicadores psicométricos fuera de los criterios establecidos para ser incluidos en dicho análisis (Tabla 3): Sesgo y asimetría fuera del rango (± 1.500), valores $r > .800$ o $\leq .200$, y valores t de Student no significativos ($p > .50$), por lo que fueron excluidos del análisis

por componentes principales. La prueba de normalidad de Kolmogórov-Smirnov (K-S) indicó que la mayoría de los datos tenían una distribución normal con valores Z que oscilaron entre .516 y .360 ($p > .05$).

Tabla 3*Reactivos con algún indicador psicométrico fuera de rango o sin poder de discriminación*

	<i>M</i>	<i>DE</i>	Asimetría	Curtosis	<i>r(i-tc)</i>	<i>t</i>
8. No hago nada para resolver problema	1.73	.923	1.298	1.597	.799**	1.797
26. Me doy por vencido	1.59	1.050	1.957	3.270	.666**	-3.211*
7. Esperar que ocurra lo mejor	1.37	.864	2.615	6.545	.519**	5.822*
28. Organizar un grupo que se ocupe del problema	1.29	.739	3.125	10.654	.697**	-15.869**
29. Ignorar conscientemente el problema	1.37	2.118	8.734	25.909	.583**	-9.264**
37. Buscar ánimo con otros	1.71	.987	1.225	1.601	.801**	-1.320
43. Esperar que el problema se resuelva solo	1.47	1.113	2.078	3.363	.661**	-8.629**
45. Trasladar frustraciones a otros	1.52	1.063	1.880	2.539	.719**	-1.270**
46. Ir a reuniones donde se estudia el problema	1.72	1.046	1.425	1.501	.697**	-1.869
61. Sueño despierto que las cosas van mejorando	2.83	1.453	.101	-1.317	.831**	1.186
20. Resolver el problema usando mis habilidades	1.60	.967	1.629	2.058	.786**	-3.900*
75. Pasar más tiempo con quien suelo salir	2.99	1.462	-.107	-1.503	.556*	-1.749

Nota: $r(i-tc)$ = Correlación ítem-test corregida

De acuerdo con los índices Kaiser-Mayer-Oklín ($KMO = .776$) y de la prueba de esfericidad de Bartlett ($X^2 = 4839.770$; $p = .000$; $gl\ 990$), se consideró viable realizar un análisis en el cual se integraron solo 62 reactivos según sus propiedades evaluadas de la segunda versión del *CSA*. El análisis por CP con rotación oblimin incluyó ítems con peso factorial mayor a .400, saturando en un solo factor; mostró dos estructuras, una de 11 factores con 44 ítems y una segunda de 10 con 40 ítems (Tabla 4), que explican el 63.58 % de la varianza total.

Tabla 4

Distribución factorial de la Coping Scale for Adults (CSA)

Ítems	Componentes									
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10
52. Pedir ayuda a un profesional	.849									
34. Conseguir ayuda profesional	.832									
70. Hablar del tema con personas competentes	.780									
16. Pedir consejo a una persona competente	.718									
71. Conseguir apoyo de otros, padres o amigos/as	.684									
38. Considerar otros puntos de vista, tenerlos en cuenta	.482									
55. Hablar con otros para que me ayuden	.479									
19. Hablar con otros y apoyarnos mutuamente	.461									
66. Considerarme culpable		.792								
48. Sentirme culpable		.713								
65. Aislarme del problema para evitarlo		.530								
30. Darme cuenta de que yo me hago difíciles las cosas		.467								
3. Seguir mis tareas como es debido			.795							
4. Preocuparme por mi futuro			.765							
2. Dedicarme a resolver la causa del problema			.721							
54. Ir al gimnasio a hacer ejercicio				.856						
18. Hacer deporte				.698						
53. Buscar tiempo para actividades de ocio				.652						
36. Mantenerme en forma con buena salud				.564						
78. Sufro dolores de cabeza o estómago					.691					
9. Llorar o gritar					.639					
12. Autocriticarme					.630					
68. Pedir a Dios que cuide de mí						.756				
25. Desear que suceda un milagro						.673				
50. Leer un libro sagrado o de religión						.601				
77. Imaginar que las cosas van a ir mejor						.541				
39. Trabajar intensamente							.720			
73. Dedicarme a mis tareas en vez de salir							.602			
72. Pensar en distintas formas de afrontar el problema							.597			
40. Preocuparme por lo que está pasando							.522			
22. Preocuparme por mi felicidad								.750		
21. Asistir al trabajo con regularidad								.709		
51. Tratar de tener una visión alegre de la vida								.447		
5. Reunirme con un amigo/a									.623	
11. Ignorar el problema									.622	
27. Intentar sentirme mejor bebiendo alcohol, fumando o con drogas									.545	
35. Salir y divertirme para olvidar mis problemas									.507	
49. Evitar que se enteren de lo que me preocupa										.624
13. Guardarme mis sentimientos										.580
67. No dejar que otros sepan cómo me siento										.512
Porcentaje de varianza explicada	17.85	9.70	7.65	5.13	4.20	4.01	3.98	3.26	3.13	2.88
Número de reactivos	8	4	3	4	3	4	4	3	4	3

Nota: 1. Buscar ayuda profesional; 2. Autoinculparse; 3. Centrarse en el problema; 4. Recreación física; 5. No afrontamiento; 6. Pensamiento mágico; 7. Esforzarse y trabajar duro; 8. Enfocarse en lo positivo; 9. Reducción de la tensión; 10. Reservarlo para sí.

Después de realizar varios análisis (p. ej., solución forzada al número de factores de la escala original), se conservó la estructura de 10 factores con 40 ítems ($KMO = .859$; $X^2 = 5495.662$; $p = .000$; $g/ 852$).

Análisis factorial confirmatorio

Con base en el análisis factorial previo, con una segunda muestra ($N_2 = 323$) se realizó el AFC estimando la normalidad multivariante (1.89, 1.32 [± 1.96 ; IC 96 %]) y por medio del método de máxima verosimilitud (ML). Se sometieron a prueba varios modelos a través de diversas reespecificaciones. En la Tabla 5 se muestran los índices de ajuste de los modelos. El Modelo 1 es el resultado inicial, en el cual se conservaron los diez factores con los 40 ítems del análisis factorial previo por CP. Al hacer la reespecificación de acuerdo con los índices de modificación el resultado fue el Modelo 2, que excluyó tres ítems: 27. *Intentar sentirme mejor bebiendo alcohol, fumando o con drogas*, 35. *Salir y divertirme para olvidar mis problemas* y 40. *Preocuparme por lo que está pasando*, debido a que el peso de regresión con respecto a estos puntos no fue significativo, por lo que se conservaron solo dos ítems en el Factor 9 (Reducción de la Tensión); como parte de la reespecificación de este modelo se excluyeron dos elementos más: 5. *Reunirme con amigo/as* y 36. *Mantenerme en forma con buena salud*, por presentar correlaciones con varios reactivos de otros factores ($r = .824$; $r = .789$). Finalmente, el ítem 11. *Ignorar el problema*, ubicado en el Factor 9 inicial, se eliminó, quedando una tercera configuración (Modelo 3) con mejores indicadores de ajuste que muestra una solución de nueve factores; sin embargo, el AGFI no presenta los valores óptimos esperados, por lo que se considera aceptable o marginal.

Tabla 5*Índices de bondad de ajuste absoluto e incrementales por modelo*

Modelo	Factores	X^2/gl	RMSEA	RMR	GFI	AGFI	CFI	TLI
Modelo 1	10	1318.80/543	.067 (.06 -.07)	.089	.823	.783	.793	.768
Modelo 2	9	1233.07/513	.064 (.06 -.07)	.085	.829	.790	.797	.778
Modelo 3	9	1132.67/481	.062 (.06 -.07)	.081	.837	.798	.806	.794

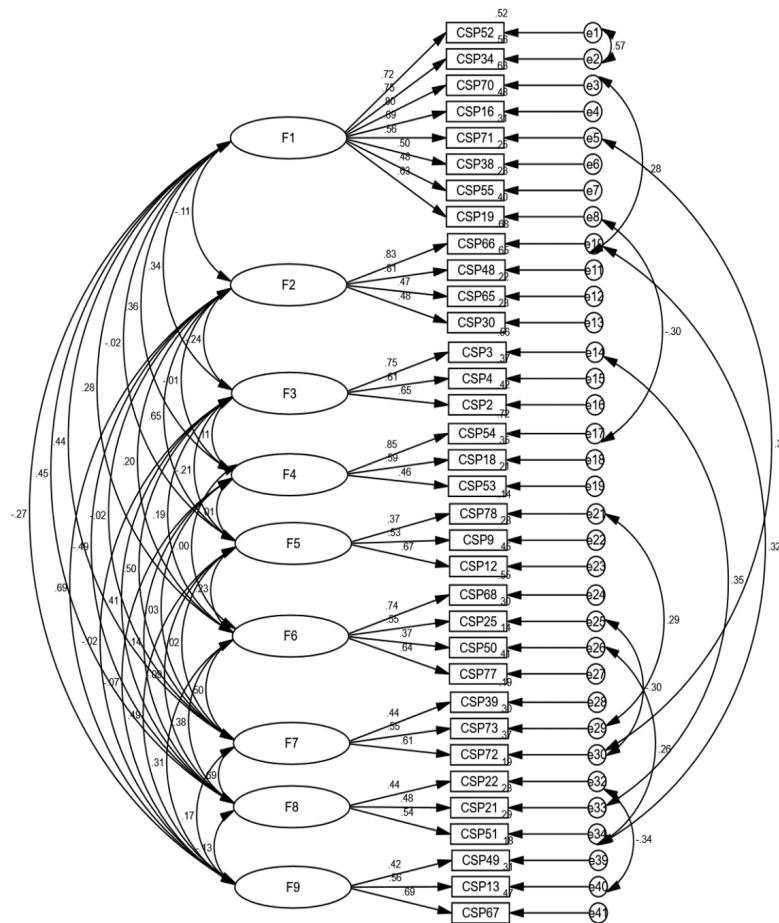
Nota: Razón de verosimilitud (X^2/gl), Raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA), Raíz cuadrada de la media de residuos (RMR), índice de Bondad del ajuste (GFI), Índice de bondad de ajuste corregido (AGFI), Índice de ajuste comparativo (CFI), Índice de ajuste incremental de Tucker-Lewis (TLI).

$N_2 = 323$.

El modelo final del AFC (Figura 1) mostró una configuración de nueve factores con 34 ítems válidos que quedaron incluidos en la *Coping Scale for Adults (CSA)*, resultado de las reespecificaciones de acuerdo con los índices de modificación.

Figura 1

Solución de nueve factores de la Coping Scale for Adults adaptada a padres (CSA)



Las covarianzas entre los factores oscilaron entre .20 y .69, excepto entre el Factor 1 BAP y el Factor 2 ACU (-.11). Para el Factor 1 BAP (Buscar ayuda profesional), las cargas factoriales (λ) oscilaron de .37 a .80; para Factor 2 ACU (Autoinculparse) fueron de .47 a .83; para el Factor 3 CP (Centrarse en el problema) fueron de .61 a .75; para el Factor 4 RF (Recreación física), las cargas fueron de .46 a .85; para el Factor 5 NA (No afrontamiento) fueron de .37 a .67; para el Factor 6 PM (Pensamiento mágico) fueron de .37 a .74, en el Factor 7 ETD (Esforzarse y trabajar duro), variaron de .44 a .61; para el Factor 8 EP (Enfocarse en lo positivo) se observaron cargas de .44 a .54 y para el Factor 9 RS (Reservarlo para sí) de .42 a .69.

En la Tabla 6 se observan correlaciones bajas y moderadas con significancia estadística entre la mayor parte de los factores. Se encuentran correlaciones negativas entre algunos factores que evalúan estrategias consideradas productivas como BAP, CP, ETD y EP con factores que valoran estrategias no productivas como ACU, NA, PM y RS, como es de esperarse y de acuerdo con el modelo teórico original. Por el contrario, se aprecian correlaciones positivas entre factores de estrategias productivas

como BAP, CP, RF, ETD y EP, así como entre factores de estrategias no productivas (ACU, NA y RS). Las correlaciones más altas se encuentran entre BAP y CP, ACU y RS, así como entre CP y ETD, mientras que la más baja es entre EP y RS. No se encontró relación con significación estadística de RS con RF ni con ETD. Con respecto a la consistencia interna, el alfa global fue adecuada ($\alpha = .799$), con la mayoría de los valores alfas de Cronbach por factor aceptables, los cuales oscilaron entre .698 y .855, siendo la más baja y marginal para RS ($>.70$) y la más alta para PM.

Tabla 6

Medias, desviaciones estándar, correlaciones y alfas de Cronbach por factor

F	M	DE	1	2	3	4	5	6	7	8	α
1.	2.54	1.21	1								.846
2.	2.51	.852	-.137*	1							.801
3.	2.50	.777	.596**	-.133*	1						.773
4.	2.50	.946	.294**	-.164*	.177*	1					.750
5.	2.02	.590	-.279*	.350**	-.233*	.180*	1				.734
6.	3.22	.741	.308**	.157*	-.340**	.192*	.268**	1			.855
7.	3.66	.736	.318**	-.163*	.505**	.112	.162*	.273**	1		.802
8.	3.27	.895	.395**	-.164*	.486**	.217**	-.113*	.340**	.555**	1	.790
9.	2.35	.711	-.276**	.558**	-.189*	.164	.340**	-.214*	-.111	-.156*	.698

Nota: F=Factor: 1.BAP: Buscar ayuda profesional; 2. ACU: Autoinculparse; 3. CP: Centrarse en el problema; 4. RF: Recreación física; 5. NA: No afrontamiento; 6. PM: Pensamiento mágico; 7. ETD: Esforzarse y trabajar duro; 8. EP: Enfocarse en lo positivo; 9. RS: Reservarlo para sí.

** La correlación es significativa al nivel 0.01 (bilateral).

* La correlación es significativa al nivel 0.05 (matrices bilaterales).

$N_2 = 323$.

En cuanto a las diferencias entre progenitores, en la Tabla 7 se observan diferencias estadísticamente significativas entre las madres y padres (U-Mann-Whitney) en Centrarse en el problema, Recreación física y Reservarlo, con valores más altos en los padres, mientras que en Búsqueda de apoyo profesional y Autoinculparse las madres presentan puntuaciones mayores que los hombres. En el resto de los factores no se encontraron diferencias.

Tabla 7

Estrategias de afrontamiento de la CSA de la muestra total de padres y diferencias de medias de acuerdo al sexo

Factor	Muestra Total N=597	Padres N=202	Madres N=395	\bar{z}	P
	Rango	Rango	Rango		
1. Buscar apoyo profesional	116.94	102.57	128.36	-3.79	.001
2. Autoinculparse	115.26	104.26	127.39	-3.50	.001
3. Centrarse en el problema	114.49	129.48	100.60	-3.14	.034
4. Recreación física	117.50	121.50	114.61	-3.77	.044
5. No afrontamiento	128.90	129.45	132.98	-2.17	.069
6. Pensamiento mágico	120.54	132.86	130.90	-3.01	.052
7. Esforzarse y trabajar duro	123.51	122.51	124.67	-2.79	.062
8. Enfocarse en lo positivo	122.29	124.29	123.31	-2.15	.065
9. Reservarlo para sí	124.83	129.48	118.00	-2.01	.022

Discusión

La paternidad implica funciones que demandan una serie de habilidades no solo a nivel parental sino también personal. La etapa adolescente, en particular, para muchos padres representa un reto que pone a prueba la capacidad para manejar tanto las presiones personales como las relacionadas con la parentalidad y que pueden ser fuente de estrés alterando no solo su bienestar emocional sino poniendo el riesgo el sistema paternofilial y el familiar. La manera de gestionar el estrés por parte de los padres, que son las principales figuras de crianza, se relaciona con el desarrollo de sus propias habilidades de afrontamiento productivo o no productivo; de ahí la importancia de evaluar el tipo de estrategias que utilizan. Como se mencionó, existen diversas medidas de estrategias de afrontamiento en adultos, pero son relativamente pocos los dirigidos específicamente a padres de hijos en la etapa adolescente. En este sentido, el *CSA* se consideró un instrumento viable de adaptar a padres dada la evidencia de su utilidad en diversas muestras de adultos (Frydenberg, 2017; Frydenberg & Lewis, 2000a; Lewis et al., 2011; Romi et al., 2013) y de que en México no se encontró evidencia al respecto a pesar de que existe una versión paralela para adolescentes con estudios preliminares en población mexicana (Barcelata et al., 2014; Molina, 2013). Con base en esto, el objetivo fue examinar la estructura factorial y consistencia interna de la *Coping Scale for Adults (CSA)*: Frydenberg & Lewis, 2000b, 2002a) adaptada en madres y padres de adolescentes mexicanos de 12 a 18 años, y así contribuir a mostrar evidencia de su validez y confiabilidad a través de un ACP para la reducción de elementos y de un AFC que sometiera a prueba la estructura factorial resultante. Con tal fin se utilizó la versión original, compuesta por 74 reactivos integrados en 19 factores

o estrategias consideradas productivas, no productivas y con referencia a otros. Su configuración original (Frydenberg & Lewis, 2000b), aunque útil, resulta en ocasiones poco práctica por su tamaño, como cuando se requiere hacer una evaluación integral junto a otras medidas (p. ej., estrés) y se pretende utilizar menos tiempo en la evaluación, como en el caso de los padres de familia, quienes se muestran más dispuestos a contestar cuando los cuestionarios son breves. Por otro lado, la configuración original tiene el mínimo de ítems recomendados por factor (Kline, 2013; Lloret et al., 2014), lo cual puede ser visto como una debilidad desde el punto de vista de su estructura factorial, que conserva la segunda edición (Frydenberg & Lewis, 2016). Por tal motivo, para examinar la estructura interna del *CSA* se realizó un ACP considerando además que existen escasos estudios que reportan la evaluación de sus propiedades psicométricas específicamente en padres. Aunque el uso del ACP es controvertido y se desestima como un análisis factorial (p. ej., Lloret et al., 2014), se consideró pertinente efectuarlo, entre otras razones, con el objetivo de reducir elementos de la versión larga de la *CSA*, bajo el supuesto de la existencia de variables observadas y de una distribución normal de los datos (Kline, 2013) examinada de forma univariada y multivariada como parte de los análisis del AFC, que mostrara un modelo potencialmente útil para población mexicana.

A partir del ACP se retuvieron 10 factores de los 19 propuestos en el *CSA* original (Frydenberg & Lewis, 2000b; 2002a), que explicaron el 63.58 %, con índices de consistencia interna total (.857) y por factores (.698 a .855) aceptables (Nunnally & Bernstein, 1995), similares a los reportados previamente (.690 a .920), con el valor más bajo en el último factor (RS). Aunque con una agrupación y peso diferente, se conservaron factores que la literatura menciona reiteradamente como estrategias básicas productivas (BAP, RF, ETD, EP y RF) y no productivas (ACU, NA, PM y RS), frecuentemente usadas por diversas poblaciones (Frydenberg, 2017; Lewis et al., 2011; Romi et al., 2013) y reportadas en algunos estudios con muestras mexicanas con otros instrumentos, como el *WCQ* (p. ej., Nava, Vega et al., 2010; Zavala, 2008), el *SACS* (p. ej., Villegas & Lucio, 2007), o el *CSI* (p. ej., Nava, Ollua et al., 2010). También se encontraron datos similares, en cuanto a confiabilidad y validez, por ejemplo, al del *COPE* (Cabral & Matos, 2010; Carver et al., 1989), el *WCQ* (Nava, Vega et al., 2010), y al *SACS* (Villegas & Lucio, 2007), con alfas que en promedio oscilaban entre .60 y .85 y varianzas incluso muy bajas (p. ej., 27 %, 35 %, 36 % y 62 %).

A su vez, el AFC mostró un modelo final válido de nueve factores, ya que Reducción de la tensión (F9 en el ACP) se perdió al eliminarse los ítems 5. “Reunirme con un amigo/a” y 11. “Ignorar el problema”. Estos factores retenidos replican parcialmente la versión larga del *CSA* con pérdida de varios elementos, como era de esperarse. La agrupación factorial coincide con los factores propuestos en el modelo original (Frydenberg & Lewis, 2002a, 2002b), que valora estrategias de afrontamiento productivo como: F1. Búsqueda de apoyo profesional, F3. Centrarse en el Problema, F4. Recreación física, F7.

Esforzarse y Trabajar duro, y F8. Fijarse en lo positivo, así como las de afrontamiento no productivo como: F2. Autoinculparse, F5. No afrontamiento, F6. Pensamiento mágico y F9. Reservarlo para sí. De ahí que hayan encontrado algunas correlaciones negativas entre los factores que implican ambos tipos de afrontamiento que son opuestos, lo que sugiere la necesidad de investigar más sobre factores de segundo orden. En contraste, los factores que no se conservaron representan estrategias que no siempre se reportan (Lewis et al., 2011; Romi et al., 2013), como por ejemplo IP o AI, ya que podrían implicar diversas acciones incluidas en categorías más amplias como afrontamiento de evitación y que puede estar incluida en el NA. También algunos de los ítems de AP parecen redundantes con los de RS (estrategia que se retuvo). No obstante, llama la atención que BAS no se haya conservado en esta muestra y por el contrario la de BAP haya sido una de las primeras en agruparse, lo cual podría deberse a un sesgo y deseabilidad de respuesta.

Estos resultados implican pérdida o reducción de alrededor de la mitad de los ítems y factores originales, pero conservándose los más fuertes y aquellos con un mínimo de tres factores (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Kline, 2013; Lloret et al., 2014). Esto comprueba en parte el supuesto de que gran número de factores con pocos ítems produce factores no suficientemente fuertes para mantenerse con análisis más robustos como el AFC, en el cual subyacen algunas premisas como la parsimonia (Escobedo et al., 2016; Pérez-Gil et al., 2000). Dadas las diferencias culturales, muchos ítems pudieron no tener sentido para las madres y padres mexicanos, ya que los estudios reportados (Frydenberg, 2017; Lewis et al., 2011; Romi et al., 2013) se realizaron con muestras comunitarias o con otros tipos de población (p. ej., empresarios, maestros).

Conclusiones

Se enfatiza que la estructura del *CSA* obtenida en este estudio tiene un carácter preliminar. Aunque tanto el ACP como el AFC arrojan una estructura con menos factores con el mínimo de ítems recomendados (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) que la versión original de la *CSA* y la *CSA-2* (Frydenberg & Lewis, 2000b, 2016), la mayoría de los índices de ajuste mostrados por el AFC no permiten definirlo como un buen modelo. Aunque el RMSA es adecuado y se encuentra dentro de los parámetros establecidos (Morata-Ramírez et al., 2015), otros índices de ajuste pueden ser considerados como aceptables e incluso marginales (Escobedo et al., 2016; Pérez-Gil et al., 2000). Además, la mayor proporción de madres que padres y las diferencias estadísticamente significativas en tres de los factores no permiten hacer generalizaciones, por lo que se sugiere probar modelos para ambos grupos. Las limitaciones de este estudio conllevan a plantear algunas recomendaciones como el continuar valorando la estructura de la *CSA* con muestras más grandes, diversas y equilibradas (p. ej., balanceadas por sexo, edad); realizar análisis de invarianza, por ejemplo, respecto al sexo; utilizar otros métodos y

softwares para el análisis de datos que permitan obtener más indicadores y contrastar los resultados.

Esta versión preliminar de la *CSA* adaptada para madres y padres valora de manera equilibrada cinco estrategias productivas y cuatro no productivas, en congruencia con la teoría, conservando el modelo general integrativo de Frydenberg y Lewis (2000b) que permite identificar el afrontamiento como un proceso de riesgo-protección que se despliega ante la presencia de problemas y situaciones que se perciben como amenazantes, que pueden ser manejadas a través de estrategias productivas vs. no productivas, que fomenten un funcionamiento adaptativo y resiliencia o, por el contrario, generen desadaptación (Frydenberg, 2017; Frydenberg & Lewis, 2002a; Lewis et al., 2011). El contar con esta versión permitiría hacer comparaciones entre padres e hijos, ya que existe un instrumento paralelo para adolescentes (*ACS*: Frydenberg & Lewis, 2000a) sustentado por el mismo marco teórico, lo que posibilita tener factores equivalentes.

En suma, la contribución principal de esta investigación fue adaptar y mostrar evidencia sobre la estructura y confiabilidad del *CSA* en madres y padres, que indica que no se trata de un modelo óptimo y de carácter final pero que comprueba una configuración multidimensional del afrontamiento y la posibilidad de probar una estructura con factores de segundo orden que confirme el modelo teórico de estilos y estrategias de afrontamiento productivo y no productivo propuesto (Frydenberg & Lewis, 2000b, 2016). Contar con instrumentos válidos y confiables para poblaciones específicas es importante, pues apoyan las intervenciones preventivas que favorezcan el desarrollo positivo de madres/padres e hijos de acuerdo con un contexto determinado. La *Coping Scale for Adults (CSA)* resulta una herramienta de evaluación potencialmente útil para medir afrontamiento parental, con la que se podrían iniciar estudios de índole transcultural considerando las diferencias contextuales.

Agradecimientos

A la Universidad Nacional Autónoma de México (PAPIIT-IN308420) y al CONACYT. Se agradece a Raquel Rodríguez Alcántara el apoyo en la realización de algunos análisis.

Referencias

- Abidin, R. R. (1992). The determinants of parenting behavior. *Journal of Clinical Child Psychology*, 21(4), 407–412. https://doi.org/10.1207/s15374424jccp2104_12
- Abidin, R. R. (2012). *Parenting Stress Index* (4^a Ed.). PAR.icconnect.
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059.
- Balbuena, M., Barcelata, B., & Hernández, D. (2018). Discapacidad y problemas emocionales en la adolescencia: cuidado informal y afrontamiento

- parental. En B. Barcelata (Ed.), *Adaptación y resiliencia adolescente en contextos múltiples* (pp. 123-150). Manual Moderno.
- Barcelata, B., & Lucio, E. (2012). Afrontamiento adolescente y parental: Implicaciones para una intervención integral. *Eureka*, 9(2), 144-157.
- Barcelata, B., Coppari, N., & Marquez-Caraveo, M.A. (2014). Gender and age effects in coping: A comparison between Mexican and Paraguayan adolescents. En K. Kaniasty, K. Moore, S. Howard & P. Buchwald (Eds.), *Stress and anxiety. Application to social and environmental threats, psychological well-being, occupational challenges, and developmental psychology* (pp. 249-260). Logos-Verlag.
- Cabral, J., & Matos, P. M. (2010). Cope-inventory: Teste da estrutura factorial com uma amostra de jovens adultos universitários. *Psicologia*, 24(1), 49-71. <https://doi.org/10.17575/rpsicol.v24i1.296>
- Cano, F. J., Rodríguez, L., & García, J. (2007). Adaptación española del Inventario de Estrategias de Afrontamiento. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 35(1), 29-39.
- Carter, E., & McGoldrick, M. (2005). Overview: The expanded family life cycle: individual, family, and social perspectives. En E. Carter & M. McGoldrick (Eds.), *The expanded family life cycle: Individual, family, and social perspectives* (pp. 1-26). Pearson Education Company.
- Carver, Ch. 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. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.56.2.267>
- Chui, W. Y. Y., & Chan, S. W. C. (2007). Stress and coping of Hong Kong Chinese family members during a critical illness. *Journal of Clinical Nursing*, 16(2), 372-381. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2005.01461.x>
- Escobedo, M., Hernández, J. A., Estebané, V., & Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & Trabajo*, 18(55), 16-22. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Folkman, S., Lazarus, R. S., Dunkel-Schetter, C., DeLongis, A., & Gruen, R. J. (1986). Dynamics of a stressful encounter: Cognitive appraisal, coping, and encounter outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(5), 992-1003.
- Frydenberg, E. (2017). *Coping and the challenge of resilience*. Palgrave MacMillan
- Frydenberg, E., & Lewis, R. (2000a). *ACS. Escalas de Afrontamiento para adolescentes. Manual*. Ediciones TEA.
- Frydenberg, E., & Lewis, R. (2000b). The Coping Scale for adults: Construct validity and what the instrument tells us. *Annual Meeting of the American Educational Research Association*, 24-28.
- Frydenberg, E., & Lewis, R. (2002a). The Coping Scale for adults: Correlates of productive and nonproductive coping. *The Australian Educational and Developmental Psychologist*, 19(1), 5-17. <https://doi.org/10.1017/S0816512200028480>

- Frydenberg, E., & Lewis, R. (2002b). Do managers cope productively? A comparison between Australian middle level managers and adults in the general community. *Journal of Managerial Psychology*, 17, 640–654. <http://doi.org/10.1108/02683940210450466>
- Frydenberg, E., & Lewis, R. (2016). *Coping Scale for Adults* (2nd Edition). Australian Council for Educational Research.
- Frydenberg, E., Deans, J., & Liang, R. (2014). Families can do coping: Parenting skills in the early years. *Children Australia*, 39(2), 99-106. <https://doi.org/10.1017/cha.2014.7>
- García, V. S., Herrera, R. D., Paredes, C. Y., & Rebaza, S. E. (2017). *Estilos de afrontamiento de padres con hijos internados en la unidad cuidados intensivos pediátricos* (tesis inédita). Universidad Peruana Cayetano Heredia.
- Hambleton, R. K., & Zenisky, A. (2010). Translating and adapting tests for cross-cultural assessment. En D. Matsumoto & F. van de Vijver (Eds.), *Cross-cultural research methods* (pp. 46-74). Cambridge University Press.
- Hobfoll, S. E. (2002). Social and psychological resources and adaptation. *Review of General Psychology*, 6(4), 307-324. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.6.4.307>
- IBM. (2017). Statistical Package for Social Sciences (SPSS) 25. IBM Corporation.
- International Test Commission. (2017). *The ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd Ed.). <https://www.InTestCom.org>
- Kline, R. (2013). Exploratory and confirmatory factor analysis. En Y. Petscher, C. Schatschneider & D. Compton (Eds.), *Applied quantitative analysis in education and the social sciences* (pp. 183-217). Routledge.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1991). *Estrés y procesos cognitivos*. Roca.
- Lewis, R., Roache, J., & Romi, S. (2011). Coping styles as mediators of teachers' classroom management techniques. *Research in Education*, 85(1), 53-68. <https://doi.org/10.7227/RIE.85.5>
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). Análisis exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://doi.10.6018/analesps.30.3.199361>
- Macías, M. A., Madariaga O., C., Valle A. M., & Zambrano, J. (2013). Estrategias de afrontamiento individual y familiar frente a situaciones de estrés psicológico. *Psicología desde el Caribe*, 30(1). 123-145.
- Martín, M. D., Jiménez, M. P., & Fernández-Abascal, E. G. (1997). Estudio sobre la escala de estilos y estrategias de afrontamiento (E3A). *Revista Electrónica de Motivación y Emoción*, 3(4), 1-20.
- Masten, A. S. (2018). Resilience theory and research on children and families: Past, present, and promise. *Journal of Family Theory & Review*, 10(1), 12–31. <https://doi.org/10.1111/jftr.12255>.
- McCubbin, H. I., Olson, D., & Larsen, A. (1981). Family crisis oriented personal evaluation scale. En H. I. McCubbin, A. I. Thompson, & M. A. McCubbin (Eds.), *Family assessment: Resiliency, coping and adaptation. Inventories for research and practice*. (pp. 455-507). University of Wisconsin System.
- McCubbin, H. I., Thompson, A. I., & McCubbin, M. A. (1996). *Family assessment: Resiliency, coping and adaptation: Inventories for research and practice*. University of Wisconsin.

- McDonald, A., Thompson, A., Perzow, S., Joos, C., & Wadsworth, M. (2020). The protective roles of ethnic identity, social support, and coping on depression in low-income parents: A test of the adaptation to poverty-related stress model. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 88(6), 504–515. <https://doi.org/10.1037/ccp0000477>
- Molina, G. (2013). *Análisis comparativo del afrontamiento de adolescentes y padres* (Tesis de Licenciatura). UNAM, México.
- Moos, R., & Holahan, Ch. (2003). Dispositional and contextual perspectives on coping: Toward an integrative framework. *Journal of Clinical Psychology*, 59(12), 1387-1403.
- Morata-Ramírez, M., Holgado-Tello, F., Barbero-García, I., & Méndez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio: recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error Tipo I de Ji-Cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12(1), 79-90. <https://doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>
- Nava, C., Ollua, M. P., Vega, C., & Soria, R. (2010). Inventario de Estrategias de Afrontamiento: una replicación. *Psicología y Salud*, 20(2), 213-220.
- Nava, C., Vega, C., & Soria, R. (2010). Escala de modos de afrontamiento: consideraciones teóricas y metodológicas. *Universitas Psychologica*, 9(1), 139-147.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica* (3ª Ed). McGraw-Hill Latinamericana.
- Ongarato, P., de la Iglesia, G, Stover, J. B., & Fernández, L. M. (2009). Adaptación de un inventario de estrategias de afrontamiento para adolescentes y adultos. *Anuario de Investigaciones*, 16, 383-391.
- Pérez-Gil, J., Chacón, S., & Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446.
- Romi, S., Lewis, R., & Roache, J. (2013). Classroom management and teachers' coping strategies: Inside classrooms in Australia, China, and Israel. *Prospects*, 43(2), 215. <http://doi.org/10.1007/s11125-013-9271-0>
- Seiffge-Krenke, I., & Pakalniskiene, V. (2011). Who shapes whom in the family: reciprocal links between autonomy support in the family and parents' and adolescents' coping behaviors. *Journal of Youth and Adolescence*, 40(8), 983-995.
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2009). *Código ético del psicólogo*. Trillas.
- Tobin, D. L., Holroyd, K. A., Reynolds, R. V., & Wigal, J. K. (1989). The hierarchical factor structure of Coping Strategies Inventory. *Cognitive Therapy and Research*, 13(4), 343-361.
- Urrego, Y., Aragón, A., Combata, J., & Mora, M. (2012). Descripción de las estrategias de afrontamiento para padres con hijos con discapacidad cognitiva. *Universidad Piloto de Colombia*, 1-13.
- Villegas, G., & Lucio, E. (2007). Resultados preliminares de la adaptación al español de la Escala de Estrategias de Afrontamiento. *Psicología y Salud*, 17(2), 283-290. <https://doi.org/10.25009/pys.v17i2.713>
- Walsh, F. (2016). Family resilience: A developmental systems framework. *European Journal of Developmental Psychology*, 13(3), 313-324. <https://doi.org/10.1080/17405629.2016.1154035>

- Wong, M. G., & Heriot, S. A. (2008). Parents of children with cystic fibrosis: how they hope, cope and despair. *Child: Care, Health and Development*, 34(3), 344-354. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2214.2007.00804.x>
- Yusoff, N., Low, W. Y., & Yip, C. H. (2010). Reliability and validity of the Brief COPE Scale (English version) among women with breast cancer undergoing treatment of adjuvant chemotherapy: A Malaysian study. *Medical Journal of Malaysia*, 65(1), 41-44.
- Zavala, L., Andrade, P., Rivas, R., & Reidl, L. (2008). Validación del instrumento de estilos de enfrentamiento de Lazarus y Folkman en adultos de la Ciudad de México. *Revista Intercontinental de Psicología y Educación*, 10(2), 159-182.