

Evidencias Psicométricas de una Escala de Relación Coparental Adaptada al Contexto Chileno

Psychometric Properties of a Co-parent Relationship Scale Adapted for the Chilean Context

Aarón Contreras-Farah¹, Karla Miranda-Loaiza², Ítalo Trizano-Hermosilla³ y José Luis Gálvez-Nieto⁴

Resumen

La coparentalidad se sitúa como constructo central en la evaluación de las competencias parentales, sin embargo, son escasas las evidencias sobre instrumentos estandarizados para su medición. Este estudio buscó evaluar las propiedades psicométricas de la versión adaptada de la Escala de Relación Coparental (CRS) de Feinberg, Brown y Kan (2012) para el contexto chileno. Participaron 940 padres y madres, entre 17 y 68 años, pertenecientes a tres macrozonas de Chile, y en su mayoría chilenos. Los resultados referidos a la estructura evaluada mediante análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), sugieren una estructura tridimensional, a diferencia del modelo original de cuatro factores. A nivel de fiabilidad, se presentaron valores óptimos que oscilaron entre .86 y .96 para las distintas dimensiones. Al evaluar las relaciones con estrés parental se observan valores moderados, significativos y teóricamente esperados entre las dimensiones. Se discuten las implicancias asociadas al uso del instrumento en contexto chileno.

Palabras clave: coparentalidad, estrés parental, competencias parentales, validez, fiabilidad

Abstract

Co-parenting is situated as a central construct in the evaluation of parental competencies, however, there is little evidence on standardized instruments for its measurement. This study sought to evaluate the psychometric properties of the adapted version of the Coparental Relationship Scale (CRS) by Feinberg, Brown and Kan (2012) for the Chilean context. A total of 940 fathers and mothers, between 17 and 68 years old, belonging to three macro-zones of Chile, and mostly Chilean, participated. The results referring to the structure evaluated by exploratory (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA), suggest a three-dimensional structure, contrary to the original four-factor model. At the reliability level, optimal values ranging from .86 to .96 were found for the different dimensions. Moderate, significant, and theoretically expected values were observed among the dimensions when evaluating the relationships with parental stress. The implications associated with the use of the instrument in the Chilean context are discussed.

Keywords: co-parenting, parental stress, parenting skills, validity, reliability

¹Magister en Psicología Jurídica y Forense. Universidad de La Frontera, Chile. Correo: aaron.contrerasf@gmail.com (Autor de correspondencia)

²Magister en Psicología Jurídica y Forense. Universidad de La Frontera, Chile.

³Doctor en Psicología Clínica y de la Salud. Académico del Departamento de Psicología, Universidad de La Frontera, Chile. Correo: italo.trizano@ufrontera.cl

⁴Doctor en Ciencias de la Educación. Académico del Departamento de Trabajo Social, Universidad de La Frontera, Chile. Correo: jose.galvez@ufrontera.cl

Introducción

Desde los organismos de justicia familiar, y generalmente post separación, se presenta la mayor necesidad de evaluar las competencias parentales. Del total de causas ingresadas entre los años 2016 y 2017, un 17.8% fue por la causal vulneración de derechos de los niños, un 11.6% por relación directa y regular, un 3.2% por modificación de ésta última, y un 4% por cuidado personal del niño (Instituto Nacional de Estadísticas, 2017). Todas estas causas constituyen materias en las que se solicita evaluar las competencias parentales de los adultos relacionados, que en general, ha estado abocada al estudio de las características parentales y/o de la interacción entre padres e hijos (Cumsille et al., 2014; Sahuquillo et al., 2016), surgiendo la progresiva necesidad de evaluar la capacidad de los padres de ejercer una adecuada coparentalidad entre ellos.

Como concepto, la coparentalidad es definida por algunos autores como: “La forma en que los progenitores se perciben el uno al otro, coordinan el cuidado de sus hijos, utilizan las habilidades para comunicarse, resolver problemas y decidir conjuntamente” (Capdevila, 2016, p. 43) “La relación de coparentalidad puede ser definida como aquella en la que los dos progenitores interactúan positivamente, cooperan entre sí y mantienen una relación de apoyo mutuo, centrada fundamentalmente en la crianza de los hijos e hijas, estando ambos implicados activamente en las vidas de sus hijos” (Ahrns, 1981, como se citó en Bolaños, 2015, p. 59). Además, el mismo autor (Bolaños, 2015), refiere que la coparentalidad se diferencia del tipo de custodia en que, esta última puede estar o no estar presente, en cambio la coparentalidad puede darse en mayor o menor grado, por ejemplo, la custodia compartida, o custodia exclusiva como etiqueta legal, puede otorgarse o no, no así con la coparentalidad, y finalmente, que la coparentalidad es una dimensión de la parentalidad, presente en parejas que conviven y que no lo hacen, pudiendo en ambas estar conservada o deteriorada, como es más probable suceda en separaciones conflictivas, en desmedro de una coparentalidad positiva y con consecuencias desfavorables sobre los hijos. (Guzmán-González et al., 2019).

La escases de instrumentos para la medición del funcionamiento familiar, no solo es una

realidad del contexto chileno, también ocurre Europa y Brasil (Santos et al., 2021). Esta situación, se constituye en una debilidad de las intervenciones psicológicas, dado la evidencia existente sobre la relación entre los problemas familiares y el malestar en los niños, un claro ejemplo, lo constituye la relación entre el conflicto interparental y el acoso escolar (Picazo et al., 2021). No obstante, existe una adaptación en Brasil del instrumento FASES III que mide funcionamiento familiar (Nunes et al., 2021) y en España se validó la Escala de Relaciones Intrafamiliares (Castro et al., 2021). En ambos instrumentos se obtuvieron adecuados niveles de validez y fiabilidad

A nivel internacional hay instrumentos diseñados específicamente para identificar competencias asociadas a la coparentalidad, pudiendo mencionar algunos como el ICIRS Intergenerational Coparenting Incarcerations Rating System (Baker et al., 2010) orientado a medir la coparentalidad de diadas de madres encarceladas con abuelas a cargo de sus hijos; el CAD-S Cuestionario de Adaptación al Divorcio-Separación (Comino & Yárnoz-Yaben, 2010); el CARE Cuestionario de Ayuda Recibida de la Ex – pareja (Yárnoz-Yaben, 2010), Función Reflexiva Parental (CFRP-18) (Gordo et al., 2020), Assessing Coparenting Relationships in Daily Life: The Daily Coparenting Scale (D-Cop) (McDaniel et al., 2017), y el Coparenting Relationship Scale (Feinberg et al., 2012); de aquí en adelante CRS, el cual cuenta con numerosas adaptaciones anteriores en España (Plá Regules et al., 2015); Portugal (Lamela et al., 2018); y una tercera adaptación, en Brasil, donde también se buscó realizar una adaptación transcultural del CRS (Ramos et al., 2018). De este modo, siendo Feinberg, uno de los autores del CRS y autor de su modelo teórico, corresponde a uno de los referentes más citados con relación a la coparentalidad y su evaluación.

El objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de una versión adaptada del CRS para el contexto chileno. Específicamente, luego de adaptar lingüística y culturalmente cada ítem, se evalúa la estructura interna del instrumento, se estiman los niveles de fiabilidad de sus dimensiones y se evalúa el grado de relación con la Escala de Estrés Parental (PSI-SF), en su versión abreviada (Abidin, 1995), este último

punto se justifica como un medio para aportar evidencias de validez adicionales, en este caso correspondiente a validez referida a criterio externo.

El PSI-SF busca evaluar el estrés que se experimenta en el ejercicio de la paternidad/maternidad, asumiendo que éste puede producirse por las características de los padres, por ciertos rasgos conductuales del niño y/o por variables situacionales que se relacionan directamente con el rol parental. Este corresponde a un cuestionario de auto informe, en que los padres deben responder en una escala de respuesta graduada de 5 puntos. El PSI-SF (Abidin, 1995) se compone de tres dimensiones, definidas como: Malestar Paterno, Interacción Disfuncional Padres-Hijo y Niño Difícil.

La elección de esta escala para evaluar las evidencias de validez referida a criterio externo se encuentra teóricamente argumentada por diferentes autores. Por ejemplo, Herreros de Diego (2018) señala que, a mayor acuerdo entre los padres en la educación de los hijos, sería mayor la respuesta adaptativa de estos para hacer frente a los estímulos estresores. No así, ante la falta de acuerdo que se traduce en una fuente generadora de estrés para los padres, haciendo más probable que se produzcan las consecuencias negativas causadas por el mismo, como la desregulación emocional y sintomatología depresiva paterna, asociada ésta última negativamente con la relación padre-hijo(a), padre-madre y positivamente con el estrés parental (Bronte-tinkew et al., 2007). Así se fortalece la idea que, a mayor salud del funcionamiento familiar, se favorece la regulación emocional en los niños durante la interacción, contribuyendo a la reducción de la tensión y el estrés (Fivaz-Depeursinge & Favez, 2006) y que a mayor conflicto inter parental, menor calidad del intercambio emocional (Pérez & Santelices, 2017).

El CRS desarrollado por Feinberg et al. (2012), a partir de la teoría de Feinberg (2003), incluye cuatro dominios: Acuerdo coparental, apoyo-sabotaje, división del trabajo y gestión conjunta de la dinámica familiar (Regules et al., 2015), las cuales son descritas a continuación:

(a) Dimensión Acuerdo Coparental: apunta a los temas relativos a la crianza de los hijos y no a la dinámica interparental, sino a las opiniones de los padres sobre cómo criar a un niño, si son

similares o no. Si los padres no están de acuerdo entre sí acerca de cómo ser padres, la oportunidad de conflicto será mayor y es probable que la colaboración y apoyo, requieran de negociación y compromiso sustanciales y continuos (Feinberg, 2003). Dentro de las variables relacionadas a un desacuerdo en la crianza de los hijos, el mismo autor refiere, serían los problemas de conducta infantil en el período preescolar, jardín de infantes (Deal et al., 1989), durante la adolescencia (Feinberg et al., 2007), así como longitudinalmente en estos períodos (Vaughn et al., 1988).

(b) Dimensión Apoyo/Sabotaje: esta dimensión engloba el apoyo coparental, la afirmación de la competencia del otro como padre, reconociendo las contribuciones del otro, respetando sus decisiones y legitimando su autoridad. (Mchale et al., 1995). En esta misma dimensión, se incorpora el sabotaje, como la negativa del apoyo, dentro de un mismo continuo, y se expresa al socavar al otro padre con críticas, menosprecio y culpa, en un afán competitivo en perjuicio del otro padre. Aunque existe una correlación entre estas dimensiones, el autor deja abierta la posibilidad de que no sean idénticas, es decir, parte de un solo dominio (Feinberg et al., 2012). Esta dimensión, de apoyo parental y sabotaje, es también vinculada a la percepción de autoeficacia, estrés y depresión de los padres (Abidin & Brunner, 2015).

(c) Dimensión División del Trabajo de Crianza entre los padres, siendo relevante las relaciones de poder, de género, y las implicancias en el bienestar individual y familiar (Goldberg & Perry-Jenkins, 2004), la manera en que se comparten las responsabilidades, se sienten apoyados uno por el otro, incidiendo igualmente esta percepción en sus niveles de estrés y depresión, siendo mayor el nivel de satisfacción de los padres, en la medida que se dividen y comparten dichas responsabilidades de crianza (Belsky & Hsieh, 1998).

(d) Dimensión Gestión Conjunta de la Dinámica Familiar: que aborda el cómo los padres establecen explícita o implícitamente las normas, las relaciones, estructura y cohesión familiar, si permiten o evitan coaliciones de padres e hijos, y de manera importante, el cómo los padres exponen o no a sus hijos, a sus propios conflictos (Feinberg et al., 2012).

Las hipótesis que guiaron el estudio fueron los siguientes (I) En cuanto a la estructura, se hipotetizó que el modelo original de cuatro dimensiones presentaría un ajuste adecuado en el contexto estudiado; (II) Se hipotetizó que el instrumento presentaría adecuadas evidencias de fiabilidad en las distintas dimensiones, con indicadores de al menos .70; (III) Finalmente, se hipotetizó hallar una relación significativa, alta e inversa entre los indicadores positivos de coparentalidad y el estrés parental. Específicamente, se hipotetizó que a menor grado de acuerdo coparental o mayor sabotaje, sería mayor el grado de estrés, mientras que a mayor apoyo coparental sería menor nivel de estrés. En cuanto a la dimensión del trabajo, se hipotetizó que, a menor división de las tareas, implicaría mayor estrés, del mismo modo con la exposición de los hijos al conflicto.

Método

Participantes

La muestra constó de 940 padres y madres de tres macrozonas de Chile: Regiones de Tarapacá, Coquimbo, Valparaíso, O'Higgins, Maule, Ñuble, Bío-Bío, Araucanía y Metropolitana. Se consideró como criterios de inclusión presentar una edad entre 18 y 60 años y tener al menos un hijo o hija menor de 18 años bajo su cuidado. Los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico intencionado y de carácter dirigido. Del total de participantes, el 37.4% fueron hombres y un 62.6% mujeres. Si bien las edades fluctuaron entre 18 y 68 años, estos fueron en su mayoría adultos jóvenes entre 25 y 39 años (59.1%), con un tiempo promedio de cuidado del hijo por el que se respondió fue de 4 años. Los hijos de los participantes tenían en la mayor parte de los casos entre 6 y 11 años (40.9%), seguido por adolescentes con un (32.6%). El nivel de escolaridad de los participantes mayoritariamente fue educación superior (37.2%) seguido por aquellos que cursaron educación media (35.2%). En cuanto a la nacionalidad, un 98.3% fueron chilenos, el resto se identificó con las siguientes nacionalidades: peruana, haitiana, venezolana, belga, española, y colombiana). La mayoría de los padres que respondieron estaba conviviendo con el otro padre al momento de contestar (65%),

mientras que el resto (35%) estaba separado o divorciado.

Procedimiento

Consideraciones éticas

Este estudio contó con la aprobación del Comité de Ética Científico de la Universidad de la Frontera (Chile). Todos los instrumentos fueron aplicados junto con un documento de consentimiento informado, garantizando a los participantes la voluntariedad y confidencialidad de la aplicación. El estudio contó con la autorización de Mark Feinberg, autor principal de la Escala de Relación Coparental CRS en su versión original, para adaptar y aplicar dicho instrumento.

Proceso de traducción y adaptación

Para la transculturación del instrumento a nivel idiomático, se implementó el método de traducción - retro traducción, verificando vocabulario y formas de expresión de una cultura a otra, considerando en ello, también la adaptación al español existente del mismo instrumento en población española (Plá Regules et al., 2015).

Respecto a los ítems, se decidió en esta adaptación agregar uno, producto de la división del ítem 5 de la versión original "A mi pareja le gusta jugar con nuestro/a hijo/a y luego me deja el trabajo más duro"; luego que durante la revisión se apreciara que éste ítem en particular abordara dos comportamientos en una sola pregunta, como el juego con el hijo/a por un lado y el trabajo por el otro, tal como dieran cuenta los autores de la versión adaptada en Brasil (Ramos et al., 2018) A esto se suma que el ítem, es más aplicable a parejas de padres que conviven, y donde se permita que ambas temáticas, del juego y el trabajo, se den simultáneamente como parte de una dinámica familiar; sin embargo, la muestra se compone también de padres separados, por lo que en conclusión, este tipo de ítem es generalmente menos confiable (Pacico, 2015).

En esta misma dirección de argumentación, hay que agregar que los antecedentes aportados por el estudio previo y adaptación española (Plá Regules et al., 2015), el ítem 5 obtuvo insuficiente correlación, determinándose su eliminación junto al ítem 22, ambos los únicos ítems de la dimensión

División del Trabajo, que en el instrumento original al contener solo 2 elementos, obtuvo correlaciones moderadas, con un rango de .33 a .59. Por tanto, en el instrumento el ítem 5, pasa a ser 5 y 6 de la siguiente manera, respectivamente: 5. Al padre o madre, le gusta jugar con nuestro hijo(a); y 6. El padre o madre de mi hijo(a) me deja el trabajo más duro a mí. Además, se reemplazó la palabra pareja por padre/madre, ya que el estado civil y/o convivencia de los padres, no fue un criterio excluyente para participar del estudio.

En casos en que el participante tuviera más hijos, o con parejas distintas, en el instrumento se solicitó a los padres y madres que evaluaran la relación coparental respecto al progenitor del niño por el cual respondiera, dando la oportunidad de responder más de una encuesta si tenían más hijos tanto con la misma pareja o distintas, entendiendo que la relación con cada padre, respecto a cada hijo, tendría diferencias y singularidades.

Evaluación por juez experto y aplicación piloto

Luego de realizadas las modificaciones, se presentó el instrumento al juez experto, profesional doctorada en psicología, y especialista en temáticas de familia e infancia, realizando algunas correcciones, para la posterior aplicación piloto del instrumento en un total de 20 participantes en la ciudad de Santiago, Región Metropolitana. Esta instancia permitió reconocer la necesidad de asistencia en la aplicación para aquellas personas con menor nivel educacional.

Procedimiento de recolección de datos

La recolección de datos fue realizada por sociólogos de las distintas regiones que colaboraron en el proyecto de investigación y fueron capacitados vía online. La recogida de datos fue durante los meses de julio y septiembre del año 2019, mediante aplicación de cuestionario anónimo, formato impreso único, previa firma de consentimiento informado.

Instrumentos

Todos los participantes contestaron una batería conformada por un total de 90 ítems, los cuales correspondieron a tres distintos instrumentos, a saber: un cuestionario de caracterización sociodemográfica, compuesto por 17 ítems referidos a variables como edad, sexo, estado civil,

nivel de educación, empleo, nacionalidad, comuna y región de residencia, tiempo y tipo de relación con el otro progenitor (convivencia o no), relación con los hijos (padre o madre), igualmente con relación al hijo o hija por el cual contestaron, recogiendo información sobre sexo, edad del niño/a, escolaridad, si presentaba necesidades especiales y tiempo a su cuidado.

También se aplicó una versión adaptada de la escala de coparentalidad CRS, que constó de 36 ítems, con un formato de respuesta graduada de 7 puntos (0 a 6), en la cual 0 significa “nunca” y 6 significa “siempre cierto para nosotros”. Esta escala está conformada por las siguientes dimensiones: Acuerdo Coparental (16 ítems, p.e “Creo que el padre o madre de mi hijo ejerce bien su rol”), Apoyo/Sabotaje (14 ítems, p.e “El otro padre o madre, todavía quiere centrarse en sus cosas en lugar de ser un padre/madre responsable”; “Es más fácil y más divertido jugar cuando estoy solo/a con el/la hijo/a, que cuando está el otro padre o madre también presente) y Gestión Conjunta de la Dinámica Familiar (5 ítems, p.e “Discute con el otro padre o madre, acerca de su hijo/a, en presencia del hijo/a”). Las evidencias de fiabilidad del instrumento, en el estudio original demostraron excelente consistencia interna con alfa de Cronbach que van desde .91 a .94 a través de los puntos de tiempo de recolección de datos y género; con alfas para las subescalas que fueron variados, pero generalmente fuertes. Gestión Conjunta, Apoyo Coparental y Sabotaje Coparental tuvieron buena consistencia interna en los puntos de tiempo de recopilación de datos y género, con alfas que varían de .75 a .90. La consistencia interna de Acuerdo coparental fue más débil, pero aún en el rango aceptable y consistente entre géneros, con alfas que van desde .66 a .74, considerando que los autores presentaron un modelo de ecuación estructural del análisis factorial confirmatorio longitudinal, indicando también el modelo que los puntajes de coparentalidad fueron estables en el tiempo, con coeficientes de regresión de .74 de la onda 2 a la onda 3 y .71 de la onda 3 a la onda 4. (Feinberg et al., 2012)

Por último, y con la finalidad de llevar a cabo el análisis correlacional para obtener evidencias de validez de criterio, se aplicó la Escala de Estrés Parental PSI-SF (Abidin, 1995), cuestionario de auto informe, en que los padres deben responder en

una escala de respuesta graduada de 5 puntos. Esta escala está conformada por tres dimensiones de 12 ítems cada una: Malestar Paterno (p.e “A menudo tengo la sensación de que no puedo controlar muy bien las situaciones”), Interacción Disfuncional Padres Hijo (p.e “Casi siempre siento que no le gusto a mi hijo ni quiere estar cerca de mi”) y Niño Dificil (p.e “Siento que mi hijo es muy caprichoso y se enoja con facilidad”). La confiabilidad de la escala, evaluada con indicadores test-retest oscilan entre .68 y .85 y con una fiabilidad interna entre .80 y .91 (α de Cronbach) obteniendo correlaciones que van de .73 a .95 con puntajes brutos para las tres subescalas de este instrumento, así como la escala total (Abidin 1995).

Análisis de datos

Antes de realizar cualquier tipo de análisis factorial se evaluó la adecuación de la matriz mediante el indicador Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Se consideraron apropiados valores entre .5 y 1 (Montoya Suárez, 2007).

Con el fin de explorar el funcionamiento a nivel de estructura del instrumento adaptado, se realizó un Análisis factorial exploratorio (AFE). Se optó por dividir la muestra total en partes iguales, utilizando una muestra aleatoria de 470 casos para el AFE, y luego los 470 restantes para el AFC. Para ello, se utilizó el Programa FACTOR versión 10.9.02. Se trabajó con análisis paralelo y correlación policórica con Rotación Oblimin Directo dado el nivel de medición ordinal de las variables o ítems. Además de considerar la adecuación de los indicadores de ajuste de los resultados obtenidos, se consideraron como suficientes cargas factoriales sobre .3 para considerar un ítem como perteneciente a cierta dimensión. En el caso que ciertos ítems tuvieran peso factorial en más de un factor resultante, se evaluó su adecuación teórica y su eliminación.

En el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), se contrastan hipótesis sobre el tipo de relaciones que se espera encontrar entre las variables medidas mediante la estimación de “parámetros que vienen especificados por las relaciones propuestas a nivel teórico” (Ruiz et al., 2010: p. 34). La primera estructura hipotetizada y contrastada en este estudio correspondió a la estructura original de Feinberg *et al.* (2012), estructura de primer orden compuesta por cuatro factores, correspondientes a

las cuatro dimensiones teóricas anteriormente indicadas. En función de los resultados, se fueron contrastando modelos alternativos, tal como se detalla en el apartado de resultados. Los análisis fueron realizados mediante el software MPLUS, versión 7.

Para la interpretación de los indicadores de ajuste se consideraron los siguientes criterios. En el Error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) se consideró adecuado un valor inferior a .08 y óptimo, bajo .06 (RMSEA<.08 adecuado; <.05 óptimo); tanto para el *Índice de ajuste comparado de Bentler-Bonnet* (CFI) como para el Índice Tucker Lewis (TLI) y conforme a lo indicado por Hu y Bentler (1995) se consideraron adecuados valores sobre .9 y óptimos sobre .95 (CFI, TLI>.9 adecuado; >.95 óptimo). En este caso se considera al menos un valor de .9 interpretable como que al menos el 90% de la covarianza en los datos pueda ser reproducida por el modelo (Lara Hormigo, 2014), lo que indicaría un buen ajuste del modelo entre la estructura teórica y los datos empíricos (Cupani, 2012).

El análisis de la fiabilidad del instrumento se realizó utilizando el programa Jasp Versión 011.00, mediante el estimador de consistencia interna alfa de Cronbach, Greatest lower bound y el coeficiente omega de McDonald (Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016), adecuado para variables de naturaleza discreta y ordinal (Domínguez-Lara, 2012). Se consideraron como índices de fiabilidad satisfactorios valores superiores a .70 (Prieto & Delgado, 2010). Para evaluar el nivel de asociación observado entre la escala adaptada de coparentalidad y la escala de estrés, y con ello aportar evidencias referidas a validez de criterio externo, se utilizó el Coeficiente de correlación r de Pearson.

Resultados

Evidencias de validez referida a estructura

Con respecto a la calidad de los datos recabados para el tipo de análisis, estos fueron evaluados como adecuados para la realización de análisis de tipo factorial (KMO=.941). Inicialmente, la estructura del instrumento fue evaluada mediante AFE. Si bien se contaba con evidencias con respecto a la estructura del instrumento, correspondiente a la composición del instrumento original, se optó por

Tabla 1. Análisis Factorial Exploratorio Escala de Relación Coparental

Variable	Factor 1 Gestión Conjunta	Factor 2 Acuerdo Coparental	Factor 3 Apoyo/Sabotaje
1		.812	
2		.786	
3		.798	
4		.915	
5		.833	
6		-.326	.303
7		.789	
8		-.350	.554
9		-.334	.495
10			.600
11		.625	
12			.616
13			.755
14			.822
15		.784	
16			.647
17			.791
18		.819	
19		.790	
20		.540	.434
21			.549
22			.737
23			.847
24		.823	
25		.852	
26		.811	
27		.850	
28			.564
29		.734	
30			.613
31		.786	
32	.665		
33	.863		
34	.880		
35	.791		
36	.849		

Tabla 2. Matriz de correlación variables latentes AFE

Variable	Factor 1 Gestión Conjunta	Factor 2 Acuerdo Coparental	Factor 3 Apoyo/Sabotaje
Factor 1 Gestión Conjunta	1.000		
Factor 2 Acuerdo Coparental	-.195	1.000	
Factor 3 Apoyo/Sabotaje	.436	-.550	1.000

realizar una técnica exploratoria dadas las adaptaciones realizadas.

Los resultados del AFE (Tabla 1) sugieren que los indicadores de coparentalidad se agrupan en tres factores, modelo que explicaría un 64% de la varianza. Si bien se evaluó inicialmente el modelo teórico original correspondiente a cuatro factores, este no presentó indicadores favorables de manera que la dimensión División del trabajo es eliminada de la propuesta de modelo. La matriz de correlación de las variables latentes, del modelo exploratorio se detalla en la Tabla 2.

Posteriormente, mediante el AFC se contrastó

la estructura correspondiente al modelo de tres factores emergente del AFE, conforme al instrumento adaptado. La dimensión Gestión conjunta de la dinámica familiar y Acuerdo Coparental, presentaron un peso factorial mayor a .3 en todos sus ítems, tal como se muestra en la Tabla 3. En la dimensión Apoyo/Sabotaje, el ítem N°20 presenta un peso factorial de .151, por lo que es eliminado.

Entre la dimensión Acuerdo Coparental y Gestión conjunta de la dinámica familiar la correlación es débil y negativa de -.2, teóricamente esperable, en tanto que a mayor acuerdo sobre cómo

Tabla 3. Análisis Factorial Confirmatorio Escala de Relación Coparental

Variable	Gestión Conjunta	Acuerdo Coparental	Apoyo/Sabotaje
1		.861	
2		.802	
3		.851	
4		.916	
5		.830	
6			.602
7		.826	
8			-.793
9			.701
10			.782
11		.734	
12			-.653
13			.703
14			.742
15		.770	
16			-.695
17			.719
18		.770	
19		.738	
21			-.737
22			.766
23			.839
24		.836	
25		.896	
26		.894	
27		.889	
28			-.591
29		.827	
30			.675
31		.832	
32	.739		
33	.818		
34	.824		
35	.948		
36	.902		

educar a un hijo, menor sería el conflicto interparental al que se expondrían los hijos. La dimensión Apoyo/Sabotaje conlleva una complejidad, al estar compuesta por ítems relacionados al apoyo y acuerdo parental y otros con la socavación. Según el AFC esta dimensión está compuesta por 14 ítems que originalmente pertenecían a las subescalas Apoyo dado (ítems 8 y 30), Sabotaje coparental (ítems 6, 9, 13, 14, 17, 22 y 23), Acuerdo coparental (ítems 10, 12 y 16), cercanía parental (ítem 28) y División de tareas (ítem 21), que originalmente correspondía a la dimensión del mismo nombre. La dimensión queda con 7 ítems relacionados a la sub escala sabotaje coparental y otras 7 sub escalas que apoyan la coparentación, siendo comprensible la correlación positiva (.437) entre la dimensión Apoyo/Sabotaje y Gestión Conjunta, en consideración a la cantidad no menor de ítems de Sabotaje Coparental en la primera dimensión, por lo que si aumentan mediante estos ítems las puntuaciones de la dimensión Apoyo/Sabotaje, también aumentarán

en la dimensión Gestión Conjunta de la dinámica familiar.

De forma similar sucede respecto a esta dimensión con esta polaridad (Apoyo/Sabotaje), donde se observa una correlación negativa (-.554) con Acuerdo Coparental, luego que la primera dimensión Apoyo/Sabotaje presenta una carga negativa respecto de la coparentalidad, por la cantidad significativa de ítems en la sub escala sabotaje coparental, es decir, una mayor puntuación en Apoyo/Sabotaje, mediante el aumento de ítems de la subescala sabotaje, implicaría menor puntuación en Acuerdo Coparental, de acuerdo a la teoría y coherente con las investigaciones que plantean que a menor coparentación, mayor grado de conflicto parental.

La composición final del instrumento (Tabla 4) presentó un adecuado ajuste del modelo de tres factores, con valores aceptables en RMSEA (.080) y adecuados en CFI (.932) y en TLI (.928), lo que da cuenta de un buen ajuste entre la estructura teórica de tres dimensiones y los datos empíricos

Tabla 4. Ítems, subescalas y dimensiones ERC Adaptación chilena

Dimensión	Ítems	Sub escalas del instrumento original
Gestión conjunta de la dinámica familiar	32 (31 inicial)	Exposición al conflicto
	33 (32 inicial)	Exposición al conflicto
	34 (33 inicial)	Exposición al conflicto
	35 (34 inicial)	Exposición al conflicto
	36 (35 inicial)	Exposición al conflicto
Acuerdo coparental	1	Apoyo dado
	2	Cercanía parental
	3	Apoyo recibido
	4	Apoyo dado
	5	Dividido
	7 (6 inicial)	Acuerdo coparental
	11 (10 inicial)	Apoyo recibido
	15 (14 inicial)	Apoyo dado
	18 (17 inicial)	Cercanía parental
	19 (18 inicial)	Apoyo dado
	24 (23 inicial)	Apoyo dado
	25 (24 inicial)	Cercanía parental
	26 (25 inicial)	Apoyo recibido
	27 (26 inicial)	Apoyo recibido
	29 (28 inicial)	Cercanía parental
31 (30 inicial)	Cercanía parental	
Apoyo - Sabotaje	6	Dividido
	8 (7 inicial)	Apoyo dado
	9 (8 inicial)	Sabotaje coparental
	10 (9 inicial)	Acuerdo coparental
	12 (11 inicial)	Acuerdo coparental
	13 (12 inicial)	Sabotaje coparental
	14 (13 inicial)	Sabotaje coparental
	16 (15 inicial)	Acuerdo coparental
	17 (16 inicial)	Sabotaje coparental
	21 (20 inicial)	División de tareas
	22 (21 inicial)	Sabotaje coparental
	23 (22 inicial)	Sabotaje coparental
	28 (27 inicial)	Apoyo recibido
	30 (29 inicial)	Apoyo dado

Tabla 5. Análisis de fiabilidad Escala de Relación Coparental adaptación chilena

	McDonald ω	Cronbach α	Greatest lower bound
F1 Gestión Conjunta	.85	.86	.92
F2: Acuerdo Coparental	.96	.96	.95
F3: Apoyo/Sabotaje	.90	.90	.93
Escala completa	.87	.83	.88

Tabla 6. Correlación Escala de relación coparental y Escala de estrés parental

Ítems	Gestión Conjunta	Acuerdo Coparental	Apoyo/Sabotaje
Malestar Paterno	.356	-.242	.318
Interacción P-H	.307	-.261	.322
Niño Difícil	.295	-.208	.250

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$

(Cupani, 2012), correspondientes a las respuestas de los padres y madres. La Tabla 5 presenta los estimadores calculados para evaluar la fiabilidad del instrumento. Se reportan valores para desde .85 a .96 para las dimensiones y para el instrumento global, lo que indica un buen nivel de fiabilidad y por tanto, un bajo error de medida.

Evidencias de validez referida a criterio externo

Una vez realizados los análisis factoriales y de fiabilidad del instrumento, se evaluó la correlación

de sus dimensiones con respecto a las dimensiones de la Escala de Estrés Parental (Ver Tabla 6).

Con relación a la dimensión Malestar Paterno, la dimensión Gestión Conjunta presenta una correlación significativa, moderada y directa ($r = .356$, $p < .005$), lo que indica que, a mayor puntuación en la dimensión Malestar paterno, mayores puntuaciones en la dimensión Gestión Conjunta, lo cual era esperable a nivel teórico y según lo hipotetizado. La dimensión Acuerdo en la Crianza presentó una correlación significativa, de

baja a moderada, e inversa con la dimensión Malestar Paterno ($r=-.242, p<.05$), indicando que a mayor puntaje en la dimensión Malestar paterno, menores puntuaciones habrá en Acuerdo en la crianza. Con respecto a la dimensión Apoyo/Sabotaje, se presentó una correlación significativa, moderada y directa con Malestar paterno ($r=.318, p<.05$), lo que es coherente con lo mencionado en la literatura.

La dimensión Interacción disfuncional presentó una correlación significativa, moderada y directa con la dimensión Gestión Conjunta ($r=.307, p<.05$), lo cual puede explicarse desde las expectativas de los padres hacia los hijos, las cuales, si aumentan, sería esperable que también lo hiciera la mala gestión de los conflictos, exponiendo a sus hijos a los mismos. La correlación entre la dimensión Interacción disfuncional y Acuerdo Parental es significativa, baja e inversa ($r=-.261, p<.05$), lo que es esperable teóricamente dado que a mayor acuerdo coparental podría disminuir la interacción disfuncional padre e hijo en términos de las expectativas generadas en los padres acerca de sus hijos. La dimensión Apoyo Sabotaje presentó una correlación significativa, moderada y directa con la dimensión Interacción disfuncional ($r=.322, p<.05$) la correlación es positiva con una intensidad entre débil y media siendo coherente en este estudio, dado que ambas dimensiones evalúan aspectos que pueden mermar la parentalidad.

Finalmente, la dimensión Niño Difícil se asoció de manera significativa, moderada a baja, y directa con la dimensión Gestión Conjunta ($r=.295, p<.05$), ello es esperable ya que la percepción que los padres pueden tener respecto de las conductas de los hijos podría incidir en la exposición de los hijos al conflicto inter parental. La relación entre Niño difícil y Acuerdo en la crianza resultó ser significativa, baja e inversa ($r=-.208, p<.05$), esperable pues, si los padres logran arribar a acuerdos respecto de la crianza de sus hijos, la percepción de la complejidad de las conductas de los niños disminuiría, es decir a mayor acuerdo coparental, menor percepción de la complejidad respecto al comportamiento de los hijos y su abordaje. En cuanto a la correlación obtenida entre esta dimensión y la dimensión Apoyo/Sabotaje, esta fue significativa, baja y directa ($r=.250, p<.05$), lo cual puede desde la perspectiva que, a

mayor presencia de ítems de sabotaje parental, mayor sería la percepción de la complejidad de la conducta de los hijos. Se presenta la escala definitiva para la aplicación del instrumento en la Anexo (ver Anexo).

Discusión

Este estudio tuvo por objetivo evaluar las propiedades psicométricas de la adaptación de una escala de coparentalidad en contexto chileno. La primera conclusión que destacar es que, a nivel global, se obtuvieron evidencias favorables con respecto a la validez y fiabilidad del instrumento adaptado. Sin embargo, es necesario profundizar con respecto a la diferencia reportada entre el modelo original, de cuatro factores, y la solución de tres factores propuesta en este estudio. La dimensión eliminada, correspondiente a División del trabajo, solo contaba con dos ítems relacionados a la subescala división de tareas y que además en el estudio inicial obtuvo una consistencia interna débil con índices entre .33 a .59.

En este sentido se aprecian diferencias a la escala original y de otras adaptaciones en consideración a que se obtuvo tres factores, aun cuando el factor eliminado obtuvo bajos índices de fiabilidad y contaba solo con dos ítems, lo que podría explicar que los ítems que lo integraban obtuvieran pesos factoriales menores a .3. Además, esto puede comprenderse desde un punto de vista cultural y de género, toda vez que en Chile aún los roles asociados a la crianza, los quehaceres del hogar y el cuidado de los hijos, se atribuyen a la mujer en mayor medida, pudiendo observarse estas diferencias en relación al hombre incluso en otras relaciones familiares, como la violencia filio-parental (Jiménez-García et al., 2020) siendo entonces el hombre aún reconocido principalmente desde un rol proveedor (Gómez y Jiménez, 2015). Esto pudo también verse reflejado en el interés presentado por hombres y mujeres de participar en este estudio, siendo un 62.6 % (mujeres) y un 37.4 % (hombres). Con respecto a la hipótesis de fiabilidad en particular, las dimensiones presentan una fiabilidad adecuada, similar a los valores reportados en el estudio previo. Ello permite considerar la herramienta como una herramienta fiable y con bajo error de medida.

En base a la revisión de los instrumentos existentes para evaluar coparentalidad, se obtiene que en países como EEUU, España, Portugal, Brasil, existe investigación e instrumentos validados para evaluar la coparentalidad entre padres, ampliándose el concepto a cuidadores de niños, vislumbrándose en nuestro país aún la tendencia a evaluar la parentalidad como una diada padre-madre e hijo (a) dejando fuera un constructo de suma relevancia para el desarrollo psicológico, emocional y social de los niños como lo es la coparentalidad; dejando entrever un camino abierto a futuras investigaciones, a las que se busca aportar con éste primer instrumento con evidencia empírica tanto de validez como fiabilidad, para la evaluación de la coparentalidad en población chilena, aspirando ser de utilidad para los profesionales de las distintas áreas relacionadas a las competencias parentales, tanto a nivel de diagnóstico para la intervención, como para el diagnóstico en el ámbito pericial, particularmente del área de justicia familiar, considerando que la muestra incluyó a padres y madres separados, pudiendo ser evaluada la coparentalidad, por solo uno de los miembros de la diada coparental, al ser una escala de autoinforme. Se trabaja en la baremación para la aplicación e interpretación.

Como parte de las limitaciones del estudio, es posible indicar, que el muestreo no fue probabilístico ni aleatorio, que sugerimos en estudios posteriores. En cuanto a las proyecciones, dada la disparidad en las evidencias referidas a la estructura del instrumento, se sugieren mayores estudios sobre modelos alternativos que expliquen las distintas dimensiones de la coparentalidad, que sean a su vez, pertinentes para el contexto chileno. Para ello puede ser útil contar con estudios cualitativos que permitan ahondar en las dimensiones teóricas de la coparentalidad de los padres chilenos; sumado a lo heterogéneo de la muestra respecto a los participantes, siendo mujeres la mayoría, dando cuenta de las persistencias en cuanto a las diferencias de género en el ámbito de la crianza de los hijos.

Se considera que el trabajo realizado es un aporte valioso y necesario al ámbito de estudio de la coparentalidad y a la práctica profesional centrada en la evaluación de las competencias parentales.

Agradecimientos

Este trabajo agradece a los proyectos FONDECYT No 11170522 y FONDECYT N° 1220784 cuyo investigador responsable es el Dr. Italo Trizano-Hermosilla. Se suman agradecimientos a todos aquellos profesionales y participantes voluntarios que permitieron arribar con sus aportes a las conclusiones presentadas. También especial agradecimiento a la Academia Superior de Psicólogos Forenses y Estudios Estratégicos y a Consultora Miiros Spa, espacios en donde nos desempeñamos en la labor clínica y forense en Chile.

Referencias

- Abidin, R. (1995). *Parenting Stress Index (PSI) manual (3rd ed.)*. Pediatric Psychology Press
- Abidin, R., & Brunner, J. (1995). Development of a parenting alliance inventory, *Journal of Clinical Child Psychology*, 24(1), 31-40, <https://doi.org/10.1207/s15374424jccp2401>
- Baker, J., Mchale, J., Strozier, A., & Cecil, D. (2010). Mother grandmother coparenting relationships in families with incarcerated mothers: A pilot investigation. *Family Process*, 49, 165-184. <https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.2010.01316.x>
- Belsky, J., & Hsieh, K.-H. (1998). Patterns of marital change during the early childhood years: Parent personality, coparenting, and division-of-labor correlates. *Journal of Family Psychology*, 12, 511-528. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.12.4.511>
- Bolaños, I. (2015). Custodia compartida y coparentalidad: Una visión relacional. *Psicopatología Clínica, Legal y Forense*, 15, 57-72.
- Bronte-Tinkew, J., Moore, K. A., Matthews, G., & Carrano, J. (2007). Symptoms of Major depression in a sample of fathers of infants: Sociodemographic correlates and links to father involvement. *Journal of Family Issues*, 28, 61-99. <https://doi.org/10.1177/0192513X06293609>
- Capdevila, C. (2016). La coordinación de coparentalidad. Una intervención especializada para familias en situación de alta conflictividad

- crónica post-ruptura de pareja. *Anuario de Psicología*, 41-49.
<https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/j.anpsic.2016.06.005>
- Castro, R., Vargas, E., Núñez, S. M., Callejas, J. E., & Musitu, G. (2021). Análisis psicométrico de la Escala de Relaciones Intrafamiliares. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 58(1), 19-33. <https://doi.org/10.21865/ridep58.1.02>
- Comino, P., & Yáñez-Yaben, S. (2010). El CAD-S, un instrumento para la evaluación de la adaptación al divorcio-separación. *Psicothema*, 22, 157-162.
- Cumsille, P., Martínez, M. L., Rodríguez, V., & Darling, N. (2014). EPB: Escala Parental Breve-Invarianza Demográfica y Longitudinal en adolescentes Chilenos. *Psykhé*, 23, 1-14. <https://doi.org/10.7764/psykhe.23.2.665>
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: Conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista Tesis*, 2, 186-199. Recuperado a partir de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/tesis/artic/le/view/2884>
- Domínguez Lara, S. (2012). Propuesta para el cálculo del Alfa Ordinal y Theta de Armor. *Revista de Investigación en Psicología*, 15, 213-217.
<https://doi.org/10.15381/rinvp.v15i1.3684>
- Feinberg, M. (2003). La estructura interna y el contexto ecológico de la crianza conjunta: Un marco para la investigación y la intervención. *Parenting: Science and Practice*, 3, 95-131. <https://doi.org/10.1207/S15327922PAR0302>
- Feinberg, M. E., Brown, L. D., & Kan, M. L. (2012). A multi-domain self-report measure of coparenting. *Parenting, Science and Practice*, 12, 1-21.
<https://doi.org/10.1080/15295192.2012.638870>
- Feinberg, M. E., Kan, M. L., & Hetherington, E. M. (2007). The longitudinal influence of coparenting conflict on parental negativity and adolescent maladjustment. *Journal of Marriage and Family*, 69, 687-702.
<https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2007.00400.x>
- Fivaz-Depeursinge, E., & Favez, N. (2006). Exploring triangulation in infancy: Two contrasted cases. *Family Process*, 45, 3-18.
<https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.2006.00077.x>
- Goldberg, A. E., & Perry-Jenkins, M. (2004). Division of labor and working-class women's well-being across the transition to parenthood. *Journal of Family Psychology*, 18, 225-236. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.18.1.225>
- Gómez Urrutia, V., & Jiménez Figueroa, A. (2015). Corresponsabilidad familiar y el equilibrio trabajo-familia: medios para mejorar la equidad de género. *Polis*, 14, 377-396. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-65682015000100018>
- Gordo, L., Elejalde, L. I., & Martínez-Pampliega, A. (2020). Versión Española del Cuestionario de Función Reflexiva Parental (CFRP-18). *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 55(2), 5-17. <https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2.01>
- Guzmán-González, M., Rivera-Ottenberger, D., Garrido, L., Contreras, P., & Yáñez-Yaben, S. (2019). Estructura factorial, invarianza métrica y propiedades psicométricas de la versión Chilena del Cuestionario de Perdón a la Ex Pareja. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 52, 41-52.
- Herreros de Diego, E. N. (2018). *Relación entre los estilos educativos, coparentalidad y estrategias de afrontamiento del estrés*. Universidad Icaí Icade, Comillas Madrid. Facultad de Ciencias Humanas y Sociales.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). *Evaluating model fit*. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp.76-99). Sage.
- Instituto Nacional de Estadísticas (2017) *Informe Anual de Justicia*
- Jiménez-García, P., Contreras, L., Pérez, B., Cova, F., & Cano-Lozano, M. C. (2020). Adaptación y propiedades del Cuestionario de Violencia Filio-Parental (C-VIFIP) en Jóvenes Chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 56(3), 33-46. <https://doi.org/10.21865/RIDEP56.3.03>
- Lamela, D., Morais, A., & Jongenelen, I. (2018). Validação psicométrica da Escala da Relação Coparental em mães portuguesas. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 36, 585-600.

- <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.5564>
- McHale, J. P. (1995). Coparenting and triadic interactions during infancy: The roles of marital distress and child gender. *Developmental Psychology, 31*, 985-996. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.31.6.985>
- Nunes, C., Ayala-Nunes, L., Ferreira, L. I., & Martins, C. (2021). Psychometric characteristics and factor structure of FACES III in a sample of families at psychosocial risk. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 59*(2), 49-61. <https://doi.org/10.21865/RIDEP59.2.04>
- Pacico, J. C. (2015). *Como é feito um teste? Produção de Itens*. Em: C. S. Hutz, D. R. Bandeira & C. M. Trentini (Eds.). *Psicometria* (pp. 55-70). Artmed.
- Pérez, F., & Santelices, M. (2017). Alianza trídica familiar y salud mental parental. *Terapia Psicológica, 35*, 23-33. Recuperado a partir de <https://teps.cl/index.php/teps/article/view/150>
- Picazo, M. F., Redondo, S. C., & Martínez-Pampliega, A. (2021). Interparental conflict and bullying: Assessment of the mediating role of mentalization and emotion regulation. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 61*(4), 131-146. <https://doi.org/10.21865/RIDEP61.4.09>
- Plá Regules, M., Jodar Anchia, R., & Aza Blanc, G. (2015). *La coparentalidad: El rol que desempeña en la aparición de problemas de conducta en la adolescencia*. [Tesis doctoral. Universidad Pontificia Comillas]. <https://www.educacion.gob.es/teseo/mostrarRef.do?ref=1134207>
- Prieto, G., & Delgado, A. (2010). Fiabilidad y Validez. *Papeles del Psicólogo, 31*, 67-74
- Ramos, T., Joan, E., Duarte, C., Böing, E., Crepaldi, M., & Vieira, M. (2018). Cross-cultural adaptation of an instrument to assess coparenting: Coparenting Relationship Scale. *Psico-USF, 23*(2) 215-227 <https://doi.org/10.1590/1413-82712018230203>
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo, 31*, 34-45.
- Sahuquillo, P., Ramos, G., Pérez, A., & Camino de Salinas, A. (2016). Las competencias parentales en el ámbito de la identificación/evaluación de las Altas Capacidades. *Profesorado, 20*, 200-217.
- Santos, M., Vilaça, M., Portugal, A., & Relvas, A. P. (2021). Funcionamento familiar: Revisão de estudos empíricos sobre medidas de avaliação (FAD, FACES-IV e SCORE-15). *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 61*(4), 49-64. <http://proxy.lib.umich.edu/login?url=https://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=psyh&AN=2022-15921-004&site=ehost-live&scope=site%0Ahttp://aprelvas@fpce.uc.pt%0Ahttp://alda.portugal@staff.uma.pt%0Ahttp://margaridavilaca@psi.uminho.pt%0Ahttp://marisaal>
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's Alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology, 7*, 769. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Vaughn, B. E., Block, J. H., & Block, J. (1988). Parental agreement on child rearing during early childhood and the psychological characteristics of adolescents. *Child Development, 59*, 1020-1033. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1988.tb03254.x>
- Yárnoz-Yaben, S. (2010). Cuestionario de Apoyo Recibido de la Ex pareja (CARE): Un instrumento breve para evaluar la coparentalidad post divorcio. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 15*, 133-142. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.15.num.2.2010.4092>

Anexo

Escala de Relación Coparental

Instrucciones:

La Escala de relación coparental, es un cuestionario que debe ser respondido por los padres y madres, que ejerzan el cuidado de un niño, niña o adolescente. Su objetivo es identificar aquellas prácticas que usted realiza en conjunto con el otro progenitor, relacionadas con la crianza de los hijos (as) en común, independiente que en la actualidad vivan juntos o no, sean pareja o estén separados. Por favor asegúrese de entender muy bien estas instrucciones antes de responder el cuestionario.

En el cuestionario se presentan una serie de frases que describen situaciones habituales de crianza en conjunto con el otro padre o madre respecto de los hijos en común, o a quienes se está cuidando, Para cada afirmación, seleccione la respuesta que describe mejor la manera en que trabajan juntos como padres del niño, niña o adolescente que está bajo su cuidado.

Por favor, conteste con la mayor sinceridad posible. No hay respuestas correctas o incorrectas; por ello, por favor conteste todas las preguntas seleccionando una sola alternativa.

0	1	2	3	4	5	6
Casi nunca cierto para nosotros	De vez en cuando cierto para nosotros	A veces cierto para nosotros	Normalmente cierto para nosotros	Muy a menudo cierto para nosotros	Muchísimas veces cierto para nosotros	Siempre cierto para nosotros
Ítem 1	Creo que el padre o madre de mi hijo (a) ejerce bien su rol				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 2	Mi relación con el otro padre o madre es más fuerte ahora que antes de haber tenido un/a hijo/a.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 3	El otro padre o madre, pide mi opinión sobre cuestiones relacionadas con la crianza				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 4	El otro padre o madre, presta una gran atención a nuestro/a hijo/a				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 5	Al otro padre o madre, le gusta jugar con nuestro/a hijo/a				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 6	El padre /madre de mi hijo (a) me deja el trabajo más duro para mí				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 7	El otro padre o madre, y yo tenemos los mismos objetivos para nuestro/a hijo/a				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 8	El otro padre o madre, todavía quiere centrarse en sus cosas en lugar de ser un padre/madre responsable.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 9	Es más fácil y más divertido jugar cuando estoy solo/a con el/la hijo/a, que cuando está el otro padre o madre también presente.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 10	El otro padre o madre y yo tenemos ideas diferentes sobre cómo educar a nuestro/a hijo/a				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 11	El otro padre o madre, me dice que estoy haciendo un buen trabajo o de otra manera me hace saber que estoy siendo un buen padre/madre				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 12	El otro padre o madre y yo tenemos diferentes ideas con respecto a la comida, el sueño y otras rutinas de nuestro/a hijo/a.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 13	El otro padre o madre a veces hace bromas o comentarios sarcásticos sobre la forma en que me comporto como padre/madre.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 14	El otro padre o madre no confía en mis capacidades como padre/madre.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 15	El otro padre o madre, es sensible a los sentimientos y necesidades de nuestro/a hijo/a				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 16	El otro padre o madre y yo tenemos planteamientos diferentes para el comportamiento de nuestro/a hijo/a.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 17	El otro padre o madre, intenta demostrarme que cuida mejor que yo a nuestro/a hijo/a.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 18	Me siento cercano al otro padre o madre, cuando le veo jugar con nuestro/a hijo/a				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 19	El otro padre o madre, tiene mucha paciencia con nuestro/a hijo/a				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 20	El otro padre o madre, no se hace cargo de la parte que le corresponde en la crianza.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 21	Cuando los tres estamos juntos, el otro padre o madre a veces compite conmigo para captar la atención de nuestro/a hijo/a.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 22	El otro padre o madre, boicotea mi crianza.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 23	El otro padre o madre, está dispuesto a hacer sacrificios personales para ayudar a cuidar de nuestro/a hijo/a.				0 1 2 3 4 5 6	
Ítem 24	Estamos creciendo y madurando juntos a través de las experiencias como padres.				0 1 2 3 4 5 6	

Ítem 25	El otro padre o madre, aprecia lo mucho que yo trabajo para ser un buen padre/madre	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 26	Cuando estoy al límite como padre/madre, el otro padre o madre me da el apoyo adicional que necesito.	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 27	El estrés de la paternidad ha hecho que el otro padre o madre, y yo nos distanciamos.	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 28	Mi pareja me hace sentir como que soy el mejor padre/madre posible para nuestro/a hijo/a.	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 29	El otro padre o madre, no le gusta que nuestro/a hijo/a le moleste.	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 30	La crianza nos ha dado un proyecto de futuro	0	1	2	3	4	5	6

Las siguientes preguntas describen situaciones que pueden ocurrir estando presentes físicamente junto con su hijo/a adolescente (es decir, en la misma sala, en el auto, en salidas u otros lugares.).

Cuenta sólo las veces cuando los tres juntos están realmente en compañía uno del otro (incluso si esto es sólo unas horas por semana).

0	1	2	3	4	5	6
Nunca	De vez en cuando (1 o 2 veces por semana)	A veces	Normalmente (1 vez al día)	Muy a menudo	Muchísimas veces (varias veces en el día)	Siempre

Con qué frecuencia en una semana típica, cuando los 3 están juntos, usted:

Ítem 31	Tiene un intercambio ligeramente tenso o sarcástico con el otro padre o madre.	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 32	Discute con el otro padre o madre, acerca de su hijo/a, en presencia del hijo/a	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 33	Discute acerca de temas de su relación con el otro padre o madre, no relacionados con su hijo/a, en presencia del hijo/a?	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 34	Uno o ambos de ustedes se dicen mutuamente cosas crueles o hirientes entre sí delante del hijo/a?	0	1	2	3	4	5	6
Ítem 35	Se grita uno al otro cuando su hijo/a puede oírlos	0	1	2	3	4	5	6