

76

Fecha de presentación: septiembre, 2022

Fecha de aceptación: noviembre, 2022

Fecha de publicación: enero, 2023

ESCALA DE PERCEPCIÓN

DE CONFLICTOS INTERPARENTALES (CPIC): PROPUESTA REDUCIDA Y EVIDENCIAS PSICOMÉTRICAS EN ADOLESCENTES PERUANOS

INTERPARENTAL CONFLICT PERCEPTION SCALE (CPIC): REDUCED PROPOSAL AND PSYCHOMETRIC EVIDENCE IN PERUVIAN ADOLESCENTS

Juan Walter Pomahuacre-Carhuayal¹

E-mail: jpomahuacre@insm.gob.pe

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6769-6706>

Lesly Laura Sanchez-Aliaga²

E-mail: lesly.sancheza@unife.pe

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7853-8781>

Luz Alicia Pomahuacre-Carhuayal³

E-mail: luz.pomahuacre.c@upch.pe

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9269-7754>

¹Instituto Nacional de Salud Mental, Perú.

²Universidad Femenina del Sagrado Corazón, Perú.

³Universidad Peruana Cayetano Heredia, Perú.

Cita sugerida (APA, séptima edición)

Pomahuacre-Carhuayal, J. W., Sanchez-Aliaga, L. L. & Pomahuacre-Carhuayal, L. A. (2023). Escala de percepción de conflictos interparentales (CPIC): Propuesta reducida y evidencias psicométricas en adolescentes peruanos. *Revista Universidad y Sociedad*, 15(1), 746-755.

RESUMEN

El presente estudio estuvo orientado a la evaluación psicométrica de una propuesta reducida de 16 ítems de la Escala CPIC (Grych et al., 1992), la cual mensura la percepción de conflictos interparentales desde la perspectiva de los hijos. Fue un estudio instrumental en donde participaron 840 adolescentes escolares con edades entre los 12 y 17 años ($M = 14.51$, $DE = 1.53$, Mujeres = 53.5%). La evidencia de validez basada en la estructura interna se evaluó con el Análisis factorial confirmatorio (AFC) de diferentes modelos, y se halló que el modelo bifactor tenía los mejores índices de ajuste ($X^2/df = 3.764$, $CFI = .968$, $TLI = .957$, $RMSEA = .057$ [.051 - .064] y $SRMR = .033$). También se evaluó la propiedad de equidad por sexo, edad y situación familiar a través de la invarianza factorial. En todos los casos y niveles de invarianza, los valores de ΔCFI y $\Delta RMSEA$ fueron $<.01$, desprendiéndose la noción de que el constructo es equivalente para los diferentes grupos analizados. La confiabilidad por consistencia interna de los factores osciló entre .85 y .88, siendo valores aceptables. Como conclusión, se evidencia que la Escala CPIC-16 cuenta con buenas evidencias psicométricas.

Palabras clave: Conflictos interparentales, CPIC, validez, confiabilidad e invarianza factorial

ABSTRACT

The present study was oriented to the psychometric evaluation of a reduced proposal of 16 items of the CPIC Scale (Grych et al., 1992), which measures the perception of interparental conflicts from the children's perspective. It was an instrumental study in which 840 school adolescents aged 12 to 17 years participated ($M = 14.51$, $SD = 1.53$, Females = 53.5%). Evidence of validity based on internal structure was assessed with Confirmatory Factor Analysis (CFA) of different models, and the bifactor model had the best fit indexes ($X^2/df = 3.764$, $CFI = .968$, $TLI = .957$, $RMSEA = .057$ [.051 - .064] and $SRMR = .033$). The equity property by gender, age and family status was also assessed through factorial invariance. In all cases and levels of invariance, the values of ΔCFI and $\Delta RMSEA$ were $<.01$, which is mean that the construct is equivalent for the different groups analyzed. The internal consistency reliability of the factors ranged between .85 and .88, being acceptable values. In conclusion, it is evident that the CPIC-16 Scale has good psychometric evidence.

Keywords: Interparental conflicts, CPIC, validity, reliability and factorial invariance

INTRODUCCIÓN

Es innegable que las dificultades familiares tienen especial relevancia en el desarrollo de la personalidad de los adolescentes. Es así que, si estos llegan a integrar una familia caracterizada por padres que discuten de manera reiterada, o, dicho de otra manera, donde priman conflictos interparentales (CI) no resueltos saludablemente, serán susceptibles de adoptar diferentes conductas dañinas (Ornelas et al., 2017). Es claro afirmar que, si los CI aumentan y se mantienen a lo largo del tiempo, las consecuencias también se incrementarán.

La relevancia científica del abordaje de los CI tiene sus pilares en estudios de Porter y O'Leary, ya que en sus sesudas revisiones resaltaron la innegable trascendencia de los aspectos físicos y verbales de la conducta agresiva y la recurrencia de su presencia en el entorno familiar. Sin embargo, no subrayaron la importancia de la forma en la que el CI se presenta. Grych et al. (1992) fueron en el mismo sentido cuando describieron la trascendencia de la intensidad y la frecuencia del CI, y si es que este se manifiesta delante del hijo / hijos. En otro orden de ideas, otros autores han preferido afianzar el papel clave que desempeña la percepción de la situación de conflicto que se da entre los hijos y los padres de familia. Con ello, se pudo corroborar que las particulares visiones de la madre o el padre, como del hijo / hijos coexisten en los diversos aspectos asociados a los involucrados en función de los conflictos, marcando distancia de los significados que tiene para cada parte involucrada.

Con toda propiedad, Grych & Fincham (1990) fueron los pioneros en cuanto al estudio de la percepción de CI y la adaptación a esta que se da en los hijos. Estos autores, para la explicación de la percepción del conflicto interparental, desarrollan el Modelo cognitivo contextual. En este modelo se describe la forma cómo los hijos enfrentan circunstancias estresantes, como el divorcio parental o el de un CI. En este modelo también se conceptualiza el contexto distal y proximal. El distal alude a diversos aspectos que pueden tener injerencia negativa en la forma de responder de los hijos frente al CI. Aquí, se encuentran inmersas las experiencias previamente vividas, o, dicho de otra forma, si el conflicto ya experimentado se exhibe con recurrencia, es muy factible que los hijos prevengan las situaciones igualmente perturbadoras cuando los CI ocurran otra vez en el futuro. Otro aspecto incluido es el ambiente emocional percibido, porque si los menores son testigos de adecuadas interacciones de sus padres, se forjarán rasgos de seguridad en su personalidad. Lo expuesto, no niega el papel del temperamento, ya que existen hijos con tendencia a mayores conductas impulsivas, lo que puede tener un efecto significativo en los CI. En

el mismo sentido, también se tiene presente el papel del género como agente que influye en la respuesta del hijo frente al CI. Los autores tienen presente que en diversas investigaciones se alude a que las hijas a diferencia de los hijos, juegan un papel más activo cuando se presentan los CI, excluyendo a aquellos estrictamente asociados a conflictos conyugales.

En cuanto al contexto proximal, Grych & Fincham (1990) señalan que ahí se encuentran los sentimientos y pensamientos que el hijo experimenta previamente al episodio de conflicto. Aquí no se privilegian determinadas experiencias, sino que están aquellas experiencias, sean positivas o negativas. El hijo testimonia que están presentándose conflictos entre sus padres, para luego realizar atribuciones causales de lo que ocurre, infiere quién sería el que tiene la responsabilidad, y, si él como hijo, puede enfrentarlo de manera positiva. Esta vendría a ser la expectativa de eficacia. De la misma forma, puede darse que el niño / adolescente experimente culpa de que se generen o conserven los CI. Por ello es que puede decidirse en confrontar por la aproximación, manteniendo pensamientos o conductas que apunten al estímulo estresor, lo que vendría a significar una opción para darle solución óptima a las problemáticas y tener una red de apoyo como aliado. Por otro lado, si se da, exhibe una conducta de evitación, y ello provocaría que los CI persistan a lo largo del tiempo, ya que incluirían conductas desadaptativas como humillar, lanzar cosas o dar golpes, etc.

En cuanto a la evaluación de los CI, tradicionalmente se ha tomado en cuenta la experiencia de los padres. Sin embargo, Grych & Fincham (1992) dieron apertura a la evaluación directa desde los hijos, ya que conceptualizaron a la variable como las vivencias que son percibidas por los hijos con respecto a las múltiples discrepancias que pueden existir entre sus padres. Por ello es que al momento de desarrollar un instrumento de autorreporte, le acuñaron el término amplio de Escala de Percepción de conflictos interparentales desde la perspectiva de los hijos (CPIC, Grych et al., 1992). Esta escala cuenta con 48 ítems y fue elaborada en función del análisis realizado con dos muestras, una de 222 y otra de 144 niños de ambos sexos, cuyas edades fluctuaban entre los 9 a 12 años. La confiabilidad, en todas las dimensiones, fue adecuada ($> .70$). Así, en propiedades del conflicto, se obtuvo $.90$ y $.89$, en amenaza, $.83$ y $.83$; y, autculpa, $.78$ y $.84$. También se demostró buenas evidencias de validez en relación con variables como la agresión entre cónyuges y de conflicto marital. De igual manera, por análisis factorial confirmatorio, la estructura de tres factores mostró buena consistencia con los datos [$X^2(12) = 19.77$, $p >$

.05]. Modelos de uno y dos factores no mostraron buen ajuste.

Moura et al. (2010) evaluaron la validez factorial y la invarianza de dos modelos del CPIC en adolescentes de mínimo 14 años y adultos de máximo 25 años ($M=18.50$ y $DE=3.00$). En total fueron 677 participantes de nacionalidad portuguesa. Para el análisis de la invarianza por la edad, se trabajaron dos grupos. El primero estuvo conformado 346 adolescentes con edades entre 14 y 18, mientras que el segundo fue denominado de adultos emergentes con edades entre 19 y 25. La confiabilidad por consistencia interna de las tres subescalas oscilaron entre .76 y .92, demostrando que hay precisión en la medición. En cuanto a los dos modelos factoriales probados, el Modelo 1 fue de tres factores con 7 subfactores, tal y como dice la estructura original, mientras que el Modelo 2 fue de tres factores, pero con 9 subfactores. El Modelo 1 se mostró más parsimonioso que el otro modelo, destacándose buenos índices de ajuste [$CFI = .98$; $SRMR = .03$; $RMSEA = .08$ (90% CI = .06-.10)]. El análisis de invariancia configuracional y métrica evidenció que el modelo original se puede utilizar en los adolescentes y en los adultos emergentes, siendo muestra que este modelo funciona de forma consistente para explicar diferentes aspectos del CI en ambos grupos etarios.

Nigg et al. (2009) desarrollaron una investigación con el objetivo de analizar la estructura factorial del CPIC en dos muestras de niños y adolescentes entre 6 y 18 años ($M=11.7$) con alteraciones de la actividad y de la conducta. En total fueron 1190 participantes. En esta investigación se argumenta que los 3 factores no representan adecuadamente las 9 subescalas que componen el instrumento original. En primera instancia, producto del análisis factorial exploratorio en una de las muestras, se halló que la mejor solución factorial interpretable era la tetrafactorial. El análisis factorial confirmatorio de una segunda muestra, evidenció la viabilidad de esa solución factorial. Esta estuvo conformada por 38 ítems. Los hallazgos permitieron concluir que la solución de 4 factores es preferible ($CFI=.86$, $TLI=.95$, $RMSEA=.05$) a la estructura de 3 o 9 factores. También se analizó la propiedad de equidad de acuerdo a dos grupos, de 6 a 9 años y de 10 a más. Se usó indicadores categóricos, se fijaron los umbrales del ítem, las cargas factoriales y las correlaciones entre los factores latentes como iguales en todos los grupos. Los factores de escala se fijaron en el primer grupo. Este modelo de invarianza dio un aceptable $RMSEA (< .08)$, aun cuando el ajuste fue marginal sobre la base del TLI y CFI . Concluyen el estudio declarando la importancia de seguir investigando la invarianza en función de la edad.

Reese-Weber y Hesson-McInnis (2008) efectuaron una investigación con el propósito de evaluar las estructuras factoriales de la CPIC en niños y jóvenes. Para tales efectos, utilizaron los datos de la muestra original del estudio de Grych, et al. (1992) de 222 participantes con edades de 9 a 12 años ($M=10.89$, $DE=1.3$ y 98 mujeres) y, además, se recolectó nueva información de 483 jóvenes de 18 a 22 años ($M=19.8$, $DE=1.8$ y 341 mujeres). Se utilizó como instrumento la versión original del CPIC de 48 reactivos y usando una escala de puntuación de 1 (verdadero) a 3 (falso) puntos. Dentro de los resultados se destaca que, en cuanto a la confiabilidad por consistencia interna de los participantes jóvenes, se halló un alfa de .72 (eficacia de afrontamiento) a .91 (resolución) entre todos los subfactores. En cuanto a las evidencias de validez basadas en la estructura interna, se encontró que los modelos factoriales de 9 factores directamente de los ítems y el de 5 factores derivados de las subescalas son los mejores modelos que se pueden elegir si la intención es comparar la percepción de conflictos interparentales entre los niños de 9 a 12 años y los jóvenes de 18 a 22. El modelo de 9 factores tuvo buenos índices de ajuste, tales como $X^2/gl=1.43$; $NNFI=.99$; $RMSEA=.027$; $RMSR=.11$; $CFI=.99$.

En cuanto al modelo de cinco factores, se probaron 3 submodelos, siendo el modelo en el que se hizo la restricción de que las cargas factoriales fueran iguales en las muestras analizadas. En este modelo se especificó que la covarianza de los factores, los parámetros de varianza y los parámetros de varianza del error de medición eran libres de variar entre los grupos analizados. Los índices de ajuste de este modelo fueron $X^2/gl=1.4$; $NNFI=.99$; $RMSEA=.03$; $RMSR=.08$; $CFI=.99$. También se probaron diferentes modelos de tres factores, pero estos no evidenciaron buen ajuste. El estudio concluyó reafirmando la importancia de los hallazgos, especialmente en el uso del instrumento para nuevas investigaciones, tanto de diseño transversal como longitudinal.

Iraurgi et al. (2008) realizaron una investigación con el fin de reducir el instrumento CPIC, de una versión de 49 reactivos a una versión breve de 36 ítems. Participaron 638 adolescentes españoles con edades entre 11 y 17 años, los varones fueron el 54.5% ($M=14$ y $DE=1.3$) y las mujeres 45.6% ($M=13.8$ y $DE=1.2$). El análisis de fiabilidad por consistencia interna de la versión breve evidenció un valor total de .91, mientras que fue de .77 (intensidad) a .82 (frecuencia) en las dimensiones. En la versión de 49 reactivos, la confiabilidad del instrumento total fue idéntica (.91), y entre las dimensiones fue de .54 (triangulación) a .83 (resolución). La media del puntaje de los subdimensiones de la escala breve estuvo entre 1.68 (estabilidad) y 4.35 (eficacia de afrontamiento); mientras que, en la

escala de 49 reactivos, la media estuvo entre 1.68 (estabilidad) y 4.26 (eficacia de afrontamiento).

Por otro lado, en cuanto a la evidencia de validez basada en la estructura interna, se realizó a través del análisis factorial confirmatorio. Se evaluó los índices de ajuste de cada subdimensión y cada dimensión, además de dos modelos complejos, uno de segundo orden y otro de tercer orden. En cuanto a la evaluación de las subdimensiones, todas tuvieron buenos índices. Por ejemplo, el GFI osciló entre .98 y .99, el AGFI entre .94 y .99 y el NFI entre .97 y .98. La evaluación por las tres dimensiones originales fue buena solo en la dimensión de autoculpa (GFI = .98, AGFI = .96 y NFI = .97). En relación a los modelos complejos, el modelo de segundo orden con 9 subfactores y 1 factor general (NFI= .73; GFI= .82; RMSR= .046) presentó índices inferiores al del modelo de tercer orden con un factor general, tres factores y 9 subfactores (NFI= .83; GFI= .84; RMSR= .037). Los autores concluyeron sugiriendo el uso de este último modelo, ya que es el que obtuvo los mejores resultados.

Lo expuesto evidencia que la escala CPIC en diferentes estructuras y con diferentes números de ítems, tiene buenas propiedades psicométricas en diferentes entornos poblacionales. Lamentablemente, su extensión 48, 36 u otra cantidad parecida puede dificultar su uso en un contexto de necesidad de mayor practicidad, como pueden ser investigaciones con modelos explicativos multivariados. Al respecto, autores como Postmes et al. (2013), subrayan la importancia de tener instrumentos cortos. También, como menciona, Alam et al. (2014), el arraigado uso de recursos tecnológicos y de redes sociales hace imperante la recogida de información en menores tiempos. Lo mencionado no puede dejar de lado que las versiones cortas de los instrumentos, igual deben presentar buenas evidencias psicométricas al evaluar constructos definidos.

Ante lo descrito, la presente investigación tuvo como finalidad la evaluación de las evidencias psicométricas de una versión corta de la Escala de percepción de conflictos interparentales desde la perspectiva de los hijos (CPIC) en escolares adolescentes peruanos.

MATERIALES Y MÉTODO

Diseño

La investigación es de tipo instrumental ya que tiene como objetivo la evaluación de las evidencias psicométricas de una propuesta de versión reducida de la Escala CPIC, que en este caso alude a una versión de 16 reactivos (Ato et al., 2013).

Participantes

El estudio fue no probabilístico por conveniencia, ya que se tomaron en cuenta solo a aquellas personas que de manera voluntaria decidieron participar, además de ser accesible al contacto con los investigadores (Otzen y Manterola, 2017). En total, los participantes fueron 840 escolares de la ciudad de Lima con edades entre los 12 y 17 años ($M = 14.51$, $DE = 1.53$, Mujeres = 53.5%). Asimismo, se destaca que la recolección se realizó en dos modalidades, virtual (48.5%) y presencial (51.5%), además de que eran escolares que o bien vivían con ambos padres (67.7%) o, que, si bien interactuaba con ambos, solo vivía con uno de ellos (32.3%).

Instrumento

La Escala CPIC fue elaborada por Grych, et al. en 1992 teniendo como soporte teórico al modelo cognitivo contextual. El instrumento original cuenta con un total de 48 reactivos. Los factores son amenaza, propiedades del conflicto y autoculpa. Los indicadores son 9. Estos son: intensidad (7), amenaza percibida (6), eficacia de afrontamiento (6), frecuencia (6), resolución (6), autoculpa (5), triangulación (4), contenido (4) y estabilidad (4). Al momento de responder a los reactivos, los participantes pueden responder Verdadero (2), Más o menos verdadero (1) y Falso (0). Al momento de la calificación, se debe tener en cuenta que la Escala tiene ítems inversos. Estos son: 1, 2, 6, 9, 14, 25, 29, 30, 38, 41, 50. Al respecto, es importante mencionar que la numeración está en función de los 51 reactivos preliminares que aparecen en el apéndice de la publicación de creación del instrumento y en donde se indica que no se debe tomar en cuenta a los reactivos 4, 12 y 18 (Grych et al., 1992).

Procedimiento

El presente estudio contó con la participación de 7 psicólogos con experiencia en el ámbito escolar y con conocimientos certificados de inglés en mínimo nivel avanzado. Rescatando las recomendaciones de Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez (2008), se le pidió a 2 de los psicólogos que tradujeran los ítems del CPIC en su versión original de 48 reactivos. Además, estos tomaron en cuenta la indicación de que aquellos ítems con connotación inversa, fueran reformulados de manera directa. Posteriormente, los otros 5 psicólogos desarrollaron dos actividades. En primer lugar, evaluaron la coherencia de cada reactivo, además de la relevancia y claridad. Se consideró oportuno eliminar los ítems que o no cumplían el criterio de la categoría o era en un nivel bajo. En segunda instancia, se realizó la evaluación de la suficiencia con los reactivos restantes. Con el Coeficiente Kappa de Fleiss se valoró el

grado de concordancia entre los jueces, y para interpretarlo se tomó en cuenta la propuesta establecida por Landis & Koch (1977). De esta manera, quedó establecido un nuevo modelo de 16 reactivos de la Escala CPIC (CPIC-16), y se procedió a la recolección de datos. Se realizó la recolección presencial en dos instituciones educativas, mientras que la virtual, se llevó a cabo a través de la difusión por las redes sociales del link de vinculación de un formulario. Contrario a la versión original, al momento de calificación de los reactivos, se tomó en cuenta que Verdadero se puntuaba con 3, Más o menos verdadero con 2 y Falso con 1.

Análisis de datos

Se usó el programa Jamovi 2.2.5 para el análisis de ítems (Lloret-Segura et al., 2014 y Mahjabeen et al., 2017). El análisis factorial confirmatorio (AFC) fue usado para evaluar la validez basada en la estructura interna. Se utilizó el paquete Lavaan en el programa R versión 4.1.1. Mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV) fue el método de estimación. De ella, se calcularon el Chi-cuadrado (χ^2), los grados de libertad (df), el índice de ajuste incremental de Tucker-Lewis (TLI), el índice de ajuste comparativo (CFI), así como también índices de ajuste absolutos como la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) y la raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación (RMSEA). Los puntos de corte usados fueron recomendación de Rojas-Torres (2020) y Littlewood y Bernal (2014). Para evaluar la propiedad psicométrica de equidad, se realizó la invarianza factorial por sexo, grupo de edad y situación familiar, tomándose en cuenta las recomendaciones de Putnick y Bornstein (2016). Así, se realizaron cálculos como el χ^2 , χ^2 delta ($\Delta \chi^2$), df, df delta (Δdf), CFI, CFI delta (ΔCFI), RMSEA y RMSEA delta ($\Delta RMSEA$). La última propiedad evaluada fue la fiabilidad, la cual también fue desarrollada con el programa Jamovi a través de la consistencia interna por coeficiente Alfa (α) y las sugerencias de interpretación de Manterola et al. (2018).

RESULTADOS

Tabla 1 Fuerza de concordancia entre jueces expertos de la Escala CPIC-16

Categoría	Coefficiente Kappa de Fleiss	p
Claridad	.92	< .05
Coherencia	.82	< .05
Relevancia	.87	< .05
Suficiencia	.89	< .05

Fuente: Elaboración propia

En primer lugar, se evaluaron las características de los reactivos en las categorías de coherencia, relevancia y claridad. El resultado fue que 32 de ellos o no cumplían el criterio de la categoría o era en un nivel bajo (Q1, Q2, Q3, Q5, Q6, Q7, Q10, Q11, Q13, Q14, Q16, Q21, Q23, Q24, Q25, Q27, Q28, Q29, Q30, Q34, Q35, Q36, Q38, Q39, Q40, Q41, Q42, Q43, Q45, Q47, Q50, Q51). Asimismo, se efectuó la evaluación, en cada categoría, de la fuerza de concordancia (Landis & Koch, 1977), siendo casi perfecta en todas ellas, resaltándose la categoría claridad en el coeficiente de Kappa de Fleiss (.92). Posteriormente, se evaluó la suficiencia de los reactivos restantes (Q8, Q9, Q15, Q17, Q19, Q20, Q22, Q26, Q31, Q32, Q33, Q37, Q44, Q46, Q48, Q49). En esta categoría se obtuvo un coeficiente Kappa de Fleiss de .89 y un valor de $p < 0.05$ (Tabla 1).

Tabla 2. Análisis estadístico preliminar de los ítems de la Escala CPIC-16 (n= 840)

Factor	Indicador	Reactivo	Frecuencia			M	DE	g1	g2	IHC	h2
			1	2	3						
Propiedades del conflicto	Intensidad	Q33	40.2	32.6	27.1	1.87	.81	.24	-1.44	.49	.38
	Frecuencia	Q20	45.0	28.2	26.8	1.82	.83	.35	-1.46	.72	.67
	Frecuencia	Q37	43.8	28.2	28.0	1.84	.83	.30	-1.49	.73	.68
	Estabilidad	Q32	48.5	21.9	29.6	1.81	.87	.37	-1.56	.67	.62
	Estabilidad	Q49	44.6	27.0	28.3	1.84	.84	.32	-1.51	.72	.67
	Resolución	Q48	46.3	25.8	27.9	1.82	.84	.36	-1.50	.76	.72

Amenaza	Percepción de amenaza	Q17	40.2	23.9	35.8	1.96	.87	.09	-1.68	.67	.63
	Percepción de amenaza	Q26	43.2	21.9	34.9	1.92	.88	.16	-1.70	.71	.67
	Eficacia de afrontamiento	Q15	43.2	26.7	30.1	1.87	.85	.25	-1.56	.56	.49
	Eficacia de afrontamiento	Q46	44.4	28.3	27.3	1.83	.83	.33	-1.47	.67	.62
	Triangulación	Q8	47.0	22.5	30.5	1.83	.87	.33	-1.59	.66	.61
	Triangulación	Q44	48.8	19.2	32.0	1.83	.88	.33	-1.64	.49	.39
Culpa	Contenido	Q22	35.7	33.7	30.6	1.95	.81	.09	-1.48	.81	.80
	Contenido	Q31	38.5	30.1	31.4	1.93	.83	.13	-1.55	.79	.78
	Autoculpa	Q9	40.8	28.2	31.0	1.90	.84	.19	-1.57	.82	.81
	Autoculpa	Q19	40.1	27.7	32.1	1.92	.85	.15	-1.59	.84	.84

Nota: FR: Formato de respuesta; M: Media; DE: Desviación estándar; g1: coeficiente de asimetría de Fisher; g2: coeficiente de curtosis; IHC: Índice de homogeneidad corregida, h2: Comunalidad

Fuente: Elaboración propia

En la tabla 2, se puede observar que no existe sesgo de respuesta en las opciones de los reactivos (21.9 a 48.5). Tomando en cuenta que las opciones de respuesta fueron calificadas con 3 por verdadero, 2 con más o menos verdadero y 1 por falso, la media osciló entre 1.81 y 1.96 y la desviación estándar entre .81 y .88. Asimismo, la curtosis y la asimetría estuvo entre +/-2 con una tendencia a la normalidad (Lloret-Segura et al., 2014). Asimismo, el IHC de todos los ítems estuvo entre .49 y .84, interpretándose como valores excelentes al ser >.36 (Mahjabeen et al., 2017). Al respecto, el reactivo con mejor IHC en el factor Propiedades del conflicto, fue el reactivo 48; en el factor amenaza, fue el reactivo 26 y, en el factor culpa, el reactivo 19. Las comunalidades de los reactivos, en su mayoría, estuvieron entre el .49 y .84, reflejando un aporte importante en la variabilidad (Lloret-Segura et al., 2014). Las excepciones fueron los reactivos 33 y 44 por tener un IHC = .39.

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste para diferentes modelos de la Escala CPIC-16

Modelos	Estimador	X ² /gl	CFI	TLI	RMSEA	IC 95%	SRMR
Unidimensional	WLSMV	17.888	.922	.910	.142	.136 .148	.104
Oblicuo – 3 factores	WLSMV	6.080	.933	.920	.078	.072 .084	.049
Ortogonal – 3 factores	WLSMV	48.421	.353	.254	.238	.232 .423	.334
Segundo orden – 3 factores	WLSMV	6.080	.933	.920	.078	.072 .084	.049
Bifactor – 3 factores	WLSMV	3.764	.968	.957	.057	.051 .064	.033

Nota: Chi-cuadrado/grados de libertad=X²/gl; Índice de bondad de ajuste comparativo= CFI; Índice de Tucker-Lewis=TLI, Error cuadrático de la aproximación= RMSEA; Raíz media estandarizada residual cuadrática= SRMR

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla 3, se tiene los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio utilizando el estimador de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV), el cual es el más recomendado para la naturaleza ordinal de los reactivos. Se plantearon diferentes modelos estructurales para los 16 reactivos. El modelo bifactor de 3 factores es el que tiene mejores índices de ajuste (X²/df = 3.764, CFI = .968, TLI = .957, RMSEA = .057 [.051 - .064] y SRMR = .033). En todos los casos, son índices aceptables (Rojas-Torres, 2020 y Littlewood & Bernal, 2014). También

se destaca que los modelos oblicuos de 3 factores y el de segundo orden de 3 factores tienen buenos índices de ajuste, excepto en el χ^2/df , el cual es > 5 . El modelo unidimensional no tiene buenos índices en los análisis de ajuste absolutos como la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) y la raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación (RMSEA), ya que son $> .08$. El modelo con índices mucho más alejados de los valores recomendados es el modelo ortogonal de 3 factores.

Tabla 4. Índices específicos para el modelo bifactor de la Escala CPIC-16

	PUC	ECV	Omega H	H
FG	.700	.718	.851	.926

Nota: FG = Factor General; Omega H = Omega Jerárquico, PUC = Porcentaje de correlación no contaminadas, ECV = Varianza común explicada y H = Replicabilidad del constructo

Fuente: Elaboración propia

Para corroborar el modelo bifactor, se tomó en cuenta las recomendaciones de Rodríguez et al. (2016), ya que se evaluó los valores de PUC ($> .70$), ECV ($> .70$), omega H ($> .80$) y H ($> .80$). Los resultados permiten afirmar que la variable latente está en la capacidad de explicar el mayor porcentaje de la variable asociada al modelo.

Tabla 5. Índices de ajuste del análisis de invarianza factorial por sexo, grupo de edad y situación familiar del modelo bifactor de la Escala CPIC-16

Invarianza factorial	Modelos	χ^2	$\Delta \chi^2$	gl	Δgl	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
Sexo	M1	271.13		176		.985		.070	
	M2	271.13	.000	176	0	.985	.000	.070	.000
	M3	316.42	56.984	204	28	.984	.001	.067	.003
	M4	367.18	25.757	220	16	.986	.003	.059	.008
	M5	433.60	28.732	236	16	.988	.001	.054	.005
Grupos de edad	M1	258.00		176		.986		.066	
	M2	258.00	.000	176	0	.986	.000	.066	.000
	M3	306.77	65.216	204	28	.984	.002	.066	.001
	M4	357.89	25.797	220	16	.987	.003	.058	.008
	M5	470.29	46.078	236	16	.986	.001	.057	.001
Situación familiar	M1	236.07		176		.987		.063	
	M2	236.07	.000	176	0	.987	.000	.063	.000
	M3	277.12	47.647	204	28	.986	.001	.060	.003
	M4	358.78	33.298	220	16	.987	.000	.057	.003
	M5	428.89	26.531	236	16	.988	.001	.052	.005

Nota: M1: invarianza configuracional, M2: invarianza threshold, M3: invarianza factorial, M4: invarianza escalar; M5 = invarianza estricta, $\Delta \chi^2$ = variación χ^2 , Δgl = Variación en los grados de libertad, ΔCFI = variación CFI, $\Delta RMSEA$ = variación RMSEA

Fuente: Elaboración propia

En la tabla 5, se encuentra el análisis de invarianza factorial en tres aspectos. Estos son: por el sexo de los participantes, el grupo de edad al que pertenecen (12 a 14 y 15 a 17) o si viven con ambos padres o solo con uno de ellos. En todos los casos y niveles de invarianza, los valores de ΔCFI y $\Delta RMSEA$ son $< .01$ (Putnick & Bornstein, 2016). De ello se desprende que el constructo es equivalente para los diferentes grupos de los aspectos analizados. De manera específica, se detalla que, en el análisis de la invarianza por sexo, las diferencias de la invarianza threshold y la configuracional, tienen como resultados un ΔCFI igual a .000 y un $\Delta RMSEA$ igual a .000, mientras que en la diferencia entre la invarianza factorial y la threshold, el ΔCFI es igual a .001 y el $\Delta RMSEA$ es igual a .003. Asimismo, la diferencia entre la

invarianza escalar y la invarianza factorial evidenció un Δ CFI igual a .003 y un Δ RMSEA igual a .008; y la diferencia entre la invarianza estricta y la escalar tiene un Δ CFI igual a .001 y un Δ RMSEA igual a .005.

Por otro lado, en el análisis de la invarianza por grupo de edad, se desprenden los siguientes hallazgos. Al analizar las diferencias de la invarianza threshold y la configuracional, se obtiene que el Δ CFI es igual a .000 y el Δ RMSEA es igual a .000, mientras que la diferencia entre la invarianza factorial y la threshold tiene un Δ CFI igual a .002 y un Δ RMSEA igual a .001. En el mismo sentido, la diferencia entre la invarianza escalar y la factorial revela un Δ CFI igual a .003 y un Δ RMSEA igual a .008; mientras que la diferencia entre la invarianza estricta y la escalar tiene un Δ CFI igual a .001 y un Δ RMSEA igual a .001. Finalmente, se realizó el análisis de la invarianza según la situación familiar. Como ya se mencionó, el estudio se centró en dos grupos, aquellos adolescentes que vivían con ambos padres y aquellos adolescentes que, si bien vivían con uno de sus padres, también tenía interacción con su otro progenitor. Se destaca que las diferencias de la invarianza threshold y la configuracional tuvo un Δ CFI igual a .000 y un Δ RMSEA igual a .000, mientras que en la diferencia entre la invarianza factorial y la threshold, un Δ CFI igual a .001 y un Δ RMSEA igual a .003. Asimismo, la diferencia entre la invarianza escalar y la factorial tuvo un Δ CFI igual a .000 y un Δ RMSEA igual a .003; y la diferencia entre la invarianza estricta y la escalar evidenció un Δ CFI igual a .001 y un Δ RMSEA igual a .005.

Tabla 6. Fiabilidad de la Escala CPIC-16

	Alfa (α)	N° elementos
Propiedades del conflicto	.88	6
Amenaza	.85	6
Culpabilidad	.88	4

Fuente: Elaboración propia

En la tabla 6, se encuentra los resultados de la confiabilidad por el método de consistencia interna. El coeficiente Alpha de los tres factores que componen la Escala oscila entre .85 y .88. Tomando en cuenta lo descrito por Manterola et al. (2018), al ser valores $>.61$, se puede corroborar que el instrumento tiene puntuaciones consistentes.

DISCUSIÓN

La Escala de percepción de conflictos interparentales desde la perspectiva de los hijos (CPIC) es un instrumento de autorreporte desarrollado por Grych, et al. (1992) y sustentada teóricamente por el modelo cognitivo

contextual. En la presente investigación, se propuso una versión reducida de 16 ítems, tomándose en cuenta de manera inicial los 48 reactivos originales. La propuesta pasó a denominarse CPIC-16 y fue sometida a evaluación de sus propiedades psicométricas en una muestra de 840 escolares adolescentes peruanos de 12 a 17 años. La Escala CPIC-16 incluyó reactivos con los 9 indicadores originales y distribuidos en los 3 factores también primigenios (propiedades del conflicto [6], amenaza [6] y culpa [4]). Esta propuesta fue similar a la de Moura et al. (2010), quienes también defienden la estructura trifactorial, aunque, en su caso, solo tomaron en cuenta 7 indicadores. Su estudio fue llevado a cabo en personas de 14 a 25 años. Sin embargo, estos hallazgos difieren de la propuesta de Nigg et al. (2009), quienes, en un CPIC con 38 ítems, argumentaron que una estructura tetrafactorial es la mejor representación empírica en una muestra de personas de entre 6 y 18 años.

En cuanto al análisis preliminar de los reactivos de la CPIC-16, se destaca que no hubo sesgo de respuesta en ninguno de ellos, evitándose dificultades como la deseabilidad social. La frecuencia porcentual de las opciones de respuesta estuvo entre 21.9 y 48.5. Tampoco hubo problemas con alejamientos marcados de la normalidad, ya que todos los reactivos tuvieron valores en asimetría y curtosis entre $+/-2$ (Lloret-Segura et al., 2014). El Índice de homogeneidad corregido (IHC) fue excelente en todos los reactivos al ser $>.36$ (Mahjabeen et al., 2017). En cuanto a las comunalidades, solo se destaca que dos reactivos (33 y 44) tienen valores por debajo de lo deseable (Lloret-Segura et al., 2014). Además, en el estudio, la media de los reactivos estuvo entre 1.81 y 1.96 y la desviación estándar entre .81 y .88, tomándose en cuenta que las respuestas fueron calificadas del 1 al 3. Estos resultados son comparables al estudio de Moura et al. (2010), quienes hallaron la media y desviación estándar por cada uno de los 9 indicadores, los cuales contenían entre 4 y 7 ítems. En este estudio, la media estuvo entre 2.10 y 3.15, y la desviación estándar entre .81 y 1.14.

En la evaluación de la validez basada en la estructura interna, se realizó el análisis factorial confirmatorio de diferentes modelos factoriales. Se encontró que el modelo bifactor con tres factores tenía los mejores índices de ajuste ($X^2/gl = 3.764$, CFI = .968, TLI = .957, RMSEA = .057 [.051 - .064] y SRMR = .033) tomando como referencia los postulados de Rojas-Torres (2020) y Littlewood y Bernal (2014). Moura et al. (2010) también hallaron buenos índices de ajuste en una estructura de 3 factores (CFI = .98; SRMR = .03; RMSEA = .08 [90% CI = .06-.10]), al igual que Iraurgi et al. (2008) en un modelo de tercer orden con tres factores y nueve subfactores (NFI = .83; GFI =

.84; RMSR= .037). Situación distinta ocurrió con Nigg et al. (2009), quienes no encontraron buenos índices en un modelo 3 factores, pero sí en uno de 4 (CFI=.86, TLI=.95, RMSEA=.05). Reese-Weber & Hesson-McInnis (2008) tampoco hallaron buenos índices en los modelos de 3 factores, pero sí en un modelo de 9 factores directamente de los ítems. Estos autores realizaron un análisis factorial confirmatorio en donde obtuvieron buenos índices de ajuste ($\chi^2/df=1.43$; NNFI=.99; RMSEA=.027; RMSR=.11; CFI=.99).

La evaluación de la equidad se realizó a través de la mensura de la invarianza factorial de tres aspectos, el sexo de los participantes, el grupo de edad al que pertenecen (12 a 14 y 15 a 17) o si viven con ambos padres o solo con uno de ellos. Se encontró que, en todos los casos y niveles de invarianza, los valores de Δ CFI y Δ RMSEA fueron $<.01$ (Putnick & Bornstein, 2016). Estos resultados tienen similitud con el estudio de Moura et al. (2010), quienes evaluaron la invarianza configuracional y métrica del modelo original de adolescentes de 14 a 18 años y adultos emergentes de 19 a 25 años. Este estudio concluyó que la Escala evalúa forma consistente el constructo en ambos grupos etarios. Reese-Weber & Hesson-McInnis (2008) también evaluaron la propiedad de equidad por edad, evaluando la equivalencia del constructo entre niños y jóvenes. Estos autores evaluaron diferentes modelos factoriales, pero solo un modelo de cinco factores fue bueno. Se destaca que al evaluar este modelo se restringió las cargas factoriales de tal forma que sean iguales en las muestras, además de que se especificó que la covarianza de los factores, los parámetros de varianza y los parámetros de varianza del error de medición eran libres de variar entre los grupos analizados. Diferente situación se dio en el estudio de Nigg et al. (2009), ya que no precisaron resultados concluyentes acerca de la invarianza por edad de personas de 6 a 9 años y de 10 a más. Subrayaron la importancia de que se siga investigando al respecto.

En cuanto a la evaluación de la confiabilidad, en el presente estudio se realizó a través del método de consistencia interna y el coeficiente Alfa. En los tres factores que componen la estructura del CPIC-16, los valores oscilaron entre .85 y .88, siendo interpretados como valores consistentes (Manterola et al. 2018). Similar situación ocurrió con Moura et al. (2010), quienes hallaron que la confiabilidad por consistencia interna de los 3 factores osciló entre .76 y .92, demostrando que hay precisión en la medición. También pasó lo mismo con Iraurgi et al. (2008), quienes encontraron valores de consistencia interna de entre .77 y .82 en las dimensiones. Situación parecida se presentó en el estudio de Reese-Weber & Hesson-McInnis (2008),

quienes en su investigación con niños y jóvenes hallaron, en el CPIC original, evidencia de confiabilidad por consistencia interna por coeficiente alfa de entre .72 (eficacia de afrontamiento) a .91 (resolución) entre todos los subfactores.

Si bien los hallazgos de las propiedades psicométricas del CPIC-16 son alentadores, es indispensable señalar algunas limitaciones y recomendaciones para eventuales posteriores investigaciones. Los participantes no pueden considerarse como representativos, ya que solo se tomó en cuenta a aquellos que pudieron acceder al formulario a través de la vinculación electrónica compartida en las redes sociales o a quienes aceptaron participar de forma presencial en las instituciones educativas que se visitó. Asimismo, también es pertinente mencionar que sería importante realizar una evaluación de validez basada en la relación con otras variables asociadas al entorno familiar. También, replicar la propuesta del CPIC-16 en otros entornos poblacionales se hace necesario. Finalmente, cabe mencionarse que, al no considerarse como objetivo de esta investigación, no se están incluyendo los datos normativos obtenidos en los adolescentes escolares peruanos. Sin embargo, estos cálculos y el protocolo del CPIC-16, se pueden obtener solicitándolo al correo electrónico del primer autor.

CONCLUSIONES

Se concluye que la Escala CPIC, en su versión propuesta de 16 ítems (CPIC-16), que está orientada a la evaluación del conflicto que hay entre los padres desde la perspectiva de los hijos, cuenta con evidencia de validez basada en la estructura interna, evidencia de confiabilidad por el método de consistencia interna y evidencias de equidad por edad, sexo y situación familiar en una muestra de 840 escolares adolescentes.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alam, I., Khusro, S., Rauf, A. & Zaman, Q. (2014). Conducting surveys and data collection: From traditional to mobile and SMS-based surveys. *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, 10(2), 169-187.
- Ato, M., López, J. & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Escobar-Pérez, J. & Cuervo-Martínez, Á., (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Av En Medicina*, (6), 27-36.

- Grych, J. & Fincham, F. (1990). Marital conflict and children's adjustment: A cognitive-contextual framework. *Psychological Bulletin*, 108(2), 267-290.
- Grych, J., Seid, M. & Fincham, F. (1992). Assessing marital conflict from the Child's perspective: The Children's perception of interparental conflict Scale. *Child Development*, 63 (3), 558-572.
- Iraurgi, I., Martínez, A., Sanz, M., Cosgaya, L., Galíndez, E. & Muñoz, A. (2008). Escala de Conflicto Interparental desde la Perspectiva de los Hijos (CPIC): Estudio de validación de una versión abreviada de 36 ítems. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 25, 9-34. <https://www.redalyc.org/pdf/4596/459645445002.pdf>
- Landis J. & Koch G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, (33), 159-174.
- Littlewood, H. F. & Bernal, E. R. (2014). *Mi primer modelamiento de ecuaciones estructurales LISREL* (2da ed.). Colombia: Cincel
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Mahjabeen, W., Alam, S., Hassan, U., Zafar, T., Butt, R., Konain, S. & Rizvi, M. (2017). Difficulty Index, Discrimination Index and Distractor Efficiency in Multiple Choice Questions, *Annals of Pakistan Institute of Medical Sciences*, (4), 310-315. <https://doi.org/10.48036/apims.v13i4.9>
- Manterola, C., Grande, L., Otzen, T., García, N., Salazar, P. & Quiroz, G. (2018). Confiabilidad, precisión o reproducibilidad de las mediciones. Métodos de valoración, utilidad y aplicaciones en la práctica clínica. *Rev Chilena Infectol*, 35(6), 680-688. <http://dx.doi.org/10.4067/S0716-1018201800060068>
- Moura, O., Andrade dos Santos, R., Rocha, M. & Mena, P. Matos (2010). Children's Perception of Interparental Conflict Scale (CPIC): Factor Structure and Invariance Across Adolescents and Emerging Adults. *International Journal of Testing*, 10, 364-382.
- Nigg, J., Nikolas, M., Miller, T., Burt, A., Klump, K. & von Eye, A. (2009). Factor Structure of the Children's Perception of Interparental Conflict Scale for Studies of Youths With Externalizing Behavior Problems. *Psychol Assess*. 21(3): 450. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2818811/pdf/nihms172959.pdf>
- Ornelas, A., Álvarez, A., Vázquez, A. & Moreno, M. (2017). Percepción de los adolescentes ante los conflictos familiares. *Revista de divulgación científica*, 3(2), 143-147. <https://www.jovenesenlaciencia.ugto.mx/index.php/jovenesenlaciencia/article/view/1691/1198>
- Otzen, T. & Manterola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>
- Postmes, T., Haslam, S. A. & Jans, L. (2013). A single-item measure of social identification: Reliability, validity and utility. *British Journal of Social Psychology*, 52(4), 597-617.
- Putnick, D., & Bornstein, M. (2016). Measurement Invariance Conventions and Reporting: The State of the Art and Future Directions for Psychological Research. *Developmental review: DR*, 41, 71-9. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5145197/pdf/nihms797990.pdf>
- Reese-Weber, M. y Hesson-McInnis, M. (2008). The children's perception of interparental conflict scale. Comparing factor structures between developmental periods. *Educational and Psychological Measurement*, 6(28), 1008-1023.
- Rodríguez, A., Reise, S. & Haviland, M. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237.
- Rojas-Torres L. (2020). Robustez de los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio a los valores extremos. *Revista de matemática: Teoría y aplicación* 27(2), 383-404. <https://doi.org/10.15517/rmta.v27i2.33677>