



Psicumex

ISSN: 2007-5936

Universidad de Sonora, Consorcio de Universidades Mexicanas A.C.

Fregoso Borrego, Daniel; Vera Noriega, José Ángel; Duarte
Tánori, Karen Guadalupe; Peña Ramos, Martha Olivia
Propiedades psicométricas para las escalas memorias
de crianza, prácticas parentales prosociales y FACES III
Psicumex, vol. 11, e413, 2021, Enero-Diciembre
Universidad de Sonora, Consorcio de Universidades Mexicanas A.C.

DOI: <https://doi.org/10.36793/psicumex.v11i1.413>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=667872658002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Artículos

Propiedades psicométricas para las escalas memorias de crianza, prácticas parentales prosociales y FACES III

Psychometric Properties for the Parenting Memories, Prosocial Parenting Practices and FACES III Scales

Daniel Fregoso Borrego; José Ángel Vera Noriega; Karen Guadalupe Duarte Tánori; Martha Olivia Peña Ramos

Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo A. C.

Resumen

En la adolescencia se presentan una diversidad de factores de riesgo, sin embargo, el contexto familiar puede proporcionar protección que disminuya dichos factores, de ahí la importancia de conocer el contexto familiar desde la perspectiva de los adolescentes. Es de nuestro interés presentar indicadores de validez y confiabilidad desde la teoría de respuesta al ítem. El objetivo fue generar indicadores de validez y confiabilidad para las escalas memorias de crianza, funcionalidad familiar y prácticas parentales prosociales a través del análisis factorial exploratorio con máxima verosimilitud y oblicua, análisis Rasch y análisis factorial confirmatorio. Participaron 1 536 estudiantes de secundaria del estado de Sonora, México, de ambos sexos con edades que oscilan entre los 12 a 15 años. Se obtuvieron cargas factoriales de 0.52 a 0.80, alfas de Cronbach de 0.79 a 0.94, CFI de 0.92 a 0.95, RMSEA de 0.04 a 0.06 y SRMR de 0.02 a 0.05; los resultados fueron consistentes para ambos sexos y grados según el análisis de invarianza. Los indicadores fueron óptimos en tres modelos para adolescentes. Estas medidas pueden utilizarse sobre todo cuando requerimos el entendimiento de las variables del hogar para explicar lo que sucede en el contexto escolar.

Palabras clave: adolescentes, comunicación, conducta prosocial, estructura familiar, validación de constructo

Daniel Fregoso Borrego. Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo A. C.

<https://orcid.org/0000-0003-4362-1256>

José Ángel Vera Noriega. Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo A. C.

<https://orcid.org/0000-0003-2764-4431>

Karen Guadalupe Duarte Tánori. Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo A. C.

<https://orcid.org/0000-0003-4676-3161>

Martha Olivia Peña Ramos. Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo A. C.

<https://orcid.org/0000-0002-5781-8781>

Autor para correspondencia: José Ángel Vera Noriega avera@ciad.mx

Abstract

Adolescents face a variety of risk factors; however, familial context can provide protective factors that can reduce these risk factors, which makes understanding family context from the perspective of the adolescent critically important. This research presents item response theory indicators. The objective of the study was to generate validity and reliability indicators for parenting memories, family functionality, and prosocial parenting practices scales through Exploratory Factor Analysis with maximum likelihood and oblique, Rasch analysis and Confirmatory Factor Analysis. The sample consisted of 1,536 high school students from Sonora, Mexico of both sexes ranging from 12 to 15 years. Factor loading ranging from 0.52 to 0.80, Cronbach alphas were from 0.79 to 0.94, and CFI indicators were 0.92 to 0.95, RMSEA of 0.04 to 0.06 and SRMR of 0.02 to 0.05; invariance analysis demonstrated results were consistent for the different sexes and grade levels. The measures allow for greater specificity, particularly as it relates to relationships between household variables and the school context.

Keywords: adolescents, communication, construct validation, family structure, prosocial behavior

DOI <https://doi.org/10.36793/psicumex.v11i1.413>

Recibido 04 de Febrero del 2021

Aceptado 24 de Noviembre de 2021

Publicado 05 de Diciembre de 2021



Introducción

La adolescencia es una etapa que se ha caracterizado por la presencia de una gran cantidad de factores de riesgo vinculados a la susceptibilidad por las influencias sociales (Castro y Kirchner, 2018; Chavarín-García y Gálvez, 2018; Del Castillo, 2019; Espinoza y Garcés, 2016; García *et al.*, 2013; Landstedt y Gillander, 2010; Mestre *et al.*, 2007; Morán y Martínez, 2019; Silva y Pillón, 2004). Por otro lado, las relaciones de padres y madres con hijos e hijas, el contexto familiar, la funcionalidad familiar o las relaciones sociales jerárquicas establecidas por roles pueden actuar como protección para disminuir dichos factores de riesgo (Baumrind, 1973; Bowlby, 1969; Checa y Abundis, 2018; Grolnick y Ryan, 1989; Jiménez *et al.*, 2005; Kanan *et al.*, 2018; Silvia y Pillón, 2014; Tur *et al.*, 2004).

Por ello es que existen diversos estudios que involucraron prácticas de crianza o variables del contexto familiar con diferentes problemas de la adolescencia. En dichos estudios, se encontraron algunas variables como relevantes: relaciones emocionales, comunicación, nivel académico, disciplina o control, estrategias para educar hijos e hijas, el modelaje, la estructura familiar, cohesión familiar, definición de roles, clase social, educación prosocial, entre otros (Finkelhor *et al.*, 2009; Foster y Brooks-Gunn, 2012; Georgiou y Fanti, 2010; Hoffman, 1976; Iglesias y Romero, 2009; Montañés *et al.*, 2008; Oliveira *et al.*, 2018; Romani *et al.*, 2011; Saucedo y Guzmán, 2018; Tur *et al.*, 2004).

Para obtener la información de las variables antes mencionadas, se han creado diversas medidas: Family Assessment Device, construida por Epstein *et al.* (1983); Self-report Family Inventory, construida por Beavers *et al.* (1985); Family Assessment Measure, creada por Skinner *et al.* (1983); Family Environment Scale, creada por Moos y Moos (1981); Family Functioning Index, diseñada por Pless y Satterwhite (1973); Family Functioning Questionnaire, diseñada por Linder-Pelz *et al.* (1984); Family APGAR, creada por Smilkstein (1978) y FACES III, creada por Olson (1986).



Sin embargo, por lo antiguas que son estas medidas, no se obtuvieron indicadores de validez o confiabilidad, salvo alfa de Cronbach, obteniendo resultados moderados de entre 0.7 a 0.8 y en algunos casos análisis factorial exploratorio (AFE) tomando en cuenta el método y rotación de componentes principales y varimax. Este método ha mostrado carencias para el diseño de estructuras en medidas de variables latentes (Abad *et al.*, 2011; Ferrando y Anguiano, 2010; Izquierdo *et al.*, 2013; Lloret-Segura *et al.*, 2014; Onyekachi y Olanrwaju, 2020; Vigil-Colet *et al.*, 2009).

Además, los instrumentos de Epstein *et al.* (1983), Beavers *et al.* (1985) y Smilkstein (1978) son de uso clínico, solo obtienen áreas problemáticas en la familia, salud familiar y una serie de indicadores para tener una idea de la familia, pero no se basan en la teoría o modelos. Los instrumentos de Skinner *et al.* (1983), Moos y Moos (1981), Pless y Satterwhite (1973) y Linder-Pelz *et al.* (1984) si se basaron en la teoría y si buscan medir una variable latente, en sus casos, intentan medir funcionalidad familiar y clima familiar a través de variables como el rol familiar, control parental, disciplina, relación entre miembros, entre otras.

De la misma manera, se han construido escalas para obtener información que describa las prácticas de crianza: comportamiento parental para niños de Schaeffer, trabajada por Rodríguez *et al.* (2009); inventario de percepción sobre los padres, trabajado por Merino *et al.* (2007); cuestionario de percepción de crianza para niños y adolescentes, construido por Roa y Del Barrio (2002); escala de percepción de prácticas de crianza para niños, diseñada por Flores *et al.* (2008); memorias de crianza o tareas de crianza para padres, trabajada por Rink y Knot-DicksCheit (2002); escala de prácticas parentales prosociales (EPPPro), trabajada por Zacarías (2014).

Al igual que con las medidas que intentan obtener información del contexto familiar, con las medidas de prácticas se usaron indicadores como el alfa de Cronbach, obteniendo valores de entre 0.69 a 0.90, y AFE con método y rotación de componentes principales con varimax. Es preciso mencionar que los instrumentos citados fueron trabajados en diferentes partes México, la mayoría en la Ciudad de México.



Los instrumentos ligados a las prácticas de crianza, como los de Marino et al. (2007) y Rodríguez et al. (2009), miden rasgos latentes desde la perspectiva de hijos e hijas, encasillando a padres y madres en crianza positiva y negativa, sin dar posibilidad de analizar la variabilidad de los otros conceptos que aluden, como responsabilidad, comunicación, hostilidad, entre otros.

En contraste con lo anterior, los instrumentos de Roa y Del Barrio (2002), Flores et al. (2008), Rink y Knot-DicksCheit (2002) y Zacarías (2014) son escalas que permiten reconocer la variabilidad de cada concepto que la teoría alude sin perfilar a padres y madres, de esta manera, es posible observar la fluctuación de variables como enseñanza prosocial, comunicación parental y apoyo; variables que manejan estos últimos autores.

Los autores antes referidos intentaron medir diferentes aspectos o variables que se relacionan con la familia, algunas han sido creadas de manera clínica para el diagnóstico o para reconocer ciertos factores, es decir, no miden una variable latente como tal. No obstante, otra parte de los instrumentos fueron creados con el propósito de medir variables latentes de manera psicológica o social, lo cual podría resultar más eficiente, ya que cuentan con un cuerpo teórico que respalde la medición de la variable latente (Byrne, 2015).

Por otro lado, Flores et al. (2008) y Kahraman et al. (2017) refieren que las herramientas para obtener información sobre las prácticas de crianza son relativamente nuevas, puesto que la comunidad científica que se interesa en estudiar las interacciones de los padres con sus hijos se inclinan más a medidas de *estilos parentales*, agregan que no es recomendable, pues solo se perfila en diferentes tipos de crianza a padres y madres, sin profundizar en los constructos importantes que posibilitan estos estilos parentales, por lo que se pierde variabilidad de estos, constructos como el apoyo afectivo o la comunicación parental (Oliveira *et al.*, 2018).

Así es como surge la necesidad de contar con herramientas actualizadas y contextualizadas que permitan evaluar aspectos de la familia que no sean perfiles en sí, sino que permitan obtener información en



general sobre prácticas de crianza y funcionalidad familiar que proporcionan factores de protección. Siendo así, es de nuestro interés retomar conceptos con sustento teórico que representen la comunicación parental, apoyo a los hijos e hijas, cohesión familiar, adaptabilidad familiar y enseñanza de conducta prosocial.

Por lo tanto, damos cuenta de que ciertos elementos se han detectado como fundamentales cuando se estudian las prácticas de crianza: comunicación parental, entendida desde la teoría del apego de Bowlby (1969) aludiendo al intercambio de información entre padres y madres con hijos e hijas para la retroalimentación y control de estos en su educación. Portugal *et al.* (2019) en concordancia con Rodríguez *et al.* (2011) y Aguirre (2014) agregan que la comunicación parental es la forma en la que se regula el comportamiento de los hijos e hijas y que se encuentra ligada al apoyo emocional o afectivo que refiere a las expresiones de afecto de los padres hacia sus hijos y al apoyo que brindan a estos para que se puedan expresar emocionalmente de manera libre.

Por otro lado, las prácticas parentales prosociales son las acciones de los padres que se dirigen a enseñar socialización a sus hijos enfocadas a la promoción de conductas de ayuda y cooperación hacia otros de manera ejemplar y comunicativa (Morris *et al.*, 2007; Pérez *et al.*, 2019; Zacarías *et al.*, 2016). Así, este concepto también alude a la comunicación parental, pero agrega el aprendizaje social de Bandura y Walters (1974) en relación a la modelación para la enseñanza de conductas, en este caso la conducta prosocial y el reforzamiento o castigo.

La funcionalidad familiar resulta ser un buen factor en la investigación psicológica o social, pues su construcción no es clínica (Gómez-Clavelina *et al.*, 1999). La funcionalidad familiar se define como el producto de la relación jerárquica entre los miembros, incluyendo cohesión y adaptabilidad. La cohesión familiar refiere a los lazos afectivos y a la capacidad de apoyo entre sí, la adaptabilidad familiar alude a la capacidad de identificar y tomar ciertos roles para hacer que la familia funcione, también está relacionada con aspectos disciplinarios (Gómez-Clavelina *et al.*, 1999; Ponce *et al.*, 2002; Villarreal y Paz, 2017).



No obstante, cómo se mencionó anteriormente, las herramientas que se han construido para medir los aspectos antes referidos son, en el presente, psicométricamente cuestionables, por lo que se necesita una actualización tomando en cuenta técnicas más vigentes, como las que representa la teoría de respuesta al ítem (TRI) o los métodos recientes en el proceso del AFE o análisis factorial confirmatorio (AFC).

TRI en la validación de constructos

La validación de constructos y el desarrollo de la teoría están íntimamente vinculados. Cronbach (1971) y Byrne (2015) señalaron que el proceso de validación de un constructo requiere de una teoría, a través de la cual sea posible medir las características de un determinado instrumento.

La validez se entiende como la existencia de evidencias en torno a la consistencia entre el cuerpo conceptual y la prueba; lo importante es mostrar de qué forma los puntajes en la prueba representan la medida de la característica o atributo psicológico, es decir, si la medida se ajusta al constructo teórico. Hace falta contar con evidencia relacionada con el contenido, los procesos de repuesta, la relación de los puntajes con otras variables, la estructura interna y las consecuencias de la evaluación (Kane, 2013).

De esta manera, damos cuenta que el término validez se refiere fundamentalmente a la validez de constructo; mientras que otros tipos de validez, como la denominada predictiva, concurrente, convergente, factorial, etc., se consideran como estrategias de análisis de datos empleadas para probar las conexiones conceptuales entre la medición y el constructo (Acuña *et al.*, 2017; Messick, 1998).

Por ello, el consenso para realizar validez de constructo ha sido el AFE (Izquierdo *et al.*, 2013; Lloret-Segura *et al.*, 2014; Onyekachi y Olanrwaju, 2020), no obstante, la mayoría de escalas que se han creado o adaptado se han hecho a través del método de componentes principales, proceso que ha sido refutado por el grado de error que se obvia, por lo que se ha sugerido el método por máxima verosimilitud como un proceso más adecuado (Abad *et al.*, 2011; Ferrando y Anguiano, 2010; Izquierdo *et al.*, 2013; Lloret-Segura *et al.*, 2014; Vigil-Colet *et al.*, 2009). Por otro lado, a veces es pertinente aplicar AFC para adaptar y validar un



instrumento, en especial cuando se pretende adaptar la misma estructura en otro contexto (Bentler, 1990; Lloret-Segura *et al.*, 2014; Martínez y Martínez, 2009; Steiger y Lind, 1980).

Es preciso señalar que en la actualidad se han desarrollado y aplicado técnicas que pueden complementar y dar mayor robustez a la medición de instrumentos. La TRI resume eficientemente qué tan bien discrimina una prueba entre los diversos niveles de habilidad de los individuos. Representa el incremento en la proporción de respuestas correctas a un ítem por grupos de niveles de habilidad progresivamente mayores en el rasgo o característica que se está midiendo (Atorresi *et al.*, 2009; Jiménez y Montero, 2013). Esta función no es otra cosa que una expresión matemática de la precisión de medida en cada nivel del rasgo o dominio evaluado (Atorresi *et al.*, 2009; Kieffer, 1999).

La TRI se conforma por diversas líneas independientes de investigación psicométrica. Rasch (1960) estableció una relación entre el comportamiento de los sujetos al contestar una pregunta o ítem y el rasgo que acompaña al contestar las preguntas, llamado rasgo latente. Así, el modelo tiene el objetivo de estimar el error que se comete cuando se pretende medir un fenómeno psicológico específico.

La teoría refiere a un modelo complejo de compuestos. Si estos compuestos son cumplidos satisfactoriamente, garantiza la precisión de la escala. La TRI se utiliza para la construcción de instrumentos de medición con propiedades variantes entre poblaciones, pues aunque dos sujetos sean de diferente población, si comparten un mismo rasgo, lo más probable es que tengan la misma respuesta (Atorresi *et al.*, 2009; Jiménez y Montero, 2013). Al momento de contestar un ítem, intervienen varios factores, por lo que es difícil comprobar la uni-dimensionalidad de un instrumento, es por ello que se sugiere realizar un AFE de máxima verosimilitud y rotación oblicua, para conocer las agrupaciones de reactivos y, posteriormente, confirmar la uni-dimensionalidad con análisis Rasch (Atorresi *et al.*, 2009).

Atendiendo a lo anteriormente revisado, con relación a las validaciones cuestionables, falta de actualización y a la conceptualización en las prácticas de crianza y funcionalidad familiar, el objetivo del



presente estudio consistió en generar indicadores de validez y confiabilidad para las escalas de memorias de crianza, EPPPro y FACES III a través del AFE con máxima verosimilitud y rotación oblicua, Rasch y AFC, sujetado al modelo TRI y realizando un modelo de invarianza para su validación interna con una muestra de adolescentes que se encuentran estudiando la escuela secundaria en Sonora.

Las escalas fueron seleccionadas en función de la medición de aspectos importantes de prácticas de crianza, como son la comunicación parental, el apoyo emocional e interés a hijos e hijas, y de contexto familiar como es la funcionalidad familiar según lo revisado con anterioridad. Asimismo, estas escalas han sido contextualizadas en la Ciudad de México, por lo que supone una adaptación y validez más precisa, en contraste a si se hubiese tomado una extranjera no adaptada (Ronzón-Tirado, 2019). EPPPro fue creada en México con muestra en Ciudad de México.

Metodología

Diseño

Montero y León (2007) Mencionaron que los estudios que se dirigen al desarrollo o adaptación de pruebas e instrumentos que en sus resultados incluyan propiedades psicométricas son considerados como estudios instrumentales. Así, se trata de un estudio no experimental, instrumental y transversal con una muestra probabilística por conglomerados.

Participantes

Se obtuvo una muestra total de 1 536 estudiantes que se encontraban estudiando alguno de los tres grados de secundaria en escuelas públicas del estado de Sonora, México. La cantidad de mujeres fue de 818 (53.3 %) y de hombres de 718 (46.7 %). Del turno matutino fueron 1 177 (76.6 %) y 359 (23.4 %) del vespertino. Se hallaban 844 (54.9 %) estudiando en el primer grado, 405 (26.4 %) en el segundo y 287 (18.7 %) en el tercero. Las edades fueron de entre los 11 y 15 años ($M = 13.06$; $DE = 0.97$). La cantidad de personas que



vivían solamente con su padre o madre fue de 311 (20.2 %), 1 024 (66.7 %) viven con padre y madre y 136 (8.9 %) viven con algún pariente o algún cuidador, 65 observaciones fueron datos perdidos.

Instrumentos

Las escalas descritas a continuación refieren a la composición y valores originales, resulta necesario mostrar los aspectos originales de cada escala para poder contrastarlos con los resultados que este trabajo pretende obtener. También, es importante mencionar que los valores de AFE para las tres escalas fueron obtenidos a partir de componentes principales con varimax.

Memorias de crianza: esta escala evalúa la frecuencia con la que padres y madres de familia llevan a cabo sus actividades de crianza. Contiene 32 ítems de escala Likert con cinco opciones de respuesta (*nunca, casi nunca, a veces, casi siempre y siempre*). La escala se divide en tres dimensiones donde la primera da a conocer el interés de las actividades de los hijos e hijas, la segunda es el apoyo emocional hacia el hijo e hija y la tercera es orientación a los hijos e hijas (Rodríguez *et al.*, 2011).

Se obtuvieron indicadores de validez a través del AFE con componentes principales. Los reactivos de la primera dimensión consiguieron una carga factorial dentro del rango de 0.48 a 0.74 con alfa de 0.93. Las cargas factoriales de la segunda dimensión se encuentran en el rango de 0.49 0.72 y su alfa fue de 0.85. Los reactivos de la tercera dimensión cuentan con una carga factorial dentro del rango de 0.40 a 0.72 con un alfa de 0.75. La varianza total explicada fue de 41 % (Rodríguez *et al.*, 2011).

Escala de prácticas parentales prosociales (EPPPPro): 27 ítems de tipo Likert con cinco opciones de respuesta (*nunca, casi nunca, a veces, casi siempre y siempre*) que intentan medir la frecuencia con la que padres y madres llevan a cabo ciertas prácticas parentales prosociales (PPPPro). La escala se divide en tres dimensiones donde la primera trata de identificar la comunicación y prácticas prosociales con los hijos e hijas. La segunda trata de medir las recompensas que los padres y madres dan a sus hijos e hijas y la tercera trata de visualizar los castigos que los padres y madres implementan (Zacarías, 2014).



Para la revisión de esta escala, sólo se aplicó un AFE con componentes principales mostrando las cargas factoriales y el alfa de Cronbach. El rango de cargas factoriales fue de 0.44 a 0.81 en la primera dimensión con alfa de 0.92. En la segunda, las cargas se encontraron de entre 0.54 a 0.78, alcanzando un alfa de 0.74. En la tercera dimensión, se obtuvo un rango de 0.54 a 0.87 en cargas factoriales y un alfa de 0.62. Mostró una varianza total explicada del 48.19 % (Zacarías, 2014).

Faces III (funcionalidad familiar): contiene 20 ítems de tipo Likert con cinco opciones de respuesta (*nunca, casi nunca, a veces, casi siempre y siempre*) que dan a conocer dos dimensiones que son la cohesión familiar y la adaptabilidad familiar (Ponce *et al.*, 2002).

La escala alcanzó un alfa de 0.70, pero no reportaron el coeficiente por dimensión, solo el global. Después, se propuso un AFC obteniendo cargas factoriales para cohesión familiar en un rango de 0.45 a 0.70, y para adaptabilidad familiar se obtuvieron cargas factoriales dentro del rango de 0.38 a 0.70. La varianza total explicada fue de 46.3 %. Es preciso mencionar que el AFC tomó en cuenta la versión de FACES III en inglés por Olson (1986), la cual empleó AFE con componentes principales.

Procedimiento

Para la obtención de datos, se contó con el aval de autoridades estatales y federales que competen a la educación básica en México. Se procedió a seleccionar planteles al azar para contactar a la autoridad de cada institución educativa, quienes autorizaron la realización de la investigación. Con el personal institucional, se procedió a organizar la logística, que consistió en la selección de grupos escolares para la gestión del consentimiento informado y recolección de información a través de la técnica de encuesta con las herramientas de autoadministración de manera presencial. El tiempo aproximado de administración fue de 30 minutos y la aplicación fue de manera grupal en función a los grupos de aula.



Análisis de Datos

La información obtenida fue procesada en SPSS v25 para realizar AFE y obtener la confiabilidad, además de información descriptiva de la muestra; AMOS v23 para llevar a cabo el AFC y análisis de invarianza; y WINSTEPS v. 3.65 para realizar el análisis Rasch.

Los criterios de aceptación o rechazo por ítem en el análisis Rasch los proponen González (2008), Prieto y Delgado (2003), Atorresi *et al.* (2009) y Wright y Stone (1979) quienes mencionan que, mínimo, los coeficientes de *infit* y *outfit* deben encontrarse en un rango de 0.5 a 1.5 para ser aceptados.

Steiger y Lind (1980), Batista y Germa (2004) y Manzano (2017) mencionaron que los indicadores de AFC deben ser de un CMIN/DF aproximándose al 0; CFI aproximarse al 1 y no debe ser menor de 0.90 para considerarse aceptable; el valor de RMSEA y de SRMR debe ser igual o menor a 0.05, sin embargo, se aceptan valores no mayores a 0.08 cuando los otros indicadores son buenos.

Con relación al análisis de invarianza, las diferencias entre los valores no se deberían encontrar mayor o menor de 0.1 en CFI; para RMSEA y SRMR, no mayor de 0.01 (Domínguez y Adrián, 2015; Ochoa *et al.*, 2015).

Resultados

Los indicadores de validez y confiabilidad fueron obtenidos por procesos y análisis estadísticos, dividiéndose en tres etapas: aplicación del AFE con método de máxima verosimilitud y rotación oblicua, análisis Rasch y AFC; esto sustentado por la modelación de teoría de respuesta al ítem y a los criterios expuestos con anterioridad. Para cada análisis factorial, se generaron submuestras del 50 % al azar e independientes, esto con la finalidad de confirmar los constructos con AFC a partir de una submuestra diferente por la que pasó el AFE. De esta manera, se procedió a realizar los análisis pertinentes obteniendo los siguientes resultados, además, se llevaron a cabo análisis descriptivos para cada variable de estudio al finalizar el proceso de validación.



Tabla 1

Valores obtenidos por AFE, alfa de Cronbach y varianza total explicada para cada dimensión

Escala	Dimensión	n.º de reactivos	KMO	Alfa de Cronbach	Varianza total explicada	Cargas factoriales	
						Min	Max
Memorias de Crianza	Comunicación parental	16	0.97	0.94	53.81 %	0.52	0.73
	Apoyo emocional	16		0.94		0.48	0.73
EPPPro	PPPro	20	0.97	0.95	50.34 %	0.53	0.80
	Recompensa y castigo	7		0.83		0.52	0.73
FACES III	Adaptabilidad familiar	8	0.94	0.79	43.62 %	0.43	0.63
	Cohesión familiar	12		0.90		0.45	0.75

Nota: Método y rotación para la ejecución del AFE fue de máxima verosimilitud con oblimin. Elaboración propia.

En la escala de memorias de crianza se observaron dos dimensiones. La primera refiere a la comunicación parental entre padres y madre con hijos e hijas; la segunda, trata del apoyo emocional, de expresar sentimientos (ver tabla 1). En la primera dimensión, el reactivo que mayor carga factorial tuvo fue “Me dan información y orientación sobre la delincuencia”. Para la segunda fue “Me muestran interés en lo que hago y en mis experiencias”.

La EPPPro también fue conformada por dos dimensiones. La primera, indaga sobre aquellas prácticas prosociales que los padres y madres intentan transmitir a sus hijos e hijas, y la segunda, trata sobre la recompensa y castigo (ver tabla 2). El reactivo con mayor carga para la primera dimensión fue “Me dicen que están orgullosos de mi cuando ayudo a otros”. Y para la segunda fue “Me ofrecen regalos para que ayude a otros”.



FACES III también se dividió en dos dimensiones. La primera dimensión busca conocer la cohesión familiar existente, y la segunda intenta indagar sobre la funcionalidad familiar (tabla 2). Para la primera dimensión, el reactivo con mayor carga factorial fue “En nuestra familia los hijos toman las decisiones”; para la segunda dimensión fue “Nos sentimos muy unidos”.

Todas las dimensiones se encontraron con un índice de confiabilidad aceptable. La puntuación más baja fue el alfa de Cronbach de adaptabilidad familiar con 0.79. Para las demás dimensiones, el alfa de Cronbach y la varianza explicada son considerados buenos y muy buenos, siendo el más alto de 0.95 y 53.81 % respectivamente (ver tabla 1).

Se procedió a realizar el análisis Rasch para comprobar la uni-dimensionalidad de cada dimensión obtenida, calibrar los reactivos y detectar aquellos que no se ajustaron a la población (ver tabla 2).

Tabla 2

Cantidad de reactivos expulsados y valores de infit y outfit

Dimensión	Reactivos expulsados	Infit		Outfit	
		Min	Max	Min	Max
Comunicación parental	1	0.77	1.21	0.71	1.41
Apoyo emocional	0	0.80	1.24	0.74	1.22
Prácticas parentales prosociales	2	0.76	1.32	0.81	1.36
Recompensa y castigo	2	0.86	1.22	0.85	1.20
Adaptabilidad familiar	2	0.95	1.14	0.94	1.14
Cohesión familiar	1	0.85	1.24	0.80	1.19

Nota: Elaboración propia.

Algunos reactivos no se ajustaron a los criterios que el análisis Rasch sugiere. Todos los reactivos se mantuvieron para la dimensión de apoyo emocional, sin embargo, para las demás dimensiones se expulsaron reactivos debido a la dificultad de estos, representadas por el desajuste de *infit* y *outfit*, además, los ajustes de correlación y discriminación de los reactivos expulsados fueron inconsistentes. El reactivo expulsado en comunicación parental fue “Me dan información sobre enfermedades de transmisión sexual” con valor de



outfit de 1.76. En prácticas PPPro, los reactivos expulsados fueron “Me regañan cuando no comparto mis cosas” y “Me agradecen cuando ayudo en casa” con puntuaciones de 1.60 y 1.59 respectivamente en *infit*.

Es importante mencionar que la dimensión de recompensa y castigo se convirtió en la dimensión de “Recompensa” pues aquellos reactivos que buscaban información sobre el castigo, no se ajustaron según los criterios del Rasch, pues los reactivos “Me pegan cuando no ayudo a mis familiares (hermanos, primos, tíos)” y “Me pegan cuando no colaboro con los demás” obtuvieron puntuaciones de *outfit* de 1.59 y 1.64 respectivamente.

Los reactivos expulsados en la dimensión de adaptabilidad familiar fueron “Padres e hijos se ponen de acuerdo en relación con los castigos” y “Nos gusta convivir solamente con los familiares más cercanos”, pues los valores de *infit* fueron de 1.59 y 1.61 respectivamente.

Para complementar y confirmar lo que el AFE arrojó y tomando en cuenta los reactivos que el Rasch sugirió que permanecieran, se procedió a ejecutar el AFC de primer orden con máxima verosimilitud para la obtención de índices de bondad de ajuste que nos permitirán conocer la pertinencia y también validar cada una de las dimensiones ya anteriormente revisadas (ver tabla 3).

Tabla 3

Índices de bondad de ajuste obtenidos por AFC para cada escala

Escala	CMIN/DF	CFI	RMSEA	SRMR
Memorias de Crianza	3.37	0.95	0.04	0.02
EPPPro	4.40	0.92	0.05	0.04
FACESIII	4.49	0.92	0.04	0.05

Nota: Elaboración propia

Los índices de bondad de ajuste obtenidos para cada dimensión sugieren indicadores de validez muy buenos para los constructos, ya que todas las escalas cumplen con los criterios requeridos para decir que son adecuadas en la medición de los diferentes componentes o variables que las conforman.



Para comprobar los indicadores de validez que el AFC ofrece, se ejecutaron pruebas de invarianza con las variables sexo (hombre, mujer) y Grado (Primero, Segundo y Tercero) (ver tabla 4).

Tabla 4

Valores de la prueba de invarianza por sexo y grado para cada escala

Criterio de comparación^a	CMIN/DF	CFI (ΔCFI)	RMSEA	SRMR
Memorias de crianza				
Sexo	2.97	0.94 (0.01)	0.03	0.03
Grado	2.61	0.92 (0.01)	0.03	0.04
EPPPro				
Sexo	4.18	0.92 (0)	0.04	0.05
Grado	3.23	0.91 (0.01)	0.03	0.05
FACES III				
Sexo	4.18	0.92 (0.01)	0.04	0.05
Grado	3.23	0.91 (0.01)	0.03	0.05

Nota: Elaboración Propia. ^a Medición de comparación por residuales.

La prueba de invarianza mostró indicadores adecuados, pues según Domínguez y Adrián (2015), y Ochoa et al. (2015) el CFI es el indicador en el cual se debe enfocar para observar el contraste y determinar la invarianza, lo anterior no quiere decir que los demás indicadores no sean importantes, sino que es el indicador más robusto de la prueba para explicar validez en la invarianza, debido a que este refiere a un índice de comparación.

Los datos descriptivos indicaron que las variables comunicación ($M = 2.92$, $DE = 0.81$), apoyo emocional ($M = 2.92$, $DE = 0.82$), prácticas parentales prosociales ($M = 3.55$, $DE = 0.95$), recompensa ($M = 2.72$, $DE = 1.05$), cohesión familiar ($M = 2.73$, $DE = 0.78$) y adaptabilidad familiar ($M = 2.79$, $DE = 0.90$) tienen una tendencia a ser normal con asimetría y curtosis de entre ± 3 (Kim, 2013) con una propensión irrelevante a la derecha en la distribución de los datos, exceptuando recompensa y adaptabilidad familiar, que tienden a ser más céntricos.



Discusión

Se obtuvieron dos dimensiones para cada escala. En las dimensiones, se expulsaron 8 reactivos en total, todos en la fase de aplicación del análisis Rasch, es decir, según lo que mencionan González (2008), Prieto y Delgado (2003) los reactivos resultaron difíciles de entender para la muestra, la habilidad de responder el reactivo no fue la adecuada, o bien, el reactivo no es pertinente para la muestra.

Lo primero a resaltar es la estructura factorial obtenida de cada escala, pues difiere de las escalas originales, esto debido a la diferencia metodológica en el AFE (Abad *et al.*, 2011; Ferrando y Anguiano, 2010; Izquierdo *et al.*, 2013; Lloret-Segura *et al.*, 2014; Vigil-Colet *et al.*, 2009).

En memorias de crianza, donde se consideraban las dimensiones de interés por las actividades de los hijos e hijas, apoyo emocional y orientación a los hijos e hijas (Rodríguez *et al.*, 2011), resultó en dos dimensiones: comunicación parental y apoyo emocional. Esencialmente, lo que sucedió al realizar AFE con máxima verosimilitud oblicua, fue que la orientación a los hijos e hijas e interés en sus actividades se unieron. En la teoría, dichas dimensiones subyacen del concepto comunicación parental (Aguirre, 2014; Baumrind, 1973; Bowlby, 1969; Estévez *et al.*, 2007; Rodríguez *et al.*, 2011), por ello es que, a lo obtenido aquí, se le concibió con ese nombre. Por otro lado, el apoyo emocional, al ser muy distinto a la comunicación parental, en tanto a su teoría, sus reactivos se conjuntaron en otro factor sin problemas.

Se observó que, a comparación de las escalas tomadas, los valores obtenidos a partir de implementar el AFE con máxima verosimilitud, y oblicua en conjunto con análisis Rasch, mejoraron. La varianza total explicada obtenida por Rodríguez *et al.* (2011) fue de 41 % y alfas de 0.93 para interés, 0.85 para apoyo emocional y 0.75 para orientación; mientras que en lo obtenido en el presente estudio, la varianza total explicada fue de 53.81 % y alfas de 0.94 para cada dimensión.

Para EPPPro, se contemplaban tres dimensiones: PPro, recompensa y castigo. En este estudio, la dimensión castigo fue expulsada en su totalidad por análisis Rasch. Esto concordaría con la teoría, pues los



reactivos refieren a reforzamiento y castigo positivo, lo cual Rincón *et al.* (2018) mencionan que se implementan para aumentar y disminuir la probabilidad de conducta, en este caso, se quiere medir el comportamiento prosocial, no la falta de conducta prosocial. También, se observan mejores efectos en el reforzamiento positivo, ya que, en la educación parental, el reforzamiento positivo suele tener un proceso de contingencia más claro que los castigos (Rincón *et al.*, 2018).

Por otro lado, cabe resaltar que la estructura factorial para PPPro y recompensa se mantuvieron igual, no obstante, los valores obtenidos por AFE con máxima verosimilitud oblicua y análisis Rasch mostraron ser mejores. Zacarías (2014) obtuvo varianza total explicada de 48.19 % y alfas de 0.92 para PPPro, 0.74 para recompensa y 0.87 para castigo. En este estudio, se obtuvo varianza total explicada de 50.34 % y alfas de 0.95 para PPPro y 0.83 para recompensa.

FACES III mantuvo casi la misma estructura, ya que dos reactivos que originalmente pertenecían a adaptabilidad familiar se conjuntaron con cohesión familiar, sin embargo, el análisis Rasch sugirió la expulsión de dos reactivos en adaptabilidad y uno en cohesión. La varianza total explicada obtenida por Ponce *et al.* (2002) fue de 46.3 % y el alfa total fue de 0.70. En este estudio, se obtuvo varianza total explicada de 43.62 %, pero alfas de 0.90 para cohesión y 0.79 para adaptabilidad.

A la luz de la literatura y en función al marco teórico que envuelve las escalas trabajadas, damos cuenta que, en esencia, las diferencias estructurales no implican una reestructuración conceptual teórica, dado que, aunque en la escala de memorias de crianza se hayan unido las dimensiones originales que aluden al interés y orientación, estas se desprenden del concepto de comunicación parental. En cuestión a la dimensión de castigo, esta fue expulsada por análisis Rasch, lo que supone una dificultad al contestar referente a que en la cultura del norte del país, posiblemente, el castigo no refleje la realidad. En relación a la funcionalidad familiar, la estructura se mantuvo, aunque en este estudio se obtuvo una menor varianza explicada, la confiabilidad fue mejor, además de una buena estructura por AFC.



Siendo las estructuras constituidas como lo obtenido en el presente trabajo, y debido a los valores obtenidos aquí, podemos concluir que hay reactivos que ya no se ajustan o reflejan algún fragmento de la realidad en relación a lo que se pretende medir, o por lo menos en el estado de Sonora. Siendo así, las estructuras factoriales distintas suponen una forma más eficaz de reconocer qué variables observables describen a las variables latentes y cuáles variables observables no son pertinentes en la estructura factorial.

Es relevante mencionar que por lo obtenido en este estudio, con relación a la comparación de los valores de AFE, no es posible atribuirle la mejora de valores en su totalidad al método de máxima verosimilitud con oblicua, pues no se realizó una comparación entre los dos métodos con la misma muestra, ya que el objetivo fue el de obtener indicadores de validez y confiabilidad en función a supuestos más actuales para disminuir el error en la medida y que las herramientas resulten fiables. No obstante, se puede concluir que las estructuras factoriales obtenidas, en comparación a las revisadas, sugieren una relación más lógica y estrecha con la teoría de procedencia, lo cual según Byrne (2016) es de suma importancia al validar constructos.

A lo anterior, es necesario añadir las diferencias culturales aludidas por Espinoza y Garcés (2016) al momento de trabajar con escalas, pues se generaron indicadores de validez en el norte del país, una cultura diferente a la de la Ciudad de México. También, por las diferencias de edades y lo que respecta la familia en relación a las etapas del desarrollo de los hijos e hijas, puesto que las escalas originales se trabajaron con muestras universitarias o primarias, es decir, después y antes de la etapa de conflictos que trae la adolescencia, que es la población objetivo en este artículo (Castro y Kirchner, 2018; Chavarín-García y Gálvez, 2018; Del Castillo, 2019; Espinoza y Garcés, 2016; García *et al.*, 2013; Landstedt y Gillander, 2010; Mestre *et al.*, 2007; Morán y Martínez, 2019; Silva y Pillón, 2004).

En suma, según lo propuesto por Pérez y Medrano (2010), De la Fuente (2011), Lloret-Segura (2014), Bentler (1990), Onyekachi y Olanrwaju (2020) y Steiger y Lind (1980), y por el objetivo de este estudio, se



obtuvieron tres escalas con indicadores de validez y confiabilidad óptimos para medir aspectos de la familia desde la perspectiva adolescente, cumpliendo el propósito del presente trabajo. AFE y AFC arrojaron indicadores de validez muy buenos. Por otro lado, el análisis Rasch, después de expulsar los reactivos antes discutidos, se mantuvo con buenos indicadores (Atorresi *et al.*, 2009; Chávez y Saade, 2009; González, 2008; Wright y Stone, 1979).

Conclusiones

Obteniendo los indicadores de validez y confiabilidad de cada escala a través de un método riguroso como es el TRI, además de añadir pruebas de invarianza con residuales, lo cual indica que las diferencias son casi invariantes en su totalidad, damos cuenta de que se logró obtener instrumentos válidos y confiables para medir aspectos de la familia desde la perspectiva del adolescente en el norte del país. Además, es preciso señalar que la estructura factorial concordó en AFE y AFC con las submuestras al 50 %.

Lo anterior es relevante pues, como se indicó en el apartado de contextualización, la adolescencia trae consigo una serie de problemas, los cuales interfieren y modifican la estructura familiar y la relación con sus padres. También, los diversos factores de riesgo para cometer conductas antisociales o peligrosas para la salud, como el consumo de sustancias, conducta sexual prematura e irresponsable, vandalismo y delincuencia se encuentran presentes en la adolescencia.

Se reitera la importancia de las prácticas de crianza adecuadas y la funcionalidad familiar estable, ya que estos son factores fundamentales para disminuir los riesgos anteriormente expuestos. De esta manera, el contar con instrumentos validados con esta rigurosidad ayuda a conocer la situación del adolescente con relación a su familia, con lo cual la información podría apoyar a la prevención de aspectos negativos que la adolescencia trae consigo, así como apoyar en el desarrollo y formas de socialización en los diferentes ambientes sociales como la escuela, colonia y familia. También, la utilización de estas herramientas ayuda a explicar eventos apegándose más a la realidad al disminuir el error en los análisis.



Por otro lado, y refiriendo a los limitantes del estudio, damos cuenta que, a pesar de llevar a cabo un proceso de validación riguroso, es necesario contar con otro tipo de validez como la concurrente, divergente o discriminante, pues esto sumaría a la relevancia de utilizar este tipo de escalas para medir las variables aquí estudiadas, o bien, encontrar debilidades en estas y proseguir en la línea de investigación psicométrica en el contexto familiar. También, otra limitante podría referir a que no se llevó a cabo un estudio mixto que permitiera triangular la información obtenida para su validez. Como se mencionó anteriormente, la mejora de los valores obtenidos en este estudio, en comparación a las escalas originales, no puede ser atribuida en su totalidad al método y rotación de máxima verosimilitud con oblicua, por lo que se sugiere llevar a cabo estudios donde se demuestre la eficacia de estos, en contraste con varimax y componentes principales para dar un mayor apoyo.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no existir conflicto de intereses

Financiamiento

Agradecemos al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología el apoyo financiero para este estudio dentro del proyecto *Validez y nivel de explicación de un modelo de evaluación de la violencia en la escuela secundaria en Sonora* del sectorial del Instituto Nacional de Evaluación Educativa (registro 289195).

Agradecimientos

Se agradece a la Secretaria de Educación y Cultura del Estado de Sonora, a los directivos de las escuelas, docentes y alumnos por las facilidades para llevar a cabo este estudio.

Referencias

Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, J., y García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Síntesis.

<https://dialnet.unirioja.es/servlet/libro?codigo=552272>

Acuña, I., Michelini, Y. Guzmán, J. I. y Godoy, J. C. (2017). Evaluación de validez convergente y

discriminante en tests computarizados de toma de decisiones. *ARTIGO*, 16(3), 375-383. DOI:

<http://dx.doi.org/10.15689/ap.2017.1603.12952>



- Aguirre, A. M. (2014). Validez del inventario de prácticas de crianza (CPC-1 versión padres) en padres, madres y cuidadores de la ciudad de Bogotá. *Revista Iberoamericana de Psicología: Ciencia y Tecnología*, 7(1), 79-90.
- Atorresi, H. F., Lozzia, G. S., Abal, J. P., Galibert, M. S. y Aguerri, M. E. (2009). Teoría de Respuesta al Ítem. Conceptos básicos y aplicaciones para la medición de constructos psicológicos. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 18(2), 179-188.
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=281921792007>
- Bandura, A. y Walters, R. (1974). *Aprendizaje social y desarrollo de la personalidad*. Stanford.
- Batista, J. M. y Germa, J. A. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(1), 21-27.
- Baumrind, D. (1973). Parental Disciplinary Patterns and Social Competence in Children. *Youth and Society*. (9), 239-276.
- Beavers, W., Hampson, R. y Hulgus, R. (1985). Commentary: The Beavers System Approach to Family Assessment. *Family Process*, 24(3), 398-405. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.1985.00398.x>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin*. 107(2), 46-238. DOI: <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss: Vol. 1. Attachment*. Reading MA: Addison Wesley.
- Byrne, B. M. (2016). Adaptation of Assessment Scales in Cross-national Research: Issues, Guidelines, and Caveats. *International Perspectives in Psychology: Research, Practice, Consultation*, 5(1), 51-65. DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/ipp0000042>



- Castro, K. y Kirchner, T. (2018). Coping and Psychopathological Profile in Nonsuicidal Self-injures in Chilean Adolescents. *Journal of Clinical Psychology*, 74(1), 147-160. DOI: <https://doi.org/10.1002/jclp.22493>
- Chavarín-García, M. y Gálvez-Hernández, C. (2018). Conducta antisocial adolescente y dinámica familiar. Análisis conceptual. *Psicología Iberoamericana*, 26(1).
<https://psicologiaiberoamericana.ibero.mx/index.php/psicologia/article/view/29>
- Chávez, C., y Saade, A. (2009). *Procedimientos Básicos para el Análisis de Reactivos*. CENEVAL.
- Checa, P. y Abundis, A. (2018). Parenting Styles, Academic Achievement and the Influence of Culture. *Psychology and Psychotherapy: Research Study*, 1(4), 1-3. DOI: <https://doi.org/10.31031/PPRS.2018.01.000518>
- Cronbach, L. J. (1971). Test Validation. En R. Thorndike (Eds.), *Educational Measurement* (2a ed., pp. 443–507). American Council on Education.
- De la Fuente, S. (2011). *Análisis Factorial*. Universidad Autónoma de Madrid.
- Del Castillo, N. (2019). Estilos de socialización parental: revisión sistemática. *PsiqueMAG*, 8(2), 55-76.
DOI: <https://orcid.org/0000-0001-5131-100X>
- Domínguez, S. A. y Adrián, L. (2015). Invarianza factorial del Cognitive Emotional Regulation Questionnaire (CERQ) en universitarios limeños y cordobeses. *Universitas Psychologica*, 15(1), 89-98. DOI: <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-1.ifce>
- Epstein, N., Baldwin, L. M. y Bishop, D. (1983). The McMaster Family Assessment Device. *Journal of Marital Family Therapy*, 9(2), 171-180. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1983.tb01497.x>
- Espinoza, E. y Garcés, D. (2016). Validación cultural de un instrumento para medir el nivel de conocimiento de bioestadística. *Revista Médica Herediana*, 27(3), 152-116.
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=338048380006>



- Estévez, E., Murgui, S., Moreno, D., y Musitu, G. (2007). Estilos de comunicación familiar, actitud hacia la autoridad institucional y conducta violenta del adolescente en la escuela. *Psicothema*, 19(1), 108-113. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72719116>
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441003>
- Finkelhor, D., Ormrod, R., Turner, H. y Holt, M. (2009). Pathways to Poly-victimization. *Child Maltreat*, 14(4), 316-29. DOI: <https://doi.org/10.1177/1077559509347012>
- Flores, M. M., Cortés, M. L. y Góngora, E. A. (2008). *Familia, crianza y personalidad: Una perspectiva etnopsicológica*. Universidad Autónoma de Yucatán.
- Foster, H. y Brooks-Gunn, J. (2012). Neighborhood, Family and Individual Influences on School Physical Victimization. *Journal of Youth and Adolescence*, 42(10), 1596-1610. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10964-012-9890-4>
- García, M., Pérez, R., y Hernández, R. (2013). Convivencia Escolar en Secundaria Básica. *Ciencias Holguín*, 19(3), 1-11. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=181528709007>
- Georgiou, S. y Fanti, K. (2010). A Transactional Model of Bullying and Victimization. *Social Psychology of Education*, 13(3), 295-311. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11218-010-9116-0>
- Gómez-Clavelina, F., Irigoyen, A. y Ponce, E. (1999). Selección y análisis de instrumentos para la evaluación de la estructura y funcionalidad familiar. *Archivos en Medicina Familiar*, 1(2), 45-57. <https://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/resumen.cgi?IDARTICULO=8430>
- González, M. (2008) Fundamentos del Análisis de Rasch. *INVURNUS*, 4(3).



- Grolnick, W. S. y Ryan, R. M. (1989). Parent Styles Associated with Children's Self-regulation and Competence in School. *Journal of educational psychology*. 81, 143-154.
<https://doi.org/10.1037/0022-0663.81.2.143>
- Hoffman, M. (1976). Parental discipline and moral internalization. *Development Report*. 85.
- Iglesias, B. y Romero, E. (2009). Estilos parentales percibidos, psicopatología y personalidad en la adolescencia. *Asociación Española de Psicología Clínica y Psicopatología*, 14(2), 63-77. DOI: <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.14.num.2.2009.4067>
- Izquierdo, I., Olea, J. y Abad, F. J. (2013, Septiembre). *¿Se aplica correctamente el análisis factorial exploratorio en la investigación psicológica?* Comunicación presentada al XIII Congreso de Metodología de las Ciencias Sociales y de la Salud. Tenerife. España.
- Izzedin, R. y Pachajoa, A. (2009). Pautas, prácticas y creencias acerca de crianza... ayer y hoy. *Liberabit*, 15(2), 109-115. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=68611924005>
- Jiménez, K. y Montero, E. (2013). Aplicación del modelo de Rasch, en el análisis psicométrico de una prueba de diagnóstico en matemáticas. *Revista digital Matemática, Educación e Internet*, 13(1), 1-24
- Jiménez, T., Musitu, G. y Murgui, S. (2005). Familia, apoyo social y conducta delictiva en adolescencia: efectos directos y mediadores. *Anuario de psicología*, 36(2), 559-576.
<https://www.raco.cat/index.php/AnuarioPsicologia/article/view/61813>
- Kahraman, H., Yilmaz, T. y Basokcu, T. O. (2017). Parenting practices scale: Its Validity and Reliability for Parents of School-aged Children. *Educational Sciences: Theory & Practice*, 17(3), 745-769.
DOI: <https://doi.org/10.12738/estp.2017.3.0312>



- Kanan, N., Arokiasamy, L. y Bin, M. (2018). A Study on Parenting Styles and Parental Attachment in Overcoming Internet Addiction among Children. *Web of Conferences*, 56(5), 1-10. DOI: <https://doi.org/10.1051/shsconf/20185602002>
- Kane, M. (2013). Validating the Interpretations and Uses of Test Scores. *Journal of Educational Measurement*, 50(1), 1–73. DOI: <https://doi.org/10.1111/jedm.12000>
- Kieffer, K. M. (1999). "Why Generalizability Theory is Essential and Classical Test Theory is Often Inadequate". *Advances in Social Science Methodology*, vol. 5, pp. 149–170. DOI: <https://doi.org/10.3758/BF03192810>
- Kim, H-Y. (2013). Statistical Notes for Clinical Researchers: Assessing Normal Distribution (2) Using Skewness and Kurtosis. Open lecture on statistics, 52-54. DOI: <http://dx.doi.org/10.5395/rde.2013.38.1.52>
- Landstedt, E. y Gillander, K. (2010). Deliberate Self-harm and Associated Factors in 17-year-old Swedish Students. *Scandinavian Journal of Public Health*, 39(1), 17-25. DOI: <https://doi.org/10.1177/1403494810382941>
- Linder-Pelz, S., Levy, S., Tamir, A., Spenser, T. y Epstein, M. (1984). A Measure of Family Functioning for Health Care Practice and Research in Israel. *Journal of Comparative Family Studies*, 15(2), 211-230. DOI: <https://doi.org/10.3138/jcfs.15.2.211>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., Tomás-Marco, E. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 30(3), 1151-1169. DOI: <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Manzano, A. P. (2017). Introducción a los modelos de ecuaciones estructurales. *Investigación en Educación Médica*, 7(26), 67-72.
<http://riem.facmed.unam.mx:90/ojs/index.php/riem/article/view/197/185>



- Martínez, J. A. y Martínez, L. (2009). El análisis factorial confirmatorio y la validez de escalas en modelos causales. *Anales de Psicología*, 25(2), 368-374. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/88081>
- Merino, C., Díaz, M. y Cohen, B. H. (2007). De los niños a los padres: El inventario de percepción de conductas parentales. *Persona*, 6, 135-149. DOI: <https://doi.org/10.26439/persona2003.n006.883>
- Messick, S. (1998). Test Validity: A Matter of Consequence. *Social Indicators Research*, 45(1-3), 35-44. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1006964925094>
- Mestre, J. M., Núñez, I. y Guil, R. (2007). Aspectos psicoevolutivos, psicosociales y diferenciales de la inteligencia emocional. *Revista de la Psicología de la Salud*, 151-170.
- Montañés, M., Bartolomé, R. Montañés, J. y Parra, M. (2008). Influencia del contexto familiar en las conductas adolescentes. *Ensayos*. 17. 391-407.
- Montero, I. y León, O. G. (2007). A Guide for Naming Research Studies in Psychology. *IJCHP*, 7(3). 847-862. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33770318>
- Moos, R. H. y Moos, B. S. (1981). *Family Environment Scale Manual*. Psychologist Press.
- Morán, J. y Martínez, C. (2019). El apego en la adolescencia: una revisión sistemática de la investigación latinoamericana durante los últimos 15 años. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 28(2), 172-182. DOI: <https://doi.org/10.24205/03276716.2019.1098>
- Morris, A.S., Silk, J.S., Steinberg, L., Myers, S.S., y Robinson, L.R. (2007). The Role of the Family Context in the Development of Emotion Regulation. *Social Development*, 16(2), 361-388. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.2007.00389.x>
- Ochoa, G., Carlos, J., Pérez, C., Aranceta, J. y Esparza, O. (2015). Validez e invarianza factorial de un modelo socioecológico para explicar el consumo de fruta en niños mexicanos. *Nutrición Hospitalaria*, 31(2), 649-657. DOI: <https://doi.org/10.3305/nh.2015.31.2.8317>



- Oliveira, W., Silva, J., Querino, R., Santos, C., Ferriani, M., Santos, M., y Silva, M. (2018). Revisión sistemática sobre acoso escolar y familia: un análisis a partir de los sistemas bioecológicos. *Revista de Salud Pública*, 20(3), 396-403. DOI: <https://doi.org/10.15446/rsap.v20n3.47748>
- Olson, D. H. (1986). Circumplex model VII: Validation Studies and FACES III. *Family Process*, 25(3), 337-351. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.1986.00337.x>
- Onyekachi, A. M. y Olanrewaju, S. O. (2020). A Comparison of Principal Component Analysis, Maximum Likelihood and the Principal Axis in Factor Analysis. *American Journal of Mathematics and Statistics*, 10(2), 44-54. doi:10.5923/j.ajms.20201002.03
- Pérez, E. R. y Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*, 2(1), 58-66.
- Pérez, K. L., Romero, K., Robles, J. y Flórez, M. (2019). Prácticas parentales y su relación con conductas prosociales y agresivas en niños, niñas y adolescentes de instituciones educativas. *Espacios*, 40(31).
- Pless, I. y Satterwhite, B. (1973). A Measure of Family Functioning and its Application. *Social Science & Medicine*, 7(8), 613-621. DOI: [https://doi.org/10.1016/0037-7856\(73\)90029-2](https://doi.org/10.1016/0037-7856(73)90029-2)
- Ponce, E. R., Gómez, F. J., Terán, M., Irigoyen, A. E. y Landgrave, S. (2002). Validez de constructo del cuestionario FACES III en español (México). *Atención Primaria*, 30(10), 624-630. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0212-6567\(02\)79124-5](https://doi.org/10.1016/S0212-6567(02)79124-5)
- Portugal, A. P., María, J. B., Cunha, B., Camacho, F., Spínola, J. y Santos, S. (2019). Emerging adulthood and parent-child communication: A validation study with perception scale of parenting communication. *International Journal of Psychology Therapy*, 19(2), 203-215.
- Rasch, G. (1960). *Probabilistic Models for Some Intelligence and Attainment Tests*. Copenhagen. The Danish Institute for Educational Research.



- Rincón, P., Cova, F., Saldivia, S., Bustos, C., Gordón, P., Inostroza, C., ... King, M. (2018). Effectiveness of a Positive Parental Practices Training Program for Chilean Preschoolers' Families: A Randomized Controlled Trial. *Frontiers in Psychology*, 9. 1-9. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01751>
- Rink, J. E. y Knot-Dickscheit, J. (2002). *Questionnaire Rearing Tasks for Parents*. Stichting Kinderstudies.
- Roa, M. L. y Del Barrio, M. V. (2002). Cuestionario de percepción de crianza para niños y adolescentes. *Psicología Educativa*, 8(1), 37-51. <https://journals.copmadrid.org/psed/art/309fee4e541e51de2e41f21bebb342aa>
- Rodríguez, B., Van, H., González, N. y Unikel, C. (2011). Desarrollo de una escala para medir la percepción de la crianza parental en jóvenes estudiantes mexicanos. *Pensamiento Psicológico*, 9(17). 9-20. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80122596001>
- Rodríguez, M. A., Del Barrio, M. V. y Carrasco, M. A. (2009). ¿Cómo perciben los hijos y las hijas la crianza materna y paterna? Diferencias por edad y sexo. *Escritos de Psicología*, 2(2), 10-18.
- Romani, F., Gutiérrez, C. y Lama, M. (2011). Auto-reporte de agresividad escolar y factores asociados en escolares peruanos de educación secundaria. *Revista Peruana de Epidemiología*, 15(2), 1-9. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=203122516009>
- Ronzón-Tirado, R. C., Muñoz-Rivas, M. J., Zamarrón, M. D. y Redondo, N. (2019). Cultural Adaptation of the Modified Version of the Conflicts Tactics Scale (M-CTS) in Mexican Adolescents. *Frontiers in Psychology*, 10, 1-9 DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00619>
- Saucedo, C. y Guzmán, C. (2018). La investigación sobre la violencia escolar en México: tendencias, tensiones y desafíos. *Cultura y representaciones sociales*, 12(24), 213-245. DOI: <http://dx.doi.org/10.28965/2018-024-08>



- Schaffer, H. R. y Crook, CH. K. (1981). El papel de la madre en el desarrollo social temprano. *Infancia y aprendizaje*, 15, 19-37.
- Silva, I. y Pillón, S. (2004). Factores protectores y de riesgo asociados al uso de alcohol en adolescentes hijos de padre alcohólico. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 12, 359-368. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0104-11692004000700010>.
- Skinner, H., Steinhauer, P. y Santa-Barbara, J. (1983). The Family Assessment Measure. *Canadian Journal of Community Mental Health*, 2(2), 91-103. DOI: <https://doi.org/10.7870/cjcmh-1983-0018>
- Smilkstein, G. (1978). The Family APGAR: A Proposal for a Family Function Test and its Use by Physicians. *The Journal of Family Practice*, 6(6), 1231-1239.
- Steiger, J. H., y Lind, J. C. (1980). *Statistically based Tests for the number of factors*. Presentado por escrito en la reunión anual de primavera de la sociedad psicométrica de la ciudad de Iowa: IA.
- Tur, A. M., Mestre, M. V. y Barrio, V. (2004). Los problemas de conducta exteriorizados e interiorizados en la adolescencia: relaciones con los hábitos de crianza y con el temperamento. *Acción Psicológica*, 3(3), 207-221.
- Vigil- Colet, A., Canals, J., Cosí, S., Lorenzo-Seva, U., Ferrando, P. J., Hernández-Martínez C., ... Domenech, E. (2009). The Factorial Structure of the 41-item Version of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a Spanish Population of 8 to 12Years-old. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9(2), 313-327. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33712028009>
- Villarreal, D. y Paz, A. (2017). Cohesión, adaptabilidad y composición familiar en adolescentes del Callao, Perú. *Propósitos y Representaciones*, 5(2), 21-64. DOI: <http://dx.doi.org/10.20511/pyr2017.v5n2.158>
- Wright, B. D. y Stone, M. (1979). *Best Test Design*. Chicago: MESA Press.



Zacarías, X. (2014). *Prácticas parentales, empatía y conducta prosocial en preadolescentes* [Tesis doctoral]. Universidad Nacional Autónoma de México.

Zacarías, X., Aguilar, J. y Andrade, P. (2016). Efectos de las prácticas parentales en la empatía y la conducta prosocial de preadolescentes. *Informes Psicológicos*, 17(1). DOI:

<https://doi.org/10.18566/infpsic.v17n1a04>

Cómo citar este artículo: Fregoso Borrego, D., Vera Noriega, J. A. ., Duarte Tánori, K. G., & Peña Ramos, M. O. . (2021). Indicadores psicométricos de tres escalas para adolescentes en el contexto familiar: validación de escalas para adolescentes. *Psicumex*, 11(1), 1–31, e413. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v11i1.413>

