

Artículos

Escala de comunicación padres e hijos adolescentes: Evidencia de validez en México

Parent-Adolescent Communication Scale: Evidence of Validity in Mexico

Karla María Urías Aguirre¹, Xolyanetzin Montero Pardo¹, Gonzalo Musitu Ochoa³, Estefanía Estévez López⁴, Teresa Isabel Jiménez Gutierrez⁵, Joaquín Alberto Padilla-Bautista⁶

1 Universidad Autónoma de Sinaloa

2 Universidad Pablo de Olavide

3 Universidad Miguel Hernández de Elche

4 Universidad de Zaragoza

6 Universidad Autónoma de Baja California

Resumen

La calidad de la comunicación entre padres e hijos es un factor de riesgo o protección para el desarrollo de dificultades en los adolescentes; por ello, es fundamental que los profesionales de la prevención e intervención psicológica dispongan de instrumentos válidos y fiables para evaluar este indicador de la calidad del funcionamiento familiar. El objetivo fue obtener evidencia de validez de la escala de comunicación entre padres e hijos de Barnes y Olson (1982). Se obtuvieron dos muestras, una de 661 participantes (media = 15 años, DE = 1.6) para el análisis factorial exploratorio. Y otra de 240 participantes (media = 14.8 años, DE = 1.6 años) para el análisis factorial confirmatorio. Ambos análisis mostraron que el instrumento se constituye por dos factores que explican el 47% (madre) y 49% (padre) de la varianza. Los coeficientes de fiabilidad de la escala final para madres y padres oscilaron entre 0.64 y 0.78. Los hallazgos evidencian que esta escala presenta propiedades psicométricas adecuadas para utilizarla en población mexicana.

Palabras clave: comunicación, padres, madres, adolescentes, funcionamiento familiar

Autores

Karla María Urías Aguirre. Universidad Autónoma de Sinaloa.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0828-1444>

Xolyanetzin Montero Pardo. Universidad Autónoma de Sinaloa.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3656-0942>

Gonzalo Musitu Ochoa, Universidad Pablo de Olavide.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8668-1526>

Estefanía Estévez López. Universidad Miguel Hernández de Elche.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2662-2735>

Teresa Isabel Jiménez Gutierrez, Universidad de Zaragoza.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5187-3683>

Joaquín Alberto Padilla-Bautista, Universidad Autónoma de Baja California.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2159-7286>

Autor para correspondencia: Xolyanetzin Montero Pardo email: xolyanetzin.montero@uas.edu.mx

Abstract

The quality of communication between parents and children can be a risk or protective factor for the development of challenges in adolescents. Therefore, it is fundamental for the professionals in prevention and intervention to have valid and reliable instruments to evaluate this indicator of the quality of family functioning. The objective of this study was to obtain evidence of the validity of the Parent-Adolescent Communication Scale by Barnes & Olson (1982). Two samples were obtained, one with 661 participants (mean=15 years old, SD= 1.6) for the exploratory factor analysis; and another with 240 participants (mean= 14.8 years old, SD=1.6) for the confirmatory factor analysis. Both analyses showed that the instrument is made up of two factors that explain 47% (mother) and 49% (father) of the variance. Reliability coefficients from the final scale for mothers and fathers oscillated between 0.64 and 0.78. The findings indicate that this scale has adequate psychometric properties to be used in the Mexican population.

Key words: communication, fathers, mothers, adolescents, family functioning

DOI <https://doi.org/10.36793/psicumex.v13i1.541>

Recibido 01 – Abril - 2022

Aceptado 14 – Febrero - 2023

Publicado 30 – Julio - 2023



Introducción

La familia es una institución que ha estado presente desde las sociedades más antiguas hasta la actualidad. Su valor es sustancial, siendo complejo delimitar una definición para este constructo, sobre todo considerando las transformaciones históricas y culturales, así como la diversidad familiar existente en la actualidad. Los primeros estudios en el ámbito de la familia ubicaban a esta como un grupo social, originado en el matrimonio y compuesto por esposo, esposa e hijos, y unidos por obligaciones económicas, religiosas y educativas (Lévi-Strauss, 1949). Posteriormente, se definió a la familia como un grupo social integrado por dos personas que contribuyen en la vida monetaria, en la formación académica y en el cuidado de los hijos (Gough, 1971).

Diferentes autores se han ido sumando a estas definiciones, imperando las características estructurales y sus funciones (Gallego, 2012; Oliva y Villa, 2014), como el cuidado, socialización y educación de sus miembros para el desarrollo humano (Bernal, 2016). Desde la teoría de los sistemas, es entendida como un sistema abierto que interactúa con otros más amplios y ha ido reajustándose a los diferentes cambios y demandas propios de las etapas del ciclo vital familiar, como la infancia y adolescencia (Fernández et al. 2015).

Por tanto, en la actualidad, la familia es considerada como un sistema de interacciones fundamentalmente afectivas, cuyos lazos entre sus miembros conlleva un sentido de corresponsabilidad y compromiso entre sus integrantes, más fuerte que las obligaciones impuestas por otras instituciones. Si bien hay funciones tradicionalmente vinculadas a la familia que pueden ser satisfechas por otras personas o entidades, hay responsabilidades inherentes a los roles familiares como la intimidad, la cercanía, la atención mutua y el sentido de identidad entre sus integrantes (Estévez y Musitu, 2016).

En la evolución histórica, social y cultural de la familia se han presentado cambios sustanciales originados con la participación laboral de las mujeres, disminución en la descendencia, aplazamiento en las



uniones de pareja y espacio para la maternidad a mayor edad; estos cambios que se han denominado como “la revolución silenciosa” (Arriagada, 2007). Las nuevas facetas en el contexto social han suscitado modificaciones sustantivas en la dinámica familiar, donde la responsabilidad del hogar ya no solo es asunto de la mujer, sino que el hombre comparte responsabilidades tanto económicas como de la distribución de tareas domésticas (Gallego, 2012). Estos cambios han impactado el clima familiar en la crianza y el funcionamiento de la familia en general al tener que conciliar ambos las responsabilidades familiares y laborales (Martínez-Pampliega *et al.* 2019).

Independientemente del tipo de conformación de la familia, esta atraviesa distintas etapas de transición con diversos procesos claves que propician su desarrollo. La teoría del ciclo vital familiar explica el proceso mediante etapas o periodos, expuestos a influencias externas e internas, que dan forma a cada familia y contribuyen con estrategias de afrontamiento a sus integrantes para su vida y sus demandas (Moratto *et al.* 2015).

En efecto, Olson *et al.* (1983) destacan cuatro etapas en el ciclo vital de la familia: cónyuges jóvenes sin descendencia, cónyuges con hijos escolarizados, cónyuges con hijos adolescentes y cónyuges en el estadio de nido vacío o jubilación. En un estudio sistemático realizado por Moratto *et al.* (2015), enfatizan la clasificación de cuatro etapas con distintas tareas o cambios en cada una de ellas: la primera de formación, caracterizada por la integración de la pareja; la segunda de expansión, conformada por la fase de crianza inicial de los hijos y con niños preescolares; la tercera de consolidación y apertura, familia con niños escolares, con hijos adolescentes, con hijos en proceso de independencia (partida de los hijos de la casa de los padres), adultos en edad de retiro de trabajo (termino de relaciones laborales); y la cuarta de disolución, organizada por la familia anciana y viudez.

Estos cambios por los que transita la familia a lo largo del ciclo vital pueden propiciar diversas tensiones; ante ello, los integrantes dispondrán de algunas habilidades que podrán emplear para afrontar los momentos



de tensión en el núcleo familiar. En este contexto, se distinguen estresores normativos cuando existen cambios propios del momento determinado del ciclo de vida familiar, y estresores no normativos cuando se presentan circunstancias o condiciones no previstas de abrupta aparición con bastante alcance para producir alteraciones en el funcionamiento familiar (Musitu y Callejas, 2017).

La presente investigación se centra en la etapa del ciclo de vida de familias con hijos adolescentes, donde se observan ciertas tareas o cambios normativos que se pueden resumir en conciliar dos procesos opuestos: por un lado, la búsqueda de la unión familiar, el conservar los vínculos amorosos y el sentido de identidad familiar; y, por otro, la búsqueda de desigualdad y creciente autonomía de los integrantes de la familia (Olson, 1991). Una de las propuestas más utilizadas para evaluar el sistema familiar es el modelo circumplejo de Olson (Barnes y Olson, 1985; Olson, 2011; Olson et al. 2019), organizado en torno a tres constructos fundamentales para el funcionamiento familiar: 1) cohesión, entendida por la expresión afectiva entre los integrantes de una familia o que una pareja expresa entre sí; 2) flexibilidad, definida como la posibilidad de cambio en la organización, las funciones y las reglas de convivencia; y 3) comunicación, entendida como las destrezas en la comunicación abierta y positiva en el sistema familiar o de pareja.

En este modelo, la comunicación es considerada como una dimensión que permite aumentar la cohesión y la flexibilidad, y por ello se propone que las familias equilibradas tienen una comunicación familiar más positiva (Olson y Gorall, 2003). Para Zambrano-Mendoza et al. (2019), la comunicación es la respuesta para conservar una relación idónea entre padres e hijos, ya que genera un ejercicio de confianza y respeto mediante el diálogo. Según Martínez et al. (2019), el proceso de comunicación se transmite a partir de la fusión de la comunicación verbal, no verbal y paraverbal, que permite la expresión de ideas y sentimientos, y es por medio de la expresión de afecto y diversas actitudes que se genera la empatía o apatía con el otro. En suma, la comunicación familiar constituye una dimensión facilitadora, que ayuda a describir la integración o los patrones de interacción familiar (Musitu y Callejas, 2017).



La comunicación familiar durante la adolescencia toma particular importancia debido a que influye en la estructuración de la identidad del adolescente y la capacidad de asumir roles (Cooper et al. 1982). El modelo propuesto por Grotevant y Cooper (1985) busca reconocer matices de la comunicación familiar que refuerzan las habilidades psicosociales del adolescente. Se trata del llamado modelo de individuación y consta de cuatro factores: 1) la aserción/afirmación de sí mismo, que trata de tener una postura y explicarlo con claridad; 2) la separación, que es la capacidad de comunicar las diferencias entre sí mismo y los otros; 3) la permeabilidad, definida como la capacidad de tener apertura a las ideas de los otros; y 4) la reciprocidad relativa a expresar afectividad y respeto en las relaciones con los otros.

La comunicación es considerada como una variable central al evaluar la familia, y el instrumento mayormente utilizado a nivel internacional es la escala de comunicación padres e hijos de Barnes y Olson (1985). Es a partir de las prácticas comunicativas que la familia constituye este espacio de socialización entre sus miembros y, posteriormente, en sus otros escenarios de desarrollo, constituyendo diversas dinámicas familiares. Villafaña y González (2022) consideran que, mientras estas dinámicas familiares no se transformen en busca de una equidad, los patrones de género seguirán marcados por la distribución asimétrica de poder, heredando impresiones de la socialización familiar y de comunicación con un sesgo sexista estático y reproductivo.

Evidencia empírica de los últimos años sugiere que la comunicación familiar es un factor protector respecto a la sintomatología depresiva, por lo que puede ayudar a disminuir las consecuencias negativas en la salud física y mental (Rivera et al. 2015). Asimismo, se ha constatado que la calidad en la comunicación de los padres con sus hijos promueve la socialización para que los hijos sean más autónomos, confiados en sus decisiones y tolerantes con los otros (Zhang, 2020). Un estudio reciente (Felix et al. 2020) demuestra como la comunicación puede influir como fuente de apoyo; dependiendo de los procesos de comunicación pueden ser útiles o perjudiciales para la salud mental de padres e hijos ante determinados momentos



estresantes. Sin embargo, la disciplina verbal severa (*i. e.*, desde gritos a humillaciones hacia los hijos) o cálida (*i. e.*, relación amorosa y de confianza entre padres e hijos) no son puntos extremos dentro de la comunicación familiar, ya que en una misma dinámica familiar pueden coexistir ambas (Smetana, 2017). De esta forma, se considera la comunicación como una parte sustancial no solo para explicar o comprender la dinámica familiar, sino como un factor que influye en el ajuste psicosocial de los adolescentes.

Considerando la utilidad de la comunicación entre padres e hijos, es necesario diseñar instrumentos válidos y confiables que permitan evaluar esta variable. La escala de comunicación entre padres e hijos que analizamos está conformada por 20 reactivos que evalúan la comunicación con la madre y con el padre de manera independiente. Cada dimensión está integrada por los factores: comunicación familiar abierta y problemas en comunicación familiar. Este instrumento ha sido adaptado al idioma castellano por el grupo Lisis de España (Musitu et al. 2001), quienes han replicado los mismos factores (Jiménez et al. 2007; Jiménez et al. 2005); si bien, estudios posteriores han reportado tres factores: comunicación abierta, comunicación ofensiva y comunicación evitativa (Estévez, 2005; Estévez et al. 2007; Estévez et al. 2005). A partir de la adaptación española se han realizado validaciones en Argentina (Schmidt et al. 2008) y Perú (Araujo-Robles et al. 2018; Copez-Lonzoy et al. 2016).

En México, diversos estudios han utilizado la adaptación española de este instrumento para relacionar la comunicación familiar con la resolución de conflictos y con la toma de decisiones (Luna et al. 2012); consumo de alcohol y drogas (Musitu et al. 2015; Sánchez et al. 2014); la victimización escolar (Castro et al. 2019; Urías-Aguirre, 2015); la conducta violenta relacional (Romero, Martínez et al. 2019; Romero et al. 2018; Romero, Villarreal et al. 2019; Villarreal et al. 2010); e ideación suicida (Moral et al. 2010; Romero, Martínez et al. 2019; Romero, Villarreal et al. 2019). Aunque se reportan resultados interesantes, se observa la necesidad de desarrollar una validación del instrumento para población mexicana.



A partir de lo antes descrito, la mayor carencia es la falta de una escala válida y confiable para evaluar la comunicación familiar entre padres e hijos adolescentes que considere los factores de grado de apertura y problemas de comunicación en población mexicana. Por lo tanto, esta investigación tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la escala de comunicación entre padres e hijos de Barnes y Olson (1982), para analizar la comunicación familiar durante la adolescencia en población mexicana. Específicamente: 1) analizar la estructura factorial de la escala; 2) examinar la consistencia interna y propiedades psicométricas de los ítems; y 3) proporcionar evidencia de validez de la estructura factorial del instrumento.

Metodología

Participantes

Se obtuvieron dos muestras, una de 661 participantes, 296 hombres y 365 mujeres, quienes tenían entre 12 y 19 años (media de 15 años, desviación estándar de 1.6), para el análisis factorial exploratorio. Y otra muestra de 240 participantes, 120 hombres y 120 mujeres, con edades entre 12 y 19 años (edad media de 14.8 años, desviación estándar de 1.6) para el análisis factorial confirmatorio. Se utilizó un muestreo no probabilístico y por conveniencia (Clark-Carter, 2019). El tamaño se determinó bajo el criterio de contar con un mínimo de diez observaciones por cada ítem (Carretero-Dios y Pérez, 2005). Los criterios de selección de la muestra fueron: adolescentes escolarizados en educación secundaria y preparatoria, con interés en participar en la investigación de manera voluntaria y anónima.

Instrumento

Escala de comunicación entre padres e hijos adolescentes de Barnes y Olson (1982), adaptada al español por Musitu *et al.* (2001). Es una escala autoadministrada que analiza el tipo de comunicación entre padres e hijo/as adolescentes por pares (madre-hijo/a y padre-hijo/a), utilizando los mismos reactivos para evaluar la comunicación con ambos progenitores. La respuesta es tipo Likert con cinco opciones de respuesta



que van de 1 = nunca a 5 = siempre. Está integrada por 20 reactivos que se dividen en dos factores: apertura en la comunicación (presencia en la relación padre o madre con su hijo o hija de una comunicación efectiva, que promueve autonomía, donde existe un libre intercambio de mensajes, entendimiento y con una interacción que produce satisfacción), integrada por los reactivos 1, 3, 6, 7, 8, 9, 13, 14, 16 y 17; y problemas en la comunicación (comunicación inadecuada, altamente crítica o dañina en la relación, desinterés por transmitir información y cariño, o estilos negativos de interacción), que se integra por los ítems 2, 4, 5, 10, 11, 12, 15, 18, 19 y 20. El índice de fiabilidad medido por alfa de Cronbach fue de 0.78 y 0.87 respectivamente y para ambos progenitores.

Procedimiento

La escala de comunicación entre padres e hijos adolescentes de Barnes y Olson (1982), en su adaptación española (Musitu et al. 2001), se sujetó al escrutinio de cuatro evaluadores especializados en el tema (terapeutas familiares), quienes revisaron la coherencia gramatical de la escala con la intención de prevenir sesgos, estableciendo claridad en la comprensión de los reactivos. Hubo consenso entre los evaluadores respecto a la acomodación, similitud lingüística, semántica y funcional de los reactivos. Sin embargo, a partir de las recomendaciones de los expertos en el tema considerando el contexto cultural y apropiaciones del lenguaje en México expresiones como “*me hablo mal*” o “*me responde mal*” fueron consideradas por los evaluadores como ambiguas y muy generales, por ello se optó por complementar con conductas más específicas que evidenciaran el sentido de los factores que evalúa el instrumento específicamente en los ítems 10 (“*cuando estoy enfadado/a, generalmente no le hablo*”, versión española: “*cuando estoy enfadado, le hablo mal*”) y 13 (“*cuando le hago preguntas, me responde con sinceridad*”, versión española: “*cuando le hago preguntas me responde mal*”). La versión resultante se aplicó de forma piloto a 15 adolescentes para determinar el entendimiento y claridad de la escala. Fue innecesario hacer modificaciones adicionales porque la escala fue clara para los participantes.



Finalmente, se realizó la aplicación de modo presencial en las instalaciones de cada uno de los espacios escolares públicos participantes en Sinaloa, México. Como paso previo a la recogida de datos, se informó a los participantes sobre los objetivos del estudio y se recogieron los correspondientes permisos paternos, solicitando a los padres que firmaran el consentimiento informado para la colaboración de sus hijos e hijas en la investigación. La aplicación se llevó a cabo de forma grupal, estando cada participante en su aula habitual y con la presencia de un investigador, con una duración de 30 minutos aproximadamente.

Consideraciones éticas

Esta investigación cumple con los principios éticos requeridos en investigaciones en seres humanos, siguiendo los valores elementales comprendidos en la Declaración de Helsinki, en sus normas actuales de privacidad y confidencialidad, uso de consentimiento informado y derecho a la información para garantizar la gratuidad, la no discriminación y abandonar la investigación en cualquiera momento que el participante lo requiera.

Diseño y análisis de datos

Es un estudio instrumental (Montero y León, 2007). Se realizó un análisis factorial exploratorio y otro confirmatorio para determinar la estructura factorial de la escala tanto en la versión para la madre como en la del padre. Para determinar su confiabilidad se calculó el alfa de Cronbach y omega de McDonald en cada versión (Hayes y Coutts, 2020). Para obtener evidencia discriminante se empleó la técnica de relación heterotrait-monotrait (HTMT), la cual considera que la relación entre los indicadores dentro del propio factor debe de ser más fuerte que la relación con los indicadores que miden un constructo distinto; por lo que una relación ≥ 0.90 indicaría una falta de validez discriminante al indicar que los constructos son empíricamente iguales (Henseler et al. 2015).



Resultados

El análisis factorial exploratorio se realizó con la muestra de 661 participantes, 296 hombres y 365 mujeres. Este número de participantes permitió superar la cuota de cinco respondientes por reactivo necesarios para la validación de un instrumento (Nunnally y Berstein, 1995). No se contó con datos perdidos. Los participantes de esta etapa tenían una edad entre 12 y 19 años y una media de 15 años con una desviación estándar de 1.6 años.

Se realizó un análisis de componentes principales con rotación varimax y normalización Kaiser, y se descartaron para ambas versiones los reactivos 2, 4, 11, 15 y 20 por presentar cargas factoriales inferiores a 0.3, no mostrar congruencia teórica dentro del factor o realizar agrupaciones con menos de tres ítems en un factor. Los análisis factoriales realizados mostraron qué escalas están constituidas por dos factores; las soluciones factoriales se pueden ver en las Tablas 1 y 2. Las pruebas de esfericidad de Bartlett fueron significativas tanto para la madre (3126.00, $gl = 105$, $p < 0.001$) como para el padre (3400.34, $gl = 105$, $p < 0.001$), y los indicadores de adecuación del tamaño de muestra Kaiser-Meyer-Olkin fueron adecuados en ambas versiones (0.914 y 0.915). Los *eigenvalues* superiores a 1 mostraron la existencia de dos factores. Esta solución convergió en tres iteraciones y explica el 47.41 % de la varianza en la versión de la madre y el 49.30 % en la del padre. El análisis factorial exploratorio mostró evidencia de validez de constructo.



Tabla 1

Solución factorial, indicadores de fiabilidad, medidas de tendencia central y dispersión en la escala de comunicación padres e hijos adolescentes versión para la madre (n = 661)

Reactivos	Factores	
	1	2
8. Si tuviese problemas podría contárselos	0.794	-0.139
1. Puedo hablarle acerca de lo que pienso sin sentirme mal o incómodo/a	0.772	
16. Pienso que es fácil hablarle de los problemas	0.729	
17. Puedo expresarle mis verdaderos sentimientos	0.728	-0.111
14. Intenta comprender mi punto de vista	0.711	-0.201
3. Me presta atención cuando le hablo	0.645	-0.281
6. Puede saber cómo me siento sin preguntármelo	0.627	
7. Nos llevamos bien	0.608	-0.381
9. Le demuestro con facilidad afecto	0.580	-0.158
13. Cuando le hago preguntas, me responde con sinceridad	0.564	-0.257
5. Me dice cosas que me hacen daño		0.676
12. Le digo cosas que le hacen daño		0.675
19. Intenta ofenderme cuando se enfada conmigo	-0.162	0.649
18. Cuando hablamos me pongo de mal genio	-0.181	0.644
10. Cuando estoy enfadado, generalmente no le hablo		0.521
Varianza explicada	31.33	16.08
Rango	1-5	1-5
Media	3.79	2.05
Desviación estándar	0.85	0.78
Alfa de Cronbach	0.857	0.660
Omega de McDonald	0.861	0.666

Fuente: Elaboración propia



Tabla 2

Solución factorial, indicadores de fiabilidad, medidas de tendencia central y dispersión en la escala de comunicación padres e hijos adolescentes versión para el padre (n=661)

Reactivos	Factores	
	1	2
8. Si tuviese problemas podría contárselos	0.804	-0.124
17. Puedo expresarle mis verdaderos sentimientos	0.747	
16. Pienso que es fácil hablarle de los problemas	0.736	
1. Puedo hablarle acerca de lo que pienso sin sentirme mal o incómodo/a	0.726	
7. Nos llevamos bien	0.709	-0.314
14. Intenta comprender mi punto de vista	0.701	-0.172
3. Me presta atención cuando le hablo	0.691	-0.225
6. Puede saber cómo me siento sin preguntármelo	0.646	
13. Cuando le hago preguntas, me responde con sinceridad	0.632	-0.281
9. Le demuestro con facilidad afecto	0.615	-0.183
19. Intenta ofenderme cuando se enfada conmigo	-0.158	0.668
5. Me dice cosas que me hacen daño	-0.124	0.653
12. Le digo cosas que le hacen daño		0.651
18. Cuando hablamos me pongo de mal genio	-.177	0.632
10. Cuando estoy enfadado, generalmente no le hablo		0.613
Varianza explicada	33.26	14.33
Rango	1-5	1-5
Media	3.41	2.11
Desviación estándar	0.95	0.825
Alfa de Cronbach	0.892	0.672
Omega de McDonald	0.894	0.675

Fuente: Elaboración propia



Además, se realizó un análisis factorial confirmatorio con modelamiento de ecuaciones estructurales mediante el programa AMOS 24 para corroborar la estructura factorial. En el análisis factorial confirmatorio se seleccionaron 240 participantes (120 hombres, 120 mujeres); muestra suficiente para un análisis de máxima verosimilitud (Byrne, 2016). No se contó con datos perdidos. Las edades comprendían entre 12 y 19 años, con una media de 14.82 años y con una desviación estándar de 1.62 años.

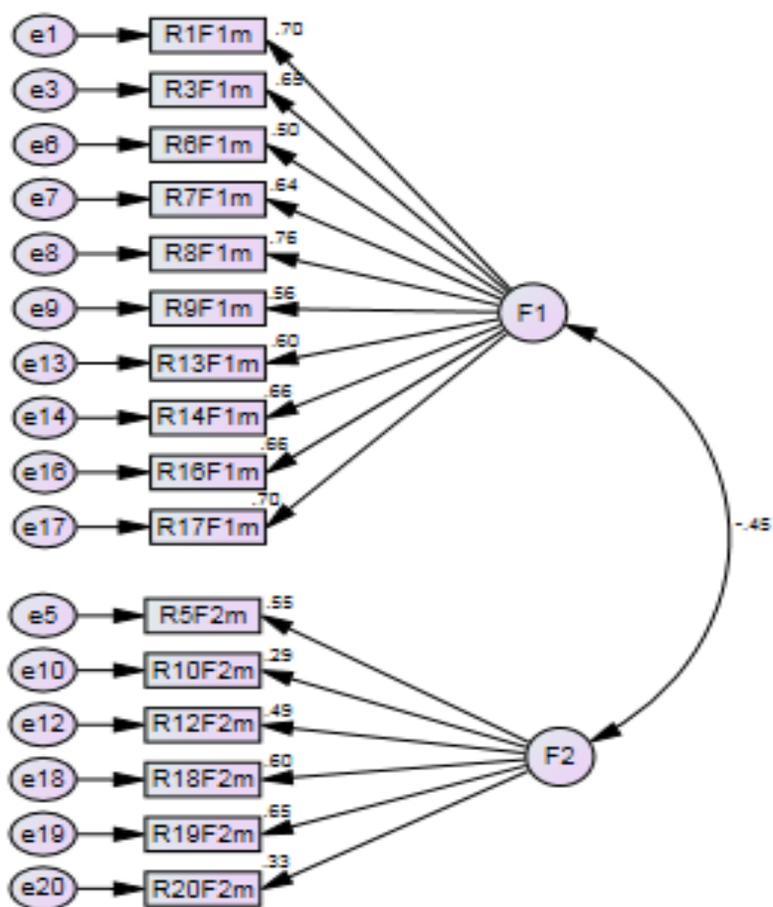
La estimación de los parámetros de bondad de ajuste se realizó con el método de máxima verosimilitud, se emplearon los índices de chi cuadrada (χ^2), *relative chi-square* (χ^2/df), *Goodness-of-Fit Index* (GFI), *Adjusted Comparative Fit Index* (CFI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) y *Tucker-Lewis Index* (TLI) (Iraurgi et al. 2009). No fue necesario realizar ajustes al modelo en ninguna de las versiones, por lo que no se eliminaron más reactivos. Los índices esperados que muestran buen ajuste son $\chi^2 (gl) > 0.05$, $\chi^2/gl < 3$, CFI > 0.90, SRMR ≤ 0.08 , RMSEA ≤ 0.08 (Byrne, 2016; Kline, 2016; Lévy, 2003).

El análisis factorial confirmatorio para la versión de la madre mostró una $\chi^2/df = 1.51$, GFI = 0.93, CFI = 0.94 RMSEA= 0.04 y SRMR= 0.04; el TLI de 0.94. Todas las cargas factoriales fueron significativas y mayores a 3.580; mientras que en la versión para el padre se mostró una $\chi^2/df = 1.64$, GFI= 0.92, CFI = 0.95 RMSEA= 0.05 y SRMR= 0.04; el TLI de 0.94. Sus cargas factoriales fueron significativas y mayores a (3.580), estos indicadores permiten afirmar que el modelo presenta un buen ajuste (Bentler, 1990; Byrne, 2016; Hu y Bentler, 1999). Las cargas factoriales estandarizadas y las covarianzas entre factores se muestran en las Figuras 1 y 2.



Figura 1

Modelo del análisis factorial confirmatorio para la versión de la madre ($n = 240$). $\chi^2 = 135.101$, $gl = 89$, $p = 0.001$

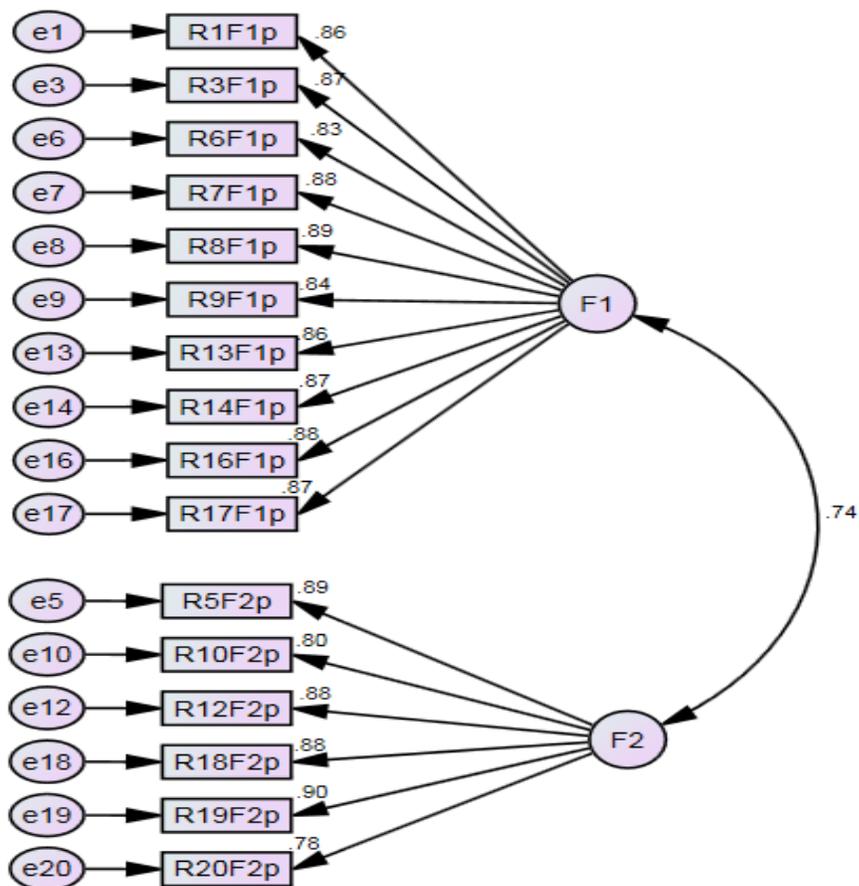


Fuente: Elaboración propia



Figura 2

Modelo del análisis factorial confirmatorio para la versión del padre ($n = 240$). $\chi^2 = 146.129$, $gl = 89$, $p = 0.001$



Fuente: Elaboración propia

La estructura factorial tanto de la versión para la madre como la del padre fueron los mismos en cuanto al número de factores y a los reactivos que los integran. Los dos factores quedaron conformados de



la siguiente manera 1) apertura en la comunicación, compuesto por los ítems 1, 3, 6, 7, 8, 9, 13, 14, 16 y 17. Mientras que el factor 2) problemas de comunicación, que incluye los reactivos 5, 10, 12, 18 y 19.

La fiabilidad de la solución final para la versión de la madre en el factor 1 fue de $\alpha = 0.852$ y $\omega = 0.859$. Para el factor 2, un $\alpha = 0.622$ y $\omega = 0.636$. La fiabilidad global de la escala fue de $\alpha = 0.641$ y $\omega = 0.719$. La fiabilidad de la solución final para la versión del padre en el factor 1 fue de $\alpha = 0.893$ y $\omega = 0.895$; para el factor 2, un $\alpha = 0.592$ y $\omega = 0.616$. La fiabilidad global de la escala fue de $\alpha = 0.746$ y $\omega = 0.789$. Si bien no todos los indicadores superan el criterio de 0.7 o mayor, todos los índices son aceptables considerando que se cuenta con menos de diez reactivos (Loewenthal, 2001) y se trata de un estudio exploratorio (Nunnally y Berstein, 1995)

Por último, empleando la misma base de datos para el análisis factorial confirmatorio, se obtuvo evidencia de validez discriminante entre los factores de cada una de las escalas. Para ello, se llevó a cabo el procedimiento HTMT descrito por Henseler et al. (2015). En los indicadores de las escalas, se encontraron tamaños de relación entre -0.427 y -0.004, mientras que para la versión de los padres los indicadores guardaron relaciones entre -0.392 y 0.055. Estas puntuaciones menores a 0.90 indican que los constructos son empíricamente independientes, permitiendo obtener evidencia de validez de discriminación.

Discusión

Se concretó el objetivo de la presente investigación al alcanzar diferentes evidencias de validez del instrumento para población mexicana. La escala mostró una adecuada agrupación teórica. Presenta una varianza explicada del 47 % para la madre y del 49 % para el padre, con coeficientes de fiabilidad para la madre y para el padre de 0.94, mostrando una adecuada confiabilidad. Ambas escalas están conformadas por dos factores denominados apertura en la comunicación y problemas de comunicación.

El uso de este instrumento en México ha estado limitado a la utilización de la versión española (Musitu et al. 2001), con poca revisión de sus propiedades psicométricas o generalización de las mismas. Un estudio



en este sentido fue el de Villarreal (2009), quien exploró las propiedades psicométricas de este instrumento en población mexicana y, como resultado del análisis factorial exploratorio, reportó una varianza explicada de 55.04 % para el padre y 48.25 % para la madre con valores alfas de Cronbach de 0.87 y 0.86 para padre y madre respectivamente.

La adaptación de este instrumento para adolescentes argentinos (Schmidt *et al.* 2008) posee una varianza explicada de 21.3 % para madre y 56.6 % para padre, explicada en tres factores (comunicación abierta, comunicación ofensiva y comunicación evitativa) con un alfa de Cronbach que oscila de 0.71 a 0.89 para la madre y de 0.71 a 0.92 para el padre. Mientras que la de universitarios peruanos (Araujo-Robles *et al.* 2018) arrojó una estructura bifactorial de 18 ítems, con un alfa de Cronbach para versión del padre de 0.89 y 0.80 para apertura y problemas de comunicación, respectivamente; y con la madre 0.86 para apertura y 0.83 para problemas de comunicación.

Las propiedades psicométricas de la versión final de este instrumento coinciden con el número de factores propuestos por Barnes y Olson (1982), al igual que con otros estudios más recientes (Araujo-Robles *et al.* 2018; Jiménez *et al.* 2007; Jiménez *et al.* 2005; Romero, Martínez *et al.* 2019; Romero *et al.* 2018; Romero, Villarreal *et al.* 2019). Sin embargo, difiere de aquellos que proponen tres dimensiones, donde los problemas de comunicación se dividen en comunicación ofensiva y evitativa (Castro *et al.* 2019; Estévez, 2005; Estévez *et al.* 2007; Estévez *et al.* 2005; Luna *et al.* 2012; Moral *et al.* 2010; Musitu *et al.* 2015; Sánchez *et al.* 2014; Schmidt *et al.* 2008; Urías-Aguirre, 2015; Villarreal *et al.* 2010). Las dos dimensiones propuestas se muestran discriminantes, por lo que existe una evidencia de no estar realizando una medición del mismo constructo con indicadores distintos.

Lo que se observa, respecto a los resultados en cuanto al número de reactivos, es que en otras validaciones se conservan todos los ítems de la escala original, pero el factor de problemas de comunicación se divide en dos áreas. Con la eliminación de cinco ítems de la versión original, tanto para el padre como



para la madre, la versión final del instrumento muestra una adecuada congruencia teórica y buenos indicadores de ajuste para la evaluación de la comunicación entre padres e hijos adolescentes mexicanos.

Todos los ítems que se descartaron pertenecían al factor de problemas en la comunicación; estos fueron el 2 (“*suelo creerme lo que me dicen*”), 4 (“*no me atrevo a pedirle lo que deseo o quiero*”), 11 (“*tengo mucho cuidado con lo que digo*”), 15 (“*hay temas de los que prefiero no hablarle*”) y 20 (“*no creo que pueda decirle cómo me siento realmente en determinadas situaciones*”). Tanto en la adaptación realizada en Perú (Araujo-Robles et al. 2018) como en Argentina (Schmidt et al. 2008), no se conservaron el número de reactivos total de escala original y en todos los casos se coincidió con eliminar de la estructura factorial el ítem 11. Los resultados del presente estudio son consistentes con lo reportado por estos últimos autores al concluir, de acuerdo con la opinión de los panelistas que participaron en su investigación, que los reactivos que hacen referencia a la selectividad del contenido de la comunicación que los adolescentes comparten con los padres no se ajusta a lo que en la cultura latinoamericana se considera como una comunicación negativa y no debe ser considerado como un indicador de problemas en la comunicación. Concluyen que es esperable que el adolescente no quiera compartir ciertos temas en esta etapa.

La contribución fundamental de esta investigación es que está entre las primeras en adaptar este instrumento para población mexicana a partir de realizar un análisis exploratorio y confirmatorio; lo cual permitirá realizar comparaciones interculturales a través de un instrumento de rápida y fácil administración, y con un amplio uso a nivel internacional. Los resultados de este estudio permiten determinar que este instrumento cuenta con las propiedades psicométricas apropiadas para utilizarse en la población explorada. En consecuencia, se puede considerar la comunicación en relación con distintas variables de interés, como el ajuste psicosocial y ciberacoso (Romero-Abrio et al. 2019), adaptación familiar y ajuste psicológico ante el divorcio (Herrero et al. 2020), el apoyo y resiliencia en estudiantes universitarios (Dorrance et al. 2019), prácticas de crianza (Freeman et al. 2019), asociación con el bienestar (Brown y Greenfiel, 2021), cuidadores



y pérdidas por cáncer (Weber et al. 2019; Wittenberg et al. 2019), por mencionar algunas. No obstante, se reconoce como limitación del estudio la necesidad de indagar sobre otros métodos para obtener validez en futuras investigaciones, como comparar a diversos grupos de riesgo con la población de adolescentes en general.

Conflicto de intereses

Lo autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Financiamiento

Este trabajo ha sido financiado por el Programa de Fomento y Apoyo a Proyectos de Investigación de la Universidad Autónoma de Sinaloa. PROFAPI 2015/286, con el Proyecto de Investigación “Hostigamiento escolar en infantes y adolescentes”.

Agradecimientos

A los participantes que amablemente colaboraron en esta investigación. A los revisores del presente artículo por todas sus recomendaciones para la mejora del presente trabajo.

Referencias

- Araujo-Robles, E., Ucedo-Silva, V., & Bueno-Cuadra, R. (2018). Validación de la escala de comunicación padres-adolescente en jóvenes universitarios de Lima. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 12(1), 253-272. <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.12.560>
- Arriagada, I. (2007). Familias latinoamericanas: cambiantes, diversas y desiguales. *Papeles de Población*, 13(53), 9-22. <https://www.redalyc.org/pdf/112/11205302.pdf>
- Barnes, H. L., & Olson, D. H. (1982). Parent-Adolescent Communication Scale. In: D. H. Olson, H. McCubbin, H. Byrne, A. Larsen, M. Muxen, & W. Wilson (Eds.), *Family Inventories: Inventories Used*



- in *A National Survey of Families Across the Family Life Cycle* (pp. 33-48). University of Minnesota Press.
- Barnes, H., & Olson, D. (1985). Parent-Adolescent Communication and the Circumplex Model. *Child Development, 56*(2), 438-447. <http://doi.org/10.2307/1129732>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238–246. <http://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bernal, A. (2016). La identidad de la familia: un reto educativo. *Perspectiva Educativa. Formación de Profesores, 55*(1), 114-128. <http://doi.org/10.4151/07189729-Vol.55-Iss.1-Art.289>
- Brown, G., & Greenfield, P. (2021). Staying Connected During Stay-at-Home: Communication with Family and Friends and its Association with Well-Being. *Human Behavior & Emerging Technologies, 3*(1), 147–156. <http://doi.org/10.1002/hbe2.246>
- Byrne, B. (2016). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (3rd ed.). Routledge.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 5*(3), 521-551. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33705307.pdf>
- Castro, R., Núñez, S., Musitu, G., & Callejas, J. (2019). Comunicación con los padres, malestar psicológico y actitud hacia la autoridad en adolescentes mexicanos: su influencia en la victimización escolar. *Estudios Sobre Educación, 36*, 113-134. <http://doi.org/10.15581/004.36.113-134>
- Clark-Carter, D. (2019). *Quantitative Psychological Research: The Complete Student's Companion*. Psychology Press.
- Cooper, C., Grotevant, H., Moore, M., & Condon, S. (1982). Family Support and Conflict: Both Foster Adolescent Identity and Role Taking. Paper Presented at the Meeting of the American Psychological



- Association, Washington, D.C. In: H. Barnes, & D. Olson, (1985). Parent-Adolescent Communication and the Circumplex Model. *Child Development*, 56(2), 438-447. <http://dx.doi.org/10.2307/1129732>
- Copez-Lonzoy, A., Villarreal-Zegarra, D., & Paz-Jesús, A. (2016). Propiedades psicométricas de la escala de comunicación familiar en estudiantes universitarios. *Revista Costarricense de Psicología*, 35(1), 31-46. <http://doi.org/10.22544/rcps.v35i01.03>
- Dorrance, H., Scharp. K., Sanders, M., & Beaty, L. (2019). Family Communication Patterns and the Mediating Effects of Support and Resilience on Students Concerns About College. *Family Relations*, 69(2), 276-291. <http://doi.org/10.1111/fare.12386>
- Estévez, E. (2005). *Violencia, victimización y rechazo escolar en la adolescencia* [Tesis doctoral]. Universidad de Valencia. <https://roderic.uv.es/handle/10550/15393>
- Estévez, E., & Musitu, G. (2016). *Intervención psicoeducativa en el ámbito familiar, social y comunitario*. Paraninfo.
- Estévez, E., Murgui, S., Moreno, D., & 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/pdf/727/72719116.pdf>
- Estévez, E., Musitu, G., & Herrero, J. (2005). El rol de la comunicación familiar y del ajuste escolar en la salud mental del adolescente. *Salud Mental*, 28(4), 81-89. <https://www.redalyc.org/pdf/582/58242809.pdf>
- Felix, E., Afifi, T., Horan, S., Meskun, H., & Garber, A. (2020). Why Family Communication Matters: The Role of Co-Rumination and Topic Avoidance in Understanding Post-Disaster Mental Health. *Journal Abnormal Child Psychology*, 48, 1511-1524. <http://doi.org/10.1007/s10802-020-00688-7>



- Fernández, A., Montero D., Martínez, N., Orcasitas, J., & Villaescusa, M. (2015). Calidad de vida familiar: marco de referencia, evaluación e intervención. *Siglo Cero*, 46(2), 7-29. <https://doi.org/10.14201/scero2015462729>
- Freeman, J., Elton, J., & Lambert, A. (2019). “A Second-Chance at Being a Parent”: Grandparent Caregivers Reported Communication and Parenting Practices with Co-Residential Grandchildren. *Journal of Family Communication*, 19(3), 261-276. <http://doi.org/10.1080/15267431.2019.1632864>
- Gallego, A. (2012). Recuperación crítica de los conceptos de familia, dinámica familiar y sus características. *Revista Virtual Universidad Católica del Norte*, (35), 326-345. <https://www.redalyc.org/pdf/1942/194224362017.pdf>
- Gough, E. (1971). The Origin of the Family. *Journal of Marriage and the Family*, 33(4), 760- 771. <https://doi.org/10.2307/349449>
- Grotevant, H., & Cooper, C. (1985). Patterns of Interaction in Family Relationships and the Development of Identity Exploration in Adolescence. *Child Development*, 56(2), 415-428. <https://psycnet.apa.org/doi/10.2307/1129730>
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use Omega Rather than Cronbach’s Alpha for Estimating Reliability. But... *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1–24. <http://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. A (2020). New Criterion for Assessing Discriminant Validity in Variance-Based Structural Equation Modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Herrero, M., Martinez-Pampliega, A., & Alavarez, I. (2020). Family Communication, Adaptation to Divorce and Children’s Maladjustment: The Moderating Role of Coparenting. *Journal of Family Communication*, 20(2), 114-128. <http://doi.org/10.1080/15267431.2020.1723592>



- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <http://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Iraurgi, I., Sanz, M., & Martínez-Pampliega, A. (2009). Adaptación y estudio psicométrico de dos instrumentos de pareja: índice de satisfacción matrimonial y escala de inestabilidad matrimonial. *Revista de Investigación en Psicología*, 12(2), 177-192. <http://doi.org/10.15381/rinvp.v12i2.3763>
- Jiménez, T., Murgui, S., & Musitu, G. (2007). Comunicación familiar y ánimo depresivo: el papel mediador de los recursos psicosociales del adolescente. *Revista Mexicana de Psicología*, 4(2), 259-271. <https://www.redalyc.org/pdf/2430/243020637010.pdf>
- Jiménez, T., Musitu, G., & Murgui, S. (2005). Familia, apoyo social y conducta delictiva en la adolescencia: efectos directos y mediadores. *Anuario de Psicología*, 36(2), 181-195. https://www.uv.es/~lisis/gonzalo/7_musitu.pdf
- Kline, R. (2016). *Principles and Practices of Structural Equation Modelling*. The Guilford Press.
- Lévi-Strauss. (1949). *Structures Elementaires de la Parente*. PUF.
- Lévy, J. (2003). Modelación y análisis con ecuaciones estructurales. En J. Lévy y J. Varela (Eds.), *Análisis multivariante para las ciencias sociales* (pp. 767–814). Pearson Educación.
- Loewenthal, K. (2001). *An Introduction to Psychological Tests and Scales* (2nd ed.). Psychology Press.
- Luna, A., Laca, F., & Cedillo, L. (2012). Toma de decisiones, estilos de comunicación en el conflicto y comunicación familiar en adolescentes bachilleres. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 17(2), 295-311. <https://www.redalyc.org/pdf/292/29224159014.pdf>
- Martínez, D., Amaya, D., & Calle, P. (2019). Prácticas de crianza y comunicación familiar: una estrategia para la socialización primaria. *Poiésis* (36), 111-125. <http://doi.org/10.21501/16920945.3193>



- Martínez-Pampliega, A., Ugarte, I., Merino, L., & Herrero, D. (2019). Conciliación familia-trabajo y sintomatología externalizante de los hijos e hijas: papel mediador del clima familiar. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 10(1), 27-36. <http://doi.org/10.23923/j.rips.2018.02.023>
- Montero, I., & León, O. (2007). A Guide for Naming Research Studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. https://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf
- Moral, J., Sánchez, J., &., & Villarreal, M. (2010). Desarrollo de una escala multidimensional breve de ajuste escolar. *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 15(1), 1-11. <https://doi.org/10.17811/rema.15.1.2010.1-11>
- Moratto, N., Zapata, J., & Messenger, T. (2015). Conceptualización de ciclo vital familiar: una mirada a la producción durante el periodo comprendido entre los años 2002 a 2015. *Revista CES Psicología*, 8(2), 103-121. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=423542417006>
- Musitu, G., & Callejas, J. (2017). El modelo de estrés familia en la adolescencia: MEFAD. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 1(1), 11-19. <https://www.redalyc.org/pdf/3498/349852544002.pdf>
- Musitu, G., Buelga, S., Lila, M., & Cava, M. (2001). *Familia y adolescencia*. Síntesis.
- Musitu, G., Suarez, C., Del Moral, G., & Villarreal, M. (2015). El consumo de alcohol en adolescentes: el rol de la comunicación, el funcionamiento familiar, la autoestima y el consumo en la familia y amigos. *Revista Búsqueda*, (14), 45-61. <http://doi.org/10.25009/pys.v29i1.2572>
- Nunnally, J. C., & Berstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica* (3a. ed.). McGraw Hill.
- Oliva, E., & Villa, V. (2014). Hacia un concepto interdisciplinario de la familia en la globalización. *Justicia Juri*, 10(1), 11-20. <https://doi.org/10.15665/rj.v10i1.295>
- Olson, D. (1991). Commentary: Three-Dimensional (3-D) Circumplex Model and Revised Scoring of FACES III. *Family Process*, 30(1), 74-79. <https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.1991.00074.x>



- Olson, D. (2011). Faces IV and the Circumplex Model: Validation Study. *Journal of Marital and Family Therapy*, 37(1), 64-84. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.2009.00175.x>
- Olson, D., & Gorall, M. (2003). Circumplex Model of Marital and Family Systems. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 144-167. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.00144>
- Olson, D., Waldvogel, L., & Schlieff, M. (2019). Circumplex Model of Marital and Family Systems: An Update. *Journal of Family Theory & Review*, 11(2), 199-211. <https://doi.org/10.1111/jftr.12331>
- Olson, D., McCubbin, H., & Barnes, H. (1983). *Families: What Makes Them Work*. Sage.
- Rivera, R., Rivera, H., Pérez, A., Leyva, L., & de Castro, F. (2015). Factores individuales y familiares asociados con sintomatología depresiva en adolescentes de escuelas públicas de México. *Salud Pública de México*, 57(3), 219-226. <http://dx.doi.org/10.21149/spm.v57i3.7559>
- Romero, A., Martínez, B., Sánchez, J., & Musitu, G. (2019). A Psychosocial Analysis of Relational Aggression in Mexican Adolescents Based on Sex and Age. *Psicothema*, 31(1), 88-93. <http://doi.org/10.7334/psicothema2018.151>
- Romero, A., Musitu, G., Callejas, J., Sánchez, J., & Villarreal, M. (2018). Factores predictores de la violencia relacional en la adolescencia. *Liberabit*, 24(1), 29-43. <http://doi.org/10.24265/liberabit.2018.v24n1.03>
- Romero, A., Villarreal, M., Callejas, J., Sánchez, J., & Musitu, G. (2019). La violencia relacional en la adolescencia: un análisis psicosocial. *Psicología y Salud*, 29(1), 103-113. <https://doi.org/10.25009/pys.v29i1.2572>
- Romero-Abrio, A., Martínez-Ferrer, B., Musitu-Ferrer, D., León-Moreno, C., Villarreal-González, M., & Callejas-Jerónimo, J. (2019). Family Communication Problems, Psychosocial Adjustment and Cyberbullying. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(13), 2417. <https://doi.org/10.3390/ijerph16132417>



- Sánchez, J., Villarreal, M., Ávila, M., Vera, A., & Musitu, G. (2014). Contextos de socialización y consumo de drogas ilegales en adolescentes escolarizados. *Psychosocial Intervention*, 23(1), 69-78. <https://doi.org/10.5093/in2014a7>
- Schmidt, V., Messoulam, N., Molina, M., & Abal, F. (2008). Hacia una versión argentina de una escala de comunicación padres-adolescente. *Revista Interamericana de Psicología*, 42(1), 41-48. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28442105>
- Smetana, J. (2017). Current Research on Parenting Styles, Dimensions, and Beliefs. *Current Opinion in Psychology*, 15, 19-25. <http://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.02.012>
- Urías-Aguirre, K. (2015). Relación de la comunicación familiar y la victimización escolar de adolescentes. *Investigación y Práctica en Psicología del Desarrollo*, 1, 109-118. <http://doi.org/10.33064/ippd1637>
- Villafañá, J., & González, N. (2022). Género y comunicación en familias semirurales cubanas. *Revista Novedades en Población*, 18(35), 255-283. <https://revistas.uh.cu/novpob/article/view/411>
- Villarreal-González, M. (2009). *Un modelo estructural del consumo de drogas y conducta violenta en adolescentes escolarizados* [Tesis doctoral]. Universidad Autónoma de Nuevo León. <http://eprints.uanl.mx/2080/1/1080186692.pdf>
- Villarreal, M., Sánchez, J., & Musitu, G. (2010). Un modelo predictivo de la violencia escolar en adolescentes. *Ciencia UANL*, 13(4), 413-420. <https://www.redalyc.org/pdf/402/40215505012.pdf>
- Weber, M., Alvariza, A., Kreichbergs, U., & Sveen, J. (2019). Communication in Families with Minor Children Following the Loss of a Parent to Cancer. *European Journal of Oncology Nursing*, 39, 41-46. <http://doi.org/10.1016/j.ejon.2019.01.005>



- Wittenberg, E., Xu, J., Goldsmith, J., & Mendoza, Y. (2019). Caregiver Communication About Cancer: Development of A Mhealth Resource to Support Family Caregiver Communication Burden. *Psycho-Oncology*, 28(2), 365-371. <http://doi.org/10.1002%2Fpon.4950>
- Zambrano-Mendoza, Y., Campoverde-Castillo, A., & Idrobo-Contento, J. (2019). Importancia entre la comunicación padres e hijos y su influencia en el rendimiento académico de bachillerato. *Polo del Conocimiento*, 4(5), 138-156. <http://doi.org/10.23857/pc.v4i5.969>
- Zhang, Y. (2020). Quality Matters More than Quantity: Parent-Child Communication and Adolescents' Academic Performance. *Frontiers in Psychology*, 11. <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01203>

Cómo citar este artículo: Urías Aguirre, K. M., Montero Pardo, X., Musitu Ochoa, G., Estévez López, E., Jiménez Martínez, T. I., & Padilla-Bautista, J. A. (2023). Escala de comunicación padres e hijos adolescentes: Evidencia de validez en México. *Psicumex*, 13(1), 1-28. e541. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v13i1.541>

