

Propiedades psicométricas de adaptación escala estilos de socialización parental en adolescentes chilenos

Psychometric properties of adaptation scale parental socialization styles in Chilean adolescents

Cecilia Mayorga-Muñoz¹ 0000-0001-8137-7237

cecilia.mayorga@ufrontera.cl

Andrés Jiménez-Figueroa² 0000-0001-8324-0250

anjimenez@utalca.cl

Leonor Riquelme-Segura¹ 0000-0001-6154-5141

leonor.riquelme@ufrontera.cl

Ariel Abrigo-Muñoz^{2*} 0000-0003-2694-2429

arielabrigomunoz@gmail.com

Isidora Nogués-Solano¹ 0000-0003-0252-0205

isidoranoguesol@gmail.com

¹ Universidad de La Frontera, Temuco, Chile² Universidad de Talca, Talca, Chile

* Autor de correspondencia

Resumen:

La adolescencia es una etapa evolutiva de grandes transformaciones biopsicosociales, en la que se pueden incrementar factores de riesgo para la salud física, mental y comunitaria. Por ello, su influencia en el comportamiento y desarrollo de hijos e hijas, las prácticas parentales de progenitores y cuidadores, pueden ser un factor protector o un predictor de conducta problema, cuando son inadecuadas. El objetivo del estudio es analizar las propiedades psicométricas de una adaptación de la escala de Estilos de Socialización Parental en la Adolescencia (ESPA-29) en una muestra de adolescentes chilenos. Se contó con una muestra no probabilística de 804 jóvenes de 12 a 19 años de edad, 454 hombres y 350 mujeres, de la Región de La Araucanía, Chile. Los resultados apuntan a una validación general de seis de sus siete subescalas (afecto, diálogo, indiferencia, coerción verbal, coerción física y privación). Se generaron observaciones y recomendaciones respecto a la subescala no validada (displicencia). Se obtiene una validación de una estructura bidimensional global para la escala ESPA-29, con las dimensiones Aceptación/Implicación y Coerción/Imposición. Los hallazgos permiten concluir que el instrumento es confiable para ser utilizado en contextos de investigación e intervención, bajo consideraciones como la complementación de información para la interpretación de resultados.

Palabras claves: socialización parental, estilos parentales, relaciones padres-hijos, adolescencia.

Abstract

Adolescence is an evolutionary stage of major biopsychosocial transformations, in which risk factors for physical, mental and community health can increase. Therefore, its influence on the behavior and development of children, the parenting practices of parents and caregivers, can be a protective factor or a predictor of problem behavior, when they are inadequate. The aim of this study is to analyze the psychometric properties of an adaptation of the Parental Socialization Styles in Adolescence (ESPA-29) scale in a sample of Chilean adolescents. To this end, a non-probabilistic sample of 804 young people between 12 and 19 years of age, 454 men and 350 women, from the Region of La Araucanía, Chile, was used. The results point to a general validation of six of its seven subscales (affect, dialogue, indifference, verbal coercion, physical coercion, and deprivation). Observations and recommendations were generated regarding the non-validated subscale (disregard). A validation of a global two-dimensional structure is obtained for the ESPA-29 scale, with the dimensions Acceptance/Involvement and Coercion/Imposition. The findings allow us to conclude that the instrument is reliable to be used in research and intervention contexts, under considerations such as the complementation of information for the interpretation of results.

Keywords: parental socialization, parenting styles, parent-child relationships, adolescence.

Introducción

La infancia y la adolescencia son las dos etapas del ciclo evolutivo en las que nos encontramos más proclives a las influencias del medio, por tanto, las vivencias experimentadas en estas etapas son claves para el desarrollo de la personalidad. La adolescencia, definida de forma genérica como la transición entre la infancia y la adultez a nivel psico-biológico, cognitivo, sociocultural y afectivo-moral, se caracteriza por la preocupación individual, la identidad emergente, la autonomía personal y la renegociación de las relaciones familiares (Fuentes et al., 2015; Jaes, 1991). A su vez, en dicha etapa se incrementan los factores de riesgo para la salud física, mental y comunitaria, especialmente si los padres o cuidadores no brindan a los adolescentes herramientas para confrontar la adversidad (Salazar y Portillo, 2017).

La familia, independientemente de su configuración, es el espacio primario para la incorporación de normas, pautas de comportamiento y costumbres culturales, constituyéndose en la principal fuente de socialización (García, 2020; Musitu y García, 2016). La socialización, en el contexto familiar, se traduce en estilos de socialización familiar, prácticas parentales o estilos educativos parentales, definidos como una constelación de actitudes hacia los hijos e hijas, que son comunicadas y que crean un clima emocional en el que se expresan las conductas de los padres (Darling y Steinberg, 1993) o también se han definido como patrones persistentes del comportamiento de los padres ante distintas formas de actuación de los hijos (Alonso-Geta, 2012).

Los trabajos de Baumrind (1967, 1991) y otros actuales (Alonso y Román, 2005; Aunola y Nurmi, 2005; Delgado et al., 2007; Estévez et al., 2007; García, et al., 2011; Becoña et al., 2012) han estudiado la incidencia de las prácticas parentales en el comportamiento de los hijos e hijas (Musitu y García, 2016), encontrando influencia de los estilos de crianza, asociados a autorregulación y motivación, con el rendimiento académico de los mismos (Dámaso-Flores y Serpa-Barrientos, 2022). De igual forma, una interacción adecuada se relaciona con prácticas de crianza y dinámicas familiares de calidad. Por el contrario, patrones de interacción inadecuados o disruptivos en el ambiente familiar, se han identificado como factores de riesgo en la aparición de problemas que afectan el desarrollo evolutivo de niños, niñas y adolescentes, así como en la emergencia de ciertos trastornos mentales (da Gama y Negreiros, 2023).

Varios de los citados estudios han empleado la propuesta para población hispana de Musitu y García (2001), cuyo modelo bidimensional de estilos de

socialización familiar en la adolescencia, considera dos dimensiones: Aceptación-Implicación (compuesta por las subescalas de afecto, indiferencia, displicencia y diálogo), definiendo un estilo de socialización que refuerza positiva y afectivamente el comportamiento ajustado de los hijos. Cuando estos se comportan de manera incorrecta, los padres dialogan y razonan con ellos, indicando los motivos por los que deben cambiar su comportamiento. Por su parte, la dimensión Coerción-Imposición (compuesta por las subescalas de coerción física, coerción verbal y privación), define un estilo de socialización que consiste en recurrir a la coerción verbal, física y a la privación, o a una combinación de éstas.

Cuando los hijos se comportan de manera incorrecta no utilizan el diálogo y el razonamiento como estrategia para imponer normas (Fuentes et al., 2015; Musitu y García, 2001). Ambas dimensiones dan origen a una estructura tipológica de cuatro estilos educativos: Autoritario, caracterizado por una baja aceptación-implicación y alta coerción-imposición; Autorizativo, se caracteriza por una alta aceptación-implicación y alta coerción-imposición; Indulgente, caracterizado por una alta aceptación-implicación y baja coerción-imposición, y Negligente, que se caracteriza por una baja aceptación-implicación y baja coerción-imposición.

Otras investigaciones establecen la importancia de las prácticas parentales inadecuadas como factor de riesgo de la conducta antisocial (Loeber y Dishion, 1983; Patterson y Dishion, 1985), identificando la desorganización familiar y la supervisión deficiente de los hijos, como predictores de la conducta problema en la adolescencia. Coincidentemente, otros estudios (Van Doorn et al., 2008; Steinberg et al., 2006; Torrente y Ruiz, 2005; Rodrigo et al., 2004), han acentuado la importancia de la supervisión o control de los hijos, las técnicas disciplinares de los padres y su consistencia; y las relaciones afectivas en el hogar, en la aparición de la conducta antisocial.

Al contrario, el afecto, la involucración parental y la comunicación disminuyen los problemas de conducta (Ruvalcaba-Romero et al., 2016; Pettit y Laird, 2002), así como la parentalidad autorizativa se relaciona negativamente con la conducta desadaptativa y positivamente con indicadores de adaptación saludable.

Investigaciones recientes con población iberoamericana han reportado que la autoestima adolescente se relaciona con la dimensión aceptación/implicación de la Escala de Socialización Parental ESPA-29 y la baja autoestima con la dimensión coerción/imposición (Martínez et al., 2019). De igual modo se ha encontrado relación entre los estilos parentales descritos por la Escala ESPA-29 y la autoestima de adolescentes, demostrando que los hijos de hogares indulgentes obtuvieron

puntuaciones iguales o incluso mejores que aquellos de familias autoritativas, mientras que las puntuaciones más bajas se correspondieron con los hijos de familias autoritarias y negligentes (Riquelme et al., 2018).

Salamanca-Ramos et al. (2017) encontraron que los estilos de socialización parental indulgente y autoritativo se constituyen en factores protectores en la vida de los jóvenes, y se traducen en relaciones familiares que previenen más los problemas de conducta de los hijos e hijas, aún en situaciones difíciles de tipo social, cultural y económico, mientras que los estilos de socialización parental autoritario y negligente, aparecen como factores de riesgo, pues se asocian a un menor autoconcepto familiar, lo que repercute en su rendimiento académico y expone a otros factores de riesgo.

La parentalidad y las prácticas parentales en particular, constituyen hoy por hoy una dimensión de las interacciones familiares de amplio análisis en el campo de la evaluación e intervención con familias, pues está ampliamente documentada su relación directa e indirecta con la manifestación tanto de problemas de conducta en la infancia y adolescencia, como también en la generación de factores protectores (Bobbio et al., 2016).

En Chile ha prevalecido el uso de sistemas de evaluación e instrumentos para la evaluación de las Competencias y de Resiliencia Parental (Barudy y Dantagnan 2010), la evaluación familiar integral a través del NCFAS (Reed-Ashcraft et al., 2001; Valencia y Gómez, 2010), y de la parentalidad positiva E2P (Gómez y Muñoz, 2014). En investigación, también se ha utilizado la Escala Parental Breve (EPB), desarrollada a partir del PSI II (Darling y Toyokawa, 1997).

En consecuencia, la Escala de Estilos de Socialización Parental en la Adolescencia (ESPA-29) aparece como un instrumento que podría ajustarse a la doble funcionalidad de ser útil tanto para la investigación como para la evaluación de las prácticas parentales en contextos de intervención.

Respecto de esta escala se han publicado estudios de validación en diversos contextos culturales, originalmente creado y validado con distintos grupos de adolescentes españoles (resultados de validación). En Portugal, las pruebas de validez y confiabilidad de la versión portuguesa de la Escala ESPA-29 (Nunes et al., 2015), mostraron resultados consistentes con los de la versión original. En Brasil, el análisis de las propiedades psicométricas de la versión portuguesa, concluyó que la estructura teórica de la escala está probada, apoyando la existencia de dos dimensiones universal e independiente de la conducta de los padres en el proceso de socialización (Martínez et al., 2011). De igual modo la confiabilidad y el análisis

de componentes principales de la versión brasileña de la escala ESPA-29 (Martínez et al., 2012) arrojó un coeficiente $\alpha=0.92$, para el total de la escala que evalúa a la madre y $\alpha=0.91$ para la escala que evalúa al padre. De modo que concluyeron la validez y confiabilidad de la escala, indicando que los resultados son similares a los obtenidos con la muestra española (Arauco, 2018). En Perú, estudios realizados con diversos grupos han confirmado la fiabilidad del instrumento, obteniendo en la escala total para la madre un coeficiente $\alpha=0.914$ y para el padre $\alpha=0.963$. y adecuados valores en cada una de sus dimensiones (Jara, 2019).

Por su parte, en Chile se informa un estudio de validación de una versión preliminar adaptada al contexto chileno por Espinoza (2011), según el autor (García-Espinoza, 2020), tendría una adecuada fiabilidad; alcanzando valores globales para madres o cuidadoras ($\alpha=0,92$) y padres o cuidadores ($\alpha=0,93$). Aun considerando este antecedente, resulta de interés para la investigación en el campo de los estudios de familia y para su eventual utilización en contextos de intervención con población infanto adolescente, su validación en grupos con distintas características sociodemográficas dentro del territorio nacional, justificando su pertinencia en distintos contextos locales.

Por otra parte, resulta relevante ampliar y robustecer los estudios de validación del instrumento en términos metodológicos, evitando la utilización de análisis de componentes principales como medio para la búsqueda de validez de constructo, la utilización de correlaciones ítem-total para el análisis de los ítems y el reporte de buenos índices de adecuación muestral (KMO) con valores por debajo de .70, debido a que son análisis desaconsejadas (Lloret-Segura et al., 2014), sin embargo frecuentes en la investigación psicométrica (Ledesma et al., 2019).

Cabe mencionar que, respecto de validaciones anteriores ya citadas de la escala ESPA-29, la evidencia aportada es consistente en materia de fiabilidad. Sin embargo, no se presenta evidencia de validez que permita sostener la validez de constructo de las subescalas componentes de las dimensiones teorizadas y advertidas.

Es por ello que el presente estudio se propone analizar las propiedades psicométricas de una adaptación de la escala ESPA-29 en una muestra de adolescentes chilenos.

Método

Participantes

El instrumento fue aplicado sobre una muestra no probabilística de un total de 804 jóvenes de entre 12 y 19 años de edad ($M= 15.72$, $DE= 1,21$), 454 hombres ($M=15,71$; $DE= 1,19$) y 350 mujeres ($M=15,73$; $DE= 1,23$), residentes de la región de La Araucanía, Chile. De estos se obtuvieron 800 respuestas para el cuestionario en su forma sobre madres y 638 para su forma sobre padres.

Las muestras presentan valores perdidos, debido a reactivos no contestados en los cuestionarios. Los porcentajes de valores perdidos oscilan entre el 0,4% y el 4,2%, aunque más del 80% de los reactivos presentan pérdidas menores al 2%. Tras analizar las proporciones de valores perdidos y las distribuciones estadísticas en la muestra, se resolvió utilizar el reemplazo por el valor de la media de la serie para estos casos, bajo la hipótesis de que esta resulta representativa.

Diseño

La investigación presenta un enfoque cuantitativo, con un diseño transversal no experimental de alcance correlacional (Cea, 1996).

Instrumentos

Se utilizó una adaptación de la escala ESPA-29, que mide Estilos de Socialización Parental en la Adolescencia. Se incorporaron modificaciones en la redacción de algunos de sus ítems componentes para ajustarlos al lenguaje local sin alterar su sentido semántico. Dichas modificaciones fueron realizadas a partir de recomendaciones realizadas por jueces expertos, con amplia experiencia en el trabajo con adolescentes chilenos. La escala no ha sido validada previamente en Chile. El cuestionario, al igual que en su versión original, cuenta con 106 ítems de escala lineal de 4 niveles, seccionados en 29 apartados que consultan respecto a una situación (Anexo II). La escala tipo Likert está compuesta de 16 situaciones positivas en la que los hijos evalúan 32 posibles respuestas para cada padre y de 13 situaciones negativas en la que evalúa 80 posibles respuestas. Las respuestas son de 4 puntos (1=nunca; 2=algunas veces; 3=muchas veces y 4=siempre).

Adicionalmente, se aplicó un cuestionario sociodemográfico para identificar variables como edad, sexo, procedencia y composición familiar de participantes.

Procedimiento

Para la aplicación del instrumento se tomó contacto con directores de establecimientos educacionales de enseñanza media de la región de La Araucanía, para explicar los objetivos de la investigación y solicitar su colaboración autorizando la aplicación de los cuestionarios. Una vez establecido este acuerdo y en concordancia con las recomendaciones del comité de ética científico de la Universidad de La Frontera se procedió a enviar carta de consentimiento informado a los padres, madres y apoderados/as y se contó con un asentimiento para los adolescentes. En ambos documentos se establecía la confidencialidad de la información, la voluntariedad y la no retribución económica o material por la participación en el estudio.

La aplicación del cuestionario se llevó a cabo durante el año 2017 directamente por el equipo investigador, en fechas y horarios definidas por el establecimiento educacional a fin de no entorpecer el normal desarrollo de sus actividades. El tiempo promedio empleado por los estudiantes en responder el instrumento fue de una hora de duración.

Los resultados de la investigación fueron presentados en una reunión realizada en la Facultad de Educación, Cs. Sociales y Humanidades de la Universidad de La Frontera, a la que fueron convocados representantes de establecimientos educacionales participantes.

Análisis de datos

Se consideraron respuestas para las formas sobre madres y padres como muestras independientes, fundado en el diseño original del instrumento y en la evidencia empírica que sugiere que pueden existir diferencias en el estilo parental de padres y madres, aun compartiendo una misma unidad familiar (Musitu y García, 2001; Martínez et al., 2012).

Ambas fueron divididas de forma aleatoria, obteniéndose dos muestras con el 50% del volumen de casos, con la finalidad de aplicar análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio en busca de evidencias de validez de constructo en el instrumento.

Para el análisis factorial exploratorio se utilizó el método de extracción de Ejes Principales, junto con el método de rotación Oblimin, considerándose adecuados dada la robustez ante variables que probablemente no cumplen con el supuesto de

normalidad multivariante y la evidencia disponible sobre la correlación entre variables.

Para analizar la validez de constructo de las subescalas componentes de la escala ESPA-29 se exploraron tres modelos: uno de siete factores, sustentado sobre la estructura original del instrumento (Modelo A); uno de 6 factores, sustentado en la cantidad de factores advertidos a través de la técnica de análisis paralelo y el principio de interpretabilidad (Modelo B); y un tercer modelo de seis factores, construido a partir de la evidencia del análisis paralelo y la conservación de los seis ítems de mayor carga factorial para los factores extraídos (Modelo C). Cabe señalar que la exploración de este último modelo tiene por objetivo evaluar la factibilidad estructural del instrumento reduciendo la cantidad de ítems componentes, pues la cantidad de ítems del instrumento original supone una dificultad operacional en su aplicación sobre su población objetivo. Cabe destacar que el Modelo C no debe interpretarse como una propuesta para un instrumento abreviado, sino solo una prueba empírica del funcionamiento operativo de la teoría subyacente.

Para analizar las dimensiones globales de la escala ESPA-29 se exploraron también tres modelos considerando la puntuación final resultante de las subescalas: un modelo de dos factores, considerando la estructura original de siete subescalas componentes (Modelo D); un modelo de dos factores considerando las seis subescalas advertidas en los análisis factoriales previos (Modelo E); y un modelo de dos factores considerando las seis subescalas advertidas, pero utilizando la estructura reducida de 36 ítems del Modelo C (Modelo F). Es importante señalar que este análisis, si bien de acuerdo con las recomendaciones actuales no es aconsejable (Lloret-Segura et al., 2014), busca replicar la propuesta disponible en el manual de aplicación del instrumento, a fin de disponer de evidencia comparativa.

El cálculo de las puntuaciones de las subescalas se realizó a partir de la sumatoria y promedio de sus ítems componentes e invirtiendo las puntuaciones de las subescalas de Indiferencia y Displícencia, como se indica en su versión original.

El ajuste de los modelos fue evaluado usando el Índice de Ajuste Comparativo (CFI), el Índice de Tucker Lewis (TLI) y el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA). Los índices de confiabilidad fueron calculados a partir de los coeficientes α de Cronbach y ω de McDonald, con la finalidad de obtener un coeficiente de fiabilidad comparable con la investigación previa e incorporar un coeficiente pertinente el análisis de variables discontinuas.

Luego de cada análisis factorial exploratorio se realizó un análisis factorial confirmatorio, para los que se dispuso de un intervalo de confianza del 95%. Los análisis fueron ejecutados utilizando el software JAMOV en su versión 1.8.1.

Resultados

Análisis de modelos a partir de las subescalas

La tabla 1 muestra las cargas factoriales primarias de los ítems en los Modelos A, B y C explorados en el formato para madres.

Se observa que en el Modelo A no logra extraerse adecuadamente un séptimo factor, al tener un bajo número de ítems en comparación a los otros seis factores, además de bajas cargas factoriales. Los índices de confiabilidad también son inadecuados para un hipotético séptimo factor, sin embargo, debe mencionarse que los índices de confiabilidad pueden verse influidos por la cantidad de ítems componentes.

Se observa que en el Modelo B se logran extraer adecuadamente los seis factores con adecuados índices de fiabilidad, en los que cinco poseen una cantidad similar de ítems componentes. No obstante, se observa que los ítems originalmente componen la subescala de Displigencia se encuentran distribuidos en el factor compuesto por los ítems componentes de la subescala Indiferencia, teniendo estos últimos las cargas factoriales de mayor valor.

Se observa que en el Modelo C se logran extraer adecuadamente los seis factores con adecuados índices de fiabilidad, correspondiendo cada ítem con el factor teorizado.

Tabla 1. Cargas factoriales primarias e índices de fiabilidad estimados para los factores extraídos a partir de los Modelos A, B y C en la ESPA-29 en sus formatos para madres.

Factor 1	Factor 2			Factor 3			Factor 4			Factor 5			Factor 6			Factor 7									
	Item	A	B	C	Item	A	B	C	Item	A	B	C	Item	A	B	C	Item	A	B	C					
47	.782	.789	.719	16	.586	.589	.617	82	.783	.782	.816	25	.674	.674	.736	24	**	.664	.696	31	.672	.653	.535	12	.538
71	.692	.730	.826	65	.581	.582	.565	52	.700	.698	.769	92	.595	.597	.622	56	.593	.658	.670	46	.606	.596	.679	24	.493
40	.715	.715	.641	35	.560	.571	.603	58	.685	.684	.776	43	.595	.596	.575	48	.559	.639	.620	39	.602	.595	.535	6	.362
90	.676	.714	.685	101	.582	.570	.727	66	.682	.679	.791	49	.593	.595	.504	64	.461	.633	.603	54	.566	.561	.648	18	.334
78	.633	.681	.704	98	.536	.534	.655	86	.667	.666	.674	19	.569	.569	.559	97	.623	.584	.546	62	.543	.532	.591		
106	.625	.669	.689	87	.539	.528	.556	100	.639	.637	.564	103	.559	.563	.632	12	**	.546	.609	95	.518	.522	.526		
55	.653	.666		51	.516*	.518*		99	.629	.625		7	.554	.555		67	.461	.498		105	.496	.478			
72	.617	.656		59	.515	.516		85	.612	.611		68	.548	.550		36	.473	.477		27	.476	.478			
63	.653	.656		83	.512	.501		23	.600	.597		93	.547	.549		73	.558	.473		4	.455	.438			
41	.610	.626		61	.498	.489		9	.590	.589		80	.540	.539		18	**	.469		21	.432	.414			
96	.584	.606		50	.483	.477		34	.579	.577		57	.537	.536		91	.546	.466*		89	.404	.380			
32	.571	.542		22	.461	.466		1	.537	.536		60	.525	.527		79	.625	.462		10	.391*	.364*			
28	.491*	.442*		30	.466	.460		15	.396	.388		13	.522	.513		6	**	.427		77	.377*	.306*			
11	.485*	.418*		69	.466	.458						37	.489	.489		102	.526	.402*		76	**	**			
17	.449*	.413*		38	.461	.454						74	.487	.488		33	**	.376*		45	**	**			
5	.439*	.391		8	.437	.452						29	.457	.458		42	.342*	.351*							
70	**	**		20	.445	.442																			
				81	.452	.442																			
				26	.445	.438																			
				3	.433	.437																			
				88	.445	.436																			
				75	.435	.420																			
				84	.435	.413*																			
				104	.403	.387																			
				44	.365	.357*																			
				94	.361*	.354																			
				53	.362	.350																			
				2	**	**																			
				14	**	**																			
α	.901	.905	.861	α	.910	.911	.813	α	.928	.928	.892	α	.913	.913	.822	α	.875	.882	.755	α	.855	.855	.791	α	.518
ω	.912	.916	.868	ω	.915	.915	.820	ω	.928	.928	.895	ω	.914	.914	.825	ω	.876	.883	.787	ω	.856	.856	.793	ω	.577

Nota. Se omiten cargas factoriales inferiores a .30. (*) El ítem presenta al menos una carga secundaria superior a .30. (**) El ítem presenta una carga principal inferior a .30.

La tabla 2 muestra las cargas factoriales primarias de los ítems en los Modelos A, B y C explorados en el formato para padres.

Se observa que en el Modelo A, al igual que en el formato para madres, no logra extraerse adecuadamente un séptimo factor, teniendo menos de tres ítems con cargas factoriales superiores a .30. Se observa el mismo fenómeno que en el formato para madres, en el que los ítems teorizados en la subescala de Displícencia se encuentran alineados con los pertenecientes a la subescala de Indiferencia, observándose, además, que este fenómeno también ocurre con los ítems de la subescala de Coerción Física alineados con los ítems de la subescala de Coerción Verbal.

Se observa que en el Modelo B se logran extraer adecuadamente cinco factores con adecuados índices de fiabilidad. No obstante, se observa que el fenómeno observado con las variables Coerción Física y Coerción Verbal es más claro, dejando un factor con bajas cargas factoriales y baja fiabilidad.

Se observa que en el Modelo C se logran extraer adecuadamente los seis factores con adecuados índices de fiabilidad, correspondiendo cada ítem con el factor teorizado.

Tabla 2. Cargas factoriales primarias e índices de fiabilidad estimados para los factores extraídos a partir de los Modelos A, B y C en la ESPA-29 en sus formatos para madres

Factor 1			Factor 2			Factor 3			Factor 4			Factor 5			Factor 6			Factor 7							
Item	A	B	Item	A	B	Item	A	B	Item	A	B	Item	A	B	Item	A	B	Item	A	B	C				
55	.798	.766	.793	65	.647	.635	.693	52	.743	.724	.807	93	.642	.650	.733	102	.613	.332	.788	54	.720	.705	.859		
47	.700	.680	.693	59	.639	.621	.736	66	.698	.697	.759	60	.635	.648	.684	73	.604	**	.729	39	.689	.678	.663		
11	.698	.627	.646	51	.632	.627	.697	82	.662	.662	.663	57	.627	.640	.635	91	.495	.385	.596	31	.665	.645	.552		
63	.688	.751	.581	101	.620	.627	.629	23	.655	.642	.754	37	.610	.620	.624	79	.474	**	.611	46	.616	.651	.536		
28	.686	.626	.764	98	.591	.611	.678	9	.652	.646	.670	103	.605	.615	.680	67	.471	.398	.522	56	.612	.666	.564		
40	.654	.650	.637	35	.585	.563	.521	99	.644	.626	.675	49	.605	.618	.714	76*	.369	**	.394	62	.585	.609	.609		
90	.639	.736	83	.567	.552	34	.641	.637	43	.593	.600	70	.349	.332	4	.561	.570	70	.349	.332	4	.561	.570		
32	.612	.527	87	.537	.521	1	.624	.608	92	.581	.587	42	.309	**	33	.561	.543	42	.309	**	33	.561	.543		
96	.612	.679	22	.535	.526	58	.619	.606	68	.580	.588	18	**	**	95	.534	.575	18	**	**	95	.534	.575		
106	.597	.687	2	.505	.502	86	.609	.604	19	.570	.567				27	.515	.557				27	.515	.557		
5	.590	.534	69	.489	.459	100	.591	.599	74	.558	.570				64	.513*	.606				64	.513*	.606		
17	.581	.614	84	.472	.482	85	.590	.580	7	.524	.524				36	.507	.543				36	.507	.543		
41	.562	.635	75	.465	.449	15	.510	.514	25	.489	.484				97	.456*	.564				97	.456*	.564		
72	.562	.684	8	.446	.455	88	**	**	80	.487	.494				89	.454	.544				89	.454	.544		
78	.524	.611	81	.437	.450	94		.344	29	.449	.457				48	.429	.510				48	.429	.510		
71	.504	.679	16	.435	.399				13	.436	.429				6	.427	.480				6	.427	.480		
24	**	**	50	.414*	**				50		-.400*				10	.393	.437				10	.393	.437		
79	**	.392	61	.410*	.385				30		**				105	.390	.459				105	.390	.459		
			44	.403*	.393										21	.374	.439				21	.374	.439		
			14	.381	.399										45	.343	.418				45	.343	.418		
			3	.374	.389										77	.323	.387				77	.323	.387		
			104	.369*	.372										76	**	.407				76	**	.407		
			53	.343	.325										12	**	.438				12	**	.438		
			94	.337*	**										73	**	.372*				73	**	.372*		
			26	.336	.347										70	**	**				70	**	**		
			38	.326	**																				
			20	**	**																				
			30	**	**																				
α	.920	.923	.861	α	.888	.902	.813	α	.936	.938	.886	α	.922	.924	.820	α	.717	.673	.751	α	.917	.923	.843	α	.221
ω	.925	.926	.868	ω	.899	.904	.816	ω	.937	.939	.889	ω	.923	.924	.821	ω	.717	.679	.777	ω	.917	.924	.845	ω	.455

Nota. Se omiten cargas factoriales inferiores a .30. (*) El ítem presenta al menos una carga secundaria superior a .30. (**) El ítem presenta una carga principal inferior a .30.

En la tabla 3 se muestran los índices de ajuste de los Modelos A, B y C para los formatos para madres y padres. Se observa que la adecuación muestral para todos los modelos es buena, con KMO superiores a .80. Para todos los modelos se observa un RMSEA adecuado, inferior a .08, no obstante, el TLI muestra que ninguno de los modelos alcanza un buen ajuste, con índices inferiores a .90, siendo el Modelo C el que presenta un mejor ajuste, con valores sobre .80 para ambas formas. En cuanto a la varianza explicada acumulada, se observa que el Modelo C es el de mejor desempeño.

Tabla 3. Índices de ajuste para los modelos explorados.

Estadístico	Modelo A		Modelo B		Modelo C	
	Madres	Padres	Madres	Padres	Madres	Padres
KMO	.872	.861	.872	.861	.853	.853
TLI	.693	.727	.669	.705	.836	.860
RMSEA	.051	.048	.053	.050	.061	.055
Varianza explicada acumulada	39,92%	42,16%	38,04%	4,44%	48,80%	47,75%

Nota. La adecuación muestral se encuentra representada por el estadístico KMO, mientras que el ajuste de cada modelo se expone a través de los estadísticos TLI y RMSEA. La proporción de varianza explicada acumulada corresponde a la proporción acumulada por todos los factores extraídos en el modelo. Para todos los modelos la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa con $p < .001$.

En la tabla 4 se muestran los índices de ajuste para cada modelo confirmado. Se observa que ningún modelo alcanza buenos índices de ajuste, con CFI y TLI inferiores a .90, sin embargo, el Modelo C es el que presenta valores más altos y RMSEA con valores por debajo de .08.

Tabla 4. Se presentan los índices de ajuste de los modelos confirmados.

Estadístico	Modelo A		Modelo B		Modelo C	
	Madres	Padres	Madres	Padres	Madres	Padres
CFI	.671	.638	.705	.666	.859	.847
TLI	.664	.630	.696	.657	.847	.833
RMSEA	.065	.061	.057	.063	.057	.061

Análisis de modelos a partir de las dimensiones globales

La tabla 5 muestra las cargas factoriales y los índices de fiabilidad de los Modelos D, E y F en los formatos para madres y para padres.

Se observa que en el Modelo D se extraen adecuadamente dos factores, aunque el segundo factor presenta índices de fiabilidad en el límite de lo aceptable (.70) en el formato para madres. Cada subescala presenta una carga primaria en el factor teorizado.

Se observa que en el Modelo E se extraen adecuadamente dos factores, aunque el segundo factor presenta índices de fiabilidad en el límite de lo aceptable (.70) en el formato para madres. Cada subescala presenta una carga primaria en el factor teorizado.

Se observa que en el Modelo F se extraen adecuadamente dos factores, aunque el primer factor presenta índices de fiabilidad en el límite de lo aceptable (.70), y el segundo factor presenta índices de fiabilidad inadecuados en ambos formatos. Cada subescala presenta una carga primaria en el factor teorizado.

Tabla 5. Cargas factoriales e índices de fiabilidad estimados para los factores extraídos a partir de los Modelos D, E y F en la ESPA-29 en sus formatos para madres y padres.

	Factor 1						Factor 2					
	Madres			Padres			Madres			Padres		
	D	E	F	D	E	F	D	E	F	D	E	F
Afecto	.753	.880	.897	.744	.885	.876						
Diálogo	.733	.717	.587	.708	.699	.613	.310					
Indiferencia (i)	.678	.590	.490	.671	.586	.552						
Displicencia (i)	.613			.650								
Privación							.753	.784	.882	.882	.902	.889
C. Verbal							.622	.629	.512	.782	.762	.658
C. Física				-.359			.583	.593	.342	.503	.511	.362
α	.765	.742	.685	.756	.733	.707	.684	.684	.563	.744	.744	.639
ω	.788	.768	.729	.775	.757	.728	.713	.713	.643	.777	.777	.689

La tabla 6 muestra los índices de ajuste de cada modelo extraído. Se observa que la adecuación muestral para todos los modelos es inadecuada, con KMO inferiores a .70. Para todos los modelos se observa un RMSEA inadecuado, cercano o superior a .12. El TLI muestra que el Modelo E presenta el mejor ajuste, no

obstante, inadecuado, con índices inferiores a .90 para ambas formas. En cuanto a la varianza explicada acumulada, se observa que el Modelo E es el de mejor desempeño.

Tabla 6. Índices de ajuste para los modelos explorados.

Estadístico	Modelo D		Modelo E		Modelo F	
	Madres	Padres	Madres	Padres	Madres	Padres
KMO	.674	.646	.639	.634	.586	.599
TLI	.718	.685	.808	.836	.775	.844
RMSEA	.171	.192	.142	.143	.119	.112
Varianza explicada acumulada	51,3%	54,5%	52,2%	56,6%	42,2%	47,7%

Nota. La adecuación muestral se encuentra representada por el estadístico KMO, mientras que el ajuste de cada modelo se expone a través de los estadísticos TLI y RMSEA. La proporción de varianza explicada acumulada corresponde a la proporción acumulada por todos los factores extraídos en el modelo. Para todos los modelos la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa con $p < .001$.

La tabla 7 muestra los índices de ajuste para cada modelo confirmado. Se observa que ninguno de los modelos presenta adecuados índices CFI y TLI. Los índices observados probablemente se encuentran asociados a la inadecuación metodológica del análisis, sin embargo, se presenta esta evidencia a modo de ejercicio comparativo con la evidencia dispuesta en el manual de interpretación del instrumento original.

Tabla 7. Índices de ajuste para los modelos confirmados.

Estadístico	Modelo D		Modelo E		Modelo F	
	Madres	Padres	Madres	Padres	Madres	Padres
CFI	.663	.633	.827	.787	.887	.824
TLI	.455	.406	.675	.601	.789	.669
RMSEA	.234	.224	.183	.187	.123	.129

Discusión

La evidencia recogida a partir de los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios realizados en este estudio, apuntan hacia la validación de un modelo de seis factores para la escala ESPA-29. De los siete factores originales, sólo se halla evidencia para la validación de las dimensiones apego, diálogo, indiferencia, coerción verbal, coerción física y privación.

Si bien, a partir del análisis factorial exploratorio, se obtiene evidencia que vincula las dimensiones indiferencia y displicencia como parte de un único factor, los índices de ajuste del Modelo B dan cuenta de un desempeño inferior al del modelo original de siete factores (Modelo A), por lo que la unificación de ambas dimensiones no puede sostenerse sin un trabajo previo de reformulación.

Al seleccionar sólo los ítems de mayor carga, reduciendo significativamente el número de ítems del instrumento, se obtiene un modelo de seis factores con adecuada fiabilidad y mejores índices de ajuste, pero aun inadecuados, por lo que la evidencia sugiere que la tendencia de las investigaciones futuras debiera inclinarse hacia esta composición. Este modelo también resuelve problemas de extracción de factores para el modelo B en la forma para padres, sugiriendo que en la estructura original podrían existir ítems que aportan cargas confusoras dentro del instrumento.

Las diferencias de ajuste entre los Modelos B y C apuntan a una alta incidencia del número y pertinencia de los reactivos durante la aplicación del instrumento. La proporción de varianza explicada acumulada en los modelos indica que el Modelo C podría conservar aquellos reactivos más pertinentes al propósito del instrumento, los que explican de mejor forma la varianza dentro del modelo.

Al estar constituido por 29 situaciones en que se pregunta al participante por más de un tipo de patrón de respuesta parental, la lógica indica que, al aumentar la probabilidad de ocurrencia de un tipo de patrón, debiese disminuir la probabilidad de ocurrencia de un patrón diferente u opuesto. Lo cual, se traduce en que el instrumento se compone de ítems con alta carga factorial y otros con cargas inferiores dentro de una misma situación consultada, aportando información redundante.

Respecto a las proyecciones relacionadas a la subescala de displicencia, entre estos modelos, se observa que, al conservar sólo las seis mayores cargas de los factores extraídos, para el factor donde se unen las dimensiones de indiferencia y displicencia solo se conservan ítems correspondientes a la primera, por lo que no se desprende evidencia que permita validar la displicencia como parte del constructo.

No obstante, debiese considerarse para estudios futuros una clarificación operacional de las diferencias semánticas entre indiferencia y displicencia como constructos. En la escala ESPA-29 esta diferencia se observa en las expresiones "Le es indiferente" y "Le da igual", las cuales podrían ser consideradas sinónimas, principalmente en atención a que el instrumento tiene por población objetivo a niños, niñas y adolescentes.

Las observaciones de los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios en torno a los modelos bidimensionales apuntan coherentemente hacia evidencia de validez sobre este constructo, tal y como se referencia en las investigaciones previas (Musitu y García, 2001; Martínez et al., 2012). Sin embargo, se debe recalcar

que esta forma de análisis no sería la mejor opción metodológica, ya que sólo considera la sumatoria de las puntuaciones de subconjuntos de ítems y no la totalidad de reactivos componentes, restringiendo significativamente las interpretaciones de los resultados.

Los hallazgos reportados en este estudio indican que la escala ESPA-29 aún requiere de investigación y adaptaciones para ser optimizada en el contexto nacional y/o latinoamericano, por lo que no se sugiere construir una baremación local para su interpretación hasta que se pueda definir una estructura definitiva que proponga una versión abreviada.

Cabe mencionar, que entre las posibles limitaciones del estudio se identifican, el diseño transversal del estudio, debido a que no permite establecer relaciones causales, y la conformación de la muestra, que al no ser probabilística y estar conformada por madres y padres de un solo país, los resultados obtenidos no serían generalizables.

Conclusiones

Los resultados de este estudio apuntan hacia una validación general de los constructos medidos por la escala ESPA-29 en población adolescente chilena. Si bien no se encuentra evidencia de validez para la subescala de Displícencia, los hallazgos indican que esto podría deberse a la similitud observada con el constructo de Indiferencia. Lo cual en este contexto, al no constituir una subescala independiente, no modifica significativamente la interpretación de los resultados del instrumento.

No obstante, debe hacerse notar que los índices de ajuste reportados no son adecuados, dando cuenta de deficiencias significativas en el formato de aplicación original.

Los análisis realizados permiten sostener que la estructura de la ESPA-29 podría ser válida con un número menor de ítems, lo que facilitaría su utilización en contextos de investigación e intervención. La estructura factorial, al igual que los índices de fiabilidad obtenidos, permiten concluir preliminarmente que la escala ESPA-29 es un instrumento con una teoría a la base que es consistente, pero se recomienda ampliar los estudios de validación a través de adaptaciones que permitan conservar la estructura de sus constructos, pero optimizando su operacionalización según contextos culturales.

Dadas estas consideraciones, se recomienda que, tanto en contextos de investigación como de intervención, los resultados de la escala ESPA-29 sean complementados con análisis de otros instrumentos para asegurar la precisión y pertinencia de sus interpretaciones.

Los datos recogidos por esta investigación no permiten una propuesta concreta para una nueva estructura del instrumento, pero sí evidencia lineamientos para futuros trabajos.

Reconocimientos

Este trabajo contó con financiamiento de la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo de Chile (ANID), Proyecto Fondecyt Regular N°1211291 y del Proyecto de Investigación Científico DI20-0105, concurso interno de la Universidad de La Frontera.

Referencias

- Alonso, J. y Román, J. (2005). Prácticas educativas familiares y autoestima. *Psicothema*, 17(1), 76-82.
- Alonso-Geta, P. (2012). La socialización parental en padres españoles con hijos de 6 a 14 años. *Psicothema*, 24(3), 371-376.
- Arauco, J. (2018). *Propiedades psicométricas de la escala estilos de socialización parental en adolescentes de 3ro a 5to de secundaria de dos instituciones educativas públicas de Chosica, 2018* [Tesis de licenciatura, Universidad César Vallejo]. Repositorio Digital institucional. <https://repositorio.ucv.edu.pe/handle/20.500.12692/25313>
- Aunola, K. y Nurmi, J. (2005). The role of parenting styles in children's problem behavior. *Child Development*, 76(6), 1144-1159. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2005.00840.x>
- Barudy, J. y Dantagnan, M. (2010). Guía para la evaluación de las competencias y la resiliencia parental. *Academia. Edu*. <https://tinyurl.com/4bs72byx>
- Baumrind, D. (1967). Childcare practices antecedent three patterns of preschool behavior. *Genetic Psychology Monographs*, 75(1), 43-88.
- Baumrind, D. (1991). The influence of parenting style on adolescent competence and substance use. *Journal of Early Adolescence*, 11(1), 56-95. <https://doi.org/10.1177/02724316911111004>
- Becoña, E., Martínez, Ú., Calafat, A., Montse, J., Duch, M. y Fernández, R. (2012). ¿Cómo influye la desorganización familiar en el consumo de drogas de los hijos? Una revisión. *Adicciones*, 24(3), 253-268. <https://doi.org/10.20882/adicciones.97>

- Bobbio, A., Arbach, K. y Alderete, A. (2016). Evaluación de las prácticas parentales: Análisis psicométrico de la escala Adolescent Family Process. *Revista Evaluar*, 16(1). <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v16.n1.15941>
- Cea, A. (1996). Metodología Cuantitativa. Estrategias y técnicas de investigación social. *Síntesis*.
- Dámaso-Flores, J. y Serpa-Barrientos, A. (2022). Modelo explicativo del rendimiento académico asociado a estilos de crianza, agresión y resentimiento en adolescentes Peruanos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 1(62), 5-15. <https://doi.org/10.21865/ridep62.1.01>
- Da Gama, J. y Negreiros, J. (2023) Estudio Teórico sobre la Evaluación Psicológica de Niños y Adolescentes: Una Revisión Narrativa de la Literatura. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 4(70), 139-159. <https://doi.org/10.21865/ridep70.4.11>
- Darling, N., y Toyokawa, T. (1997). Construction and validation of the parenting style inventory II (PS-II) [Manuscrito no publicado]. Department of Human Development and Family Studies, The Pennsylvania State University. <https://tinyurl.com/mrxeh488>
- Darling, N., y Steinberg, L. (1993). Parenting style as context: an integrative model. *Psychological Bulletin*, 113(3), 487-496. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.113.3.487>
- Delgado, A., Jiménez, Á., Sánchez Q., y López, F. (2007). Estilos educativos materno y paterno: Evaluación y relación con el ajuste adolescente. *Anales de Psicología*, 23(1), 49-56.
- Espinoza, A. (2011). Relación entre los estilos de socialización parental, autoconcepto, rendimiento académico y nivel socioeconómico de los adolescentes de Santiago. [Manuscrito no publicado]. Universidad Santo Tomás.
- Estévez, E., Jiménez, T., y Musitu, G. (2007). *Relaciones entre padres e hijos adolescentes*. Nau LLibres-Edicions Culturals Valencianes.
- Fuentes, M., García, F., Gracia, E., y Alarcón, A. (2015). Los estilos parentales de socialización y el ajuste psicológico. Un estudio con adolescentes españoles. *Revista de Psicodidáctica*, 20(1). <https://doi.org/10.1387/RevPsicodidact.10876>
- García, A. E. (2020). Estilos de socialización parental en una muestra de adolescentes chilenos. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 7(1), 46-51. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2020.07.1.6>
- García, M., Cerezo, M., De La Torre, M., De la Villa, M., y Casanova, P. (2011). Prácticas educativas paternas y problemas internalizantes y externalizantes en adolescentes españoles. *Psicothema*, 23(4), 654-659.
- Gómez, E. y Muñoz, M. (2014). *Escala de Parentalidad Positiva e2p: manual*. Fundación Ideas para la Infancia.

- Jaes, C. (1991). *Transiciones de la familia, continuidad y cambio en el ciclo de vida*. Amorrortu.
- Jara Gálvez, K. E. (2019). *Estilos de socialización parental y la inteligencia emocional en estudiantes del distrito de Trujillo* [Tesis de maestría, Universidad Peruana Cayetano Heredia]. Repositorio institucional. <https://hdl.handle.net/20.500.12866/8472>
- Ledesma, R., Pere F., y Tosi, J. (2019). Uso del Análisis Factorial Exploratorio en RIDEF. Recomendaciones para Autores y Revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 3(52), 173-180. <https://doi.org/nbq5>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/gjr929>
- Loeber, R. y Dishion, T. (1983). Early predictors of male delinquency: a review. *Psychological Bulletin*, 94(1), 68-99. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.94.1.68>
- Martínez, I., García, F., Fuentes, M. C., Veiga, F., García, O. F., Rodrigues, Y., Cruice, E. y Serra, E. (2019). Researching parental socialization styles across three cultural contexts: Scale ESPA29 bi-dimensional validity in Spain, Portugal, and Brazil. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(2), 197. <https://doi.org/10.3390/ijerph16020197>
- Martínez, I., García, J. F., Camino, L. y Camino, C. P. D. S. (2011). Socialização parental: adaptação ao Brasil da escala ESPA29. *Psicologia (Universidade Federal do Rio Grande do Sul)*, 24(4), 640-647. <https://doi.org/10.1590/S0102-79722011000400003>
- Martínez, I., García, J. F., Musitu, G. y Yubero, S. (2012). Family Socialization Practices: Factor Confirmation of the Portuguese Version of a Scale for their Measurement. *Revista de Psicodidáctica*, 17(1), 159-178.
- Musitu, G., y García, F. (2016). La evaluación de la socialización familiar: ESPA29. *Padres y Maestros/Journal of Parents and Teachers*, (367), 60-66. <https://doi.org/10.14422/pym.i367.y2016.011>
- Musitu, G., y García, F. (2001). *ESPA29 Escala de estilos de socialización parental en la adolescencia*. TEA.
- Nunes, C., Luís, K., Lemos, I. y Ochoa, G. M. (2015). Características psicométricas da versão portuguesa da escala de Socialização Parental na Adolescência ESPA-29. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 28, 253-260. <https://doi.org/10.1590/1678-7153.201528205>
- Patterson, G., y Dishion, T. (1985). Contributions of families and peers to delinquency. *Criminology*, 23(1), 63-79. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1985.tb00326.x>
- Pettit, G. S. y Laird, R. D. (2002). Psychological control and monitoring in early adolescence: The role of parental involvement and earlier child adjustment. En B. K. Barber (Ed.), *Intrusive parenting: How psychological control affects children and adolescents* (pp. 97-123). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10422-004>

- Reed-Ashcraft, K., Kirk, R. S. y Fraser, M.W. (2001). The reliability and validity of the North Carolina family assessment scale. *Research on Social Work Practice, 11*(4), 503-520. <https://doi.org/10.1177/104973150101100406>
- Riquelme, M., García, O. F. y Serra, E. (2018). Desajuste psicosocial en la adolescencia: socialización parental, autoestima y uso de sustancias. *Anales de Psicología, 34*(3), 536-544. <https://doi.org/10.6018/analesps.34.3.315201>
- Rodrigo, M., Máiquez, M., García, M., Mendoza, R., Rubio, A., Martínez, A., y Martín, C. (2004). Relaciones padres-hijos y estilos de vida en la adolescencia. *Psicothema, 16*(2), 203-210.
- Ruvalcaba-Romero, N. A., Gallegos-Guajardo, J., Caballo, V. E. y Villegas-Guinea, D. (2016). Prácticas parentales e indicadores de salud mental en adolescentes. *Psicología desde el Caribe, 33*(3), 223-236. <https://doi.org/10.14482/psdc.33.3.7378>
- Salamanca-Ramos, E., Chávez-Ávila, P. y Carmona-Parra, J. A. (2017). Percepción de la autoridad parental en adolescentes escolarizados víctimas de desplazamiento. *Aquichan, 17*(4), 437-447 <https://doi.org/10.5294/aqui.2017.17.4.7>
- Salazar, J. A. A. y Portillo, J. G. (2017). Relación entre riesgo suicida, autoestima, desesperanza y estilos de socialización parental en estudiantes de bachillerato. *Psicogente, 20*(37), 70-88. <https://doi.org/10.17081/psico.20.37.2419>
- Steinberg, L., Blatt-Eisengart, I., y Cauffman, E. (2006). Patterns of Competence and Adjustment Among Adolescents from Authoritative, Authoritarian, Indulgent, and Neglectful Homes: A Replication in a Sample of Serious Juvenile Offenders. *Adolescence, 16*(1), 47-58. <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2006.00119.x>
- Torrente, G., y Ruiz, J. (2005). Procesos familiares relacionados con la conducta antisocial de adolescentes en familias intactas y desestructuradas. *Apuntes de Psicología, 23*(1), 41-52.
- Valencia, E. y Gómez, E. (2010). Una escala de Evaluación Familiar Eco-Sistémica para programas sociales: Confiabilidad y validez de la NCFAS en población de alto riesgo psicosocial. *Psykhe (Santiago), 19*(1), 89-103. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-22282010000100007>
- Van Doorn, M., Branje, S., y Meeus, W. (2008). Conflict resolution in parent-adolescent relationships and adolescent delinquency. *Journal Of Early Adolescence, 28*(4), 503-527. <https://doi.org/10.1177/0272431608317608>

Para citar en APA

Mayorga-Muñoz, C., Riquelme-Segura, L., Abrigo-Muñoz, A., Jimenez-Figueroa, A. y Nogués-Solano, I. (2024). Propiedades psicométricas de adaptación escala estilos de socialización parental en adolescentes chilenos. *Terapia Psicológica (En línea), 42*(2), 253-271. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082024000200253>