

<https://doi.org/10.15446/rcp.v27n2.65500>

Propiedades Psicométricas de la Versión Reducida de la Escala de Valores para el Desarrollo Positivo Adolescente (EVDPA-R) en Estudiantes Chilenos*

JOSÉ LUIS GÁLVEZ-NIETO

Universidad de La Frontera, Departamento de Trabajo Social - Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas (LICSA), Temuco, Chile

DANIELA VERA-BACHMANN

Universidad Austral de Chile, Escuela de Psicología, Puerto Montt, Chile

ÍTALO TRIZANO-HERMOSILLA

Universidad de La Frontera, Departamento de Psicología - Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas (LICSA), Temuco, Chile

KARINA POLANCO

Universidad de La Frontera, Departamento de Trabajo Social, Temuco, Chile

SONIA SALVO

Universidad de La Frontera, Departamento de Matemática y Estadística - Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas (LICSA), Temuco, Chile



Excepto que se establezca de otra forma, el contenido de esta revista cuenta con una licencia Creative Commons "reconocimiento, no comercial y sin obras derivadas" Colombia 2.5, que puede consultarse en: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/co>

Cómo citar este artículo: Gálvez-Nieto, J.L., Vera-Bachmann, D., Trizano-Hermosilla, I., Polanco, K., & Salvo, S. (2018). Propiedades psicométricas de la versión reducida de la Escala de Valores para el Desarrollo Positivo Adolescente (EVDPA-R) en estudiantes chilenos. *Revista Colombiana de Psicología*, 27, 69-84. <https://doi.org/10.15446/rcp.v27n2.65500>

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a la Dra. Daniela Vera-Bachman, e-mail: daniela.vera@uach.cl. Los Pinos s/n, Balneario Pelluco, Puerto Montt, Chile.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN CIENTÍFICA

RECIBIDO: 4 DE JUNIO DE 2017 - ACEPTADO: 28 DE DICIEMBRE DE 2017

* Este artículo reporta resultados parciales del proyecto FONDECYT N° 11150157 denominado "Dejando atrás los modelos centrados en el déficit: desarrollo de un modelo estructural para explicar el clima social escolar. El rol del individuo, la familia, la comunidad y los valores desde un enfoque de desarrollo positivo adolescente", financiado por CONICYT y desarrollado entre noviembre de 2015 y noviembre de 2018.

Resumen

Esta investigación tuvo por objetivo analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Valores para el Desarrollo Positivo Adolescente (EVDPA) en estudiantes chilenos. Se estudió una muestra de 2250 estudiantes adolescentes de ambos sexos, de edades comprendidas entre los 12 y 21 años, pertenecientes a 25 establecimientos de enseñanza secundaria de Chile. Se utilizó un procedimiento robusto de análisis mediante el método de validación cruzada. Los resultados del análisis factorial exploratorio y confirmatorio, permitieron obtener una estructura factorial reducida de tres factores latentes: valores sociales, valores personales y valores individualistas. Las evidencias de fiabilidad por consistencia interna presentaron resultados favorables. Se concluye que el EVDPA, a pesar de la disminución significativa de ítems y dimensiones de primer orden, entrega evidencia suficiente para su uso en población de estudiantes adolescentes chilenos.

Palabras clave: valores, desarrollo positivo, adolescencia, escala.

Psychometric Properties of the Reduced Version of the Positive Adolescent Development Value Scale (EVDPA-R) in Chilean Students

Abstract

The objective of this research was to analyze the psychometric properties of the Positive Adolescent Development Value Scale (EVDPA, according to its acronym in Spanish) in Chilean students. The sample for the study was made up of 2250 adolescent male and female students between the ages of 12 and 21, from 25 secondary schools in Chile. A robust analysis procedure based on the cross-validation method was used. The results of the exploratory and confirmatory factor analysis made it possible to obtain a reduced factorial structure with three latent factors: social values, personal values, and individualistic values. Evidence of reliability due to internal coherence was favorable. The conclusion is that despite the significant reduction of items and first-order dimensions, the EVDPA delivers sufficient evidence and can be used in the population of Chilean adolescent students.

Keywords: values, positive development, adolescence, scale.

Propriedades Psicométricas da Versão Reduzida da Escala de Valores para o Desenvolvimento Positivo Adolescente (EVDPA-R) em Estudantes Chilenos

Resumo

Esta pesquisa teve como objetivo analisar as propriedades psicométricas da Escala de Valores para o Desenvolvimento Positivo Adolescente (EVDPA) em estudantes chilenos. Estudou-se uma amostra de 2250 estudantes adolescentes de ambos os sexos, de idades compreendidas entre 12 e 21 anos, pertencentes a 25 estabelecimentos de ensino secundário do Chile. Utilizou-se um procedimento robusto de análise por meio do método de validação cruzada. Os resultados da análise fatorial exploratória e confirmatória permitiram obter uma estrutura fatorial reduzida de três fatores latentes: valores sociais, valores pessoais e valores individualistas. As evidências de fiabilidade por consistência interna apresentaram resultados favoráveis. Conclui-se que a EVDPA, apesar da diminuição significativa de itens e dimensões de primeira ordem, entrega evidência suficiente para seu uso em população de estudantes adolescentes chilenos.

Palavras-chave: adolescência, desenvolvimento positivo, escala, valores.

EL DESARROLLO en la etapa adolescente ha sido interés de múltiples investigaciones en las últimas décadas, debido a la gran preocupación que suscitan muchos de los problemas que aparecen en este periodo, ya sean alimentarios (Carrasco, Gómez, & Staforelli, 2009), consumo de drogas, conductas de asunción de riesgos, violencia y comportamiento antisocial, entre otros (Fernández-Baena et al., 2011; Gálvez-Nieto, Vera-Bachmann, Trizano, & García, 2015; Sanders, Munford, & Liebenberg, 2017; Steffgen, Recchia, & Viechybauer, 2013). Lamentablemente, esta visión centrada en lo negativo del periodo adolescente ha facilitado el desarrollo de intervenciones orientadas a la prevención del riesgo, en lugar de promover una mejor calidad de vida en este periodo (Antolín, Oliva, Pertegal, & López, 2011; Morrison, Eccles, Peck, & Malanchuk, 2011; Thompson, Proctor, English, Dubowitz, & Everson, 2012; You & Leung, 2012).

Pese a lo anterior, es importante recordar que la adolescencia es una etapa de gran plasticidad (Oliva et al., 2008; Palomar-Lever & Victorio-Estrada, 2014), en la cual es posible desarrollar múltiples potencialidades, siempre que se propicien relaciones saludables con los demás y con el medio en que el adolescente se desenvuelve a diario (Hernando, Oliva, & Pertegal, 2012; Pertegal, Oliva, & Hernando, 2010).

Al reconocer la relevancia de esta etapa, surge la idea de entender la adolescencia desde un enfoque positivo, perspectiva que se desarrolló inicialmente en Estados Unidos (Benson, Scales, Hamilton, & Sesman, 2006) y que luego fue adaptada y fortalecida en España durante los últimos años (Antolín et al., 2011; Oliva et al., 2008; Pertegal et al., 2010). Este enfoque, denominado desarrollo positivo adolescente (DPA), pone énfasis en la existencia de condiciones saludables para la optimización de la vida adolescente (Catalano, Berglund, Ryan, Lonczak, & Hawkins, 2004; Benson et al. 2006), lo que incluye habilidades, conductas y competencias necesarias para un

bienestar emocional, social y psicológico que favorezca una buena salud mental adolescente (Oliva et al., 2010). Con esta nueva aproximación a la adolescencia, se establece que no solo es necesario prevenir las conductas de riesgo sino, además, resulta imprescindible la promoción de destrezas, valores y habilidades que le permitan al adolescente una transición adecuada hacia la etapa adulta (Oliva et al., 2008).

La escuela, desde las propuestas iniciales del enfoque de DPA, ha sido considerada uno de los recursos más relevantes para la promoción de las competencias mencionadas (Oliva et al., 2008; Pertegal et al., 2010; Theokas et al., 2005). Esto ocurre cada vez que la escuela genera los espacios necesarios para la construcción de vínculos personales positivos y un clima seguro (Giovazolias, Kourkoutas, Mitsopoulou, & Georgiadi, 2010; LaRusso & Selman, 2011; Sanders, Munford, Thimasarn-Anwar, Liebenberg, & Ungar, 2015) que facilita el desarrollo de valores como un aspecto fundamental de la personalidad, lo cual influye de forma decisiva sobre las acciones de los individuos (Antolín et al., 2011).

En concordancia con lo planteado, actualmente muchas instituciones educativas implementan programas para el desarrollo emocional y social de sus estudiantes (Oliva et al., 2008; Parra, Oliva, & Antolín, 2009; Warnick, Mooney, & Oliver, 2009). En dichos programas, el desarrollo de valores es una prioridad; no obstante, se requiere una adecuada evaluación previa que permita planificar —de la mejor forma posible— las posteriores intervenciones para asegurar el éxito de la iniciativa (Pertegal et al., 2010).

En este orden de ideas, diversos estudios han diseñado modelos que permiten la evaluación de valores (Antolín et al., 2011; Gordon, 2003; Oliva et al., 2008, 2010), ya que se ha demostrado —en el caso adolescente— su relevancia no solo en la construcción de relaciones sociales más sanas (Hernando, Oliva, & Pertegal, 2013), de autoestima positiva, mayor percepción de autoeficacia, mayor

inclusión y aceptación de la diversidad (Elsaesser, Gorman-Smith & Henry, 2013; LaRusso & Selman, 2011; Steffgen et al., 2013), sino también en la prevención de violencia escolar (Cava, Buelga, Musitu, & Murgui, 2010; Estévez, Jiménez, & Moreno, 2010). Esto favorece el desarrollo de climas sociales escolares promotores de mayores y mejores aprendizajes (Arón, Milicic, & Armijo, 2012; Barboza et al. 2009; Fan, Williams, & Corkin, 2011; Koth, Bradshaw, & Leaf, 2008; Macneil, Prater, & Busch, 2009), lo que se convierte en un círculo enriquecido para el desarrollo positivo en la adolescencia (Gálvez-Nieto, Vera-Bachmann, & Trizano, 2015).

Valores para el Desarrollo Positivo Adolescente

El constructo denominado *valores para el desarrollo positivo adolescente* es evaluado a partir de la medida EVDPA, instrumento que corresponde a una escala centrada en la evaluación de los valores como aspecto fundamental de la personalidad (Antolín, et al., 2011). El EVDPA sienta sus bases en el enfoque de desarrollo positivo adolescente antes descrito, y constituye una medida útil en áreas vinculadas con la promoción en salud, adaptación individual y prevención de comportamientos como la violencia, consumo de sustancias y prácticas sexuales de riesgo.

Con respecto a la estructura teórica del EVDPA, el estudio original (aplicado en población española) presentó una medida compuesta de 24 ítems que se subdividen en ocho factores de primer orden: prosocialidad, compromiso social, justicia e igualdad social, responsabilidad, integridad, honestidad, hedonismo, reconocimiento social; además de tres factores de segundo orden denominados valores sociales, valores personales y valores individualistas. Este estudio reportó una solución factorial de primer orden que explicó un 70.49% de la varianza de los datos y una solución factorial de segundo orden que explicó un 71.05% de la variabilidad de los mismos, siendo los valores

personales (39.52%) los que explicaron la mayor proporción del constructo, seguidos de valores sociales (17.12%) y finalmente valores individualistas (14.40%). Además, se reportó un análisis factorial confirmatorio, que reveló un ajuste satisfactorio al modelo propuesto.

Con respecto a los usos y aplicaciones del EVDPA, se ha evaluado su relación con la participación social (Banda & Morales, 2015). El estudio de Banda y Morales (2015) presentó relaciones positivas, moderadas y significativas entre la participación social y las dimensiones de prosocialidad, justicia, igualdad y responsabilidad. Otros estudios han utilizado el instrumento como medida evaluativa de un programa de prevención del maltrato escolar (Aguilar, Andreu, & Peña, 2014), y como medida de asociación para el desarrollo positivo adolescente —compuesto por los factores: competencias, carácter, conexiones, confianza y compasión (López, Yoder, Brisson, Lechuga-Pena, & Jenson, 2015)—, encontrando relaciones positivas, moderadas y significativas (Frías & Berríos, 2016).

Pese a lo anterior, y aun reconociendo la importancia de los valores para trabajar el ajuste psicosocial del adolescente (Catalano et al., 2004; Cava, Estévez, Buelga, & Musitu, 2013; Estévez & Emler, 2009), en Chile no se cuenta con estudios en el área, ni existen escalas que permitan realizar una adecuada medición de dicha variable. Actualmente se cuenta con estudios en el área de clima y violencia escolar (Corsi, Barrera, Flores, Perivancich, & Guerra, 2009; Gálvez-Nieto et al., 2015; Guerra, Castro, & Vargas, 2011; Guerra, Vargas, Castro, Plaza, & Barrera, 2012; Vera-Bachmann & Gálvez, 2014) en donde el constructo de valores queda relegado.

Disponer de un instrumento que permita evaluar los valores para el desarrollo positivo adolescente, y cuyas propiedades psicométricas hayan sido adecuadamente analizadas, puede permitir una ampliación de las investigaciones en esta materia, contribuyendo al diseño

e implementación de intervenciones efectivas, orientadas a la promoción de conductas saludables en una etapa tan relevante como la adolescencia. Considerando estos antecedentes, se hace necesario plantear como hipótesis que el EVDPA mantendrá la estructura de ocho factores de primer orden y tres de segundo orden. Por otra parte, las puntuaciones de la escala presentarán adecuados niveles de fiabilidad en el contexto chileno. Así, el principal propósito del presente estudio es aportar evidencias de validez y fiabilidad de la escala de valores para el desarrollo positivo adolescente (EVDPA) en una muestra de estudiantes secundarios de Chile. Contar con un instrumento que arroje adecuadas evidencias psicométricas puede repercutir en el diseño de estrategias educativas dirigidas a mejorar la calidad de vida de adolescentes, especialmente de aquellos provenientes de sectores socialmente vulnerables, en donde situaciones de marginalidad, pobreza y exclusión hacen necesario cortar —de manera urgente— el círculo de la desigualdad social (Vera-Bachmann, 2015).

Método

Participantes

La selección de los estudiantes se realizó a partir de un muestreo no probabilístico. El procedimiento consistió en invitar a colaborar, mediante carta escrita, a los distintos directores de establecimientos, una vez aceptadas las invitaciones, se seleccionó aleatoriamente seis cursos de cada institución educativa.

El proceso de levantamiento de datos se realizó en dos periodos independientes con intervalo de dos meses: la primera muestra quedó conformada por 1394 estudiantes de la región de la Araucanía (62%), y la segunda por 856 casos de las regiones Metropolitana (23.2%), Biobío (6.8%) y Los Lagos (8%). Para evaluar la equivalencia entre ambas muestras se comparó la proporción de hombres y mujeres y se encontró una asociación

no significativa con $\alpha > .01$; $c^2(1) = 5.77$, $p > .01$. Del mismo modo se evaluaron diferencias en edad de los estudiantes, encontrando resultados estadísticamente significativos, $t(1857) = 5.53$, $p < .001$, pero con un tamaño del efecto muy pequeño ($d = .26$). Con estos resultados es posible decir que hay un grado aceptable de equivalencia entre ambas muestras.

Finalmente, en la investigación participaron 2250 estudiantes adolescentes chilenos (49.5% hombres y 50.5% mujeres) con un promedio de edad de 15.24 años ($DE = 1.78$), que fluctuaba entre un mínimo de 12 y un máximo de 21 años. Los estudiantes provenían de 25 establecimientos públicos (44%) y particulares subvencionados (56%). El 79.2% se encontraba cursando enseñanza secundaria y el 20.8% enseñanza primaria. Del total de estudiantes que conformaron la muestra, el 26.7% se identificó como perteneciente a algún grupo étnico (mayoritariamente mapuche).

Instrumentos

En primer lugar, se aplicó un cuestionario sociodemográfico para detallar la caracterización de los estudiantes en este ámbito. Dicho cuestionario estaba conformado por siete preguntas de respuesta cerrada. La información solicitada fue la siguiente: sexo, edad, fecha de nacimiento, origen familiar (urbano o rural), origen étnico, nombre del establecimiento y curso. Las variables de identificación del establecimiento fueron obtenidas a partir de las fuentes oficiales del Ministerio de Educación de Chile.

Además, se utilizó la EVDPA. Este instrumento fue creado en España (Antolín et al., 2011) y evalúa la importancia que los adolescentes atribuyen a un conjunto de valores basados en el enfoque de desarrollo positivo. Este instrumento fue diseñado originalmente a partir de la revisión de diversas propuestas de evaluación sobre valores, que abarcaron distintos tipos de valores, a saber: orientación individualista u orientación hacia el propio ego o yo; orientación

social u colectivista y orientación hacia el sentido de coherencia personal. Es una escala de autoinforme compuesta por 24 ítems que se responden a través de una escala Likert de siete puntos (1=*nada importante*, 7=*lo más importante*). Cabe señalar que el estudio español reporta adecuados niveles de fiabilidad por consistencia interna. Para los valores de segundo orden, las medidas son: valores sociales $\alpha=.89$, valores personales $\alpha=.89$, valores individualistas $\alpha=.80$. Para los valores de primer orden: prosocialidad $\alpha=.90$, compromiso social $\alpha=.90$, justicia e igualdad social $\alpha=.86$, integridad $\alpha=.84$, responsabilidad $\alpha=.87$, hedonismo $\alpha=.84$, reconocimiento social $\alpha=.89$, honestidad $\alpha=.87$. Respecto a la validez de constructo, los autores refieren la existencia de ocho factores de primer orden —mencionados anteriormente— que explican el 67.9% de la varianza, y tres factores de segundo orden que explicarían el 71.05% de la varianza. Con el objetivo de comprobar la estructura factorial exploratoria, se realizó un análisis factorial confirmatorio que arrojó un buen ajuste del modelo teórico propuesto.

Procedimiento

Para la aplicación de la escala se contactó a los directores de los establecimientos educativos y se solicitó autorización para acceder a la muestra de estudiantes. Luego se realizaron reuniones informativas con los padres y tutores, solicitando la autorización correspondiente; los principios éticos del estudio se resguardaron mediante consentimientos informados previamente certificados por el comité ético de la Universidad de La Frontera. Los estudiantes firmaron un consentimiento informado y respondieron los instrumentos de manera voluntaria y anónima.

El procedimiento de adaptación de la EVDPA al contexto chileno se realizó mediante la revisión cualitativa de los ítems por parte del equipo investigador y tres investigadores externos. Los criterios de selección de los tres investigadores

externos fueron: conocimiento respecto a la variable de estudio y haber vivido en ambos contextos culturales (España y Chile). El resultado indicó que el contenido de los ítems no debía ser modificado, puesto que en la redacción original de los ítems no había coloquialismos españoles. El acuerdo expresado entre ambos equipos estableció que los 24 ítems eran compatibles con la realidad chilena.

Análisis de Datos

Con fin de aportar evidencias de validez cruzada y consistencia de los resultados, se conformaron dos muestras independientes. La primera estuvo compuesta por 1394 estudiantes de una de las regiones en estudio, mientras que la segunda muestra quedó constituida por 856 estudiantes pertenecientes al resto de las regiones del país.

La primera muestra fue sometida a una batería de análisis psicométricos que tuvieron como objetivo explorar la dimensionalidad de la escala. Para ello se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con el programa FACTOR versión 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006), utilizando el método de extracción mínimos cuadrados no ponderados (*unweighted least squares*; ULS) y asumiendo relaciones entre los factores, se optó por una rotación oblicua oblimin directo normalizado (*normalized direct oblimin*). Se retuvieron aquellos ítems que cumplieron con las siguientes condiciones: a) cargas factoriales mayores o iguales a .40 en el factor teóricamente definido por el estudio original (Antolín et al., 2011), y b) sin cargas cruzadas mayores o iguales a .40.

La segunda muestra fue sometida a un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el software MPLUS 7.11 (Muthén & Muthén, 2012; Nunes & Mota, 2018). Para la estimación de los índices de bondad de ajuste, se utilizó la media y varianza ajustada del método de máxima verosimilitud robusta (MLMV; Muthén & Muthén, 2012).

Este procedimiento permite un análisis adecuado para datos que no cumplen con el supuesto de normalidad multivariante —como fue el caso de la presente investigación—, test de Mardia estandarizado=223.73, $p < .001$, (Mardia, 1970). Además, esta estimación permite obtener índices robustos, así como estimaciones apropiadas de los parámetros y su nivel de error (Finney & Di Stefano, 2006; Flora & Curran, 2004). El modelo de análisis factorial confirmatorio fue analizado a través de los siguientes índices de bondad de ajuste: chi-cuadrado de Satorra Bentler ($SB-\chi^2$; Satorra & Bentler, 2001); índice de ajuste comparativo (CFI); índice Tucker-Lewis (TLI); y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Para los CFI y TLI, se consideró que valores superiores a .90 corresponden a un ajuste adecuado del modelo (Schumacher & Lomax, 1996), mientras que para el RMSEA se consideró como ajuste razonable valores inferiores a .08 (Browne & Cudeck, 1993; Gouveia et al., 2018). Por último, para estimar la fiabilidad de las dimensiones se utilizaron los coeficientes alfa (Cronbach, 1951) y omega (McDonald, 1999).

Resultados

Análisis Factorial Exploratorio

Como el EVDPA no presentaba estudios psicométricos previos en Chile, se decidió realizar un AFE con los 24 ítems de la escala. La prueba de adecuación muestral ($KMO=.88$) y la prueba de esfericidad de Bartlett, $\chi^2(276)=12182.6, p < .01$, avalaron la pertinencia de realizar un AFE. Los resultados del procedimiento de mínimos cuadrados no ponderados y la rotación oblimin directo, mostraron la presencia de ocho factores latentes que en total explicaron 67.9% de la varianza del constructo. Sin embargo, la Tabla 1 evidencia que las saturaciones factoriales presentan resultados distintos a los encontrados originalmente (Oliva

et al., 2011). El primer factor agrupa los ítems de la dimensión prosocialidad (ítems 7, 8 y 16), y también el ítem 4 del factor justicia e igualdad. Continuando con el análisis, el ítem 1 del factor responsabilidad presenta una carga inferior a .30, la cual se considera insuficiente para ser parte de dicha dimensión, los ítems 20 y 21 presentaron una carga adecuada, sin embargo dos ítems son insuficientes para definir el factor. El factor 3, que agrupa los ítems 14, 22 y 24 de la dimensión integridad, presenta dos dificultades; el ítem 14 presenta una carga baja, cercana a .30 y el ítem 23, que debería saturar en la dimensión hedonismo, presenta una carga de .48 en la dimensión integridad.

A continuación, y ante la imposibilidad de mantener la estructura de ocho factores, dado que al menos cuatro de ellos no emergieron en la muestra chilena, se optó por realizar diversos análisis factoriales exploratorios y seleccionar aquellos ítems que mantuvieran la estructura factorial de segundo orden. El índice de adecuación muestral $KMO=.79$ y el test de esfericidad de Bartlett significativo $-\chi^2(66)=5441.2, p < .001$ justificaron la posibilidad de implementar un nuevo AFE. El análisis de extracción basado en los autovalores propios y el análisis paralelo (Timmeman & Lorenzo-Seva, 2011) sugieren mantener tres factores que explican más varianza que la esperada en matrices aleatorias. Dichos factores explican el 61.2% de la varianza total. El primer factor está conformado por los ítems 3, 4, 5 y 6, y corresponde a “valores sociales”; el segundo factor, denominado valores personales, agrupa los ítems 7, 8, 10, 11 y 12; mientras el tercer factor agrupa los ítems 1, 2 y 9 que corresponden a valores individualistas. La Tabla 2 ilustra las cargas factoriales de la matriz rotada para el factor valores sociales. Estas oscilaron entre .45 y .80, para valores personales entre .41 y .71, para valores individualistas entre .73 y .90.

Tabla 1
Matriz de componentes rotados análisis factorial exploratorio inicial

Ítems	Media	DE	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8
4. Defender los derechos de los demás.	5.26	1.57	.36	.06	.01	.08	.01	.26	.06	.05
10. Ayudar a asegurar un trato justo para todo el mundo.	5.32	1.51	.31	.17	.03	.03	-.03	.43	-.03	.03
11. Luchar contra las injusticias sociales.	5.30	1.68	.00	.00	.05	.00	-.02	.76	.10	.01
7. Dedicar parte del tiempo de uno a ayudar a los demás.	4.72	1.54	.69	.04	-.02	-.01	.00	.03	.11	.01
8. Responder a las necesidades de los demás.	4.58	1.46	.80	-.02	.04	.01	.03	.00	-.02	.02
16. Trabajar para el bienestar de los demás.	4.66	1.58	.45	-.02	-.02	.00	.12	.11	.09	.14
1. Hacer las cosas lo mejor que se pueda incluso cuando se tenga que hacer algo que no gusta.	4.71	1.44	.22	.19	.10	.02	-.10	-.06	.14	-.03
20. No culpar a otros de nuestros errores.	5.70	1.58	.04	.47	.05	-.03	-.01	.06	-.02	.08
21. Reconocer y asumir la responsabilidad cuando se ha hecho algo mal.	6.04	1.28	-.05	.82	-.02	-.02	.02	.01	.01	.04
14. Comportarse de acuerdo con los principios en los que se cree.	5.42	1.48	.12	.11	.32	-.02	-.07	.03	.12	.10
22. Defender lo que se cree, aunque no sea bien visto por los demás.	5.51	1.54	-.02	.11	.49	-.02	.02	.08	.00	.08
24. Actuar de acuerdo con lo que se piensa, aunque no sea compartido por otros.	5.07	1.62	.05	-.07	.76	-.01	-.02	-.01	-.02	.02
2. Recibir elogios de las demás personas.	3.71	1.77	-.01	.06	-.09	.75	.01	.02	.02	.00
3. Ser admirado por los demás.	3.31	1.84	.04	-.05	.01	.92	-.03	-.04	-.02	.00
19. Que las demás personas me admiren.	3.45	1.86	-.04	-.06	.06	.77	.01	.02	.02	.01
13. Buscar cualquier oportunidad para divertirse.	5.31	1.68	.04	.01	.12	.04	.63	-.01	.02	.01
15. Divertirse a toda costa.	4.81	1.92	.04	-.01	-.07	-.02	.95	-.03	.00	.01
23. Hacer cosas que resulten placenteras para uno mismo.	5.23	1.61	-.11	.06	.48	.10	.26	.03	.03	-.04
5. Pertenecer o participar en organizaciones sociales.	3.76	1.68	-.04	-.02	-.03	.03	.02	.00	.82	-.01
6. Involucrarse de manera activa en los grupos, asociaciones u organizaciones a las que se pertenece.	4.12	1.67	.06	.02	.02	.03	-.01	-.07	.73	.03
12. Participar en algún grupo comprometido socialmente.	3.97	1.66	.02	-.02	.00	-.03	.01	.20	.59	.02
9. Ser sincero con los demás.	5.98	1.34	.13	.24	.04	.00	-.01	.02	.00	.38
17. Ser leal y fiel con los demás.	6.07	1.28	-.03	-.06	.02	-.02	-.01	-.04	.03	.91
18. Ganarse la confianza de la gente siendo leal y honesto.	6.10	1.26	.04	.16	.01	.09	.04	.07	-.03	.54

Nota: los factores de la solución original son los siguientes: f1) justicia e igualdad social 4, 10, 11; f2) prosocialidad 7, 8, 16; f3) responsabilidad 1, 20, 21; f4) integridad 14, 22, 24; f5) reconocimiento social 2, 3, 19; f6) hedonismo 13, 15, 23; f7) compromiso social 5, 6, 12; f8) honestidad 9, 17, 18.

Tabla 2
Matriz de componentes rotados análisis factorial exploratorio final

Ítems	Media	DE	Valores sociales	Valores personales	Valores individualistas
7. Dedicar parte del tiempo de uno a ayudar a los demás.	4.72	1.54	.45	.30	-.06
5. Pertenecer o participar en organizaciones sociales.	3.76	1.68	.80	-.11	.05
12. Participar en algún grupo comprometido socialmente.	3.97	1.66	.68	.03	-.01
6. Involucrarse de manera activa en los grupos, asociaciones u organizaciones a las que se pertenece.	4.12	1.67	.77	-.01	.03
17. Ser leal y fiel con los demás.	6.07	1.28	-.02	.68	.03
18. Ganarse la confianza de la gente siendo leal y honesto.	6.10	1.26	-.03	.71	.12
20. No culpar a otros de nuestros errores.	5.69	1.58	.01	.58	-.06
21. Reconocer y asumir la responsabilidad cuando se ha hecho algo mal.	6.04	1.28	-.01	.68	-.07
22. Defender lo que se cree, aunque no sea bien visto por los demás.	5.51	1.54	.05	.41	.04
2. Recibir elogios de los demás.	3.71	1.77	.02	.03	.73
3. Ser admirado por los demás.	3.31	1.84	-.01	-.01	.90
19. Que las demás personas me admiren.	3.45	1.86	.01	.01	.78

Análisis Factorial Confirmatorio

Una vez finalizado el AFE y obtenida la estructura factorial exploratoria, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con la segunda muestra y se evaluó el ajuste del modelo teórico.

Para el modelo de tres factores correlacionados, los índices de bondad de ajuste presentaron los siguientes valores: $SB-\chi^2(51)=318.51, p<.001$; $CFI=.93$; $TLI=.91$; $RMSEA=.08$; $IC90\%=[.07,.09]$. Estos valores indican que el modelo se ajusta de manera adecuada a los datos, confirmando la estructura teórica planteada para Chile. Como es posible observar en la Tabla 3, las cargas estandarizadas

del AFC fueron estadísticamente significativas ($p <.01$). Para el factor valores sociales, las cargas fluctuaron entre .71 y .84; para el factor valores personales entre .73 y .83; y finalmente, para el factor valores individualistas, entre .71 y .93.

En la Figura 1 se aprecia la estructura factorial confirmatoria, en ella se presentan las correlaciones entre los tres factores latentes, la mayor correlación fue de .52 entre valores sociales y valores personales. Para los valores sociales y valores individualistas la correlación fue .21, y entre valores personales y valores individualistas la correlación fue de .35.

Tabla 3
Análisis factorial confirmatorio

Ítems	Media	DE	Valores Sociales	Valores Personales	Valores individualistas
5. Pertenecer o participar en organizaciones sociales.	3.32	1.70	.81***		
6. Involucrarse de manera activa en los grupos, asociaciones u organizaciones a las que se pertenece.	3.44	1.77	.83***		
7. Dedicar parte del tiempo de uno a ayudar a los demás.	3.96	1.67	.66***		
12. Participar en algún grupo comprometido socialmente.	3.56	1.80	.73***		
17. Ser leal y fiel con los demás.	5.16	1.73		.78***	
18. Ganarse la confianza de la gente siendo leal y honesto.	5.24	1.71		.78***	
20. No culpar a otros de nuestros errores	4.71	1.99		.74***	
21. Reconocer y asumir la responsabilidad cuando se ha hecho algo mal.	5.13	1.77		.84***	
22. Defender lo que se cree aunque no sea bien visto por los demás.	4.99	1.80		.71***	
2. Recibir elogios de los demás.	3.43	1.76			.71***
3. Ser admirado por los demás.	3.19	1.79			.93***
19. Que las demás personas me admiren.	3.30	1.92			.73***

Nota: *** $p < .001$.

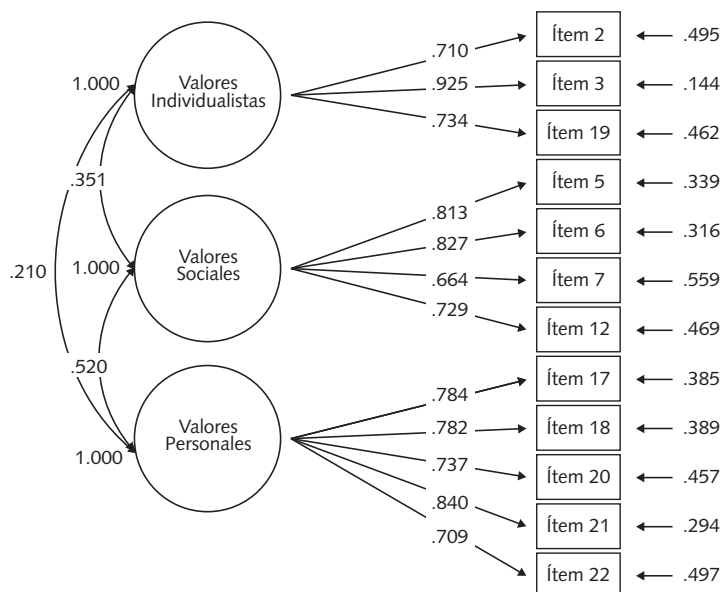


Figura 1. Gráfico estructura factorial confirmatoria EVDPA.

Análisis de Fiabilidad

El análisis de la muestra total de 2250 estudiantes muestra indicadores favorables para los índices de consistencia interna, medida a través de alfa de Cronbach y del coeficiente omega. Para el factor “valores individualistas” se observó un alfa de Cronbach=.84, para el factor “valores sociales” un alfa de Cronbach=.82 y para el factor “valores personales” un alfa de Cronbach=.84. Así mismo, el valor del coeficiente omega para los tres factores fue de .84, .85 y .84 respectivamente, siendo similares a los obtenidos con alfa.

Cabe señalar, que la EVDPA es entendida como una escala homogénea (Tabla 4). Los valores obtenidos a través del procedimiento correlación ítem total, permiten justificar el aporte sustantivo de cada ítem a la medición de un rasgo común, obteniendo valores sobre .3 en todas las sentencias evaluadas.

Tabla 4
Análisis de fiabilidad

Ítems	CIT	ACEE
7. Dedicar parte del tiempo de uno a ayudar a los demás.	.54	.81
5. Pertenecer o participar en organizaciones sociales.	.68	.75
12. Participar en algún grupo comprometido socialmente.	.63	.71
6. Involucrarse de manera activa en los grupos, asociaciones u organizaciones a las que se pertenece.	.70	.74
<i>Alfa Cronbach valores sociales=.82</i>		
17. Ser leal y fiel con los demás.	.67	.79
18. Ganarse la confianza de la gente siendo leal y honesto.	.68	.79
20. No culpar a otros de nuestros errores.	.61	.81
21. Reconocer y asumir la responsabilidad cuando se ha hecho algo mal.	.72	.78
22. Defender lo que se cree, aunque no sea bien visto por los demás.	.53	.83
<i>Alfa Cronbach valores personales=.84</i>		
2. Recibir elogios de los demás.	.66	.82
3. Ser admirado por los demás.	.78	.71
19. Que las demás personas me admiren.	.79	.80
<i>Alfa Cronbach valores individualistas=.84</i>		

Nota: CIT=Correlación ítem total, ACEE=Alfa de Cronbach si se elimina el elemento.

Discusión

El objetivo de este artículo fue analizar las propiedades psicométricas de la EVDPA en población de estudiantes adolescentes chilenos. Los resultados que se discuten a continuación permiten evidenciar un cumplimiento parcial de la hipótesis inicial, que planteaba lo siguiente: las puntuaciones del EVDPA, mantendrían una estructura de ocho factores de primer orden y tres de segundo orden, además de adecuados niveles de fiabilidad.

Los resultados del análisis factorial exploratorio realizado a la primera muestra evidenciaron una estructura teórica de tres factores correlacionados. Dicha solución factorial aporta evidencias de validez para una versión reducida de la escala, que reproduce la solución de tres factores de segundo orden propuesta por el equipo español (Antolín et al., 2011), sin poder confirmar la estructura factorial de ocho factores de primer orden. Los resultados de este estudio sugieren una disminución significativa de los ítems de la escala, además de mantener tres factores: valores sociales, valores personales y valores individualistas, que corresponden con la solución de segundo orden propuesta por el equipo español (Antolín et al., 2011). No obstante, cabe señalar que dicha disminución no altera la capacidad explicativa del constructo, mostrando una varianza total explicada de 61.2%. Este elemento, a juicio del equipo investigador, constituye una fortaleza, ya que la escala puede ser utilizada en estudios explicativos en donde se aplique simultáneamente una batería más amplia de instrumentos. En esta línea, la investigación generó una versión del instrumento más reducida para la utilización en contextos profesionales —por ejemplo, a nivel de intervención para mejorar la convivencia escolar—, que permite su aplicación con otros instrumentos, permitiendo una evaluación más integral de los adolescentes (Aguilar et al., 2014).

Con relación a los métodos utilizados para evaluar las evidencias de validez del EVDPA en la muestra española (Antolín et al., 2011), sus autores realizaron un proceso de validación cruzada. Con la primera mitad de la muestra llevaron a

cabo análisis corregidos de discriminación ítem-dimensión, con el fin de seleccionar los ítems que más discriminaban. Después llevaron a cabo un análisis factorial exploratorio con el método de extracción de ejes principales y rotación oblimin. La solución entregada —siguiendo la regla de Kaiser, autovalores mayores a la unidad— fue de ocho factores. Posteriormente, sobre esta solución, los autores realizaron un nuevo análisis factorial exploratorio de segundo orden, quedándose con una solución de tres factores. Conviene resaltar que, si bien esta regla es ampliamente utilizada, no es recomendable (Izquierdo, Olea, & Abad, 2014) pues tiende a sobreestimar el número de factores (Zwick & Velicer, 1986), y a su vez, entrega factores débilmente definidos, formados por una o dos variables (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Del mismo modo, en el estudio español (Antolín et al., 2011) en la solución de segundo orden, el factor valores individualistas sólo está definido por dos factores de primer orden, aspecto que dificulta la estimación correcta de los parámetros de la estructura factorial. Así, el hecho de presentar una estructura de tres ítems por factor también conlleva una limitación en la capacidad de adaptación, ya que si cualquier ítem es eliminado, la estructura completa de la escala se ve comprometida, debido a la imposibilidad de identificar correctamente un factor con solo dos ítems. Actualmente se sugiere utilizar varios procedimientos en conjunto, tales como el *Scree Plot* (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011; Cattell, 1966), análisis paralelo (Horn, 1965) o el *Minimum Average Partial* (MAP) (Velicer, 1976).

Por otra parte, el estudio español llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio con la segunda mitad de la muestra, evaluando la estructura con ocho factores de primer orden y tres de segundo orden. Finalmente, evaluaron las evidencias de fiabilidad de los factores con el coeficiente alfa de Cronbach, obteniéndose resultados adecuados en todas las dimensiones. No obstante, considerando que el coeficiente alfa puede no ser un buen estimador de la fiabilidad (Sijtsma, 2009), se utilizó el coeficiente omega (McDonald, 1999),

encontrando resultados concordantes entre ambos coeficientes. Esto puede ser explicado, en parte, porque las saturaciones (relación ítem-factor) fueron relativamente altas; además presentaron valores no tan dispares, de este modo, el supuesto de tau-equivalencia esencial no fue gravemente vulnerado (Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016).

En el caso del presente estudio, los resultados del AFC realizados en la muestra confirmatoria ratifican la validez de la estructura teórica de tres factores correlacionados. Los factores valores sociales, valores personales y valores individualistas, demostraron ser la estructura teórica que mejor se ajustó a los datos en Chile.

Las evidencias de fiabilidad de la EVDPA demuestran que los ítems poseen una consistencia interna adecuada. Por su parte, el análisis de homogeneidad, estimado a partir del coeficiente de correlación ítem total corregido, demostró adecuados niveles en cuanto al aporte de cada sentencia a la medición del constructo. Además, el valor del coeficiente omega para los tres factores fue adecuado con valores mayores o iguales a .84. Todos estos datos hacen concluir que la EVDPA entrega distintas evidencias de calidad psicométrica para su utilización en población chilena.

Entre las limitaciones del presente estudio, es posible señalar que no se logró replicar la estructura teórica de primer orden propuesta para el EVDPA (Antolín et al., 2011) en dos muestras independientes de Chile. Dicho aspecto generó diferencias significativas en los resultados obtenidos por el estudio español, con una considerable pérdida de ítems y dimensiones, aspecto que generó —inevitablemente— la sobredimensión de algunas dimensiones y la pérdida de validez de contenido de la solución factorial de primer orden. Al respecto, fue necesario recurrir a criterios ampliamente utilizados por estudios psicométricos con el fin de identificar una estructura que permitiera reproducir de forma satisfactoria los datos obtenidos y que además fuera teóricamente interpretable; en este caso fue la estructura de segundo orden de tres factores correlacionados. Otra limitación se

refiere al procedimiento de selección de la muestra ya que, si bien fue amplia y numerosa, no fue seleccionada bajo un procedimiento que garantizara representatividad de todas las regiones de Chile.

El aporte de este estudio a la línea de investigación sobre evaluación de valores para el desarrollo adolescente viene a aportar un instrumento fiable y válido que favorecerá la implementación de intervenciones efectivas para la promoción de conductas saludables. Así también puede repercutir en la generación de estrategias educativas para mejorar la calidad de vida de los adolescentes en contextos de vulnerabilidad (Vera-Bachmann, 2015).

Por último, el equipo de investigadores sugiere futuras líneas de trabajo: evaluación de la validez de criterio externo al correlacionar el EVDPA con otros instrumentos; actitudes hacia la autoridad institucional; violencia escolar (Gálvez-Nieto et al., 2015; Vera-Bachmann & Gálvez, 2014); evaluación de modelos de invarianza factorial en población chilena indígena y no indígena, contrastando la estructura de tres factores relacionados en ambos grupos, de modo que se asegure su comparación y estabilidad intercultural, en el entendimiento de que la etnicidad es un factor preponderante en varias de las regiones que componen el país.

Referencias

- Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid, España: Editorial Síntesis.
- Aguilar, A., Andreu, J., & Peña, M. (2014). *La prevención del maltrato en la escuela, experiencia de un programa entre alumnos de educación media*. Recuperado de <http://hdl.handle.net/11298/245>
- Antolín, S., Oliva, A., Pertegal, M. A., & López, A. M. (2011). *Desarrollo y validación de una escala de valores para el desarrollo positivo adolescente*. *Psicothema*, 23, 153-159. <https://doi.org/10.1037/t16329-000>
- Arón, A., Milicic, N., & Armijo, I. (2012). Clima social escolar: una escala de evaluación —Escala de Clima Social Escolar, ECLIS—. *Universitas Psychologica*, 11, 803-813. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-3.ecea>
- Banda, A., & Morales, M. (2015). Las características personales y los valores sociales de una población urbana relacionados con la participación social. *Psicología desde el Caribe*, 32, 218-234.
- Barboza, G., Schiamberg, L., Oehmke, J., Korzeniewski, S., Post, L., & Heraux, C. (2009). Individual characteristics and the multiple contexts of adolescent bullying: An ecological perspective. *Journal of Youth and Adolescence*, 38, 101-121. <https://doi.org/10.1007/s10964-008-9271-1>
- Benson, P., Scales, P., Hamilton, S., & Sesman, A. (2006). Positive youth development: Theory, research and applications. En R. M. Lerner (Ed.), *Theoretical models of human development. Volume 1 of Handbook of Child Psychology* (6ª ed., pp. 894-941). Hoboken, NJ, EUA: Wiley.
- Browne, M., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En Bollen, K., & Long, J. (Eds.), *Testing Structural Equation Models*. Beverly Hills, CA, EUA: Sage.
- Carrasco, D., Gómez, E., & Staforelli, A. (2009). Obesidad y adolescencia: exploración de aspectos relacionales y emocionales. *Terapia Psicológica*, 27, 143-149. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082009000100014>
- Catalano, R., Berglund, M., Ryan, J., Lonczak, H., & Hawkins, D. (2004). Positive youth development in the United States: Research findings on evaluations of positive youth development programs. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 591, 98-124. <https://doi.org/10.1177/0002716203260102>
- Cattell, R. (1966). The screen test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbro102_10
- Cava, M., Buelga, S., Musitu, G., & Murgui, S. (2010). Violencia escolar entre adolescentes y sus implicaciones en el ajuste psicosocial: un estudio longitudinal. *Revista de Psicodidáctica*, 15, 21-34.
- Cava, M., Estévez, E., Buelga, S., & Musitu, G. (2013). Propiedades psicométricas de la Escala de Actitudes hacia la Autoridad Institucional en adolescentes (AAI-A). *Anales de Psicología*, 29, 540-548. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.2.138031>
- Corsi, E., Barrera, P., Flores, C., Perivancich, X., & Guerra, C. (2009). Efectos de un programa combinado

- de técnicas de modificación conductual para la disminución de la conducta disruptiva y el aumento de la conducta prosocial en escolares chilenos. *Acta Colombiana de Psicología*, 12, 67-76.
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334. doi:10.1007/BF02310555
- Elsaesser, C., Gorman-Smith, D., & Henry, D. (2013). The role of the school environment in relational aggression and victimization. *Journal of Youth Adolescence*, 42, 235-249. https://doi.org/10.1007/s10964-012-9839-7
- Estévez E., & Emler N. (2009). Individual differences in attitude to school and social reputation among peers: Implications for behavioral adjustment in educational settings. En Larson J. E. (Ed.), *Educational psychology: Cognition and learning, individual differences and motivation* (pp. 342-375). Nueva York, NY, EUA: Nova Science Publishers.
- Estévez, E., Jiménez, T., & Moreno, D. (2010). Cuando las víctimas de violencia escolar se convierten en agresores: “¿Quién va a defenderme?”. *European Journal of Education and Psychology*, 3, 177-186. https://doi.org/10.1989/ejep.v3i2.58
- Fan, W., Williams, C., & Corkin, D. (2011). A Multinivel analysis of student perceptions of school climate: The effect of social and academic risk factors. *Psychology in the Schools*, 48, 632-647. https://doi.org/10.1002/pits.20579
- Fernández-Baena, F., Trianes, M., de la Morena, M., Escobar, M., Infante, L., & Blanca, M. (2011). Propiedades psicométricas de un cuestionario para la evaluación de la violencia cotidiana entre iguales en el contexto escolar. *Anales de Psicología*, 27, 102-108.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31, 18-33.
- Finney, S., & Di Stefano, C. (2006). Non normal and categorical data in structural equation modeling. En G. Hancock, & R. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling. A second course* (pp. 269-314). Greenwich, CT, EUA: Information Age Publishing.
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9, 466-491. https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466
- Frías, M., & Barrios, M. (2016). Recursos que contribuyen al desarrollo positivo en jóvenes. *Escritos en Psicología*, 9, 37-44. https://doi.org/10.5231/psy.writ.2016.2911
- Gálvez-Nieto, J. L., Vera-Bachmann, D., & Trizano, I. (2015). Estudio confirmatorio del Cuestionario para evaluar Clima Social del Centro Escolar en Chile. *Revista Mexicana de Psicología*, 32, 160-168.
- Gálvez-Nieto, J. L., Vera-Bachmann, D., Trizano, I., & García, J. A. (2015). Examen psicométrico de la Escala de Actitudes hacia la Autoridad Institucional (AAI-A), en estudiantes chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 39, 57-67.
- Giovazolias, T., Kourkoutasb, E., Mitsopouloua, E., & Georgiadib, M. (2010). The relationship between perceived school climate and the prevalence of bullying behavior in Greek schools: Implications for preventive inclusive strategies. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 5, 2208-2215. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.07.437
- Gordon, L. (2003). *Cuestionario de Valores Personales (SPV)*. Madrid, España: TEA.
- Gouveia, V. V., Moura, H. M. de, Santos, L. C. de O., Nascimento, A. M. do, Guedes, I. de O., & Gouveia, R. S. V. (2018). Escala de Autorrelato de Traçaça-Admissão: evidências de validade fatorial e precisão. *Revista Colombiana de Psicología*, 27, 27-40. https://doi.org/10.15446/rcp.v27n1.64467
- Guerra, C., Castro, L., & Vargas, J. (2011). Examen psicométrico del cuestionario de clima social del centro escolar en estudiantes chilenos. *Psicothema*, 23, 140-145.
- Guerra, C., Vargas, J., Castro, L., Plaza, H., & Barrera, P. (2012). Percepción del clima escolar en estudiantes de enseñanza media de Valparaíso de colegios municipales, particulares subvencionados y particulares. *Estudios Pedagógicos*, 38, 103-115. https://doi.org/10.4067/S0718-07052012000200007
- Hernando, A., Oliva, A., & Pertegal, M. A. (2012). Variables familiares y rendimiento académico en la adolescencia. *Estudios de Psicología*, 33, 51-56. https://doi.org/10.1174/021093912799803791

- Hernando, A., Oliva, A., & Pertegal, M. A. (2013). Diferencias de género en los estilos de vida de los adolescentes. *Psychosocial Intervention*, 22, 15-23. <https://doi.org/10.5093/in2013a3>
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26, 395-400. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- Koth, C., Bradshaw, C., & Leaf, P. (2008). A multilevel study of predictors of student perceptions of school climate: The effect of classroom-level factors. *Journal of Educational Psychology*, 100, 96-104. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.100.1.96>
- LaRusso, M., & Selman, R. (2011). Early adolescent health risk behaviors, conflict resolution strategies, and school climate. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 32, 354-362. <https://doi.org/10.1016/j.appdev.2011.05.003>
- López, A., Yoder, J., Brisson, D., Lechuga-Pena, S., & Jensen, J. (2015). Development and validation of a positive youth development measure: The Bridge-Positive Youth Development. *Sage Journals*, 25, 726-736. <https://doi.org/10.1177/1049731514534899>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers*, 38, 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Macneil, A., Prater, D., & Busch, S. (2009). The effects of school culture and climate on student achievement. *Journal Leadership in Education*, 2, 73-84. <https://doi.org/10.1080/13603120701576241>
- Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- McDonald, R. (1999). *Test Theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ, EUA: Lawrence Erlbaum Associates.
- Morrison, L., Eccles, J., Peck, S., & Malanchuk, O. (2011). The influence of family relations on trajectories of cigarette and alcohol use from early to late adolescence. *Journal of Adolescence*, 34, 119-128. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2010.01.005>
- Muthén, L., & Muthén, B. (2012). *Mplus User's Guide (6th Ed.)*. Los Angeles, CA, EUA: Muthén, & Muthén.
- Nunes, F., & Mota, C. P. (2018). Parenting Styles and Dimensions Questionnaire – adaptação da versão portuguesa de heterorrelato. *Revista Colombiana de Psicología*, 27, 117-131. <https://doi.org/10.15446/rcp.v27n1.64621>
- Oliva, A., Hernando, A., Parra, A., Pertegal, M. A., Ríos, M., & Antolín, L. (2008). *La promoción del desarrollo adolescente: recursos y estrategias de intervención*. Sevilla, España: Consejería de Salud, Junta de Andalucía.
- Oliva, A., Ríos, M., Antolín, L., Parra, A., Hernando, A., & Pertegal, M. (2010). Más allá del déficit: construyendo un modelo de desarrollo positivo adolescente. *Infancia y Aprendizaje*, 33, 223-234. <https://doi.org/10.1174/021037010791114562>
- Palomar-Lever, J., & Victorio-Estrada, A. (2014). Determinants of subjective well-being in adolescent children of recipients of the opportunities human development program in Mexico. *Social Indicator Research*, 118, 103-124. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0407-7>
- Parra, A., Oliva, A., & Antolín, L. (2009). Los programas extraescolares como recurso para fomentar el desarrollo positivo adolescente. *Papeles del Psicólogo*, 30, 3-13.
- Pertegal, M., Oliva, A., & Hernando, A. (2010). Los programas escolares como promotores del desarrollo positivo adolescente. *Cultura y Educación*, 22, 53-66. <https://doi.org/10.1174/113564010790935169>
- Sanders, J., Munford, R., & Liebenberg, L. (2017). Positive youth development practices and better outcomes for high risk youth. *Child Abuse, & Neglect*, 69, 201-212. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2017.04.029>
- Sanders, J., Munford, R., Thimasarn-Anwar, T., Liebenberg, L., & Ungar, M. (2015). The role of positive youth development practices in building resilience and enhancing wellbeing for at-risk youth. *Child Abuse, & Neglect*, 42, 40-53. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2015.02.006>
- Satorra, A., & Bentler, P. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>

- Schumacher, R., & Lomax, R. (1996). *A Beginner's guide to structural equation modeling*. Nueva Jersey, EUA: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Steffgen, G., Recchia, S., & Viechtbauer, W. (2013). The link between school climate and violence in school: A meta-analytic review. *Aggression and Violent Behavior*, 18, 300-309. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2012.12.001>
- Theokas, C., Almerigi, J., Lerner, R., Dowling, E., Benson, P., Scales, P., & Von Eye, A. (2005). Conceptualizing and modeling individual and ecological asset components of thriving in early adolescence. *Journal of Early Adolescence*, 25, 113-143. <https://doi.org/10.1177/0272431604272460>
- Thompson, R., Proctor, L., English, D., Dubowitz, H., & Everson, M. (2012). Suicidal ideation in adolescence: Examining the role of recent adverse experiences. *Journal of Adolescence*, 35, 175-186. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.03.003>
- Timmerman, M., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 1-8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321-327. <https://doi.org/10.1007/BF02293557>
- Vera-Bachmann, D. (2015). Resiliencia, pobreza y ruralidad. *Revista Médica de Chile*, 143, 677-678.
- Vera-Bachmann, D., & Gálvez, J. L. (2014). Evaluación psicométrica de la Escala de Conducta Delictiva y Violenta en el Aula, en estudiantes chilenos. *Liberabit*, 20, 325-334.
- Warnick, I., Mooney, A., & Oliver, C. (2009). *National Healthy Schools Programme: developing the evidence base*. Londres, Inglaterra: Thomas Coram Research Unit, Institute of Education, University of London.
- You, J., & Leung, F. (2012). The role depressive symptoms, family invalidation and behavioral impulsivity in the occurrence and repetition of non-suicidal self-injury in Chinese adolescents: A 2-year follow-up study. *Journal of Adolescence*, 35, 389-395. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.07.020>
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432-442. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.99.3.432>