

# Adaptación y Análisis Psicométrico de la Escala de Desarrollo Positivo Juvenil-Versión Breve (DPJ-VB) en Adolescentes del Norte de Chile

## Adaptation and psychometric analysis of the Positive Youth Development Scale-Short Form (PYD-SF) in Adolescents from Northern Chile

Mauricio Marín-Gutiérrez<sup>1</sup>, Alejandra Caqueo-Urizar<sup>2</sup> y Jenifer Castillo<sup>3</sup>

### Resumen

Este estudio tuvo por objetivo adaptar y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Desarrollo Positivo Juvenil-Versión Breve (DPJ-VB) en una muestra de adolescentes del Norte de Chile. Participaron 369 adolescentes (193 hombres y 176 mujeres) con una edad media de 15 años ( $DE=1.7$ ). Los resultados muestran: 1) una estructura de cinco factores correlacionados con aceptables índices de ajuste a los datos ( $CFI=.920$ ;  $TLI=.913$ ;  $SRMR=.066$ ;  $RMSEA=.074$ ); 2) adecuada consistencia interna en todas las dimensiones ( $\alpha$  y  $\omega$  entre  $.77$  y  $.89$ ); 3) y correlaciones significativas con otros constructos criterio (autoestima, ansiedad y depresión) en cuatro de las cinco dimensiones del instrumento. En general, los hallazgos apoyan el uso de la versión de 33 ítems del DPJ-VB para evaluar el desarrollo positivo en adolescentes chilenos.

**Palabras clave:** desarrollo positivo juvenil, adolescentes, análisis psicométrico

### Abstract

This study aimed to adapt and analyze the psychometric properties of the Positive Youth Development Scale – Short Form (PYD-SF) in a sample of adolescents from northern Chile. A total of 369 adolescents (193 males and 176 females) with a mean age of 15 years ( $SD=1.7$ ) participated in the study. The results show: 1) a five-factor correlated structure with acceptable fit indices to the data ( $CFI=.920$ ;  $TLI=.913$ ;  $SRMR=.066$ ;  $RMSEA=.074$ ); 2) adequate internal consistency in all dimensions ( $\alpha$  and  $\omega$  between  $.77$  and  $.89$ ); 3) and significant correlations with other criterion constructs (self-esteem, anxiety, and depression) in four of the five dimensions of the instrument. Overall, the findings support the use of the 33-item version of the PYD-SF to assess positive development in Chilean adolescents.

**Keywords:** positive youth development, adolescents, psychometric analysis

Agradecimientos: Esta investigación ha sido financiada por ANID PIA CIE160007, Centro de Justicia Educacional. El presente artículo se enmarca dentro del proyecto de investigación doctoral del primer autor, quien cuenta con el financiamiento de la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo (ANID) de Chile, a través de su programa de becas de Doctorado Nacional (Año 2021, Folio N°21210257). Este autor también agradece los valiosos comentarios realizados por el psicólogo Gabriel Peñaloza Díaz durante la preparación final del manuscrito.

<sup>1</sup>Psicólogo, Licenciado en Psicología. Doctorando en Psicología, Universidad de Tarapacá. 18 de Septiembre 2222, Arica Chile. Correo: mmaring@academicos.uta.cl (Autor de correspondencia)

<sup>2</sup>Doctora en Psicología. Académica, Universidad de Tarapacá. 18 de Septiembre 2222, Arica Chile. Correo: acaqueo@academicos.uta.cl

<sup>3</sup>Psicóloga, Licencia en Psicología. Asistente de Investigación, Centro de Justicia Educacional. Vicuña Mackenna 4860, Macul, Santiago, Chile. Correo: psyjenifercastillo@gmail.com

## Introducción

Existe consenso en señalar que el estudio científico de la adolescencia ha estado dominado por modelos basados en el déficit (Benson et al., 2006; Geldhof et al., 2014). Desde esta perspectiva, se considera que los adolescentes están en constante riesgo, aquejados de problemas y amenazados por una inevitable agitación psicológica (Lerner, 2005). Sin embargo, enfoques más recientes han adoptado una perspectiva más equilibrada, reconociendo el valioso papel que desempeñan las fortalezas personales y contextuales en este periodo de la vida (Benson et al., 2006; Seligman et al., 2005).

Una corriente que ha abrazado esta perspectiva complementaria es la del desarrollo positivo juvenil (DPJ; en inglés *'positive youth development'*; Lerner et al., 2005, 2009). El DPJ constituye una línea de investigación e intervención en crecimiento que se centra en el estudio y promoción del funcionamiento óptimo, el bienestar y la prosperidad durante la segunda década de la vida (Geldhof et al., 2013). Desde esta perspectiva, han surgido diversos modelos conceptuales que buscan identificar los indicadores y experiencias que conducen hacia el desarrollo positivo (Conway et al., 2015), tales como el modelo de los activos de desarrollo (Benson et al., 2006), los 15 constructos del DPJ (Catalano et al., 2004) y las Cinco C del DPJ (Lerner et al., 2005). No obstante, a medida que estos modelos se hacen más populares entre los profesionales que intervienen con adolescentes, resulta necesario que cuenten con una sólida evidencia empírica e incluyan constructos que sean específicos y medibles (Bowers et al., 2010).

Según una revisión reciente, el modelo de las Cinco C del desarrollo positivo juvenil es el marco conceptual que ha alcanzado mayor respaldo empírico hasta la fecha (Buenconsejo & Datu, 2021). Las Cinco C es un modelo basado en fortalezas que identifica cinco características psicológicas, conductuales y sociales como indicadores del desarrollo positivo adolescente (Lerner et al. 2005). Estas cinco características son: 1) Competencia, se refiere a la visión positiva de las propias acciones en áreas específicas del desarrollo, incluyendo las habilidades cognitivas, sociales, físicas y académicas; 2) Confianza, se

refiere a la valoración positiva que tiene el individuo respecto a su autoestima, autoeficacia e identidad; 3) Carácter, está relacionado con el respeto hacia los valores sociales y culturales y con el sentido general de moralidad e integridad; 4) Conexión, refiere a los vínculos positivos y bidireccionales entre el individuo y las otras personas e instituciones, incluyendo a los pares, la familia, la escuela y la comunidad de la que forman parte; y 5) Cuidado, se refiere a la capacidad simpatizar y empatizar actuando compasivamente con los otros (Lerner et al., 2005, 2009).

## La Escala de Desarrollo Positivo Juvenil

Lerner et al. (2005) elaboró la Escala de Desarrollo Positivo Juvenil, un instrumento de medida compuesto por más de 80 ítems para evaluar el desarrollo positivo juvenil (DPJ) desde el modelo de las Cinco C, proporcionando así evidencia empírica inicial de su propuesta teórica. En este instrumento, cada una de las Cinco C fue definida empíricamente como un constructo latente de primer orden que, en conjunto, converge en un constructo de segundo orden denominado DPJ (Bowers et al., 2010; Lerner et al., 2005; Phelps et al., 2009). A pesar de los avances logrados en la medición del desarrollo positivo, debe señalarse que los estudios previos que analizan su estructura factorial han basado sus conclusiones utilizando exclusivamente el parcelado de ítems (Geldhof et al., 2014). Por otra parte, desde un punto de vista práctico, su extensión presenta algunas desventajas en escenarios donde los investigadores apuntan a medir una amplia gama de constructos teóricos y se dispone de un tiempo reducido para la recolección de datos. Con el objeto de superar estas limitaciones, se elaboró la Escala de Desarrollo Positivo Juvenil-Versión Breve (DPJ-VB).

Los estudios realizados con la DPJ-VB presentaron importantes ventajas metodológicas con respecto a los exámenes psicométricos realizados con la versión original del instrumento (Geldhof et al., 2014). Esto se debe a que se priorizó analizar la calidad de los ítems individualmente en lugar de basarse en las propiedades agregadas de las parcelas de ítems y a que se examinaron estructuras factoriales alternativas distintas al modelo jerárquico del DPJ. El análisis de la estructura factorial de la DPJ-VB respaldó el modelo jerárquico reportado en

estudios previos, pero encontró que los modelos sin un factor de orden superior (cinco factores correlacionados y bifactor) presentaban incluso un mejor ajuste (Geldhof et al., 2014). En consecuencia, se ha considerado que un modelo bifactor puede resultar en una representación más parsimoniosa de las Cinco C del desarrollo positivo (Geldhof et al., 2014; Holsen et al., 2017).

Desde la creación de estos instrumentos, el modelo de las Cinco C se ha utilizado para medir resultados positivos, reportándose asociaciones con otras fortalezas claves como habilidades de autorregulación y esperanza en el futuro; (Geldhof et al., 2015; Schmid et al., 2011) y con el bienestar como faceta de la salud mental (Conway et al., 2015). También se han encontrado asociaciones con indicadores desadaptativos como la sintomatología depresiva y conductas delictivas y/o problemáticas (Geldhof et al., 2014; Lerner et al., 2005, 2009). Sin embargo, es importante señalar que la mayoría de estos hallazgos provienen de estudios realizados en muestras de adolescentes blancos, de clase media y de género femenino en los Estados Unidos, lo que plantea preocupaciones sobre la generalización del modelo a otras poblaciones (Buenconsejo & Datu, 2021).

Investigaciones recientes han abordado algunas de estas preocupaciones al examinar a adolescentes de diversos contextos culturales, incluyendo varios países de Asia (Abdul & Mohd, 2021; Chen et al., 2018) y Europa (Dimitrova et al., 2021; Holsen et al., 2017; Tomé et al., 2019). A pesar de la contribución de estos estudios, es necesario efectuar mayores esfuerzos de investigación en contextos latinoamericanos donde, con la única excepción del estudio de Tirrell et al. (2019) con jóvenes salvadoreños, sigue siendo incierto si el modelo de las Cinco C es útil para identificar el desarrollo positivo en estos adolescentes.

El presente estudio tiene por objetivo adaptar Escala de Desarrollo Positivo Juvenil-Versión Breve (DPJ-VB) al contexto chileno y evaluar sus propiedades psicométricas en una muestra de adolescentes. Se hipotetiza que el instrumento ajustará a una estructura bifactor que coincide con el modelo de las Cinco C comprobada previamente en la literatura (Geldhof et al., 2014) y presentará una adecuada consistencia interna. Además, basados en el modelo teórico de las Cinco C

(Lerner et al., 2009) se espera aportar evidencias de validez de criterio al corroborar la relación entre las Cinco C del desarrollo positivo juvenil con la ansiedad, depresión y autoestima.

## Material y Métodos

### Diseño y Participantes

Esta investigación corresponde a un estudio transversal con diseño instrumental (Ato et al., 2013). El muestreo fue no probabilístico e intencionado. Se utilizó como criterio de inclusión que los participantes estuvieran cursando entre séptimo básico y cuarto medio al momento de iniciar la investigación. Como criterio de exclusión se consideró cualquier condición médica que limitase la capacidad del adolescente para participar de manera autónoma en el estudio. Participaron en total 369 adolescentes provenientes de cinco establecimientos educativos de la ciudad de Arica, Chile. En cuanto a su género, 193 son hombres (52.3%) y 176, mujeres (47.7%). La edad media de los participantes fue de 15 años (DE=1.7).

### Instrumentos

**Cuestionario de variables sociodemográficas.** Se elaboró un cuestionario autoadministrado y ad hoc a los objetivos de investigación para recabar datos sobre el sexo, edad y nivel de escolaridad de los participantes.

**Escala de Desarrollo Positivo Juvenil – Versión Breve (DPJ-VB; Geldhof et al., 2014).** El cuestionario de DPJ-VB se compone de 34 ítems que evalúan las Cinco C del Desarrollo Positivo Juvenil del modelo de Lerner et al. (2005; 2009): Competencia, Confianza, Conexión, Carácter y Cuidado. Tiene un formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos (1=“Muy en desacuerdo” a 5=“Muy de acuerdo”) y presenta adecuada consistencia interna en poblaciones de niños y adolescentes (Geldhof et al., 2014). Para adaptar el instrumento a la población adolescente chilena, se siguieron las directrices propuestas para la traducción y adaptación de pruebas psicométricas (Muñiz et al., 2013). En primer lugar, se obtuvo la autorización del autor del instrumento quién facilitó el acceso al mismo para ser adaptado a la población objetivo. Luego, se siguió un

procedimiento de traducción y retrotraducción. Se solicitó a tres profesionales bilingües realizar una traducción inicial del instrumento desde su idioma original al español. Las versiones iniciales fueron contrastadas por dos jueces expertos con el fin de crear una versión conciliada en español. Posteriormente, la versión conciliada al español fue sometida a un proceso de retrotraducción al inglés por parte de un profesional bilingüe. Por último, la versión original de la escala y la versión resultante de la retrotraducción fueron comparadas por miembros del equipo de investigación con el objetivo de identificar posibles discrepancias. Tras comprobar la equivalencia semántica entre los ítems, se obtuvo una versión final al español del instrumento.

**Sistema de Evaluación de Niños y Adolescentes** (SENA; Fernández-Pinto et al., 2015). El SENA es un sistema comprensivo para la identificación de un amplio espectro de problemas emocionales y conductuales en población infanto-adolescentes, que cuenta con varias versiones de autorreporte y heterorreporte (familia y escuela). Las opciones de respuesta de cada versión corresponden a declaraciones conductuales en formato Likert de cinco puntos (1="Nunca" a 5="Siempre"). Recientemente, Flores et al. (2022) reportó evidencias de validez y fiabilidad adecuadas para las versiones de autoinforme Primaria (8-12 años) y Secundaria (12-18 años). Para los propósitos del presente estudio, se analizaron únicamente las escalas de Ansiedad, Autoestima y Depresión procedentes del cuestionario de autoinforme para Secundaria (12-18 años). Los coeficientes de fiabilidad de estas escalas para este estudio se presentan en el apartado de resultados.

### Procedimiento

La presente investigación contó con la aprobación del Comité Ético Científico de la Universidad de Tarapacá. Previo a la recolección de los datos, se obtuvo la autorización mediante consentimientos informados de los directores de establecimientos educativos y padres, y los asentimientos de los estudiantes que accedieron a participar voluntariamente del estudio. La administración de los cuestionarios se llevó a cabo en horario escolar durante el curso de un semestre regular y al interior de las dependencias de los establecimientos

educativos. La aplicación se realizó mediante lápiz y papel, de forma colectiva y asistida, supervisada por dos encuestadores entrenados y al menos uno de los investigadores, con una duración promedio de 30 minutos. El equipo de investigación transfirió las respuestas de los cuestionarios a un formato electrónico utilizando una hoja de cálculo. En el caso del SENA, las respuestas se introdujeron en la plataforma de corrección de TEA Ediciones y fueron solicitadas para su posterior análisis. Finalmente, la información se consolidó en una única base de datos.

### Análisis de Datos

En primer lugar, se realizó un examen preliminar de los datos, en el cual se excluyeron 5 casos por presentar más de un 10% de valores perdidos en el instrumento (equivalente a 4 o más ítems sin contestar). Asimismo, se identificaron 43 casos incompletos: 34 casos con un valor perdido, ocho casos con dos valores perdidos y un caso con tres valores perdidos. Para la imputación de los valores perdidos en los casos incompletos, se empleó el algoritmo Expectación-Maximización (EM). Se seleccionó este método debido a su rendimiento superior en comparación con otros procedimientos de imputación, incluso en instrumentos con formato de respuesta tipo Likert y en muestras de tamaño reducido (Cuesta et al., 2013). A continuación, se realizaron análisis descriptivos y pruebas de normalidad univariada de todos los ítems del instrumento. Para examinar la validez de constructo se aplicó la técnica del análisis factorial confirmatorio (AFC), contrastando el ajuste global de tres modelos reportados previamente en la literatura y utilizados para evaluar la estructura interna del DPJ-VB: bifactor, jerárquico de segundo orden y cinco factores correlacionados (Geldhof et al., 2014; Tomé et al., 2019). Para tener en cuenta las variables categóricas y la no normalidad de los datos, se utilizó el estimador de Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos (*Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted*; WLSMV) para los modelos analizados (Li, 2016). Para evaluar la bondad de ajuste del modelo, se consideró analizar los valores de ji-cuadrado ( $\chi^2$ ), el ratio  $\chi^2/\text{gl}$ , el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) con intervalos de confianza del 90% (IC 90%), índice de Tucker-Lewis (TLI) y el índice de ajuste comparativo

(CFI). Respecto a los puntajes de corte, se suele considerar que un ratio de  $\chi^2/df < 5$ , RMSEA  $< .08$ , CFI y TLI  $> .90$  son valores aceptables de ajuste, mientras que un ratio de  $\chi^2/df < 2$ , RMSEA  $< .06$ , CFI y TLI  $> .95$  indican un ajuste excelente del modelo (Tabachnick & Fidell, 2007; Byrne, 2010). Adicionalmente, se informa que un SRMR con valores  $< .08$ , es indicativo de un ajuste aceptable del modelo (Hu & Bentler, 1999). Después se analizó la fiabilidad del instrumento a través de consistencia interna usando el coeficiente alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) y omega de McDonald ( $\omega$ ), donde valores superiores a  $.70$  suelen considerarse aceptables. Finalmente, para examinar la validez de criterio, se realizó un análisis de correlaciones entre las subescalas del DPJ-VB y subescalas de ansiedad, depresión y autoestima del SENA incluidas en el estudio. Los análisis de datos fueron realizados utilizando los paquetes estadísticos Jamovi 2.2.5 (The Jamovi Project, 2021) y Mplus v.8.2 (Muthén & Muthén, 1998).

## Resultados

### Estadísticos Descriptivos

Los resultados del análisis descriptivo y de la pruebas de normalidad univariada de todos los ítems de la DPJ-VB se presentan en la Tabla 1. Todos los ítems presentaron puntuaciones en un rango de 4 puntos (mínimo de 1 y máximo de 5) y en su mayoría presentaron valores negativos de asimetría y curtosis. La prueba de Shapiro-Wilk (W) demostró una distribución no normal en todos los ítems de la prueba ( $p < .001$ ).

### Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Se procedió a comparar el ajuste de los distintos modelos de análisis factoriales confirmatorios (AFC) examinados previamente en la literatura para la escala de DPJ-VB: bifactor, jerárquico de segundo orden y cinco factores correlacionados. Los indicadores de bondad de ajuste de los tres modelos sometidos a examen se presentan en la Tabla 2.

Los resultados muestran que el modelo bifactor es insatisfactorio y que algunos de sus indicadores no cargan significativamente en sus dimensiones al introducirse el DPJ como factor general (Modelo 1 en Tabla 2). Específicamente, los ítem 2 (CF=.02,

$p=.70$ ) y 18 (CF=.01,  $p=.74$ ) en la dimensión Competencia; el ítem 14 (CF=-.07,  $p=.15$ ) en la dimensión Conexión; y el ítem 5 (CF=.04,  $p=.56$ ) en la dimensión Carácter. Respecto a las saturaciones con el factor general, con excepción del ítem 5 (CF=.05,  $p=.40$ ), todos los ítems obtuvieron pesos significativos ( $p < .001$ ) con valores entre  $.32$  y  $.77$ . Respecto al modelo jerárquico de segundo orden, se observó un incremento  $\chi^2$ , RMSEA y SRMR, junto a una disminución de CFI y TLI resultando en un peor ajuste a los datos en comparación con el modelo anterior (Modelo 2 en Tabla 2). Las cargas factoriales de los ítems con sus respectivas dimensiones fueron significativas ( $p < .001$ ) y se encontraron entre  $.53$  y  $.88$ . Únicamente el ítem 5 no cargó significativamente en su dimensión (CF=.06,  $p=.30$ ). En vistas del deficiente desempeño del modelo bifactor y jerárquico, se procedió a probar el modelo de cinco factores correlacionados (Modelo 3 en Tabla 2). Los resultados indican que éste último modelo, presentó mejoras significativas en todos los índices considerados para evaluar la bondad de ajuste, acercándose a los puntajes de corte establecidos en RMSEA, CFI y TLI y superándolos en  $\chi^2/df$  y SRMR. En cuanto a la cargas factoriales del modelo, se observaron que los ítems saturaron significativamente en sus dimensiones con valores de  $.57$  a  $.88$ . Sin embargo, el ítem 5 no cargó significativamente en su dimensión (CF=.06,  $p=.30$ ).

Considerando que el modelo de cinco factores correlacionados presentó un mejor ajuste a los datos, se seleccionó para examinar a fondo las modificaciones sugeridas por el programa estadístico y repetir el AFC buscando incrementar su parsimonia. Tras revisar el informe, se realizaron algunas modificaciones procurando de que éstas fueran empírica y teóricamente significativas y que sus índices de modificación se encontrasen entre los valores más altos. En concreto, se excluyó del modelo de cinco factores correlacionados el ítem 5 y recibió modificaciones en la covariación entre los ítems 3 y 19 para la dimensión Competencia, entre los ítems 6 y 21 para la dimensión Confianza, entre los ítems 14 y 31, y 17 y 34 para la dimensión Conexión (Modelo 3<sup>a</sup> en Tabla 2). Este modelo de 33 ítems demostró un buen ajuste a los datos con valores aceptables en

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y prueba de normalidad univariada (DPJ-VB)

Ítem	M	DE	As	Cu	W
1. Tengo un montón de amigos/as	3.17	1.17	-0.28	-0.67	.91*
2. Hago bien las tareas del colegio	3.42	0.97	-0.52	0.13	.88*
3. En los deportes, soy mejor que otros/as de mi edad	2.71	1.22	0.31	-0.79	.91*
4. Me siento feliz conmigo mismo/a la mayor parte del tiempo	3.14	1.18	-0.17	-0.87	.91*
5. Rara vez hago cosas que no debo hacer	2.64	1.22	0.26	-0.93	.90*
6. Me gusta mucho mi apariencia	2.79	1.23	0.09	-0.89	.91*
7. Dentro de todo, me gusta ser quien soy	3.27	1.23	-0.31	-0.83	.90*
8. Quiero hacer del mundo un mejor lugar para vivir	3.66	1.10	-0.73	0.07	.87*
9. Acepto la responsabilidad de mis actos cuando cometo un error o me meto en problemas	3.81	0.99	-0.80	0.39	.86*
10. Disfruto estar con personas de diferentes razas o etnias	3.79	1.03	-0.76	0.22	.86*
11. Cuando veo que se aprovechan de alguien, quiero ayudarlo	3.89	1.00	-0.95	0.72	.84*
12. Cuando veo a alguien ser acosado/a, siento pena por él/ella	4.01	0.95	-1.18	1.53	.81*
13. Cuando veo a otra persona lastimada o triste, siento pena por él/ella	4.02	0.98	-1.08	0.93	.82*
14. Recibo mucha motivación en mi escuela	3.24	1.05	-0.30	-0.21	.90*
15. Soy un miembro útil e importante de mi familia	3.57	1.14	-0.46	-0.50	.89*
16. Me considero un miembro importante de mi comunidad	3.02	1.07	-0.17	-0.37	.91*
17. Siento que mis amigos/as son buenos amigos/as	3.89	1.03	-0.81	0.29	.85*
18. Soy tan inteligente como otros/as de mi edad	3.07	1.14	-0.17	-0.64	.91*
19. Podría hacer bien cualquier nueva actividad física o deportiva	3.20	1.27	-0.31	-0.86	.90*
20. Soy popular entre los/as de mi edad	2.34	1.07	0.35	-0.58	.89*
21. Soy atractivo/a	2.56	1.17	0.19	-0.78	.89*
22. Generalmente me comporto como debe ser	3.54	0.96	-0.44	0.02	.89*
23. Soy feliz tal y como soy	3.23	1.19	-0.27	-0.79	.91*
24. Cuando sea mayor tendré una buena vida	3.76	0.94	-0.43	-0.06	.87*
25. Invierto mi tiempo y dinero para mejorar la vida de los demás	2.95	1.04	-0.13	-0.36	.90*
26. Hago lo que creo que es correcto, aunque mis amigos/as se burlen de mí	3.50	1.04	-0.52	-0.03	.89*
27. Conozco mucho sobre personas de razas o etnias diferentes a la mía	3.23	1.12	-0.22	-0.53	.91*
28. Me preocupo cuando le pasan cosas malas a los demás	3.87	0.98	-0.91	0.75	.85*
29. Siento pena por otros que no tienen lo que yo tengo	3.71	1.07	-0.76	0.16	.87*
30. Me pone triste ver a una persona que no tiene amigos/as	3.79	1.04	-0.81	0.36	.86*
31. Los/as profesores/as de mi escuela me motivan a dar lo mejor de mí	3.62	1.03	-0.50	-0.11	.89*
32. Tengo una buena comunicación con mis padres	3.53	1.20	-0.50	-0.58	.89*
33. Los adultos de mi ciudad escuchan lo que tengo que decir	2.88	1.10	-0.05	-0.39	.89*
34. Mis amigos/as se preocupan por mí	3.76	1.04	-0.61	-0.06	.87*

Nota. M=media; DE=desviación estándar; As=asimetría; Cu=Curtosis; W=Shapiro-Wilk; \* $p < .001$

Tabla 2. Contraste de modelos de análisis factoriales confirmatorios

Modelo	$\chi^2$	gl	$\chi^2$ /gl	RMSEA	[IC 90%]	CFI	TLI	SRMR
1	2074.367*	493	4.207	.094	[.090-.098]	.869	.851	.081
2	2367.386*	523	4.595	.098	[.094-.102]	.847	.836	.095
3	1796.346*	517	3.474	.082	[.078-.087]	.894	.885	.071
3 <sup>a</sup>	1431.338*	481	2.975	.074	[.069-.078]	.920	.913	.066

Nota. 1=Bifactor; 2=Jerárquico de segundo orden; 3=Cinco factores correlacionados; <sup>a</sup>=Reespecificado.

todos los índices medidos:  $\chi^2$ /gl=2.975, RMSEA=.074 (IC 90%=.069 – .078), CFI=.920, TLI=.913 y SRMR=.066. Tal como se observa en la Figura 1, todos los ítems mostraron cargas factoriales estandarizadas y significativas, con valores entre .41 y .89.

### Fiabilidad de Consistencia Interna

En vista de que el modelo de cinco factores correlacionados no contempla la presencia de un factor general ni un factor de orden superior, se consideró inapropiado calcular el coeficiente Omega Total o el coeficiente Omega Jerárquico para la escala en su conjunto. Por lo tanto, para evaluar la consistencia interna de las subescalas del DPJ-VB, se calcularon los coeficientes alfa de

Cronbach estandarizado ( $\alpha$ ) y omega total ( $\omega_t$ ) para cada una de las cinco dimensiones del modelo (ver Tabla 3). En términos específicos, se observaron los siguientes valores de alfa de Cronbach estandarizado ( $\alpha$ ) y omega total ( $\omega_t$ ) para cada subescala: Competencia ( $\alpha=.77$ ,  $\omega_t=.77$ ), Confianza ( $\alpha=.89$ ,  $\omega_t=.89$ ), Conexión ( $\alpha=.86$ ,  $\omega_t=.86$ ), Carácter ( $\alpha=.78$ ,  $\omega_t=.78$ ) y Cuidado ( $\alpha=.87$ ,  $\omega_t=.87$ ). Los mismos coeficientes fueron utilizados para la evaluación de la consistencia interna de las subescalas de Ansiedad, Autoestima y Depresión del SENA, cuyos valores alfa y omega fueron de .90, .86 y .93 respectivamente.

La Tabla 4 proporciona información complementaria respecto al análisis de fiabilidad de consistencia interna del DPJ-VB. A modo general

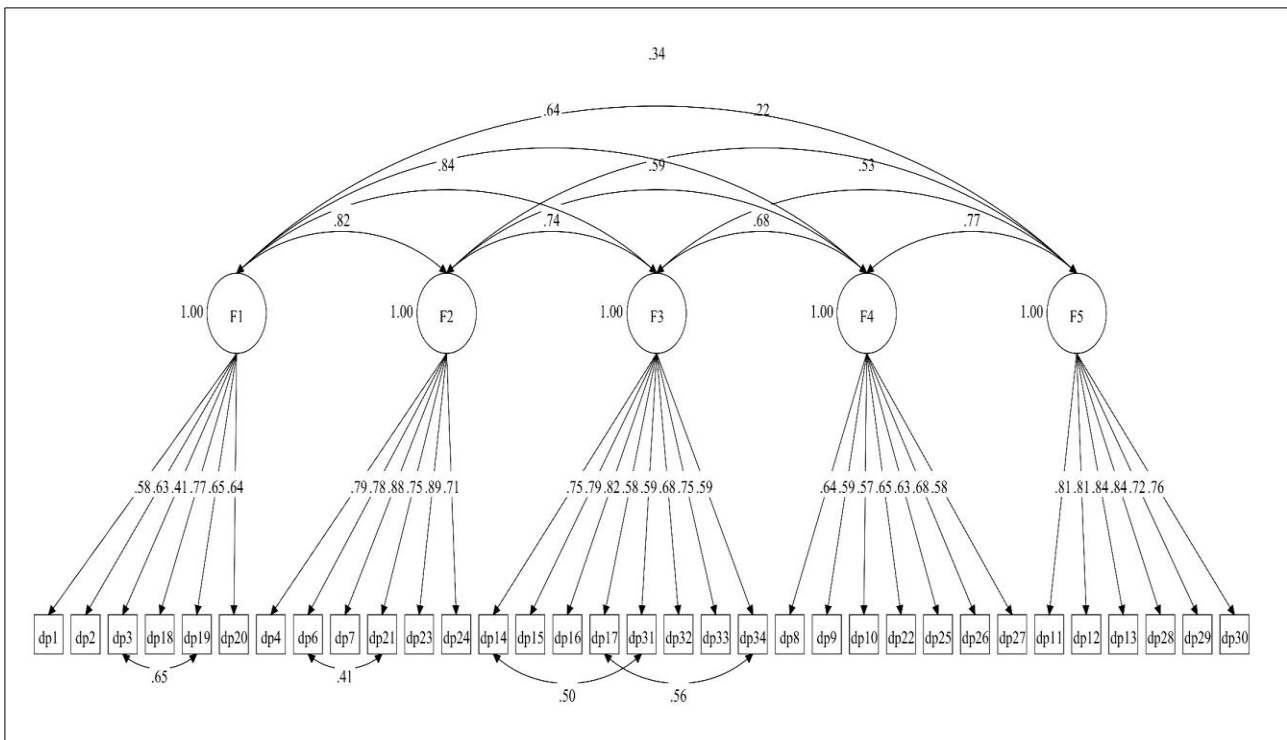


Figura 1. Modelo de Cinco Factores Correlacionados Reespecificado

Nota. F1=Competencia; F2=Confianza; F3=Conexión; F4=Carácter; F5=Cuidado.

Tabla 3. Media, desviación estándar, error estándar de medida y coeficientes de consistencia interna

Instrumento	Subescala	M	DE	EEM	$\alpha$	$\omega_t$
DPJ-VB	Competencia	2.99	0.78	0.37	.77	.77
	Confianza	3.12	0.94	0.31	.89	.89
	Conexión	3.44	0.77	0.28	.86	.86
	Carácter	3.49	0.68	0.32	.78	.78
	Cuidado	3.88	0.79	0.28	.87	.87
SENA	Ansiedad	2.87	0.96	0.30	.90	.90
	Autoestima	3.17	0.93	0.35	.86	.86
	Depresión	2.54	0.97	0.25	.93	.93

se puede mencionar que la correlación entre cada ítems y su subescala correspondiente es directa y que asume valores que van desde .43 hasta .79. Por otra parte, una inspección de la variación de los coeficientes alfa y omega si se elimina uno de los elementos de la subescala aporta evidencia a favor de conservar los 33 ítems en sus respectivas subescalas.

**Evidencia de Validez Criterio**

Se realizó un análisis de correlación entre las cinco subescalas del DPJ-VB y los constructos teóricamente relacionados evaluados a través del SENA (ansiedad, autoestima y depresión) para aportar evidencias de validez de criterio. Los resultados de este análisis se presentan en la Tabla 5. En primer lugar, destaca que todas las correlaciones entre las Cinco C del desarrollo son significativas ( $p < .001$ ). La menor magnitud de

estas relaciones fue entre Confianza y Cuidado ( $r = .186$ ), mientras que la mayor fue entre Competencia y Confianza ( $r = .658$ ).

En segundo lugar, cuatro de las cinco dimensiones de la DPJ-VB mostraron correlaciones significativas ( $p < .001$ ) con los tres constructos criterio incluidos en este estudio. En específico, la dimensión Carácter obtuvo las relaciones significativas más bajas con Ansiedad ( $r = -.149$ ), Autoestima ( $r = -.372$ ) y Depresión ( $r = -.298$ ). Mientras que las de mayor magnitud fueron obtenidas por la dimensión Confianza con los tres criterios: Ansiedad ( $r = -.523$ ), Autoestima ( $r = .869$ ) y Depresión ( $r = -.695$ ). Finalmente, la dimensión Cuidado no obtuvo relaciones significativas con ninguno de los constructos criterio evaluados en este estudio.

Tabla 4. Análisis de Fiabilidad de Consistencia Interna (DPJ-VB)

Subescala	Ítem	r ítem-subescala	$\alpha$ si se elimina	$\omega$ si se elimina
Competencia	1	.461	.753	.756
	2	.437	.758	.763
	3	.534	.735	.739
	18	.501	.743	.748
	19	.625	.709	.715
	20	.551	.731	.735
Confianza	4	.724	.871	.873
	6	.773	.863	.865
	7	.794	.859	.861
	21	.697	.875	.877
	23	.773	.863	.865
	24	.505	.901	.901
Conexión	14	.676	.833	.835
	15	.662	.834	.836
	16	.663	.834	.836
	17	.478	.855	.857
	31	.591	.842	.845
	32	.588	.843	.845
	33	.654	.835	.837
	34	.510	.851	.854
Carácter	8	.492	.753	.756
	9	.556	.740	.741
	10	.494	.752	.758
	22	.493	.753	.755
	25	.495	.752	.757
	26	.558	.739	.743
	27	.432	.766	.769
Cuidado	11	.670	.853	.856
	12	.711	.847	.849
	13	.757	.839	.841
	28	.696	.849	.854
	29	.584	.869	.872
	30	.653	.857	.862

Tabla 5. Matriz de correlaciones

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Competencia	—							
2. Confianza	.658**	—						
3. Conexión	.641**	.627**	—					
4. Carácter	.447**	.472**	.560**	—				
5. Cuidado	.243**	.186**	.464**	.639**	—			
6. Ansiedad	-.426**	-.523**	-.427**	-.149*	.064	—		
7. Autoestima	.682**	.869**	.557**	.372**	.067	-.680**	—	
8. Depresión	-.513**	-.695**	-.548**	-.298**	-.050	.819**	-.795**	—

Nota. \* $p < .01$ , \*\* $p < .001$

## Discusión

El objetivo de este estudio fue realizar una adaptación lingüística al español del Positive Youth Development-Short Form (PYD-SF) y examinar sus propiedades psicométricas en una muestra de adolescentes del Norte de Chile. Dada la falta de instrumentos disponibles para evaluar el desarrollo positivo en adolescentes chilenos, la adaptación lingüística del PYD-SF se volvió un paso necesario para ampliar la investigación sobre los aspectos positivos del desarrollo adolescente. Para asegurar la equivalencia semántica y

conceptual del instrumento original, se llevó a cabo un riguroso proceso de traducción y retrotraducción. Como resultado, se obtuvo una versión en español a la que se denominó Escala de Desarrollo Positivo Juvenil-Versión Breve (DPJ-VB).

Con el instrumento adaptado y listo para su aplicación, se procedió a evaluar la validez de constructo mediante la comparación de los tres modelos utilizados por Geldhof et al. (2014) para evaluar las Cinco C del desarrollo positivo juvenil al utilizar la DPJ-VB. Mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC), se examinaron los índices de ajuste de los modelos: 1) bifactor; 2) jerárquico de



segundo orden; y 3) cinco factores correlacionados. Los resultados revelaron que el modelo de cinco factores correlacionados presentó los mejores índices de ajuste en este estudio. Sin embargo, fueron necesarias algunas reespecificaciones al modelo para obtener un ajuste aceptable a los datos.

Entre las modificaciones realizadas, se decidió excluir el ítem 5 debido a la ausencia de cargas factoriales significativas del ítem con la dimensión Carácter en todas las estructuras analizadas. Si bien esta decisión estuvo fundamentada en criterios estadísticos, es importante destacar que el pobre desempeño del ítem puede atribuirse al contenido resultante tras el proceso de traducción (del inglés *"I hardly ever do things I know I shouldn't do"* al español "Rara vez hago cosas que sé que no debo hacer") y la posible dificultad de comprensión que puede generar en los adolescentes una oración con una aparente doble negación en el idioma español. Además, se añadieron como parámetros la covariación de los errores entre cuatro pares de ítems: a) el ítem 3 ("En los deportes, soy mejor que otros/as de mi misma edad") y 19 ("Podría hacer bien cualquier nueva actividad física o deportiva") de la dimensión Competencia, dado que ambos refieren aspectos de la percepción de la autoeficacia física; b) ítem 6 ("Me gusta mucho mi apariencia") y 21 ("Soy atractivo/a") de la dimensión Confianza, dado que hacen referencia a la valoración de la apariencia física; c) ítem 14 ("Recibo mucha motivación en mi escuela") y 31 ("Los/as profesores/as de mi escuela me motivan a dar lo mejor de mí") de la dimensión Conexión, ya que se relacionan con los apoyos y estímulos brindados por el entorno escolar; y d) entre el ítem 17 ("Siento que mis amigos/as son buenos amigos/as") y 34 ("Mis amigos/as se preocupan por mí") que refieren a los vínculos positivos que tiene el adolescente con sus pares. Estas covariaciones fueron incorporadas al modelo para capturar las interrelaciones entre los ítems y mejorar la representación de las dimensiones del desarrollo positivo juvenil en la muestra estudiada.

Tanto el modelo seleccionado como las reespecificaciones realizadas en el mismo, coinciden con el estudio de validación del instrumento realizada en Portugal (Tomé et al., 2019). Sin embargo, se observa que difieren de la estructura bifactor descubierta en el estudio que

reporta el desarrollo del instrumento (Geldhof et al., 2014). Considerando que el modelo bifactor es inherentemente más complejo que otras estructuras factoriales, el tamaño muestral más pequeño de nuestro estudio (364 participantes en comparación con una muestra de más de 7000 participantes) y la utilización de un método diferente de estimación para los modelos (WLSMV en lugar de FIML) podrían haber contribuido al desajuste observado del modelo. Sin embargo, es importante considerar que estas discrepancias también podrían ser explicadas por posibles diferencias socioculturales. La adaptación de un instrumento psicométrico a diferentes contextos culturales implica la necesidad de tener en cuenta las particularidades y valores de la población objetivo. En el caso de la muestra de adolescentes del Norte de Chile, factores como la influencia de la cultura local, las características socioeconómicas, las dinámicas familiares y las experiencias educativas podrían influir en la manera en que los adolescentes perciben y responden a los ítems del instrumento, lo que podría generar variaciones en la estructura subyacente del constructo y, por ende, resultar en un desajuste del modelo bifactor en nuestra muestra específica.

La evaluación de la fiabilidad de consistencia interna de la DPJ-VB se realizó a través del cálculo de los coeficientes alfa de Cronbach y omega total de cada subescala del instrumento. Los resultados indican que todas las subescalas presentaron valores alfa y omega superiores a .70, indicando que las subescalas de la DPJ-VB presentan una adecuada consistencia interna. Estos resultados respaldan la capacidad de la DPJ-VB como instrumento para medir el desarrollo positivo juvenil en las áreas de Competencia, Confianza, Conexión, Carácter y Cuidado planteadas en el modelo de las Cinco C de Lerner et al. (2005, 2009).

Respecto a los resultados del análisis de correlación, este revela que cuatro de las Cinco C del DPJ (Competencia, Confianza, Conexión y Carácter) muestran correlaciones significativas con otros constructos teóricamente vinculados. En concordancia con las expectativas teóricas se observó que los adolescentes que presentan niveles más altos de competencia, confianza, conexión y carácter también exhiben una mejor autoestima, así como una menor propensión a experimentar

síntomas ansiosos y depresivos. Sin embargo, cabe destacar que la dimensión Cuidado no mostró relaciones significativas con ninguno de los tres constructos criterio evaluados, lo cual está en línea con investigaciones previas (Geldhof et al., 2014). Dado que la dimensión Cuidado refiere a aspectos del funcionamiento socioemocional que involucran a un agente externo, es comprensible que esta dimensión presente una escasa asociación con autoestima y con medidas de problemas internalizantes, tales como ansiedad y depresión. Resultaría interesante, por tanto, explorar posibles relaciones significativas entre dicha dimensión y constructos como las conductas prosociales, que implican acciones positivas y altruistas hacia los demás (Hu et al., 2023), o la afabilidad, como rasgo de personalidad que refleja tendencias interpersonales positivas. Además, considerando que la dimensión Cuidado indica una mayor preocupación por el bienestar de los demás, también podría explorarse su relación con problemas externalizantes (Chi & Cui, 2020), resultando esperable que los adolescentes que muestran altos niveles de cuidado también sean menos propensos a involucrarse en comportamientos agresivos o antisociales.

El presente estudio presenta varias fortalezas significativas. Entre ellas, destaca haber realizado la primera adaptación lingüística del instrumento al español, procurando asegurar la equivalencia semántica y conceptual de la Escala de Desarrollo Positivo Juvenil-Versión Breve (DPJ-VB) para su uso en adolescentes chilenos. Además, se ofreció evidencia inicial respecto a la validez de constructo y validez de criterio de las Cinco C del desarrollo positivo en el contexto chileno, contribuyendo a llenar el vacío existente en esta línea de investigación con jóvenes latinoamericanos.

Es importante señalar que el presente trabajo también presenta limitaciones que deben mencionarse. En primer lugar, los resultados de este estudio no pueden generalizarse a la población adolescente del país debido al uso de una muestra por conveniencia procedente de una sola ciudad en el Norte de Chile. Por lo tanto, se debe tener precaución al extrapolar los hallazgos a otros contextos geográficos y a diferentes poblaciones de adolescentes. Siguiendo, el número de participantes del estudio no fue suficiente para alcanzar el tamaño óptimo recomendado según la

regla de 20 casos por parámetro a estimar (Kline, 2011). Con un tamaño muestral inferior al necesario (al menos 680 casos para los 34 ítems del instrumento), los análisis se limitaron a la exploración de la estructura interna del instrumento para la muestra completa, omitiendo análisis más exhaustivos como el análisis de invarianza métrica y el análisis multigrupo por sexo y edades de los participantes. Si bien, la literatura previa sugiere que la invarianza por sexo y grupos de edad ha sido respaldada en el modelo de las Cinco C (Bowers et al., 2010; Dimitrova et al., 2021), habría que preguntarse si se presenta la misma propiedad en los adolescentes chilenos. Esta limitación impide realizar afirmaciones concluyentes sobre posibles diferencias en la estructura del constructo entre subgrupos. Además, la evidencia de validez criterio se basó en relaciones con constructos previamente evaluados en la literatura y asociados a la autoestima y a problemas internalizantes, lo que deja pendiente la corroboración de la relación de las Cinco C con medidas de problemas externalizantes y otros constructos que evalúen fortalezas personales y contextuales teóricamente relevantes para el desarrollo adolescente.

Para abordar las limitaciones identificadas, se sugieren varias direcciones futuras de investigación. En primera instancia es necesario readaptar el contenido del ítem 5 y llevar a cabo un nuevo examen psicométrico, siguiendo así las buenas prácticas de medición. Esto permitiría contar con una herramienta adecuada para llevar a cabo estudios comparativos y examinar las Cinco C del desarrollo positivo entre adolescentes chilenos y de otros países. Además, sería recomendable replicar este estudio utilizando muestras representativas de la población adolescente procedentes de diferentes regiones de Chile, lo que permitiría obtener resultados generalizables a nivel nacional y tener una visión más completa del desarrollo positivo juvenil en el país. En términos de validez, también sería valioso profundizar en la relación entre las Cinco C y variables como el bienestar subjetivo, la resiliencia y el funcionamiento académico y social de los adolescentes. También se podría indagar en la influencia de factores contextuales, como el entorno familiar, la escuela y la comunidad, en el desarrollo de las Cinco C (Benson et al., 2006). Estos aspectos podrían ayudar a comprender mejor

los procesos que promueven el desarrollo positivo en los adolescentes y guiar la implementación de intervenciones y políticas orientadas a fortalecer estas dimensiones. Además, en futuros trabajos se deben realizar análisis más exhaustivos sobre la validez de constructo, como los análisis de invarianza métrica y el análisis multigrupo por sexo y edades, con el fin de examinar posibles diferencias en la estructura del constructo en diferentes subgrupos de adolescentes. Por último, se podría ir más allá del análisis de las Cinco C propuestas por Lerner et al. (2005; 2009) y explorar modelos alternativos con el objetivo de identificar y examinar dimensiones adicionales que puedan ser relevantes en el contexto específico de los adolescentes chilenos, aunque esto excedería los alcances del presente instrumento.

En conclusión, los resultados obtenidos respaldan la utilidad de la versión de 33 ítems de la Escala de Desarrollo Positivo Juvenil-Versión Breve (DPJ-VB) como una herramienta confiable para evaluar las Cinco C del desarrollo positivo en adolescentes. La evidencia empírica inicial respalda su aplicabilidad en la población adolescente chilena, lo que convierte al instrumento en una opción viable y práctica para investigaciones que busquen comprender y promover el desarrollo positivo juvenil en este contexto.

## Referencias

- Abdul, N. B., & Mohd, R. H. (2021). The 5Cs of Positive youth development, purpose in life, hope, and well-being among emerging adults in Malaysia. *Frontiers in Psychology, 12*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.641876>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología, 29*(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Benson, P. L., Scales, P. C., Hamilton, S. F., & Sesma, A. (2006). Positive Youth Development: Theory, research, and applications. W. Damon & R. Lerner (Eds.), *Handbook of child psychology: Theoretical models of human development* (pp. 894–941). John Wiley & Sons Inc.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Bowers, E. P., Li, Y., Kiely, M. K., Brittan, A., Lerner, J. v., & Lerner, R. M. (2010). The Five Cs model of positive youth development: A longitudinal analysis of confirmatory factor structure and measurement invariance. *Journal of Youth and Adolescence, 39*(7), 720–735. <https://doi.org/10.1007/s10964-010-9530-9>
- Buenconsejo, J. U., & Datu, J. A. D. (2022). Positive youth development: A brief review of literature with implications for school-based psychological interventions. *Journal of Psychologists and Counsellors in Schools, 32*(2), 275–282. <https://doi.org/10.1017/jgc.2021.25>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- Catalano, R. F., Berglund, M. L., Ryan, J. A. M., Lonczak, H. S., & Hawkins, J. 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*(1), 98–124. <https://doi.org/10.1177/0002716203260102>
- Chen, B. bin, Wiium, N., & Dimitrova, R. (2018). Factor structure of positive youth development: Contributions of exploratory structural equation modeling. *Personality and Individual Differences, 124*, 12–15. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.11.039>
- Chi, X., & Cui, X. (2020). Externalizing problem behaviors among adolescents in a southern city of China: Gender differences in prevalence and correlates. *Children and Youth Services Review, 119*, 105632. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105632>
- Conway, R. J., Heary, C., & Hogan, M. J. (2015). An evaluation of the measurement properties of the Five Cs model of Positive Youth Development. *Frontiers in Psychology, 6*,

1941.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01941>
- Cuesta, M., Fonseca-Pedrero, E., Vallejo, G. & Muñiz, J. (2013). Datos perdidos y propiedades psicométricas en los tests de personalidad. *Anales de Psicología*, 29(1), 285-292.  
<https://doi.org/10.6018/analesps.29.1.137901>
- Dimitrova, R., Buzea, C., Wium, N., Kosic, M., Stefanel, D., & Chen, B.-B. (2021). Positive youth development in Bulgaria, Italy, Norway and Romania: Testing the factorial structure and measurement invariance of the 5Cs model. En *Springer Series on Child and Family Studies* (pp. 267–281). Springer International Publishing.
- Flores, J., Caqueo-Urizar, A., & Ramírez, C. (2022). Propiedades psicométricas de las versiones de Autoinforme del Sistema de Evaluación de Niños y Adolescentes (SENA) en Una Muestra de Chile. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 64(3).  
<https://doi.org/10.21865/ridep64.3.13>
- Geldhof, G. J., Bowers, E. P., Boyd, M. J., Mueller, M. K., Napolitano, C. M., Schmid, K. L., Lerner, J. v., & Lerner, R. M. (2014). Creation of short and very short measures of the five Cs of positive youth development. *Journal of Research on Adolescence*, 24(1), 163–176.  
<https://doi.org/10.1111/jora.12039>
- Geldhof, G. J., Bowers, E. P., Gestsdóttir, S., Napolitano, C. M., & Lerner, R. M. (2015). Self-regulation across adolescence: Exploring the structure of selection, optimization, and compensation. *Journal of Research on Adolescence*, 25(2), 214–228.  
<https://doi.org/10.1111/jora.12131>
- Geldhof, G. J., Bowers, E. P., & Lerner, R. M. (2013). Special section introduction: Thriving in context: Findings from the 4-H Study of Positive Youth Development. En *Journal of Youth and Adolescence* (Vol. 42, Issue 1, pp. 1–5). Springer Science and Business Media, LLC.  
<https://doi.org/10.1007/s10964-012-9855-7>
- Holsen, I., Geldhof, J., Larsen, T., & Aardal, E. (2017). The five Cs of positive youth development in Norway. *International Journal of Behavioral Development*, 41(5), 559–569.  
<https://doi.org/10.1177/0165025416645668>
- Hu, H., You, Y., Ling, Y., Yuan, H., & Huebner, E. S. (2023). The development of prosocial behavior among adolescents: A positive psychology perspective. *Current Psychology*, 42(12), 9734–9742.  
<https://doi.org/10.1007/s12144-021-02255-9>
- Lerner, R. M. (2005). *Promoting positive youth development: Theoretical and empirical bases. Workshop on the Science of Adolescent Health and Development*.
- Lerner, Richard M., Lerner, J. V., Almerigi, J. B., Theokas, C., Phelps, E., Gestsdóttir, S., Naudeau, S., Jelicic, H., Alberts, A., Ma, L., Smith, L. M., Bobek, D. L., Richman-Raphael, D., Simpson, I., Christiansen, E. D., & von Eye, A. (2005). Positive youth development, participation in community youth development programs, and community contributions of fifth-grade adolescents: Findings from the first Wave of the 4-H study of positive youth development. *The Journal of Early Adolescence*, 25(1), 17–71.  
<https://doi.org/10.1177/0272431604272461>
- Lerner, R. M., von Eye, A., Lerner, J. v., & Lewin-Bizan, S. (2009). Exploring the foundations and functions of adolescent thriving within the 4-H study of positive youth development: A view of the issues. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 30(5), 567–570.  
<https://doi.org/10.1016/j.appdev.2009.07.002>
- Li, C.H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949.  
<https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157.  
<https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998). *Mplus User's Guide, 8th Edition*. Muthén and Muthén.
- Phelps, E., Zimmerman, S., Warren, A. E. A., Jeličić, H., von Eye, A., & Lerner, R. M. (2009). The structure and developmental course of Positive Youth Development (PYD) in early adolescence: Implications for theory

- and practice. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 30(5), 571–584.  
<https://doi.org/10.1016/j.appdev.2009.06.003>
- Schmid, K. L., Phelps, E., & Lerner, R. M. (2011). Constructing positive futures: Modeling the relationship between adolescents' hopeful future expectations and intentional self regulation in predicting positive youth development. *Journal of Adolescence*, 34(6), 1127–1135.  
<https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.07.009>
- Seligman, M. E. P., Berkowitz, M. W., Catalano, R. F., Damon, W., Eccles, J. S., Gillham, J., Moore, K. A., Nicholson, H. J., Park, N., Penn, D. L., Peterson, C., Shih, M., Steen, T. A., Sternberg, R. J., Tierney, J. P., Weissberg, R. P., & Zaff, J. F. (2005). Treating and preventing adolescent mental health disorders: What we know and what we don't know: A Research agenda for improving the mental health of our youth.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Tirrell, J. M., Geldhof, G. J., King, P. E., Dowling, E. M., Sim, A. T. R., Williams, K., Iraheta, G., Lerner, J. v., & Lerner, R. M. (2019). Measuring spirituality, hope, and thriving among salvadoran youth: Initial findings from the compassion international study of positive youth development. *Child and Youth Care Forum*, 48(2), 241–268.  
<https://doi.org/10.1007/s10566-018-9454-1>
- The Jamovi Project. (2021). *Jamovi 2.2.5*.  
<https://www.jamovi.org>
- Tomé, G., Matos, M., Camacho, I., Gomes, P., Reis, M., Branquinho, C., Gomez-Baya, D., & Wiium, N. (2019). Positive Youth Development (PYD-SF): Validation for portuguese adolescents. *Psicologia, Saúde & Doença*, 20(3), 556–568.  
<https://doi.org/10.15309/19psd200301>