

Escala FDA para la medición de los factores del desarrollo adolescente y su predicción en el bienestar psicológico

FDA scale for the measurement of adolescent development factors and their prediction in psychological well-being

*Diego García-Álvarez, **Juan Hernández-Lalinde, ***María José Soler

*Universidad Rafael Beloso Chacín (Venezuela), **Universidad Simón Bolívar (Colombia), ***Asociación Civil Jóvenes Fuertes (Uruguay)

Resumen. El enfoque del desarrollo positivo adolescente está centrado en el estudio de los recursos, activos y factores de orden interno y externo que promueven la salud mental, el adecuado funcionamiento psicosocial, el florecimiento y una transición exitosa a la adultez. La escala analizada en este trabajo se sustenta en este constructo y busca plantear una alternativa de medición para los factores promotores del desarrollo de dicha etapa evolutiva. El objetivo de la investigación fue evaluar las propiedades psicométricas del instrumento propuesto para tal fin por García-Álvarez y Soler, inspeccionando aspectos como la validez factorial, convergente y discriminante, pero también atributos como la invarianza de medida y la consistencia interna. Asimismo, se trazó como propósito determinar el rol predictivo de los activos del desarrollo adolescente sobre el bienestar psicológico. Para ello, se contó con la participación de 257 adolescentes de Montevideo, Uruguay, con edades comprendidas entre 12 y 19 años, en un estudio instrumental, transversal, correlacional y no experimental. Los resultados indican que la propuesta original de los autores tiene fallas de validez factorial, convergente y discriminante, razón por la cual se planteó una escala alternativa compuesta por 12 ítems obtenida al eliminar los reactivos problemáticos del cuestionario inicial. Los factores resultantes de dicho instrumento fueron agrupados en autoestima, autoeficacia, autocontrol relacional, optimismo, percepción de riesgos y bienestar. La versión abreviada reportó propiedades psicométricas apropiadas en todos los niveles evaluados, incluso en lo referente a la invarianza factorial. Los hallazgos también dan cuenta del efecto predictor de estos factores sobre el bienestar psicológico y sus dimensiones: control, aceptación, vínculos y proyectos. Se concluye que la opción reducida de la escala de los factores del desarrollo adolescente es una alternativa válida y confiable que puede ser utilizada como herramienta de medición de esta variable en la adolescencia temprana, tanto en el campo de intervenciones psicológicas como en el de investigación.

Palabras clave: desarrollo positivo adolescente, factores promotores del desarrollo, bienestar psicológico, estudios de validación, adolescentes.

Abstract. The approach to positive adolescent development is centered on the study of resources, assets, and internal or external factors that promote mental health, adequate psychosocial functioning, flourishing and a successful transition to adulthood. The scale analyzed in this work is based on this construct and seeks to propose a measurement alternative for the factors that promote the development of this evolutionary stage. The research aim was to evaluate the psychometric properties of the instrument proposed for this purpose by García-Álvarez and Soler, inspecting aspects such as factorial, convergent and discriminant validity, but also attributes such as measurement invariance and internal consistency. Likewise, the purpose was to determine the predictive role of adolescent development assets on psychological well-being. For this end, 257 adolescents from Montevideo, Uruguay, aged between 12 and 19 years old, participated in an instrumental, cross-sectional, correlational and non-experimental study. The results indicate that the original proposal of the authors has flaws in factorial, convergent and discriminant validity, which is why an alternative scale composed of 12 items was proposed, obtained by eliminating the problematic items from the initial questionnaire. The resulting factors of this instrument were grouped into self-esteem, self-efficacy, relational self-control, optimism, perception of risks and well-being. The short version reported appropriate psychometric properties at all levels evaluated, including factor invariance. The findings also account for the predictive role of these factors on psychological well-being and its dimensions: control, acceptance, attachment and projects. It is concluded that the reduced option of the adolescent development factors scale is a valid and reliable alternative that can be used as a measurement tool for this variable in early adolescence, both in the field of psychological interventions and in research.

Keywords: positive adolescent development, development promoting factors, psychological well-being, validation studies, adolescents.

Introducción

La adolescencia es una etapa evolutiva entre la niñez y la adultez caracterizada por ser una construcción social influida por determinantes biológicos, socioculturales e históricos que imprimen retos, oportunidades de crecimiento y también riesgos psicosociales. En este

sentido, la Organización Mundial de la Salud (OMS) a través de la Organización Panamericana de la Salud (OPS) hizo un llamado expreso en 2018 a acelerar estudios que profundizaran en la salud mental adolescente debido a que son un grupo etario expuesto a múltiples enfermedades de causas prevenibles. Asimismo, se planteó que las personas adolescentes son actores con un rol activo y constructivo en sus procesos de salud; en efecto, las intervenciones deben ir orientadas a promover comportamientos saludables, positivos y adaptativos que permitan reducir múltiples factores de riesgo. Lo ante-

Fecha recepción: 11-09-20. Fecha de aceptación: 13-12-20

Juan Diego Hernández Lalinde
j.hernandezl@unisimonbolivar.edu.co

rior, en conjunto con la exhortación de la OMS de comprender ampliamente el bienestar psicosocial, ha derivado en programas como *Life Skills*. Esto constituye una evidencia de los esfuerzos emprendidos en el área del desarrollo positivo adolescente y de la salud mental como vías de intervención basadas en evidencias.

El *Positive Youth Development* es un enfoque teórico-práctico centrado en el estudio de la transición exitosa hacia la adultez, el cual está configurado en competencias adolescentes que posibilitan la adecuada adaptación a las distintas demandas de la etapa evolutiva, concibiendo la salud adolescente como un estado óptimo que va más allá de la ausencia de problemas y de sintomatología clínica. Al respecto, Lerner et al., (2009) concibieron un modelo denominado las *cinco ces*, cinco constructos que hacen referencia a indicadores que viabilizan una adolescencia sana, floreciente y con una adaptación satisfactoria a las tareas psicosociales. Estos constructos son la competencia, conexión, carácter, confianza y compasión. Por otro lado, el modelo de las fortalezas personales formulado por Benson et al., (2006) está basado en una variedad de factores o activos del desarrollo que sostienen el desarrollo positivo en la adolescencia y están constituidos por 20 recursos externos y 20 internos. Para este enfoque, los activos del desarrollo promueven competencias adolescentes e incluso sirven como protectores ante factores y conductas de riesgo, mientras que el florecimiento ocurre cuando los activos internos del desarrollo se alinean con los recursos externos del contexto (Oliva et al., 2020).

En la actualidad iberoamericana, el enfoque salutogénico de la adolescencia se denomina Desarrollo Positivo Adolescente (DPA) y se entiende como un modelo con raíces sistémicas, biológicas, contextuales, ecológicas y sociocomunitarias, respaldado en la multidisciplinariedad y en la promoción universal del crecimiento psicológico mediante la creencia en el potencial para el cambio intrapersonal de la mano de la plasticidad del desarrollo evolutivo, a pesar de las dificultades vinculadas al entorno (Oliva et al., 2017).

De ahí que, en la praxis profesional dirigida a la atención psicológica, los modelos de prevención de riesgos psicosociales y de promoción de la salud mental no son antagónicos; por el contrario, son esfuerzos que se complementan y se relacionan íntimamente mediante la identificación de factores protectores conocidos como activos del desarrollo adolescente dentro del DPA (Oliva et al., 2017). Por tanto, las intervenciones diseñadas desde este enfoque pueden tener correlatos en varios niveles de atención psicológica; a saber: (a) promoción

de la salud orientada al reconocimiento de fortalezas personales, activos y competencias; (b) prevención primaria concentrada en cambiar hábitos pocos saludables, así como en la atención de síntomas comunes presentes en poblaciones expuestas a factores de riesgo como la violencia, consumo de alcohol u otras sustancias, entre otras situaciones; y (c) prevención secundaria a través de estrategias de atención psicológica específicas como la orientación, *counseling* y psicoterapia centrada en el desarrollo de activos y competencias personales, a la par del tratamiento clínico motivo de consulta (Alves, do Carmo Eulalio, & Brobeil, 2009; Gallegos, 2017).

Entonces, el DPA es un constructo complejo que concibe una adolescencia centrada en competencias o recursos psicológicos (Benson et al., 2006) que permiten la transición a la adultez de manera adaptativa, orientada al Bienestar Psicológico (BP) y al desarrollo de competencias, fortalezas o recursos (Oliva, 2015). El DPA habilita abordajes en diferentes niveles de atención y psicoeducación, siendo uno de sus ejes centrales los activos del desarrollo. Estos pueden ser conceptualizados como recursos personales, escolares, comunitarios, contextuales y familiares que promueven el DPA, llegando incluso a ser considerados factores promotores del desarrollo debido a que actuarían como catalizadores positivos (Oliva et al., 2010). En este trabajo se hace énfasis en los factores promotores del desarrollo a nivel personal o interno; es decir, en aquellas características, competencias y estados de la personalidad que se vinculan con el desarrollo positivo y al funcionamiento psicológico óptimo en la adolescencia (Scales, Benson, Leffert, & Blyth, 2000).

Cabe destacar que la escuela como institución tiene un papel protagónico en la promoción de la salud mental debido a que es un espacio donde confluyen políticas públicas y otros múltiples esfuerzos abocados al desarrollo integral de la personalidad de estudiantes en forma de programas extraescolares, talleres o espacios de crecimiento (Antolín-Suárez, Oliva, Pertegal-Vega, & Jiménez, 2011; Cobo & García, 2017). En los últimos años, se han incrementado las intervenciones en contextos educacionales por medio de programas con resultados interesantes en áreas de funcionamiento psicosocial estudiantil. Ejemplos de ello son *creciendo fuertes* (García-Álvarez & Soler, 2020; García-Álvarez, Soler, & Cobo, 2020), *aulas felices* (Lombas et al., 2019), *gimnasio de fortalezas* (Proctor et al., 2011; Proctor et al., 2015) y otros específicos en la promoción del DPA en ámbitos educativos como los propuestos por Catalano et al., (2019).

Ahora bien, el DPA ha sido operacionalizado por distintos investigadores de manera similar, coincidiendo en identificar alrededor de 40 activos externos e internos (Benson, 1996; Leffert et al., 1998). A nivel internacional se han desarrollado escalas clásicas, una de ellas es la propuesta por el *Search Institute* conocida como *Profiles of Student Life: Attitudes and Behaviors* (Leffert et al., 1998) constituida por 160 ítems aglomerados en 16 factores con indicadores cuestionables de confiabilidad y validez. Este instrumento ha sido desaconsejado para su uso en evaluaciones de programas, por lo que más tarde el mismo *Search Institute* (2005) propuso el *Developmental Assets Profile* (DAP) integrado por 58 ítems reunidos en ocho dimensiones que explicarían las fortalezas del desarrollo adolescente, cuyas adecuadas propiedades psicométricas han permitido que se proponga incluso para investigaciones longitudinales. Benson et al., (2011) consideran que este cuestionario es el único sugerido para la evaluación en diseños pretest-postest. Además, Scales (2011) refirió que el DAP exhibió buenas propiedades psicométricas en cinco muestras internacionales, aunque también señaló dificultades en las versiones traducidas en lo referente a la validez cultural.

En la práctica, tales escalas tienen el inconveniente de ser excesivamente largas, si bien su capacidad de abarcar permite que sean utilizadas como inventarios. No obstante, otros autores han propuesto instrumentos menos extensos orientados a medir únicamente algunos de estos factores (Betancourt-Ocampo, Andrade-Palos, & Marín-Martínez, 2019). Ejemplos se hallan en el *Adolescent Health and Behaviors Survey* de Reininger et al. (2003) que mide activos del desarrollo en adolescentes embarazadas, o también en el *Youth Asset Survey* de Oman et al., (2002). Otras son las escalas para medir activos del desarrollo en el barrio de Oliva, Antolín-Suárez y López (2012), así como el cuestionario que evalúa fortalezas y activos escolares desde la perspectiva del profesorado formulado por Pertegal-Vega, Gómez y Oliva (2011), o la escala propuesta por Antolín-Suárez et al., (2011) que analiza los valores para el desarrollo positivo adolescente.

Para el diseño, ejecución y evaluación de intervenciones en el campo de la educación emocional, del carácter y del bienestar basados en el DPA y la psicología positiva como aliada del sistema educativo (Hosseinabad, Najafi, & Rezaei, 2019; White & Waters, 2015), se hace necesario contar con escalas psicométricas validadas que midan los activos internos del desarrollo en adolescentes educados, estimulados, promovidos o fortalecidos

por cuenta de tales programas. Una exploración de la literatura psicométrica en Uruguay refleja la inexistencia de escalas que valoren Factores del Desarrollo Adolescente (FDA) desde una perspectiva centrada en el DPA, en la psicología positiva y en la salud mental. La única excepción la constituye el instrumento ADA que explora síndromes con base en una técnica de cribado centrada en la salud mental como ausencia de psicopatologías y que solamente incluye la dimensión de prosocialidad y resiliencia como aproximación al adecuado funcionamiento del individuo (Daset et al., 2015; Fernández et al., 2020).

En este contexto, los autores del presente trabajo se adscriben a la sugerencia de crear escalas propias que se correspondan con las características socioculturales y psíquicas de la población adolescente montevideana en vez de adaptar instrumentos foráneos como los anglosajones o europeos (Carretero-Dios & Pérez, 2005). Además, los autores aspiran a generar una escala breve que pueda ser empleada por investigadores de la región que se interesen en documentar el efecto de intervenciones para la promoción del DPA. Para ello, se tomó como punto de partida la literatura especializada que hace énfasis en la construcción de modelos del desarrollo positivo como el propuesto por Oliva et al., (2010, 2015). En este, se listan 27 competencias ordenadas de mayor a menor importancia para el florecimiento en la adolescencia, las cuales, a su vez, se agrupan en cinco grandes áreas: social, cognitiva, emocional, moral y desarrollo personal.

Sin embargo, de esta extensa lista de activos del desarrollo se seleccionaron los más acordes a la realidad sociocultural montevideana, aquellos que pudieran ser comunes en los distintos programas de psicología positiva o los que se empleen para promover la salud mental y el DPA en contextos educativos para la adolescencia temprana. De manera específica, se escogieron los activos de autoestima, autoeficacia, optimismo y orientación al futuro, concibiéndolos como atributos personales que pudieran activarse en programas de intervención con adolescentes. Por otro lado, y como señala Oliva (2015), los activos del desarrollo no solo capitalizan las competencias individuales, sino que también buscan proteger ante algunos problemas comunes de la adolescencia; esto es, aquellos peligros psicosociales que afectan a las personas en esta edad temprana. En consecuencia, para la concepción de los factores del desarrollo también se tomaron en cuenta los asociados con la reducción y prevención de conductas de riesgo psicosocial o de percepción de riesgo.

En este trabajo de investigación se asume que los esfuerzos para la promoción de la salud pueden enmarcarse en el DPA a través de una educación emocional, enfocada en el fortalecimiento del carácter y bienestar como estrategia de prevención inespecífica. Esta aproximación pudiera tener efectos beneficiosos y actuar como barrera de protección ante los variados factores de riesgo a los que la adolescencia está actualmente expuesta (García & Serrano, 2017; Cobo & García, 2017; Bisquerra Alzina & Hernández Paniello, 2017; Seligman, Ernst, Gillham, Reivich & Linkins, 2009; Ruiz-Aranda, Cabello, Salguero, Castillo, Extremera & Fernández-Berrocal, 2010). En tal sentido, este estudio se justifica puesto que los resultados obtenidos aportarían a otras experiencias científicas para la promoción del BP en ámbitos de educación formal, lo que iría en concordancia con los antecedentes uruguayos de García-Álvarez & Soler (2020).

Por todo lo anterior, se plantea como objetivo general de la investigación validar una escala que pueda ser empleada en programas encaminados a mejorar la educación emocional, del carácter y del bienestar, instrumento que se sustente en la psicología positiva y en el desarrollo positivo de la etapa adolescente. Por consiguiente, se plantean los siguientes objetivos específicos: (a) determinar la validez factorial de la escala de los FDA propuesta por los autores; (b) establecer la validez convergente de este instrumento; (c) examinar la red nomológica entre los constructos que representan a los activos del desarrollo adolescente y al bienestar psicológico; (d) calcular la validez divergente del cuestionario; (e) estimar la confiabilidad de la mencionada medida; (f) determinar la invarianza configural, métrica, escalar y residual de la alternativa resumida; y (g) explicar el rol de los FDA como posibles predictores de niveles elevados de BP.

Método

Tipo de investigación

La investigación se clasifica como instrumental (Montero & León, 2007) ya que se enfoca en establecer las propiedades psicométricas de la escala FDA. Asimismo, se considera transversal, no experimental y correlacional debido que evalúa el rol predictivo de los FDA sobre el BP (Hernández Sampieri, Fernández Collado, & Baptista Lucio, 2014).

Participantes

El estudio contó con la participación de 257 adolescentes, los cuales vivían todos en la ciudad de Montevi-

deo, Uruguay. La selección se llevó a cabo a través de muestreo propositivo, contactando a los participantes en instituciones educativas de la mencionada capital. En función de que no se utilizó una técnica probabilística de muestreo, el tamaño de la muestra quedó determinado por las restricciones económicas, logísticas y de tiempo vinculadas al proyecto. Los criterios de inclusión y exclusión fueron los siguientes: (a) tener una edad comprendida entre 12 y 19 años; (b) ser estudiante de ciclo básico regular; (c) estar residenciado en Montevideo; y (d) carecer de cualquier condición física, mental o emocional que impidiese la aplicación de los instrumentos o que alterase los resultados.

Instrumentos

La escala FDA se planteó como una alternativa para medir este constructo a partir de 23 reactivos tipo Likert con opciones de respuesta que van desde 1 (totalmente en desacuerdo) hasta 5 (totalmente de acuerdo). Fue diseñada con la intención de medir solo algunos de los activos del desarrollo que pudiesen ser promovidos en programas de salud mental, *Life Skills*, psicología positiva y DPA, lo que a su vez permitiría contar con un instrumento que pudiera ser empleado para evaluar el efecto de intervenciones e incluso la correlación con otros constructos.

Los autores refieren que en la fase inicial se propuso una versión preliminar de los ítems luego de una extensa y profunda revisión de la literatura especializada, enfocada, principalmente, en los fructíferos aportes teóricos de Oliva (2015), Oliva et al., (2010) y Oliva et al., (2011a, 2011b). Así pues, la versión original del instrumento que constaba de 23 ítems mostró evidencias de validez de contenido, propiedad que fue analizada a través del juicio de ocho expertos en la temática, tanto nacionales como internacionales, quienes fueron requeridos para una evaluación cualitativa de criterios como representatividad, pertinencia, coherencia, claridad y legibilidad con el dominio teórico y nivel evolutivo adolescente. Posteriormente, en la prueba piloto realizada con 89 adolescentes tempranos se hallaron coeficientes de confiabilidad mediante el alfa de Cronbach de .93 en lo que respecta al constructo total. Durante la administración del cuestionario se comprobó que los reactivos fuesen comprensibles para el grupo etario analizado.

Esta versión fue empleada por primera vez como escala *ad hoc* para inspeccionar el desempeño del programa *creciendo fuertes* (García-Álvarez & Soler, 2020). El sentido funcional que los autores le dieron a la escala fue el de explorar factores del desarrollo adolescente

desde la autopercepción, tras un programa basado en la promoción de las fortalezas del carácter de la psicología positiva con adolescentes en contexto educacional. Por un lado, se buscaba medir la promoción de los activos del desarrollo en adolescentes, específicamente aquellos que tienen que ver con la autoestima, autoeficacia, optimismo, orientación al futuro, satisfacción y bienestar; por otro, se pretendió valorar la percepción y prevención de conductas de riesgo psicosocial concernientes al relacionamiento social, autocontrol, consumo de drogas, alcohol o cigarrillos.

En este trabajo se busca examinar a profundidad las propiedades psicométricas de la escala FDA formulada por García-Álvarez & Soler (2020). Para alcanzar este propósito, se administró también la escala de bienestar psicológico para adolescentes de Casullo (2002), medida diseñada a partir de la teoría de bienestar conformada por las dimensiones de control, vínculos, proyectos y aceptación, la cual ha sido utilizada en estudios previos con muestras de adolescentes de Montevideo, alcanzando adecuadas cifras de fiabilidad de .79 para la escala completa, además de evidencias de validez factorial, convergente y discriminante (García-Álvarez, Hernández-Lalinde, Espinosa-Castro, & Soler, 2020). Por lo tanto, el propósito de esto fue el de comprobar la validez convergente y propiciar la red nomológica de la escala.

Procedimiento

El trabajo de campo inició cuando se les explicó a los involucrados que la colaboración del adolescente era totalmente voluntaria, que no revestía riesgo alguno y no implicaba compensaciones monetarias o académicas. También se aclaró que, en caso de así desearlo, el participante podía retirarse del estudio en cualquier momento sin que ello generara repercusiones negativas personales o escolares. Se hizo hincapié en que la información sería manejada con confidencialidad y que los datos solamente se emplearían para fines investigativos. Finalmente, se diligenció el consentimiento informado por medio de las instituciones educativas de Montevideo a través de las juntas directivas. Esto se llevó a cabo respetando los aspectos éticos, normativos y legales de la Asociación Americana de Psicólogos (APA) y del Ejecutivo uruguayo a través del Decreto 379/0081.

Análisis estadístico

El cumplimiento de la normalidad multivariada se evaluó a través de la prueba de Mardia (Kankainen,

Taskinen, & Oja, 2004), mientras que la presencia de datos atípicos se identificó mediante las distancias de Mahalanobis (De Maesschalck, Jouan-Rimbaud, & Massart, 2000; Trigueros, Aguilar-Parra, González-Santos, & Cangas, 2019), encontrándose violaciones en ambas premisas. Posteriormente, se llevó a cabo un análisis de valores perdidos sobre la cantidad de casillas vacías dentro de cada variable, pero también a lo interno de cada adolescente. En el primer caso, la fracción de datos ausentes más alta fue de 3.63% en los ítems 3, 6, 8 y 13 del instrumento de BP. En el segundo, el porcentaje máximo de reactivos sin contestar por participante fue de 7.14%, a excepción de lo que se observó en dos adolescentes, en los cuales la información faltante ascendió a 34.52% y 42.86%. Considerando que esto se presentó solo en dos personas, se tomó la decisión de descartar estos registros y aplicar el contraste de Little (Li, 2013) al resto de la muestra para determinar si la pérdida de información respondía a razones puramente aleatorias. En vista de que esta suposición no fue rechazada ($X^2=110.48$, $gl=103$, $p=.289$), se optó por completar la base de datos a través de técnicas de imputación múltiple.

La alternativa a la escala original de García-Álvarez & Soler (2020) se sustentó en un Análisis Paralelo (AP) de Horn (Çokluk & Koçak, 2016) con el percentil 95 como punto de corte para los autovalores ajustados, procedimiento que reveló la existencia de seis variables latentes. Tras esto, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) para tener una idea de la estructura que sería propuesta en el que se utilizaron mínimos residuales como método de extracción y el modo oblimin para la rotación de la matriz (Díaz-Leal, Blanco-Ornelas, Benítez-Hernández, Aguirre-Vásquez, & Candia-Luján, 2017; Domínguez-Alonso, López-Castedo, & Portela-Pino, 2017). Como criterio de eliminación de ítems se adoptó que la carga factorial o comunalidad fuesen menores que .50. Los hallazgos de esta etapa se compararon con lo postulado en la psicología positiva para formular esquemas con pertinencia teórica.

A continuación, se examinó la validez de constructo de los modelos por medio de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Como estrategia de estimación se adoptó la de máxima verosimilitud con errores estándares robustos y estadístico de Satorra & Bentler (2001). Aunque es una metodología que trabaja con variables continuas, se justificó su uso debido a la ausencia de normalidad en una escala que cuenta con una estructura de cinco opciones (Bryant & Satorra, 2012). Por otro lado, el tamaño muestral impidió la implementación

de métodos especialmente diseñados para manipular datos ordinales como el de mínimos cuadrados ponderados en diagonal (Bandalos, 2014). La adecuación de los modelos fue inspeccionada a través de la prueba chi-cuadrado y de la razón entre este estadístico y los grados de libertad. Se obtuvieron los índices de ajuste comparativo (CFI), de Tucker-Lewis (TLI), de bondad de ajuste (GFI) y de bondad de ajuste corregido (AGFI), además de las raíces del error cuadrático medio por aproximación (RMSEA) y del residuo estandarizado medio (SRMR). Los puntos de corte que permiten clasificar estos indicadores como aceptables u óptimos pueden consultarse en Bentler (1990) y se señalan en los resultados (Tabla 2).

La validez convergente se evaluó por medio del Índice de Fiabilidad Compuesto (IFC) y de la Varianza Media Extraída (VME), en cuyo caso, los valores de referencia respectivos fueron .60 y .50 (Alarcón & Sánchez, 2015). Para aportar mayores evidencias a la validez convergente y crear la red nomológica, se determinó la relación entre los FDA y el BP. La revisión teórica sugiere que la asociación entre estas variables debe ser positiva; sin embargo, considerando que son constructos afines, pero no iguales, se esperaría que la magnitud de las correlaciones sea moderada. En lo referente a la validez discriminante se implementó el método de Fornell-Larcker, según el cual esta validez queda establecida si la VME es mayor que el cuadrado de las correlaciones entre cada factor y el resto de variables latentes (Fornell & Larcker, 1981). También se utilizó el criterio de la razón de las correlaciones *heterotrait-nonotrait* (HTMT). Esta metodología cuenta con una mayor sensibilidad para detectar la validez discriminante y la establece siempre y cuando sus valores sean menores que .80 (Henseler, Ringle, & Sarstedt, 2015).

La fiabilidad de la escala y sus dimensiones se inspeccionó a través de los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, utilizando el siguiente baremo para valorar la consistencia interna (Dunn, Baguley, & Brunson, 2014): cifras por debajo de .50, inaceptable; desde .50 hasta .59, pobre; desde .60 hasta .69, cuestionable; desde .70 hasta .79, aceptable; desde .80 hasta .89, buena; y desde .90 hasta .95, excelente. Con respecto a la confiabilidad de los ítems, se usó la media de la correlación ítem-total corregida, estadístico que se calculó al promediar la relación entre cada reactivo y el puntaje de la dimensión correspondiente excluyendo al elemento en cuestión. Este índice de homogeneidad se considera apropiado si su valor fluctúa entre .30 y .70 (Wanous & Hudy, 2001).

Con la finalidad de respaldar el uso de la escala de los FDA para contrastar grupos, se examinó la invarianza factorial de la propuesta abreviada. Se escogió esta versión del instrumento en vista de que fue la que reportó los mejores atributos psicométricos. Por otro lado, los grupos se formaron a partir de una variable natural como el sexo, escogencia que se sustentó en diversos antecedentes que coinciden en señalar diferencias en el DPA entre varones y hembras (Scales et al., 2000). La invarianza se evaluó únicamente en las variables observables y considerando los cuatro niveles comunes: configural, examinando la estructura entre los grupos a través de un modelo sin restricciones; métrica, imponiendo la limitación de que las cargas factoriales fuesen iguales entre masculinos y femeninos; escalar, adicionando a la invarianza métrica la condición de igualdad en los interceptos; y estricta; en el que la invarianza de los residuos se añadió a las anteriores. La equivalencia multigrupos se verificó por medio de la prueba de la diferencia en los chi-cuadrados de los modelos comparados, tomando como base el esquema configural. Sin embargo, debido a la sensibilidad de este estadístico al tamaño muestral, también se utilizaron los criterios que se enfocan en el incremento de índices de ajuste como el CFI y el RMSEA. En tal sentido, se ha propuesto que aumentos mayores que .01 o .015 en el CFI y en el RMSEA, respectivamente, implicarían el rechazo de la suposición de equivalencia (Cheung & Rensvold, 2002).

Para cumplir con el objetivo del estudio que se enfoca en la predicción, se plantearon modelos de regresión logística múltiple en los que las variables dependientes (VD) fueron las dimensiones de BP y las independientes (VI) fueron los FDA. Se prefirió esta opción ya que se incumplieron varios supuestos de la regresión lineal (Hernández-Lalinde, Espinosa-Castro, García-Álvarez, & Bermúdez-Pirela, 2019; Hernández-Lalinde et al., 2018). Los puntos de corte que permitieron transformar las VD en dicotómicas se hallaron por medio de los cuartiles inferior y superior, de modo que la muestra se dividió en dos grupos con nivel alto y bajo de BP. Los FDA se ingresaron como regresores cuantitativos, pero también se utilizaron el sexo y la edad como covariables para obtener los *odds ratio* ajustados. El supuesto de linealidad fue evaluado mediante la prueba de Box-Tidwell sin encontrar inconsistencias, mientras que la multicolinealidad se descartó a través de los factores de inflación de la varianza y el índice de condición. Los datos atípicos fueron eliminados si sus residuos estudentizados superaban a 2 en valor absoluto, en tanto que la capacidad de predicción y el ajuste de regresión

se sopesó con los pseudo R^2 de Cox-Snell, Nagelkerke y con los índices de sensibilidad y especificidad asumiendo como evento de interés el que el adolescente generara puntajes elevados de BP.

Finalmente, el procesamiento y análisis de los datos fue ejecutado con los programas SPSS (versión 25) y R-Studio (versión 1.3.10.56). La significación de los resultados se fijó a partir de un tamaño de alfa de .05, salvo cuando se construyeron los intervalos bilaterales para el RMSEA, los cuales fueron obtenidos con un nivel de confianza de .90.

Resultados

Características sociodemográficas de los participantes

La muestra estuvo conformada por 257 adolescentes, de los cuales, el 34.63% ($n=89$) fueron hembras y el 65.37% ($n=168$) fueron varones. La edad osciló desde 12 hasta 19 años, con media de 13.52 ± 1.13 ($CV=8.36\%$). No hubo diferencias significativas en esta característica según sexo ($t=0.16$, $gl=255$, $p=.871$), registrándose un promedio de 13.53 ± 1.16 ($CV=8.57\%$) en los participantes masculinos y una media de 13.51 ± 1.09 ($CV=8.07\%$) en las participantes femeninas.

Planteamiento del nuevo modelo

Tal y como se adelantó en la metodología, el AP reveló la existencia de seis factores subyacentes. Una

Tabla 1

Cargas factoriales, communalidades y varianza explicada del modelo alternativo

Ítems	Descripción	F1	F2	F3	F4	F5	F6
01	He descubierto fortalezas en mí que no conocía	.72 (.56)					
04	Pienso que ahora me conozco más	.51 (.52)					
06	Cuando tengo problemas, tengo la confianza necesaria en mí mismo para resolverlos		.58 (.63)				
07	Siento confianza en mí mismo para hacer cosas		.54 (.56)				
09	Intento ver el lado bueno de las cosas			.54 (.54)			
10	Creo que si me esfuerzo puedo alcanzar mis metas o sueños			.57 (.55)			
14	He aprendido que las drogas, aunque pueden ser divertidas, son peligrosas				.74 (.58)		
15	Entiendo que los cigarrillos son malos para mi salud y trato de evitarlos				.76 (.64)		
19	He aprendido a no perder el control en situaciones difíciles					.72 (.64)	
20	He aprendido a controlarme más para no pelear con los demás					.65 (.51)	
22	Me siento bien conmigo mismo						.78 (.71)
23	Me siento satisfecho con mis logros						.67 (.66)
Porcentaje acumulado de la varianza ^b		10.07	17.64	24.01	32.29	43.03	53.42

Fuente: elaboración propia. ^aPara efectos de practicidad, se muestran únicamente los ítems cuya carga factorial estandarizada y cuya comunalidad fueron mayores o iguales que .50. ^bEl porcentaje acumulado de la varianza explicada corresponde al AFE de los 23 ítems, aunque se muestren solo los 12 seleccionados. Abreviaturas: F1: autoestima. F2: autoeficacia. F3: optimismo. F4: percepción de riesgos relacionados con drogas y alcohol. F5: autocontrol relacional. F6: bienestar.

vez dilucidado esto, se llevó a cabo un AFE con mínimos residuales para la extracción de factores y rotación oblimin para la obtención de la estructura más simple. La pertinencia de esto fue verificada a través de la medida de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y por medio de la prueba de esfericidad de Barlett, encontrándolo adecuado (KMO=.91, $X^2=2652.71$, $gl=253$, $p<.001$). Tras esto, se eliminaron 11 de los 23 ítems originales, aquellos que incumplieron con la condición de que la carga estándar factorial y la comunalidad fueran mayores o iguales que .50. Los reactivos seleccionados fueron posteriormente revisados para comprobar su pertinencia teórica, lo que permitió formular el modelo alternativo que diera respuesta a los objetivos de la investigación (Tabla 1).

Validez factorial

El esquema original de 23 reactivos tuvo problemas a nivel factorial. Si bien es cierto que la razón X^2/gl resultó óptima y medidas como el RMSEA y SRMR fueron aceptables, otros índices como el CFI, TLI, GFI y AGFI arrojaron cifras que estuvieron por debajo de lo estipulado, incluso a nivel del mínimo admisible (Tabla 2). Por otro lado, la versión abreviada de 12 elementos gozó de un ajuste claramente superior; de hecho, todos los índices fueron óptimos a excepción de la significación de la prueba chi-cuadrado, cuya cantidad puede considerarse aceptable (Tabla 2).

Tabla 2

Validez factorial de los modelos analizados

Índices	Aceptable	Óptimo	Modelo de 23 ítems	Modelo de 12 ítems
$X^2(p)$	$p>.01$	$p>.05$	405.40 (<.001)	57.45 (.029)
X^2/gl	< 3.00	< 2.00	405.40 / 215 = 1.89	57.45 / 39 = 1.47
RMSEA	< .08	< .05	.059 [.059, .066]	.043 [.021, .062]
SRMR	< .08	< .05	.067	.042
CFI	> .90	> .95	.882	.976
TLI	> .90	> .95	.861	.959
GFI	> .90	> .95	.821	.951
AGFI	> .85	> .90	.771	.902

Fuente: elaboración propia. Abreviaturas: RMSEA: raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación. SRMR: raíz cuadrada del residuo estandarizado medio. CFI: índice de ajuste comparativo. TLI: índice de Tucker-Lewis. GFI: índice de bondad de ajuste. AGFI: índice de bondad de ajuste corregido.

Validez convergente y red nomológica

En cuanto a la validez convergente, la escala de 23 ítems registró IFC satisfactorios; sin embargo, las VME fueron menores que .50 en todas las dimensiones, menos en F2 (autoeficacia) y F5 (autocontrol relacional). Esto no se observó en la medida abreviada, en la que ambos criterios se cumplieron a cabalidad (Tabla 3). En lo referente a la red nomológica, las correlaciones se comportaron según lo esperado. Obsérvese que en ambas versiones del cuestionario los coeficientes fueron positivos, significativos y de magnitud moderada en su mayoría (Tabla 4).

Tabla 3
Validez convergente y confiabilidad de las escalas analizadas

Factores	Escala de 23 ítems					Escala de 12 ítems				
	VME	IFC	α	ω	CITC	VME	IFC	α	ω	CITC
F1	.48	.82	.82	.82	.61	.50	.66	.66	.67	.49
F2	.62	.76	.76	.76	.62	.62	.76	.76	.76	.62
F3	.48	.66	.65	.65	.49	.53	.66	.64	.68	.48
F4	.43	.75	.74	.75	.54	.58	.73	.73	.73	.57
F5	.69	.82	.82	.82	.69	.69	.82	.82	.82	.69
F6	.34	.80	.80	.80	.51	.64	.78	.77	.78	.62
Total	.46	.95	.92	.94	.55	.60	.94	.87	.92	.56

Fuente: elaboración propia. Abreviaturas: VME: varianza media extraída. IFC: índice de fiabilidad compuesto. CITC: promedio de la correlación ítem-total corregida. F1: autoestima. F2: autoeficacia. F3: optimismo. F4: percepción de riesgos relacionados con drogas y alcohol. F5: autocontrol relacional. F6: bienestar.

Tabla 4
Red nomológica entre las FDA y el BP

Factores	Escala de 23 ítems					Escala de 12 ítems				
	C	V	P	A	BPT	C	V	P	A	BPT
F1	.39***	.35***	.35***	.42***	.51***	.29***	.28***	.30***	.27***	.37***
F2	.37***	.28***	.32***	.33***	.40***	.37***	.28***	.32***	.33***	.40***
F3	.40***	.23***	.30***	.33***	.43***	.35***	.30***	.36***	.26***	.43***
F4	.34***	.35***	.36***	.27***	.44***	.16*	.18*	.25***	.09†	.21***
F5	.36***	.37***	.30***	.44***	.47***	.41***	.25***	.28***	.35***	.42***
F6	.42***	.34***	.35***	.30***	.45***	.36***	.37***	.30***	.44***	.47***
Total	.50***	.40***	.44***	.43***	.59***	.49***	.39***	.44***	.42***	.57***

Fuente: elaboración propia. *Significativo para .05. **Significativo para .01. ***Significativo para .001. †No significativo. Abreviaturas: C: control. V: vínculos. P: proyectos. A: aceptación. BPT: bienestar psicológico total. F1: autoestima. F2: autoeficacia. F3: optimismo. F4: percepción de riesgos relacionados con drogas y alcohol. F5: autocontrol relacional. F6: bienestar.

Validez discriminante

El criterio de Fornell-Larcker permite apreciar que la escala diseñada por los autores reporta inconvenientes de validez discriminante. Esta metodología confirma tal propiedad si la VME de cada factor es mayor que el cuadrado de las correlaciones con el resto de variables latentes (Fornell-Larcker, 1981). Como puede notarse (Tabla 5), tal condición se viola en repetidas ocasiones; por ejemplo, la VME de F1 (autoestima) fue menor que las correlaciones cuadráticas registradas en la columna correspondiente. Algo similar se advierte en F2 (autoeficacia), cuya VME fue menor que la correlación al cuadrado entre F2 y F1. Para completar el análisis, repítase lo anterior sobre todas las filas y columnas relevantes que se localicen por debajo de la diagonal.

Por otro lado, compruébese (Tabla 5) que en la adaptación reducida del instrumento solo se presenta esta inconsistencia cuando se coteja la VME de F1 con la correlación al cuadrado entre F1 y F5 (autocontrol relacional). Ahora bien, al respecto del segundo criterio, el cociente de las correlaciones HTMT se compara

Tabla 5
Validez discriminante de escalas analizadas

Factores	Escala de 23 ítems						Escala de 12 ítems					
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Criterio de Fornell-Larcker ^a												
F1	(.48)						(.50)					
F2	.71	(.62)					.49	(.62)				
F3	.60	.52	(.48)				.49	.35	(.53)			
F4	.49	.37	.64	(.43)			.31	.44	.40	(.58)		
F5	.68	.52	.48	.33	(.69)		.54	.52	.46	.44	(.69)	
F6	.49	.39	.52	.62	.50	(.34)	.10	.13	.19	.21	.15	(.64)
Criterio de la razón de las correlaciones HTMT ^b												
F1	NA						NA					
F2	.82	NA					.72	NA				
F3	.78	.76	NA				.68	.59	NA			
F4	.71	.61	.82	NA			.35	.39	.53	NA		
F5	.81	.72	.69	.59	NA		.58	.65	.63	.45	NA	
F6	.67	.60	.65	.80	.68	NA	.73	.72	.69	.38	.67	NA

Fuente: elaboración propia. ^aSe comparan las VME señaladas entre paréntesis con el cuadrado de las correlaciones localizadas en las filas y columnas ubicadas debajo de la diagonal de la matriz. ^bSe comparan la razón de las correlaciones HTMT con .80 como máximo admisible. Abreviaturas: F1: autoestima. F2: autoeficacia. F3: optimismo. F4: percepción de riesgos relacionados con drogas y alcohol. F5: autocontrol relacional. F6: bienestar. NA: no aplica.

con puntos de corte para establecer la validez discriminante, la cual quedaría verificada si ninguno de estos valores fuese mayor que .80 (Henseler et al., 2015). Nótese (Tabla 5) que esta regla se incumple tres veces en la medida original de 23 afirmaciones, mientras que tal inconformidad no se presenta en la escala de 12 ítems.

Confiabilidad

En general, la confiabilidad de ambas escalas fue apropiada. Como puede apreciarse (Tabla 3), la propuesta original cuenta con coeficientes alfa y omega mayores que .70 en todas las dimensiones salvo en F3 (percepción de riesgos relacionados con drogas y alcohol). Esto se repite en la alternativa reducida, aunque en esta oportunidad tanto F3 como F1 (autoestima) reflejan índices menores que .70. Ahora bien, con respecto al promedio de la correlación ítem-total corregida (CITC), las dos propuestas cumplen con el criterio ya que todos los valores reportados oscilan desde .30 hasta .70 (Tabla 3). En adelante, la descripción de los resultados se limitará solamente a la versión resumida del instrumento debido que dicha alternativa ha evidenciado las mejores propiedades psicométricas.

Invarianza factorial de la escala abreviada según sexo

La invarianza de medida fue comprobada a todos los niveles. Verifíquese que el ajuste de la estructura configural fue satisfactorio, que la significación del test para la diferencia de todos los estadísticos chi-cuadrado fue mayor que .05 y que en ningún momento hubo incrementos en el CFI o en el RMSEA que superaran .01 o .015 (Tabla 6). Estos hallazgos avalan el uso del instrumento como herramienta para contrastar grupos según sexo.

Tabla 6
Invarianza factorial de la escala abreviada mediante AFC multigrupos según sexo

Índices	Modelo ^c	Modelo ^d	Modelo ^e	Modelo ^f
χ^2 (ρ)	96.44 (.077)	99.39 (.120)	105.34 (.129)	119.07 (.119)
gl	78	84	90	102
Modelo comparativo	NA	Modelo ₁	Modelo ₂	Modelo ₃
Δ gl	NA	6	6	12
$\Delta\chi^2$ (ρ)	NA	2.95 (.815)	5.95 (.429)	13.73 (.318)
RMSEA	.043	.038	.036	.036
Δ RMSEA	NA	.005	.002	.000
CFI	.977	.981	.981	.979
Δ CFI	NA	.004	.000	.002

Fuente: elaboración propia. ^aModelo sin restricciones para evaluar la invarianza configural. ^bModelo con cargas factoriales iguales para evaluar invarianza métrica. ^cModelo con cargas factoriales e interceptos iguales para evaluar invarianza estricta. ^dModelo con cargas factoriales, interceptos y residuales iguales para evaluar invarianza estricta. Abreviaturas: Δ gl: diferencia en los grados de libertad entre el modelo₀ y el modelo_(i+1). $\Delta\chi^2$: diferencia en los estadísticos chi-cuadrado entre el modelo₀ y el modelo_(i+1). RMSEA: raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación. SRMR: raíz cuadrada del residuo estandarizado medio. CFI: índice de ajuste comparativo. Δ CFI: diferencia entre los CFI de los modelos comparados. NA: no aplica.

Predicción del BP a partir de los FDA utilizando la escala abreviada

Los FDA fueron predictores del BP y sus dimensio-

nes en esta muestra de adolescentes montevideanos. Nótese (Tabla 7) que al menos dos activos del desarrollo reflejaron una asociación significativa con todos y cada uno de estos constructos. De manera concreta, obsérvese que, por ejemplo, la autoeficacia y el autocontrol relacional fueron predictores importantes de la dimensión de control adolescente, reportando los OR ajustados que se señalan en los resultados (Tabla 7). Se podría interpretar en este caso que, al mantener constantes el resto de variables, un incremento de un punto en la autoeficacia aumenta 1.68 veces la probabilidad de generar valores elevados de control. Conclusiones similares se pueden derivar al analizar el efecto del autocontrol relacional sobre esta dimensión, pero también al revisar las demás subescalas del BP (Tabla 7).

Tabla 7
FDA como predictores del BP utilizando la escala abreviada como instrumento de medición

Dimensiones	FDA	OR ^a	LCI	LCS	CSR ²	NR ²	S	E
Control	F2	1.68**	1.25	2.26	.32	.43	66.25	77.67
	F5	1.97***	1.47	2.64				
Vinculos	F1	1.36*	1.05	1.75	.27	.37	87.96	51.52
	F6	1.72***	1.37	2.17				
Proyectos	F2	1.90***	1.41	2.56	.36	.49	82.91	63.16
	F3	2.41***	1.68	3.45				
	F4	1.41*	1.05	1.91				
Aceptación	F5	1.87***	1.37	2.55	.47	.68	92.31	74.14
	F6	2.81***	1.95	4.04				
Total	F3	1.96**	1.24	3.10	.55	.74	92.5	83.61
	F5	1.88**	1.25	2.82				
	F6	2.75***	1.74	4.35				

Fuente: elaboración propia. ^aSe muestran los OR ajustados por sexo y edad. *Significativo para .05. **Significativo para .01. ***Significativo para .001. Abreviaturas: FDA: factores del desarrollo adolescente. OR: odds ratio. LCI: limite de confianza inferior del 95%. LCS: limite de confianza superior del 95%. CSR²: R² de Cox-Snell. NR²: R² de Nagelkerke. S: sensibilidad. E: especificidad. F1: autoestima. F2: autoeficacia. F3: optimismo. F4: percepción de riesgos relacionados con drogas y alcohol. F5: autocontrol relacional. F6: bienestar.

Discusión

Los resultados del AFE y AFC permitieron la reformulación del modelo original de los FDA; esto es, del instrumento hexafactorial original de 23 ítems se obtuvo una versión alternativa de 12 reactivos con adecuados indicadores de ajuste. Tomando como punto de partida los postulados teóricos del DPA, psicología positiva, psicología de la adolescencia, además de la correspondiente evidencia empírica, se planteó la estructura del nuevo esquema tal y como se señala a continuación:

Factor 1: autoestima. Denominado de esta forma debido a que refiere al autoconcepto, autoconocimiento; al descubrimiento en el transcurso de las intervenciones de aquellas fortalezas en sí mismo que antes no se conocían. Tiene que ver también con la valoración que cada persona hace de sí mismo; en cuanto más se conozca e identifique sus fortalezas, más valoración, seguridad y estima tendrá acerca de su yo (Oliva et al., 2011a).

Factor 2: autoeficacia. Dimensión que engloba las

afirmaciones orientadas a medir la autopercepción adolescente en su capacidad para realizar tareas acordes a los objetivos, es decir, la confianza en sí mismo para realizar actividades e incluso para hacerle frente a problemas de diversa índole (Sánchez, 2014; Oliva et al., 2011b).

Factor 3: optimismo. Activo del desarrollo que manifiesta la tendencia cognitiva a apearse a estilos explicativos de la realidad más favorables; es decir, a creer que pueden suceder cosas según lo planificado mientras se toman acciones para ello. Implica estar dotado de orientación al futuro para viabilizar una organización conductual a la persona adolescente que le permita concretar acciones del presente hacia el porvenir (Sánchez & Méndez, 2009; Scheier, Carver, & Bridges, 1994).

Factor 4: percepción de riesgos relacionados con drogas y alcohol. Factor que agrupa ítems concernientes a la psicoeducación de riesgos psicosociales comunes a la etapa de la adolescencia. De manera específica, se concentra en el consumo de alcohol y drogas, advirtiendo que, aunque pudieran parecer divertidas, resultan peligrosas y nocivas para la salud integral del adolescente. Es una dimensión de suma importancia debido a que da cuenta del papel simultáneo de intervenciones dirigidas a prevenir y promover la salud en conjunto con los factores descritos anteriormente (García-Álvarez & Soler, 2020).

Factor 5: autocontrol relacional. Reúne aquellos reactivos referidos a la competencia de regulación, incluyendo tanto ítems de orden intrapersonal como interpersonal. Estos se enfocan en la capacidad individual para reconocer y prevenir conductas riesgosas en lo psicosocial, evitando la pérdida de control en situaciones difíciles que podrían devenir en conflictos o peleas con sus pares (Oliva, 2015).

Factor 6: bienestar. Congrega dos afirmaciones asociadas al nivel de satisfacción y bienestar mediante las cuales la persona adolescente hace una valoración de su vida. Es un factor relevante para el impulso de intervenciones en el área del DPA y de la psicología positiva en general, así como para la educación emocional, del carácter y para el bienestar. Esta dimensión favorecería la potenciación de la satisfacción y del bienestar psicológico como protectores expresados en un adecuado funcionamiento psicosocial, lo que a su vez redundaría en un desarrollo sano y una transición óptima hacia la adultez (Casullo, 2002; Reina, Oliva, & Parra, 2010; Ryff, 2014).

Esta nueva configuración de la escala FDA en su versión de 12 ítems, reunidos en dos elementos por cada factor, constituye un instrumento corto y de breve apli-

cación que cuenta con excelentes propiedades psicométricas. En términos de confiabilidad, la medida presenta indicadores adecuados de consistencia interna evaluados integralmente a través de los coeficientes alfa y omega. También ostenta índices de homogeneidad apropiados medidos con el promedio de la CITC. Las cifras obtenidas en cuanto al IFC y a la VME también fueron aceptables, aportando evidencias para la validez convergente (Moral, 2019). La validez discriminante fue satisfactoria, explorada por medio de la razón de las correlaciones HTMT (Henseler et al., 2015) y del criterio de Fornell-Larcker (1981). Debido a lo anterior, se sugiere su uso para explorar factores del desarrollo adolescente entendidos como activos internos y componentes del desarrollo positivo adolescente.

Con base en lo anterior, la escala FDA puede ser considerada como una alternativa preferible a la *Profiles of Student Life: Attitudes and Behaviors* (Leffert et al., 1998) para evaluar los activos internos del desarrollo adolescente en Montevideo en virtud de las numerosas críticas que ha recibido en términos de validez. Por otro lado, la medida DAP (Scales, 2011) ha ostentado indicadores de confiabilidad en factores como los valores positivos e identidad, que son los que más pueden asemejarse a los activos internos del desarrollo, que van desde .60 hasta .85 para el primero y desde .51 hasta .79 en el segundo. Estos resultados corresponden a estudios realizados en cinco países distintos y resulta interesante que la fiabilidad disminuye en lugares como Filipinas, Bangladés y Albania.

Desde luego, lo que se procuró desde el comienzo fue ofrecer una opción psicométrica que respondiera a necesidades de aplicación que fuesen económicas en tiempo y recursos en comparación con los antecedentes clásicos ya mencionados. La idea no fue en ningún momento la de proponer un inventario amplio de todos los activos del DPA, sino más bien la de formular una escala breve que permitiera evaluar los principales FDA, tanto en activos como en componentes o variables de ajuste adolescente, especialmente de los más comunes y de aquellos que pudieran ser objeto de intervención con base en muestras de adolescentes tempranos. Para los autores, tales factores son la autoestima, autoeficacia, optimismo, autocontrol relacional, percepción de riesgos, satisfacción y bienestar.

En lo que respecta a este trabajo, la principal ventaja de la escala FDA radica en el sentido práctico de medir factores internos que ayudarían a promover otras competencias, a saber, percepción de riesgos relacionados con drogas y alcohol, satisfacción y bienestar adolescen-

te, e incluso otros recursos externos que posibilitarían el ajuste adolescente. A juicio de los autores, esta escala es una aportación necesaria y relevante dentro del campo de la promoción de la salud mental en esta etapa evolutiva, así como para el enfoque de investigación del desarrollo positivo adolescente. La ventaja de la escala es que permite evaluar las áreas comunes del desarrollo de las competencias adolescentes, siendo las personales las que nutren al resto de competencias con correlatos externos y en distintos contextos como el escolar, familiar y relacional (Oliva et al., 2020). Sería interesante el uso de alguna subescala de acuerdo con los objetivos de intervenciones o investigaciones; en otras palabras, podría ser un recurso metodológico a ser empleado en evaluaciones psicológicas. También se recomiendan realizar mediciones longitudinales para explorar la estabilidad temporal, lo que, junto con las evidencias presentadas en esta investigación, pudiesen sugerir su empleo para evaluaciones de programas con diseño pretest-postest.

Asimismo, Benson (1997) y Scales et al., (2000) explicaron que los FDA pueden tener efecto directo e indirecto sobre otros indicadores de funcionamiento psicosocial, siendo que algunos de estos activos pueden ser capaces de catalizar y promover otros factores del desarrollo que conducen al florecimiento adolescente. Un ejemplo de ello se encuentra en aspectos internos como la autoestima y la autorregulación, las cuales sugieren que podrían existir núcleos de factores que conformen el desarrollo adolescente. De igual modo, Oliva et al., (2020) en su más reciente modelo de desarrollo positivo adolescente basado en una mirada de enfoque de género realizado con metodologías cuantitativas, han determinado que los activos personales del desarrollo como autoestima y autocontrol se asociaron con una menor sintomatología depresiva, con mayor bienestar y satisfacción, promoviendo aspectos como la salud mental y el ajuste adolescente.

Ahora bien, la asociación entre los FDA y una medida externa como el BP dan cuenta de la red nomológica del constructo. En tal sentido, las correlaciones fueron positivas, significativas y con magnitud que fluctuó desde débil hasta fuerte, aunque en su mayoría fueron moderadas. Al ordenar de mayor a menor los coeficientes de Spearman-Brown encontrados se tiene que el tamaño de la relación con el bienestar psicológico fue con el autocontrol relacional, optimismo, percepción de riesgos vinculados al uso de drogas y alcohol, autoeficacia, autoestima y bienestar (García-Álvarez, Soler, & Rendón, 2019). En esta misma línea, los hallaz-

gos emanados de los modelos de regresión logística fueron congruentes con antecedentes en los que se señala a los FDA como predictores de un adecuado funcionamiento psicosocial (Mazloomi, Atabay, Rahimi, Fallahzadeh, & Vaezi, 2019; Scales et al., 2000; Soares, Pais-Ribeiro, & Silva, 2019). En esta ocasión, todos los activos del desarrollo se vieron involucrados al momento de pronosticar puntajes elevados de BP y de sus respectivas dimensiones. Compruébese, por ejemplo, que la autoeficacia y el autocontrol relacional tuvieron un efecto predictor importante sobre el control adolescente; es decir, a mayores puntuaciones en estos factores, más alta será la probabilidad de que el adolescente genere valoraciones elevadas en dicha dimensión, la cual, según Casullo (2002), manifestaría una capacidad prominente de dominar ciertas situaciones, así como de engrandecer la autocompetencia y la habilidad para aprovechar las oportunidades que brinde el entorno.

Asimismo, adolescentes con autoestima y bienestar en su perfil de FDA van a tener mayor probabilidad de tener puntuaciones elevadas en la dimensión *vínculos* de bienestar. Esto es esperable, pues en la adolescencia las relaciones con pares toman un importante lugar en el funcionamiento psicosocial. Para esto, a persona adolescente debe sentirse satisfecha y segura de sí misma a fin de confiar en pares y tener relaciones de calidad afectiva. Al mismo tiempo, los factores de autoeficacia, optimismo y percepción de riesgos ayudan a predecir altos puntajes en la dimensión de proyectos de bienestar, lo que permitiría una adecuada orientación al futuro y la creencia que se tiene en sus capacidades, en que las cosas van a suceder según las metas, objetivos y el sentido que se lleva en la vida. Por su lado, la dimensión *aceptación* se ve predicha por factores del desarrollo como autocontrol relacional y bienestar; es decir, en la medida en que la persona adolescente mejora sus competencias de regulación y satisfacción, en esa medida posibilita la aceptación de sí mismo y del entorno (Casullo, 2002; Ryff, 2014), hallazgos que tienen implicaciones prácticas para vías de intervención.

A pesar de las excelentes propiedades psicométricas a nivel de funcionamiento interno y externo de la escala de los FDA, esta investigación tiene limitaciones que invitan a ser cauteloso al momento de interpretar los resultados. La primera tiene que ver con el tamaño muestral, en este caso, relativamente pequeño. Además, el muestreo intencional llevado a cabo limitaría ostensiblemente la capacidad para generalizar los hallazgos, aspecto que podría ser mejorado en futuros proyectos en los que se implementen técnicas aleatorias

con grupos más numerosos y que incluyan participantes de distintas zonas de Montevideo en un esfuerzo por incrementar la representatividad del estudio. Asimismo, y a modo de recomendación, sería interesante estudiar la factibilidad de aplicar las dimensiones de la escala como subpruebas para medir FDA específicos. Por ejemplo, se podría valorar la autoeficacia a partir de una medida compuesta únicamente por dos ítems, tendencia que cada vez está siendo más demandada por el hecho de economizar, agilizar y abreviar la administración de instrumentos de evaluación psicológica (Domínguez-Lara, 2018; Domínguez-Lara, Navarro-Loli, & Prada-Chapoñán, 2019).

Otra sugerencia sería la de expandir la validez externa de la escala ampliando la red nomológica al incluir otros constructos de la salud mental adolescente que se enmarquen en la perspectiva del adecuado funcionamiento psicosocial. En este orden de ideas, se propone incluso evaluar la capacidad predictiva con variables psicopatológicas como la ansiedad, depresión y malestar. De igual manera, sería pertinente estudiar los factores del desarrollo adolescente de esta escala en consideración a la edad adolescente, así como desde la perspectiva de género y sexualidad.

Conclusiones

Se concluye que la escala FDA es una alternativa válida, breve y confiable para medir de forma económica un conjunto de activos del desarrollo de manera integral; a saber, autoestima, autoeficacia, optimismo, autocontrol relacional, percepción de riesgos, satisfacción y bienestar. La medida se recomienda especialmente para ser utilizada en intervenciones basadas en el DPA y en las distintas modalidades de la psicología positiva destinadas a la adolescencia temprana. En definitiva, en esta investigación la escala FDA presenta adecuadas evidencias de validez factorial, convergente, discriminante, invarianza y confiabilidad. Además, los factores señalados tienen capacidad predictiva sobre el BP y sus dimensiones, siendo indicadores de aproximación al funcionamiento psicosocial óptimo y a la salud mental.

Agradecimientos

Proyecto de investigación financiado por la asociación Jóvenes Fuertes Uruguay. Los autores desean expresar su profundo agradecimiento a cada adolescente, quienes dispusieron solícitamente de su tiempo para

participar en el estudio y responder a los instrumentos correspondientes. También agradecer al equipo de trabajo de la asociación civil Jóvenes Fuertes por su colaboración y por facilitar el contacto entre las diferentes instituciones educativas de Montevideo y los investigadores. Sin su ayuda, la culminación de este proyecto no habría sido posible.

Referencias

- Alarcón, D., & Sánchez, J. A. (2015). Assessing convergent and discriminant validity in the ADHD-R IV rating scale: User-written commands for Average Variance Extracted (AVE), Composite Reliability (CR), and Heterotrait-Monotrait ratio of correlations (HTMT). *Spanish STATA Meeting*, 39.
- Alves, R. F., do Carmo Eulalio, M., & Brobeil, S. A. J. (2009). La promoción de la salud y la prevención de enfermedades como actividades propias de la labor de los psicólogos. *Arquivos Brasileiros de Psicologia*, 61(2), 1-12.
- Antolín-Suárez, L., Oliva, A., Pertegal Vega, M., & Jiménez, A. (2011). Desarrollo y validación de una escala de valores para el desarrollo positivo adolescente. *Psicothema*, 23(1), 153-159.
- Bandalos, D. L. (2014). Relative performance of categorical diagonally weighted least squares and robust maximum likelihood estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(1), 102-116. doi.org/10.1080/10705511.2014.859510.
- Benson, P. L. (1996). *Developmental Assets Among Minneapolis Youth: The Urgency of Promoting Healthy Community*. Minneapolis: Search Institute.
- Benson, P. L., Scales, P. C., & Syvertsen, A. K. (2011). The contribution of the developmental assets framework to positive youth development theory and practice. In *Advances in child development and behavior* (v. 41, pp. 197-230). JAI
- Benson, P. L., Scales, P. C., Hamilton, S. F., Sesma Jr, A., Hong, K. L., & Roehlkepartain, E. C. (2006). Positive youth development so far: Core hypotheses and their implications for policy and practice. *Search Institute Insights & Evidence*, 3(1), 1-13.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238.
- Betancourt-Ocampo, D., Andrade-Palos, P., & Marín-Martínez, A. (2019). Análisis psicométrico de la versión revisada de la escala de fortalezas internas y externas para adolescentes (FIE-AR). *Revista Colombiana de Ciencias Sociales*, 10(1), 20-39.
- Bisquerra Alzina, R. (2010). *Educación Emocional y Bienestar*. Barcelona, España: Edit. Praxis.
- Bisquerra Alzina, R., & Hernández Paniello, S. (2017). Psicología positiva, educación emocional y el programa aulas felices. *Papeles del Psicólogo*, 38(1), 58-65.
- Bryant, F. B., & Satorra, A. (2012). Principles and Practice of Scaled Difference Chi-Square Testing. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 19(3), 372-398. doi.org/10.1080/10705511.2012.687671.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Casullo, M. M. (2002). Evaluación del bienestar psicológico. En Casullo, M. M. (Comp.). (2002). *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica* (pp. 11-29). Buenos Aires: Paidós.
- Catalano, R. F., Skinner, M. L., Alvarado, G., Kapungu, C., Reavley, N., Patton, G. C., ... & Sawyer, S. M. (2019). Positive youth development programs in low-and middle-income countries: a conceptual framework and systematic review of efficacy. *Journal of Adolescent Health*, 65(1), 15-3.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5.
- Cobo, R. & García, D. (2017). La felicidad es educable: a propósito del bienestar en las escuelas. *Revista Convocación*, 33 -34, VII, 38-47.
- Çokluk, Ö., & Koçak, D. (2016). Using Horn's Parallel Analysis Method in Exploratory Factor Analysis for Determining the Number of Factors. *Educational Sciences: Theory and Practice*, 16(2), 537-551.
- Daset, L. R., Fernández-Pintos, M. E., Costa-Ball, D., López-Soler, C., & Vanderplasschen, W. (2015). Desarrollo y validación del autoinforme de adolescentes: ADA. *Ciencias Psicológicas*, 9(1), 85-104.
- De Maesschalck, R., Jouan-Rimbaud, D., & Massart, D. L. (2000). The Mahalanobis distance. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 50(1), 1-18. doi.org/10.1016/S0169-7439(99)00047-7.
- Díaz-Leal, A. C., Blanco Ornelas, L. H., Benítez Hernández, Z. P., Aguirre Vásquez, S. I., & Candia Luján, R. (2017). Propiedades psicométricas del Behavioral Regulation in Exercise Questionnaire-2 en universitarios mexicanos. *Retos*, 34(34), 80-84. doi.org/10.47197/retos.v0i34.55794
- Dominguez-Alonso, J., López-Castedo, A., & Portela-Pino, I. (2017). Validación del autoinforme de motivos para la práctica del ejercicio físico con adolescentes (AMPEF): diferencias por género, edad y ciclo escolar. *Retos*, 33(33), 273-278. doi.org/10.47197/retos.v0i33.58963
- Dominguez-Lara, S. A. (2018). Ítem único de ansiedad ante exámenes: evidencias de validez convergente e incremental en estudiantes universitarios. *Educación Médica*, 19(5), 264-270.
- Dominguez-Lara, S., Navarro-Loli, J., & Prada-Chapoñan, R. (2019). Ítem único de autoeficacia académica: evidencias adicionales de validez con el modelo Big Five en estudiantes universitarios. *Avaliação Psicológica: Interamerican Journal of Psychological Assessment*, 18(2), 210-217.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsten, V. (2014). From alpha to ome-

- ga: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Fernández, M. E., Van Damme, L., Daset, L., & Vanderplassen, W. (2020). Predictors of Domain-Specific Aspects of Subjective Well-Being among School Going Adolescents in Uruguay. *Avances Psicología Latinoamericana*, 38(1), 85-99.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi.org/10.2307/3151312.
- Gallegos, W. (2017). Psicología clínica y psicoterapia: Revisión epistemológica y aportes de la psicología positiva. *Revista peruana de psicología y trabajo social*, 2(1), 137-153.
- García, D. & Serrano, M. (2017). La inteligencia emocional: capacidad para el desarrollo humano en el marco de la orientación educativa. *Revista Convocación*, 30(VII), 56-67.
- García-Álvarez, D. & Soler, M. J. (2020). Programa creciendo fuertes, desarrollo positivo adolescente y educación: un entramado saludable. *Areté. Revista Digital del Doctorado en Educación de la Universidad Central de Venezuela*, 6(12), 163-182.
- García-Álvarez, D., Hernández-Lalinde, J., Espinoza-Castro, J. & Soler, M. (2020). Salud mental en la adolescencia montevideana: una mirada desde el bienestar psicológico. *Archivos Venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 39(2), 182-190.
- García-Álvarez, D., Soler, M. J., & Cobo-Rendón, R. (2020). Promoting character strengths through the Growing Up Strong Program: The students' perspective. *Revista de Estudios e Investigación en Psicología y Educación*, 7(1), 84-97.
- García-Álvarez, D., Soler, M., & Rendón, R. (2019). Bienestar psicológico en adolescentes: relaciones con autoestima, autoeficacia, malestar psicológico y síntomas depresivos. *Revista de Orientación Educativa*, 33(63), 23-43.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8.
- Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, P. (2014). *Metodología de la investigación*. McGraw-Hill Education.
- Hernández-Lalinde, J. D., Espinoza-Castro, J. F., García-Álvarez, D., Bermúdez-Pirela, V. J. (2019). Sobre el uso adecuado de la regresión lineal: conceptualización básica mediante un ejemplo aplicado a las ciencias de la salud. *Archivos Venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 38(5), 609-614.
- Hernández-Lalinde, J. D., Espinoza-Castro, J. F., Peñalosa-Tarazona, M. E., Rodríguez, J., Chacón-Rangel, J. G., Toloza-Sierra, C. A., Arenas-Torraldo, M. K., Carrillo-Sierra, S. M., Bermúdez-Pirela, V. J. (2018). Sobre el uso adecuado del coeficiente de correlación de Pearson: definición, propiedades y suposiciones. *Archivos Venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 37(5), 587-595.
- Hosseinabadi, N., Najafi, M., & Rezaei, A. M. (2019). The effectiveness of training program of positive youth development on life satisfaction and self-efficacy in adolescents. *Journal of Psychological Science*, 17(72), 927-936.
- Kankainen, A., Taskinen, S., & Oja, H. (2004). On Mardia's tests of multinormality. En M. Hubert, G. Pison, A. Struyf, & S. Van Aelst (Eds.), *Theory and Applications of Recent Robust Methods* (pp. 153-164). Birkhäuser.
- Leffert, N., Benson, P. L., Scales, P. C., Sharma, A. R., Drake, D. R., & Blyth, D. A. (1998). Developmental assets: Measurement and prediction of risk behaviors among adolescents. *Applied Developmental Science*, 2(4), 209-230.
- Lerner, J. V., Phelps, E., Forman, Y., & Bowers, E. P. (2009). Positive youth development. In R. M. Lerner & L. Steinberg (Eds.), *Handbook of adolescent psychology: Individual bases of adolescent development* (p. 524–558). John Wiley & Sons Inc. doi.org/10.1002/9780470479193.adlpsy001016
- Li, C. (2013). Little's test of missing completely at random. *The Stata Journal*, 13(4), 795-809. doi.org/10.1177/1536867X1301300407
- Lombas, A. S., Jiménez, T. I., Arguís-Rey, R., Hernández-Paniello, S., Valdivia-Salas, S., & Martín-Albo, J. (2019). Impact of the Happy Classrooms Programme on Psychological Well-being, School Aggression, and Classroom Climate. *Mindfulness*, 10(8), 1642-1660
- Mazloomi, S. S., Atabay, R. A., Rahimi, M., Fallahzadeh, H., & Vaezi, A. (2019). The relationship between developmental assets and well-being in adolescent female students in Yazd, Iran. *Journal of Indian Association for Child & Adolescent Mental Health*, 15(3), 9-32.
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Moral, J. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la Varianza Media Extraída. *Psicología*, 13(2), 25-41.
- Oliva, A. (2015). Los activos para la promoción del desarrollo positivo adolescente. *Revista Metamorfosis Revista del Centro Reina Sofía sobre Adolescencia y Juventud*, (3), 32-47.
- Oliva, A., Antolín-Suárez, L., & López, A. (2012). Development and Validation of a Scale for the Measurement of Adolescents' Developmental Assets in the Neighborhood. *Social Indicators Research*, 106(3), 563-576.
- Oliva, A., Antolín Suárez, L., Pertegal Vega, M. Á., Ríos Bermúdez, M., Parra Jiménez, Á., Hernando Gómez, Á., & Reina Flores, M. D. C. (2011a). *Instrumentos para la evaluación de la salud mental y el desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven*. Andalucía: Consejería de Salud.
- Oliva, A., Pertegal, M. A., Hernando, A., Reina, M. C., Antolín-Suárez, Parra, A. & Ríos, M. (2015). Un estudio empírico sobre el desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven. En (A. Oliva, Coord.). *Desarrollo Positivo Adolescente* (pp. 119-138). Madrid: Síntesis.

- Oliva, A., Pertegal, M., Antolín, L., Reina, M., Ríos, M., Hernando, Á., Parra, A., Pascual, D. & Estévez Campos, R. M. (2011b). *Desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven: un estudio en centros docentes andaluces*. Sevilla: Junta de Andalucía.
- Oliva, A., Povedano, A., Suarez, C., Antolín-Suarez, L., Rodríguez-Meirinhos, A., & Musito, G. (2020). *Bienestar y desarrollo positivo adolescente desde una perspectiva de género. Un estudio cuantitativo*. Madrid: Centro Reina Sofía sobre Adolescencia y Juventud, Fad.
- Oliva, A., Ríos, M., Antolín, L., Parra, Á., Hernando, Á., & Pertegal, M. Á. (2010). Más allá del déficit: Construyendo un modelo de desarrollo positivo adolescente. *Infancia y Aprendizaje*, 33(2), 223-234.
- Oliva, A., Suárez, L. A., Díaz, A. P., Relinque, C. S., del Moral Arroyo, G., Rodríguez-Meirinhos, A., ... & Ochoa, G. M. (2017). *Bienestar y desarrollo positivo adolescente desde una perspectiva de género: un estudio cualitativo*. Centro Reina Sofía sobre Adolescencia y Juventud, en colaboración, Universidad de Sevilla y Universidad Pablo de Olavide.
- Oman, R. F., Vesely, S. K., McLeroy, K. R., Harris-Wyatt, V., Aspy, C. B., Rodine, S., & Marshall, L. (2002). Reliability and Validity of the Youth Asset Survey (YAS). *Journal of Adolescent Health*, 31(3), 247-255.
- Organización Panamericana de la Salud. (2018). *Aceleración mundial de las medidas para promover la salud de los adolescentes (Guía AA-HA!): Orientación para la aplicación en los países* Washington, D.C.
- Pertegal-Vega, M., Gómez, Á., & Oliva, A. (2011). Desarrollo y validación de una escala de evaluación de los activos y fortalezas escolares desde la perspectiva del profesorado. *Apuntes de Psicología*, 29(3), 379-395.
- Proctor, C., Tsukayama, E., Wood, A. M., Maltby, J., Eades, J. F., y Linley, P. A. (2015). Gimnasia para las fortalezas: impacto de una intervención basada en las fortalezas del carácter sobre la satisfacción con la vida y el bienestar de los adolescentes. *RET, Revista de Tóxicomanías*, 75, 10-23.
- Proctor, C., Tsukayama, E., Wood, A. M., Maltby, J., Eades, J. F., y Linley, P. A. (2011). Strengths gym: The impact of a character strengths-based intervention on the life satisfaction and well-being of adolescents. *The Journal of Positive Psychology*, 6(5), 377-388.
- Reina, M., Oliva, A., & Parra, Á. (2010). Percepciones de autoevaluación: Autoestima, autoeficacia y satisfacción vital en la adolescencia. *Psychology, Society, & Education*, 2(1), 55-69.
- Reininger, B., Evans, A. E., Griffin, S. F., Valois, R. F., Vincent, M. L., Parra-Medina, D., ... & Zullig, K. J. (2003). Development of a Youth Survey to Measure Risk Behaviors, Attitudes and Assets: Examining Multiple Influences. *Health Education Research*, 18(4), 461-476.
- Ruiz-Aranda, D., Cabello, R., Salguero, J.M., Castillo, R., Extremera, N. & Fernández-Berrocal, P. (2010). *Los adolescentes malagueños ante las drogas: la influencia de la inteligencia emocional*. Madrid: TEA ediciones.
- Ryff, C. D. (2014). Psychological well-being revisited: Advances in the science and practice of eudaimonia. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 83(1), 10-28.
- Sánchez, C. (2014). Revisión teórica sobre el estudio de las fortalezas humanas en diferentes etapas evolutivas. *Tiabajo Fin de Grado* Universidad de Jaén.
- Sánchez, O. & Méndez, F. (2009). Optimism as a Protective Factor in Child and Adolescent Depression. *Clinica y Salud*, 20(3), 273-280.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. doi.org/10.1007/BF02296192.
- Scales, P. C. (2011). Youth developmental assets in global perspective: Results from international adaptations of the Developmental Assets Profile. *Child Indicators Research*, 4(4), 619-645
- Scales, P. C., Benson, P. L., Leffert, N., & Blyth, D. A. (2000). Contribution of developmental assets to the prediction of thriving among adolescents. *Applied Developmental Science*, 4(1), 27-46.
- Scheier, M. F., Carver, C. S., & Bridges, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): a reevaluation of the Life Orientation Test. *Journal of personality and social psychology*, 67(6), 1063-1078.
- Search Institute. (2005). *Developmental assets profile: User manual*. Minneapolis, MN: Search Institute.
- Seligman, M. E., Ernst, R. M., Gillham, J., Reivich, K., & Linkins, M. (2009). Positive education: Positive psychology and classroom interventions. *Oxford Review of Education*, 35(3), 293-311.
- Soares, A. S., Pais-Ribeiro, J. L., & Silva, I. (2019). Developmental assets predictors of life satisfaction in adolescents. *Frontiers in Psychology*, 10, 236-236.
- Trigueros, R., Aguilar-Parra, J., González-Santos, J., & Cangas, A. (2019). Validación y adaptación de la escala de control psicológico del profesor hacia las clases de educación física y su efecto sobre las frustraciones de las necesidades psicológicas básicas. *Retos*, 37(37), 167-173. doi.org/10.47197/retos.v37i37.71550
- Wanous, J. P., & Hudy, M. J. (2001). Single-Item Reliability: A Replication and Extension. *Organizational Research Methods* 4(4), 361-375. https://doi.org/10.1177/109442810144003
- Waters, E., & Sroufe, L. A. (1983). Social competence as a developmental construct. *Developmental Review*, 3(1), 79-97.
- White, M. A., & Waters, L. E. (2015). A case study of 'The Good School': Examples of the use of Peterson's strengths-based approach with students. *The Journal of Positive Psychology*, 10(1), 69-76.