

Propiedades psicométricas de la escala de bienestar PERMA para adolescentes: alternativas para su medición

Psychometric properties of the PERMA well-being scale for adolescents: alternatives for its measurement

*Diego García-Álvarez, **Juan Hernández-Lalinde, ***María José Soler, Rubia Cobo-Rendón,
**Jhon-Franklin Espinosa-Castro

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

Resumen. La adolescencia es una etapa del ciclo vital que implica grandes cambios en todas las facetas de la vida. En dicha etapa, la persona está expuesta a múltiples factores de riesgo y de protección que pueden incidir en su salud, por lo que estudiar el constructo del bienestar se hace necesario para comprender a mayor profundidad la salud mental en este periodo. A pesar de lo anterior, se ha observado en el contexto latinoamericano una ausencia importante de instrumentos diseñados para tal fin, de modo que el objetivo de esta investigación fue evaluar las propiedades psicométricas de la escala de bienestar psicológico adolescente diseñada por Soler, sustentada en la teoría PERMA de Seligman y presentar alternativas a la estructura factorial original. Se realizó una investigación instrumental en la que participaron 779 adolescentes de Montevideo, muestra que fue dividida aleatoriamente en dos partes para efectuar una validación cruzada. En la muestra de entrenamiento (n=390) se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio que reveló opciones de cuatro y cinco dimensiones. Posteriormente, se evaluaron cuatro modelos en la muestra de prueba (n=389) mediante un análisis factorial confirmatorio, destacándose dos estructuras pentadimensionales, la original (35 ítems) y la abreviada (20 ítems). En ambas se encontraron correlaciones positivas con bienestar, autoestima y autoeficacia, y negativas con síntomas depresivos y malestar psicológico; sin embargo, la validez convergente y discriminante del modelo abreviado fue superior. La consistencia interna de cada factor varió desde inaceptable hasta excelente, aunque en promedio puede considerarse adecuada. Se concluye que la escala formulada por Soler en su versión abreviada posee mejores propiedades psicométricas que la original, constituyéndose en un instrumento válido y confiable que puede ser administrado en la población adolescente montevideana para evaluar el bienestar psicológico multidimensional.

Palabras clave: bienestar psicológico, adolescentes, análisis factorial, estructura factorial, validación, Montevideo.

Abstract. Adolescence is a stage in the life cycle that involves great changes in all facets of life. In this stage, the person is exposed to multiple risk and protective factors that can affect their health, so studying the construct of well-being is necessary to understand more deeply the mental health in this period. Despite the above, an important absence of instruments designed for this purpose has been observed in the Latin American context, so the aim of this research was to evaluate the psychometric properties of the adolescent psychological well-being scale designed by Soler, based on Seligman's PERMA theory, and to present alternatives to the original factor structure. An instrumental investigation was carried out in which 779 adolescents from Montevideo participated, a sample that was randomly divided into two parts to carry out a cross-validation. An exploratory factor analysis was carried out in the training sample (n = 390), which revealed four and five dimensional options. Subsequently, four models were evaluated in the test sample (n=389) by means of a confirmatory factor analysis, highlighting two pentadimensional structures, the original (35 items) and the abbreviated (20 items). In both, positive correlations were found with well-being, self-esteem and self-efficacy, and negative correlations with depressive symptoms and psychological distress; however, the convergent and discriminant validity of the abbreviated model was superior. The internal consistency of each factor ranged from unacceptable to excellent, although on average it can be considered adequate. It is concluded that the scale formulated by Soler in its abbreviated version has better psychometric properties than the original one, constituting a valid and reliable instrument that can be administered in the Montevidean adolescent population to assess psychological well-being.

Keywords: psychological well-being, adolescents, factor analysis, factor structure, validation, Montevideo.

Introducción

Promover el bienestar es fundamental para que las personas puedan experimentar una vida con sentido, ser ciudadanos creativos, activos y comprometidos consigo mismos y con la sociedad (Isabel, 2016). A nivel mundial, la promoción del bienestar en adolescentes es un tema de gran importancia para la salud pública y social. La adolescencia es una etapa que implica grandes cam-

bios en todas las facetas de la vida debido a las nuevas demandas ambientales que se le imprimen a la persona adolescente; a saber, mayor exigencia académica, cambios corporales, manejo de relaciones e incluso primeras experiencias de amor y otras más, por lo que estudiar el bienestar se hace necesario para comprender a mayor profundidad la salud mental en la adolescencia (De Carvalho, Pereira, Pinto & Maroco, 2016; García-Álvarez, Hernández-Lalinde, Espinosa-Castro & Soler, 2020; Sawyer et al., 2012).

La investigación del bienestar plantea dos enfoques para su estudio, el subjetivo o hedónico y el eudaimónico

Fecha recepción: 05-08-20. Fecha de aceptación: 23-11-20

Juan Diego Hernández Lalinde

j.hernandezl@unimonbolivar.edu.co

(Braaten, Huta, Tyranny & Thompson, 2019; Jongbloed, 2015). El bienestar subjetivo corresponde a la evaluación de los afectos positivos, afectos negativos y de la satisfacción con la vida (Diener, Oishi & Tay, 2018; Jayawickreme, Forgeard & Seligman, 2012). En general, se define al bienestar psicológico como el grado en que las personas sienten que avanzan en su crecimiento personal y en su percepción acerca de «hacer el bien». Este se basa en los conceptos de relaciones positivas, significado y vida con propósito (Jayawickreme et al., 2012). La presencia de estas dos filosofías ha incrementado la imprecisión del concepto del bienestar, es por ello que hoy en día se consideran conjuntamente la aproximación hedónica y eudaimónica, para de esta manera tener una visión amplia de este constructo en la vida de las personas (Hone, Jarden, Schofield & Duncan, 2014; Shinde, 2017).

El bienestar es considerado un constructo complejo y multifactorial (Pollard & Lee, 2003). El mismo surge de una evaluación subjetiva que realiza la persona acerca de su existencia con una mirada retrospectiva; por tanto, la definición y medición científica del bienestar depende del enfoque teórico que brinde un camino para operacionalizarlo.

Históricamente, el bienestar subjetivo o hedónico se ha conceptualizado a partir del modelo teórico propuesto por Diener, Emmons, Larsen & Griffin (1985). Según este modelo, el bienestar subjetivo se encuentra compuesto por tres componentes: la satisfacción con la vida, el afecto positivo y el afecto negativo (Disabato, Goodman, Kashdan, Short & Jarden, 2016). Por otra parte, las investigaciones sobre el constructo de bienestar eudaimónico se han fundamentado en su mayoría desde la teoría propuesta por Ryff (1989), la cual describe que este tipo de bienestar se sustenta en la evaluación cognitiva que realizan las personas considerando los factores de autonomía, crecimiento personal, autoaceptación, propósito de vida, dominio del entorno y relaciones positivas con los demás (Ryff, 2016). En este caso, el bienestar eudaimónico representa la evaluación cognitiva de qué tanto la persona avanza en su desarrollo personal y en las acciones que contribuyen a ampliar su potencial a partir del equilibrio entre sus recursos individuales y los desafíos a los cuales se enfrenta (Disabato et al., 2016).

Seligman en 2011 propuso un modelo de cinco dimensiones interconectadas llamado PERMA. Este modelo define al bienestar como la búsqueda y alcance de los elementos que lo conforman, tales como emociones positivas, compromiso, relaciones positivas, propósito

y logros (Hone et al., 2014; Seligman, 2011). Estos autores argumentan que cada una de las dimensiones que integran esta teoría son intrínsecamente valiosas, por lo que las personas buscan experimentarlas. Estas dimensiones son valoradas como positivas y beneficiosas en sí mismas (Burke & Minton, 2019). Además, se postula que todas pueden ser cuantificables de forma independiente, pero también de manera global para obtener una medida general de bienestar (Hone, 2015).

Las emociones positivas son consideradas como sentimientos hedónicos de felicidad que se asemejan al lado positivo del bienestar afectivo en términos de bienestar subjetivo. Por otro lado, las cuatro dimensiones restantes del modelo PERMA se relacionan con el bienestar psicológico desde una visión eudaimónica (Kern, Waters, Adler & White, 2015). El compromiso se refiere a un estado mental positivo sustentado por la presencia de vigor, dedicación y absorción en las actividades que son de interés para las personas (Salanova, Schaufeli, Martinez & Breso, 2010). Las relaciones positivas tienen que ver con la percepción que se tiene sobre la calidad y cantidad de estas (Seligman, 2011), las cuales se asocian con un mejor ajuste social (Morrish et al., 2018). El propósito se vincula con la noción de transcendencia mediante la promoción de las relaciones sociales o la conexión con un propósito definido (Schueller & Seligman, 2010). Finalmente, la dimensión de logros se define como el desarrollo del potencial individual, implicando la persistencia a pesar de las dificultades para el logro de los objetivos personales (Norrish, Williams, O'Connor & Robinson, 2013).

Desde el marco de la teoría PERMA, un estudio en adolescentes irlandeses identificó que el bienestar va disminuyendo a medida que aumentan los años escolares, pero también evidenció diferencias de acuerdo con el sexo teniendo los hombres mayores niveles de bienestar que las mujeres en cada una de sus dimensiones (Burke & Minton, 2019). Otra investigación evaluó las implicaciones del bienestar en adolescentes durante la transición a la edad adulta. Los resultados encontrados señalaron que altos niveles en las dimensiones que componen el PERMA se asociaron con indicadores de progreso profesional como logros educativos y competencia percibida, así como con la admisión de responsabilidades de ciudadanía tales como el voluntariado y las actividades cívicas (O'Connor, Sanson, Toumbourou, Norrish & Olsson, 2017). Estudios recientes marcan la existencia de características en la adolescencia como el compromiso, la perseverancia, el optimismo, la interconexión y la felicidad que pueden contribuir a fortale-

cer su bienestar en la vida adulta (Cobo-Rendón, Pérez, Hernández & Aslan, 2017).

Adicionalmente, la evidencia empírica destaca el papel del bienestar en aspectos como la disminución de síntomas depresivos, en el desarrollo de la autoestima en adolescentes (Mateo, Hernández & Cabrero, 2019; Sánchez-Hernández, Méndez, Ato & Garber, 2019) y en la promoción de la autoeficacia académica, social y emocional, teniendo efectos positivos en la adquisición de habilidades para la vida (Demirta^o, 2020; Sagone, De Caroli, Falanga & Indiana, 2020).

Una revisión sistemática mostró que hay pocas investigaciones sobre el modelo multidimensional de bienestar en niños y adolescentes, lo que podría ser un vacío en la conceptualización y promoción del bienestar a lo largo del ciclo vital (Cobo-Rendón et al., 2017). En términos de medición en adolescentes, otra revisión sistemática reciente identificó 11 escalas que buscan medir este constructo, cinco de las cuales fueron diseñadas en Estados Unidos, en tanto que las otras fueron elaboradas en países como Dinamarca, Reino Unido, Escocia, India y Nueva Zelanda. Otro hallazgo importante reportado por los autores fue que, de los 11 instrumentos identificados, solo cuatro fueron propuestos originalmente para su uso en adolescentes (Rose et al., 2017). Estos resultados muestran el poco desarrollo de escalas de medición en el área del bienestar psicológico en la etapa evolutiva adolescente, en especial en contextos latinoamericanos.

La investigación sostiene que los instrumentos planteados para adultos pueden no ser confiables y válidos entre los jóvenes debido a que su etapa de desarrollo es única en cuanto a las tareas psicosociales de la adolescencia (Rose et al., 2017). Por consiguiente, el presente trabajo se justifica desde la importancia que entraña la realización de procesos de validación que permitan asegurar la relevancia cultural y conceptual del bienestar en instrumentos para adolescentes, puesto que promover el bienestar en esta etapa es crítico para el campo de la práctica de la psicología clínica, educativa y social.

Debido a lo reciente de la teoría PERMA formulada por Seligman (2011), en la literatura científica se conocen pocas medidas psicométricas para medir este constructo de manera agrupada y considerando la totalidad de los cinco elementos; en efecto, Butler & Kern (2016) desarrollaron la escala PERMA-Profilier con base en una muestra de 31966 adultos angloparlantes alrededor del mundo e integrada por un total de 15 ítems reflejando adecuadas propiedades psicométricas en

confiabilidad, validez convergente y validez factorial al confirmar los cinco elementos del bienestar.

Sin embargo, cuando las autoras quisieron extender su modelo a la adolescencia tuvieron dificultades para validar la estructura factorial (Kern, Waters, White & Adler, 2014) pues encontraron cuatro de los cinco factores; emociones positivas, compromiso, relaciones y logro, mientras que el elemento del sentido no se definió claramente, sino que saturó en el de relaciones. En vista de ello, formularon el modelo EPOCH (Measure of Adolescent Well-Being) como una integración entre el desarrollo positivo adolescente y el PERMA, entendiendo que esas características adolescentes influyen en los dominios de la estructura de Seligman en la adultez (Kern, Benson, Steinberg & Steinberg, 2016).

Así pues, no se cuenta con una versión de la escala PERMA-Profilier para medir el bienestar adolescente. En contextos hispanoparlantes, Soler (2016) presentó en su tesis doctoral la construcción de una escala formulada totalmente en español y basada en la teoría de bienestar PERMA en conjunto con las características psicológicas de la adolescencia que denominó «escala de bienestar psicológico para adolescentes de Soler». En tal sentido, el objetivo del presente trabajo fue examinar las propiedades psicométricas de dicha escala, específicamente la validez factorial, convergente, discriminante, además de la confiabilidad en una muestra de adolescentes de Montevideo, Uruguay.

Metodología

Tipo de investigación

Investigación instrumental (Montero & León, 2007) para establecer las propiedades psicométricas de escala de bienestar psicológico para adolescentes de Soler (2016).

Participantes

Participaron 779 adolescentes residenciados en la ciudad de Montevideo, Uruguay. Todos fueron contactados en instituciones educativas, siendo escogidos mediante muestreo intencional. El tamaño de la muestra quedó definido por las limitaciones económicas, logísticas y de tiempo asociadas al proyecto. Los criterios de inclusión y exclusión fueron: (a) tener una edad comprendida entre 11 y 19 años; (b) ser estudiante regular; (c) estar residenciados en la mencionada ciudad; y (d) carecer de condiciones físicas, mentales o emocionales que alterasen o impidiesen la participación en el estudio.

Instrumentos

La escala de bienestar psicológico para adolescentes de Soler (2016) se basa en el modelo PERMA de Seligman (2011). Según este, el bienestar psicológico se explica a partir de las emociones positivas (positive emotions), compromiso (engagement), relaciones interpersonales (relationships), sentido de vida (meaning) y metas (accomplishments). Esta medida se adapta a esta configuración y consta de 35 reactivos en estilo Likert. La autora presentó evidencias de validez de contenido por medio de la técnica de jueces con evaluación cualitativa de los ítems a nivel de redacción y pertinencia teórica. De igual manera, reportó evidencias de confiabilidad en emociones positivas (.71), compromiso (.51), relaciones (.67), sentido de vida (.83) y metas (.75).

Ahora bien, en este estudio se emplearon otros instrumentos que sirvieron para establecer la validez convergente de la escala. En tal sentido, se administraron cuestionarios de autoestima (Rosenberg, 1965), autoeficacia (Schwarzer & Baessler, 1996), bienestar psicológico (Casullo et al., 2002), síntomas depresivos (Herrero & Meneses, 2006; Radloff, 1977) y malestar psicológico (Brenlla & Aranguren, 2010; Kessler & Mroczek, 1994). Para profundizar, consúltese a Oliva-Delgado et al. (2011).

Procedimiento

En el inicio del proyecto se divulgaron los objetivos e implicaciones del estudio con los representantes de estudiantes menores de edad por medio de la junta directiva de las instituciones. Durante la etapa de aplicación, se le explicó a la muestra de adolescentes el propósito, objetivo y se indicó que la información sería anónima y que se utilizaría solo para fines investigativos. Asimismo, se enfatizó en que la colaboración adolescente sería totalmente voluntaria, que no estaría ligada a compensación alguna y que no entrañaba riesgos de ningún tipo. El consentimiento informado fue diligenciado con las instituciones educativas de Montevideo por medio de la junta directiva del plantel de acuerdo con los lineamientos éticos, normativos y legales de la APA y del Ejecutivo uruguayo a través del Decreto 379/0081.

Análisis estadístico

En primer lugar, se verificó la normalidad y la ausencia de valores atípicos para lo cual se empleó la prueba de Mardia y las distancias de Mahalanobis. Estos procedimientos son los más recomendados cuando se evalúan

tales suposiciones a nivel multivariado y se encuentran con frecuencia en las publicaciones científicas del área psicométrica (Trigueros, Aguilar-Parra, González-Santos & Cangas, 2019). La normalidad fue rechazada y varios datos extremos fueron detectados. En segundo lugar, se encontró una fracción de datos perdidos en los ítems de los cuestionarios que alcanzó un máximo de 3.72% en el elemento 6 de la escala PERMA. En lo que respecta al número de reactivos sin responder por participante, se halló una proporción que no excedió de 5.71% en 15 de los 779 encuestados. Posteriormente, se aplicó la prueba de Little para determinar si la pérdida de información era completamente aleatoria, supuesto que fue rechazado; por tanto, se completaron las cillas vacías mediante imputación múltiple, decisión que se sustentó en el porcentaje de valores ausentes. Aunque no hay una posición unánime, investigaciones sugieren fracciones no mayores de 5% ya que estas no generan consecuencias que afecten los resultados (Sainani, 2015).

A continuación, la muestra fue dividida aleatoriamente en dos partes, una constituida por 390 adolescentes que fue utilizada para el análisis factorial exploratorio (AFE) y la otra integrada por 389 participantes empleada en el análisis factorial confirmatorio (AFC). La utilización de ambas estrategias obedece no solo a la intención de comprobar la validez factorial de la versión original de la escala propuesta por Soler, sino también a la de proponer una adaptación a dicho instrumento (Díaz-Leal, Blanco-Ornelas, Benítez-Hernández, Aguirre-Vásquez & Candia-Luján, 2017; Domínguez-Alonso, López-Castedo & Portela-Pino, 2017). El AFE fue desarrollado mediante factores principales con determinante mínimo de covarianza y rotación oblimin, estableciendo previamente el número de variables latentes. Se eliminaron los ítems cuyas cargas factoriales fueron menores que .40 o cuya comunalidad fue menor que .20. Los resultados de esta fase del trabajo, en conjunto con la teoría PERMA de bienestar psicológico, fueron elementos que sirvieron para el planteamiento de los modelos que serían evaluados en el AFC.

En lo concerniente al AFC, se eligió como método de estimación el de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV), alternativa que ofrece ventajas cuando se manipulan variables ordinales caracterizadas por la ausencia de normalidad y la presencia de datos atípicos (Bandalos, 2014; Trigueros et al., 2019). La adecuación de los modelos fue sopesada con la prueba chi-cuadrado y su respectivo nivel de significación, pero también mediante la relación entre este

estadístico y los grados de libertad del procedimiento. Se utilizaron las medidas del error cuadrático medio por aproximación (RMSEA) y del residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR), además de indicadores como el índice de bondad de ajuste (GFI), de bondad de ajuste corregido (AGFI), de ajuste comparativo (CLI) y de Tucker-Lewis (TLI). Estas medidas de ajuste son las sugeridas y las que se reportan en manuscritos como este (Díaz-Leal et al., 2017; Domínguez-Alonso et al., 2017; Trigueros et al., 2019).

La validez convergente fue establecida por medio de la varianza media extraída (VME) y a partir de las correlaciones de Spearman-Brown entre las puntuaciones de la escala y las obtenidas con los demás instrumentos. Al respecto, se utilizó este coeficiente en vista de que se violaron varios de los supuestos del coeficiente R de Pearson (Hernández-Lalinde et al., 2018). Por otro lado, la validez discriminante se evaluó mediante la razón de las correlaciones HTMT (heterotrait-monotrait), criterio que ha mostrado un desempeño superior al de Fornell-Larcker y al de cargas factoriales cruzadas (Henseler et al., 2015). Las estimaciones puntuales de este procedimiento se obtuvieron con mínimos cuadrados parciales, en tanto que los errores estándares se derivaron a través de técnicas de bootstrapping con sesgo corregido y acelerado. Para la consistencia interna se calcularon los coeficientes alfa de Cronbach, omega de McDonald e índice de fiabilidad compuesta (IFC), mientras que la homogeneidad se exploró a través de la correlación ítem-total corregida (CITC), utilizando nuevamente la alternativa no paramétrica de Spearman-Brown. En lo que respecta a los primeros índices, se obtuvieron los estimadores y el intervalo de confianza respectivo gracias al método de bootstrapping previamente mencionado; sin embargo, en el caso de la CITC, solo se reportaron la media, el mínimo y el máximo correspondientes a cada factor y al total.

Los datos fueron procesados y analizados con el programa SPSS en su versión 25 para Windows de 64 bits y a través del lenguaje de programación estadístico R, específicamente de la aplicación R-Studio, utilizando los paquetes Lavaan, Semplots, SemTools, Mvn, Mvoutlier y Psych. La significación se determinó a partir de .05.

Resultados

Características sociodemográficas de los participantes

La muestra estuvo conformada por 779 adolescen-

tes distribuidos en un 52.37% (n=408) de mujeres y en un 47.63% (n=371) de hombres. La edad varió desde 11 hasta 19 años, con media de 15.28 ± 2.85 , en tanto que los grupos etarios registraron porcentajes de 40.56% (n=316) para quienes tenían entre 11 y 13 años, 16.56% (n=129) para los que reportaron desde 14 hasta 16 años, y 42.88% (n=334) para aquellos con edad desde 17 hasta 19 años.

Planteamiento de los modelos

El planteamiento de los modelos alternativos se desprendió de la proposición teórica de Seligman, pero también se apuntaló en los hallazgos del AFE aplicado a la muestra de entrenamiento (n=390). La adecuación muestral y la presencia de factores subyacentes fue comprobada con la medida de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO=.84) y la prueba de esfericidad de Barlett ($X^2=4334.60$, $gl=595$, $p<.001$). Por su parte, la exploración realizada a través del gráfico de sedimentación sugirió la retención de seis factores, mientras que el análisis paralelo y la prueba de Velicer indicaron esquemas de cuatro y cinco dimensiones, respectivamente. En virtud de esto, se proyectaron tres nuevos modelos, cada uno conformado por cuatro, cinco y seis variables latentes.

Luego de esto, se procedió a realizar el AFE de cada propuesta. El criterio ya mencionado para la eliminación de los ítems llevó a que el modelo de cuatro factores estuviera compuesto por 21 reactivos, mientras que el de cinco quedó integrado por 20 afirmaciones. La estructura de seis subescalas se descartó ya que ningún elemento se vinculó al sexto factor con una carga ma-

Tabla 1
Estructura factorial de los modelos propuestos (c y d) obtenida mediante AFE

Ítem	Descripción	Resultados*
01	Casi siempre estoy entusiasmado con lo que hago	Modelo c:
04	Muy pocas veces me siento triste	F1: 04 (.46), 07 (.41),
05	Aspiro a dejar una huella en la vida	15 (.74), 27 (.66), 35
06	Me considero una persona religiosa y trato de vivir acorde a mis creencias religiosas	(.73)
		F2: 01 (.67), 11 (.49),
07	Soy más feliz con las personas de mi grupo de amigos	33 (.42)
09	Los amigos ocupan un lugar fundamental en mi vida	F3: 09 (.40), 10 (.51),
10	Casi todas mis amistades duran muchos años	12 (.75), 21 (.44)
11	Mis relaciones amorosas suelen ser duraderas	F4: 06 (.50), 14 (.63),
12	Me llevo muy bien con mi familia	17 (.56), 29 (.59), 34
14	Siento que mi vida tiene un sentido que trasciende	(.69)
15	En mi vida hay más alegrías que tristezas	F5: 05 (.56), 25 (.61),
16	Algunas actividades que realizo, aunque implican compromiso y esfuerzo, realmente me gustan mucho	26 (.51)
		Modelo d:
17	Considero que cada ser humano tiene que dejar una huella en esta vida	F1: 04 (.48), 07 (.49),
		15 (.76), 27 (.65), 35
20	Tiendo a ver lo lleno del vaso y no lo vacío	(.73)
21	Cuido mucho mis relaciones de amistad	F2: 01 (.60), 20 (.58),
23	Creo que todos estamos en esta vida para algo	25 (.56), 26 (.46), 33
25	Disfruto de los nuevos desafíos	(.48)
26	Soy emprendedor	F3: 09 (.41), 10 (.46),
27	Podría decir que en mi vida hay más momentos de felicidad que de tristeza	11 (.43), 12 (.65), 21
		(.43)
29	Soy una persona para la cual la espiritualidad es muy importante	F4: 06 (.53), 14 (.67),
33	Cuando estoy en mi trabajo, le presto tanta atención a lo que estoy haciendo, que el mundo exterior casi deja de existir	16 (.46), 17 (.62), 23
		(.63), 29 (.62)
34	Tengo una idea muy clara del propósito y sentido de mi vida	
35	Tengo una vida maravillosa	

*Fuente: elaboración propia. *Se muestran los ítems de cada factor y entre paréntesis la carga factorial estandarizada correspondiente (todas diferentes de cero para .05).

por que .40. En consecuencia, se decidió aplicar el AFC sobre la muestra de prueba (n=389) a los siguientes cuatro esquemas: (a) adimensional, en el que los 35 ítems de la escala original saturan en un solo constructo; (b) pentadimensional, en el que los 35 reactivos iniciales se distribuyen según la formulación teórica de Soler basada en Seligman; (c) pentadimensional abreviado, en el que los 20 elementos seleccionados saturan en cinco factores; y (d) tetradimensional, en el que los 21 ítems escogidos se agrupan en cuatro variables latentes. El detalle de los modelos c y d puede apreciarse en la **tabla 1**.

Validez factorial

Los resultados del AFC sobre la muestra de prueba (n=389) se presentan en la **tabla 2**. Como puede notarse, el ajuste fue satisfactorio en todos los modelos, aunque destacan aquellos que conservan la estructura PERMA original. A pesar de que los estadísticos chi-cuadrado fueron significativos, las razones X^2/gf fueron menores que 2 para todos los esquemas. En cuanto al error cuadrático medio por aproximación (RMSEA) y estandarizado (SRMR), las cifras cumplieron con lo estipulado teóricamente al ser inferiores a .08. Con respecto a los índices CFI, TLI, GFI y AGFI, en casi todas las propuestas se hallaron valores que superaron el punto de corte referencial señalado en la tabla, pero las propuestas de cinco factores fueron las que obtuvieron el

Tabla 2
Validez factorial de todos los modelos contemplados, fiabilidad y varianza media extraída de los modelos escogidos (b y c)^a

Índices	Acceptable	Óptimo	Modelo a	Modelo b	Modelo c	Modelo d
X^2/gf	<3.00	<2.00	1.79	1.62	1.57	1.77
CFI	>.90	>.95	.810	.880	.882	.882
TLI	>.90	>.95	.799	.867	.870	.865
GFI	>.90	>.95	.936	.967	.970	.966
AGFI	>.85	>.90	.928	.959	.961	.957
RMSEA	<.08	<.05	.045	.033	.034	.045
			[.040,.050]	[.022,.042]	[.024,.042]	[.037,.052]
SRMR	<.08	<.05	.072	.061	.061	.064
Coficiente ^b	F1	F2	F3	F4	F5	Total
Modelo b						
α	.70	.49	.63	.80	.72	.89
ω	[.68, .74]	[.44, .54]	[.58, .68]	[.77, .82]	[.69, .76]	[.88, .91]
IFC	.72	.49	.60	.80	.73	.90
	[.69, .75]	[.43, .55]	[.53, .65]	[.78, .82]	[.69, .76]	[.88, .91]
CITC	.73	.45	.61	.79	.73	.90
	[.68, .76]	[.39, .52]	[.54, .67]	[.76, .81]	[.68, .76]	[.88, .91]
VME	.40	.26	.31	.48	.48	.42
	[.22, .57]	[.20, .36]	[.18, .46]	[.30, .59]	[.42, .54]	[.18, .57]
Modelo c						
α	.34	.32	.28	.38	.48	.37
	[.31, .36]	[.29, .35]	[.25, .31]	[.36, .41]	[.45, .51]	[.34, .40]
ω	.72	.45	.61	.72	.57	.83
	[.68, .75]	[.38, .52]	[.54, .67]	[.69, .75]	[.50, .63]	[.81, .85]
IFC	.73	.44	.61	.74	.58	.83
	[.69, .76]	[.37, .51]	[.54, .68]	[.71, .76]	[.51, .64]	[.81, .85]
CITC	.73	.47	.56	.70	.57	.83
	[.70, .76]	[.39, .53]	[.46, .64]	[.66, .73]	[.50, .63]	[.81, .85]
VME	.48	.41	.51	.49	.50	.45
	[.32, .63]	[.33, .50]	[.34, .61]	[.38, .56]	[.45, .56]	[.32, .60]
	.48	.47	.44	.47	.54	.49
	[.45, .51]	[.44, .51]	[.39, .49]	[.44, .51]	[.50, .58]	[.46, .52]

Fuente: elaboración propia. ^aEn la parte superior se muestra el ajuste y en la inferior se presenta la confiabilidad de los modelos b y c. ^bSe muestran las estimaciones puntuales y sus respectivos IC vía bootstrapping, a excepción de la CITC, en la que se señala la media, mínimo y máximo. RMSEA: raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación. SRMR: raíz cuadrada de los residuos medios estandarizados. CFI: índice de ajuste comparativo. TLI: índice de Tucker-Lewis. GFI: índice de bondad de ajuste. AGFI: índice corregido de bondad de ajuste. IFC: índice de fiabilidad compuesta. CITC: correlación ítem-total corregida. ***Significativo para .001.

mejor ajuste por una pequeña diferencia.

Con base en la evidencia previa, se dispuso que el resto de propiedades psicométricas serían probadas únicamente en los modelos b y c, empleando para ello la muestra completa (n=779). El argumento que justifica dicha resolución es estadístico y teórico. En términos estadísticos, aunque los atributos son apropiados en las cuatro opciones, las alternativas de cinco dimensiones ofrecen un ajuste ligeramente superior. En cuanto a lo teórico, las estructuras escogidas reflejan con mayor claridad la propuesta de Seligman sobre el bienestar psicológico que se reproduce en la escala de Soler.

Validez convergente

La validez convergente se exhibe en la **tabla 3** a través de las correlaciones y por medio de la VME en la **tabla 2**. La relación con constructos como el bienestar psicológico, autoestima y autoeficacia fue positiva, significativa y con tamaños que fueron moderados o elevados. Por otro lado, la asociación con variables como los síntomas depresivos y el malestar psicológico fue nula o negativa. Esto coincide con lo esperado y sustenta la validez convergente de los dos modelos, aunque no ofrece claridad sobre cuál se desempeña mejor. Ahora bien, en lo referente a la VME, la estructura de cinco factores en su forma abreviada reportó valores superiores a los encontrados en el esquema original. Nótese que, a excepción del tercer factor (F3), los intervalos de confianza del modelo c incluyeron .50 dentro de su rango, al contrario de lo observado en el modelo b, en el que esto se registra solamente en la quinta subescala (F5). Por convención, se asume que existe validez convergente si la VME es al menos esta cifra.

Tabla 3
Validez convergente con escalas externas y validez discriminante mediante razón de correlaciones HTMP

Factores	Modelo b					Modelo c				
	BPC	AUT	AEF	DEP	MAL	BPC	AUT	AEF	DEP	MAL
F1	.50***	.13 [†]	.41***	-.20**	-.22**	.49***	.06 [†]	.34***	-.33***	-.34***
F2	.47***	.16 [†]	.41***	-.11 [†]	-.19 [†]	.41***	.23**	.44***	-.06 [†]	-.01 [†]
F3	.48***	.23***	.39***	-.04 [†]	-.02 [†]	.35***	.16 [†]	.29***	-.02 [†]	-.06 [†]
F4	.48***	.31***	.49***	-.03 [†]	-.06 [†]	.43***	.32**	.43***	-.05 [†]	-.05 [†]
F5	.51***	.26***	.53***	-.15 [†]	-.19 [†]	.42***	.23**	.49***	-.02 [†]	-.07 [†]
Total	.59***	.26***	.56***	-.11 [†]	-.16 [†]	.58***	.25**	.53***	-.12 [†]	-.17 [†]
Modelos	F1					F2				
Modelo b										
F2	.99 [.90, 1.06]									
F3	.74 [.66, .81]					.87 [.75, .97]				
F4	.72 [.65, .78]					.79 [.71, .88]				
F5	.85 [.80, .91]					1.03 [.96, 1.11]				
Modelo c										
F2	.47 [.34, .58]									
F3	.56 [.47, .63]					.55 [.42, .67]				
F4	.57 [.48, .65]					.60 [.49, .70]				
F5	.61 [.51, .71]					.57 [.46, .70]				
						.73 [.63, .82]				

Fuente: elaboración propia. ^aEn la parte superior de la tabla se muestran las correlaciones de Spearman-Brown. En la parte inferior se presentan las razones HTMT y el intervalo de confianza de 95% vía bootstrapping. Se sombrea en gris las dimensiones en las que la razón de las correlaciones HTMT es mayor o igual que 0.85 por incumplir con este criterio de validez discriminante. BPC= bienestar psicológico de Casullo. AUT= autoestima. AEF= autoeficacia. DEP= síntomas depresivos. MAL= malestar psicológico. [†]= no significativo. * = significativo para .05. ** = significativo para .01. *** = significativo para .001.

Validez discriminante

Las razones de las correlaciones HTMT se anexan en la **tabla 3**. Como puede apreciarse, el modelo pentafactorial de 35 ítems tiene problemas de validez discriminante debido a que varios de los intervalos de confianza incluyen o superan .85. De manera concreta, obsérvese que para la combinación entre el segundo y quinto factor (F2 y F5) la razón es de 1.03 y oscila desde .96 hasta 1.11. Este rango supera al valor referencial previamente señalado, revelando multicolinealidad entre las variables latentes de la escala. Lo anterior se repite en los pares sombreados que se muestran en dicha tabla; sin embargo, tal situación no se aprecia en la versión abreviada del instrumento. En esta oportunidad, ninguno de los intervalos de confianza exhibió una amplitud que incluyera o superara la cifra de .85. Apparentemente, la eliminación de los ítems con baja saturación realizada durante el AFE subsanó esta problemática y mejoró las propiedades del modelo.

Confiabilidad

La confiabilidad se presenta en la **tabla 2**. El modelo b refleja niveles de consistencia interna inaceptables para F2, cuestionables para F3, aceptables para F1 y F5, buenos para F4 y excelentes para el total. Por otro lado, el modelo c ostenta índices inaceptables para F2, pobres para F5, cuestionables para F3, aceptables para F1 y F4 y buenos para el total (para ahondar sobre el criterio de calificación de la consistencia interna remítase a Dunn et al., 2014). En lo referente a la CITC, se considera apropiado un rango que fluctúe desde .30 hasta .70, condición que satisfacen todos los coeficientes de la estructura abreviada, no así algunos de los factores del instrumento original, en los que se identifican correlaciones menores que .30 en F1, F2, F3 y en el total.

Discusión

De acuerdo con los resultados expuestos se puede interpretar que la escala examinada para medir el bienestar psicológico diseñada por Soler (2016) replica la estructura factorial basada en la propuesta teórica de Seligman (2011), en la que los cinco factores que definen el bienestar psicológico multidimensional adolescente son las emociones positivas (P), flujo (E), relaciones sociales (R), sentido (M) y logros (A). Es un hecho que plantear modelos en la etapa de exploración fue bastante oportuno para identificar dos propuestas con carácter confirmatorio que se corresponden con la formulación teórica: primero, un modelo pentadimensional

con los 35 ítems originales del diseño de Soler; y segundo, un modelo de 20 ítems que se denominó pentadimensional abreviado, en el que los elementos seleccionados saturan en los cinco factores. En consecuencia, y en términos prácticos, se cuenta con dos escalas de diferente longitud.

Asimismo, la versión original y la abreviada fueron examinadas con respecto a la validez convergente con variables que la literatura ha señalado como importantes debido a la relación que guardan con esta (García-Álvarez, Soler & Cobo, 2019; Seligman, 2018). Específicamente, la escala de bienestar psicológico de Soler se correlacionó de manera positiva con las de autoestima y autoeficacia, mientras que se relacionó de forma negativa o nula con las escalas de malestar psicológico y síntomas depresivos. Igualmente, se asoció de manera positiva y moderada con las puntuaciones de bienestar psicológico multidimensional de Casullo (2002), instrumento tradicionalmente respaldado por la literatura científica latinoamericana. Aunque la asociación encontrada entre las puntuaciones sugiere evidencias adecuadas de validez convergente (Muñiz & Fonseca-Pedrero, 2019), la versión abreviada presentó mayores valores en la VME que la versión de 35 ítems, reflejando mejores atributos en cuanto a esta propiedad.

De igual modo, tanto en la escala original como en la abreviada se examinó la validez discriminante por medio de la razón de las correlaciones HTMT. En este caso, la escala original presentó dificultades al evidenciar multicolinealidad entre las variables latentes, aspecto que corrige la versión abreviada de 20 ítems. Esto sugiere que la construcción del bienestar psicológico multidimensional que acá se propone tendría distinción empírica, dando evidencias razonables de validez discriminante (Henseler et al., 2015).

Ahora bien, al examinar la confiabilidad de la escala original se observa que el factor correspondiente a la dimensión de flujo se encuentra en un nivel inaceptable de alrededor de .40, tanto para alfa como para omega. Kern et al. (2015) también reportaron esta dimensión como la de menor consistencia en su estudio. Por otro lado, la versión abreviada presentó debilidades en el factor de flujo, así como en los de relaciones sociales y logros, con índices de fiabilidad cercanos a .60. Al respecto, incluso Casullo (2002) reportó valores de confiabilidad cercanos a .50 en cada una de las dimensiones del bienestar desde la perspectiva de Ryff (1989). Esta autora refiere que esto no tendría que ver con la homogeneidad de la escala pues el indicador global es

apropiado. En tal sentido, cabe destacar que la confiabilidad total de la escala de Soler es adecuada en sus dos versiones, aunque los aspectos mencionados constituyen una evidencia que favorece ligeramente al esquema original y significan una oportunidad de mejora para la escala que se sugiere abordar en futuros estudios.

En definitiva, los resultados dan cuenta de la multidimensionalidad del constructo de bienestar psicológico adolescente como lo han expuesto autores que hacen énfasis en la construcción psicosocial de la experiencia subjetiva, en vez de enfocarse en propuestas unidimensionales (Casullo, 2002; García-Álvarez et al., 2020; Kern et al., 2015; Ryff, 2016; Seligman, 2011; Singh & Raina, 2020). De igual manera, se propone que la escala original o abreviada sea empleada de forma íntegra para evaluar el bienestar psicológico adolescente en conjunto con entrevistas psicológicas; en efecto, se desaconseja emplear las subescalas de estas a modo de factores para medir alguna dimensión de manera aislada ya que el bienestar psicológico es un constructo dimensional que da cuenta de la interrelación de los elementos mencionados en la experiencia adolescente.

Por último, este estudio tiene limitaciones que es importante mencionar. En primer lugar, el muestreo por conveniencia impide obtener una muestra representativa de la población adolescente montevideana, lo que a su vez tiene implicaciones negativas al momento de generalizar los hallazgos. Otra de las limitaciones es que en el estudio original la autora evaluó la validez de contenido mediante técnicas cualitativas, sin emplear métodos cuantitativos como el de medir el acuerdo de los evaluadores a través de coeficientes kappa o similares. Se recomienda que, en futuros estudios y partiendo de esta versión abreviada, se realicen técnicas cuantitativas de validez de contenido con jueces expertos e incluso considerar más evidencias de validez en el diseño de investigación. De igual manera, es interesante que en futuras investigaciones se puedan examinar otras de las propiedades psicométricas de la escala, así como estudiar posibles diferencias por sexo o trayectorias evolutivas y profesionales en la etapa de la adultez.

Conclusiones

Se concluye que la escala de bienestar multidimensional para adolescentes de Soler en su versión abreviada de 20 ítems cuenta con adecuadas propiedades de validez factorial, confirmando así el modelo teórico PERMA de Seligman. También se concluye

que este instrumento cuenta con validez convergente con medidas como las de bienestar psicológico de Casullo, autoestima, autoeficacia, síntomas depresivos y malestar psicológico. Posee además validez discriminante y una confiabilidad total adecuada, siendo estas propiedades psicométricas las que sugieren que es un instrumento válido, breve y confiable para ser administrado en la población adolescente montevideana.

Agradecimientos

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 desean agradecer al equipo de trabajo de Jóvenes Fuertes por su colaboración y por facilitar el contacto entre los investigadores y las diferentes instituciones educativas de Montevideo. Sin su ayuda, la culminación de este proyecto no habría sido posible.

Referencias

- 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
- Braaten, A., Huta, V., Tyrany, L., & Thompson, A. (2019). Hedonic and eudaimonic motives toward university studies: How they relate to each other and to well-being derived from school. *Journal of Positive Psychology and Wellbeing*, 3(2), 179-196.
- Brenlla, M. E., & Aranguren, M. (2010). Adaptación argentina de la Escala de Malestar Psicológico de Kessler (K10). *Revista de Psicología*, 28(2), 309-340.
- Burke, J., & Minton, S. J. (2019). Well-being in post-primary schools in Ireland: the assessment and contribution of character strengths. *Irish Educational Studies*, 38(2), 177-192.
- Butler, J., & Kern, M. L. (2016). The PERMA-Profilier: A brief multidimensional measure of flourishing. *International Journal of Wellbeing*, 6(3), 1-48.
- 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.
- Cobo-Rendón, R., Pérez Villalobos, M. V., Hernández, H., & Aslan Parra, J. (2017). Modelos multidimensionales del bienestar en contextos de Enseñanza- Aprendizaje:

- una revisión sistemática. *Ecce de la Academia* 3(6), 13-28.
- De Carvalho, J., Pereira, N., Pinto, A., & Maroco, J. (2016). Psychometric Properties of the Mental Health Continuum-Short Form: A Study of Portuguese Speaking Children/Youths. *Journal of Child and Family Studies*, 25(7), 2141-2154. doi:10.1007/s10826-016-0396-7
- Demirtaş, A. S. (2020). Cognitive flexibility and mental well-being in Turkish adolescents: The mediating role of academic, social and emotional self-efficacy. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 36(1), 111-121.
- 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
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75.
- Diener, E., Oishi, S., & Tay, L. (2018). Advances in subjective well-being research. *Nature Human Behaviour*, 2(4), 253-260. doi:10.1038/s41562-018-0307-6
- Disabato, D. J., Goodman, F. R., Kashdan, T. B., Short, J. L., & Jarden, A. (2016). Different types of well-being? A cross-cultural examination of hedonic and eudaimonic well-being. *Psychological Assessment*, 28(5), 471.
- Domínguez-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
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi.org/10.1111/bjop.12046
- García-Álvarez, D., Hernández-Lalinde, J., Espinosa-Castro, J. F., & Soler, M. J. (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., y Cobo, 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-Lalinde, J. D., Espinosa-Castro, J. F., Peñaloza-Tarazona, M. E., Rodríguez, J., Chacón-Rangel, J. G., Toloza-Sierra, C. A., Arenas-Torrado, 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.
- Herrero, J., & Meneses, J. (2006). Short web-based versions of the perceived stress (PSS) and Center for Epidemiological Studies-Depression (CESD) scales: A comparison to pencil and paper responses among Internet users. *Computers in Human Behavior*, 22(5), 830-846. doi.org/10.1016/j.chb.2004.03.007
- Hone, L. (2015). *Understanding and Measuring Wellbeing* (Doctor of Philosophy). Auckland University Nueva Zelanda.
- Hone, L., Jarden, A., Schofield, G., & Duncan, S. (2014). Measuring flourishing: The impact of operational definitions on the prevalence of high levels of wellbeing. *International Journal of Wellbeing*, 4(1), 62-90. doi:10.5502/ijw.v4i1.4
- Isabel, P. (2016). Problemas de salud mental en la adolescencia: Vulnerabilidad, riesgo y oportunidad. *Adolescencia* 11, 165-206.
- Jayawickreme, E., Forgeard, M. J. C., & Seligman, M. E. P. (2012). The Engine of Well-Being. *Review of General Psychology*, 16(4), 327-342. doi:10.1037/a0027990
- Jongbloed, J. A., Lesley. (2015). Elucidating the constructs happiness and wellbeing: A mixed-methods approach. *International Journal of Wellbeing*, 5(3), 1-20. doi:10.5502/ijw.v5i3.1
- Kern, M. L., Benson, L., Steinberg, E. A., & Steinberg, L. (2016). The EPOCH measure of adolescent well-being. *Psychological Assessment*, 28, 586-597.
- Kern, M. L., Waters, L. E., Adler, A., & White, M. A. (2015). A multidimensional approach to measuring well-being in students: Application of the PERMA framework. *The Journal of Positive Psychology*, 10(3), 262-271.
- Kern, M. L., Waters, L., White, M., & Adler, A. (2014). Assessing employee wellbeing in schools using a multifaceted approach: Associations with physical health, life satisfaction, and professional thriving. *Psychology*, 5, 500-513. doi.org/10.4236/psych.2014.56060
- Kessler, R. & Mroczek, D. (1994). *Final version of our non-specific Psychological Distress Scale*. Ann Arbor, MI: Survey Research Center of the Institute for Social Research, University of Michigan.
- Mateo, C. M., Hernández, M. P., & Cabrero, R. S. (2019). El bienestar psicológico en la adolescencia: Variables psicológicas asociadas y predictoras. *European Journal of Education and Psychology*, 12(2), 139-151.
- 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.
- Morrish, L., Rickard, N., Chin, T. C., & Vella-Brodrick, D. A. (2018). Emotion regulation in adolescent well-being and positive education. *Journal of Happiness Studies*, 19(5), 1543-1564.
- Muñiz, J., & Fonseca-Pedrero, E. (2019). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*, 31(1), 7-16.
- Norrish, J. M., Williams, P., O'Connor, M., & Robinson, J. (2013). An applied framework for positive education. *International Journal of Wellbeing*, 3(2), 147-161. doi:10.5502/ijw.v3i2.2
- O'Connor, M., Sanson, A. V., Toumbourou, J. W., Norrish, J., & Olsson, C. A. (2017). Does Positive Mental Health in Adolescence Longitudinally Predict Healthy Transitions in Young Adulthood? *Journal of Happiness Studies*, 18(1), 177-198. doi.org/10.1007/s10902-016-9723-3
- Oliva-Delgado, A., Antolín-Suárez, L., Pertegal-Vega, M. Á., Ríos-Bermúdez, M., Parra-Jiménez, Á., Hernando-Gómez, Á., & Reina-Flores, M. del C. (2011). *Instrumentos para la evaluación de la salud mental y el desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven*. Junta de Andalucía, Consejería de Salud.
- Pollard, E. L., & Lee, P. D. (2003). Child well-being: A systematic review of the literature. *Social Indicators Research*, 61(1), 59-78.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401. doi.org/10.1177/014662167700100306
- Rose, T., Joe, S., Williams, A., Harris, R., Betz, G., & Stewart-Brown, S. (2017). Measuring Mental Wellbeing Among Adolescents: A Systematic Review of Instruments. *Journal of Child and Family Studies*, 26(9), 2349-2362. doi.org/10.1007/s10826-017-0754-0
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton University Press.
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069-1081.
- Ryff, C. D. (2016). Psychological well-being and health: Past, present and future. *Psicología Della Salute*, 20(1), 7-16.
- Sagone, E., De Caroli, M. E., Falanga, R., & Indiana, M. L. (2020). Resilience and perceived self-efficacy in life skills from early to late adolescence. *International Journal of Adolescence and Youth*, 25(1), 882-890.
- Sainani, K. L. (2015). Dealing with missing data. *PM&R*, 7(9), 990-994. doi.org/10.1016/j.pmrj.2015.07.011
- Salanova, M., Schaufeli, W., Martinez, I., & Breso, E. (2010). How obstacles and facilitators predict academic performance: the mediating role of study burnout and engagement. *Anxiety Stress Coping*, 23(1), 53-70. doi:10.1080/10615800802609965
- Sánchez-Hernández, Ó., Méndez, F. X., Ato, M., & Garber, J. (2019). Prevention of Depressive Symptoms and Promotion of Well-being in Adolescents: A Randomized Controlled Trial of the Smile Program. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 35(2), 300-313.
- Sawyer, S. M., Afifi, R. A., Bearinger, L. H., Blakemore, S.-J., Dick, B., Ezeh, A. C., & Patton, G. C. (2012). Adolescence: a foundation for future health. *The Lancet*, 379(9826), 1630-1640.
- Schueller, S. M., & Seligman, M. E. P. (2010). Pursuit of pleasure, engagement, and meaning: Relationships to subjective and objective measures of well-being. *Journal of Positive Psychology*, 5(4), 253-263. doi:10.1080/17439761003794130
- Schwarzer, R., & Baessler, J. (1996). Evaluación de la autoeficacia: Adaptación española de la Escala de Autoeficacia general. *Ansiedad y Estrés*, 2(1), 1-8.
- Seligman, M. (2011). *Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being* (1.a ed.). Free Pr.
- Seligman, M. (2018). PERMA and the building blocks of well-being. *The Journal of Positive Psychology*, 13(4), 333-335
- Shinde, V. (2017). Happiness: Hedonic and eudaimonic. *Indian Journal of Positive Psychology*, 8(2), 169-173.
- Singh, K., & Raina, M. (2020). Demographic Correlates and Validation of PERMA and WEMWBS Scales in Indian Adolescents. *Child Indicators Research*, 13(4), 1175-1186.
- Soler, M. (2016). *Virtud del coraje en relación al bienestar psicológico en adolescentes* (Tesis Doctoral inédita de la Universidad de Flores). Buenos Aires, Argentina.
- 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

