




# Validación de la escala de bienestar psicológico para jóvenes de Casullo en adolescentes montevidéanos

 Diego García Álvarez, M. Sc. (DGA). Universidad Rafael Urdaneta, Facultad de Ciencias Políticas, Administrativas y Sociales. Maracaibo, Venezuela

 Juan Hernández-Lalinde, M. Sc. (JHL). Universidad Simón Bolívar, Departamento de Ciencias Básicas, Sociales y Humanas, Cúcuta, Colombia

 Jhon-Franklin Espinosa-Castro, M. Sc. (JFEC). Universidad Simón Bolívar, Departamento de Ciencias Básicas, Sociales y Humanas, Cúcuta, Colombia

 María José Soler, Dra. (MJS). Asociación Civil Jóvenes Fuertes, Montevideo, Uruguay

Correspondencia: Juan Hernández-Lalinde [j.hernandezl@unisimonbolivar.edu.co](mailto:j.hernandezl@unisimonbolivar.edu.co)

Received/Recibido: 09/12/2020 Accepted/Aceptado: 10/15/2020 Published/Publicado: 11/20/2020 DOI: <http://doi.org/10.5281/zenodo.4487296>

## Resumen

**Antecedentes:** la escala de bienestar psicológico para jóvenes (BIEPS-J) propuesta por Casullo está basada en la teoría multidimensional de Ryff y está conformada por 13 ítems y cuatro dimensiones: control, vínculos, proyectos y aceptación. Es un instrumento que presenta evidencias de validez convergente y divergente, así como índices de confiabilidad adecuados a nivel global, encontrados en países como Argentina y Perú. **Objetivo:** determinar la validez de constructo y la confiabilidad de esta escala en adolescentes de Montevideo. **Materiales y métodos:** la validación del instrumento se realizó con base en dos muestras de adolescentes montevidéanos seleccionadas en instituciones educativas públicas y privadas de la ciudad, una conformada por 473 sujetos; la otra integrada por 188 individuos. Para la recolección de los datos se emplearon, además de la BIEPS-J, las escalas de autoestima y malestar psicológico de Rosenberg y Kessler, respectivamente. **Resultados:** el análisis factorial confirmatorio permitió validar la estructura de cuatro dimensiones, encontrándose medidas adecuadas de ajuste. La consistencia interna global del instrumento fue apropiada, aunque la fiabilidad de las dimensiones fue baja. También se encontraron deficiencias internas de validez convergente y discriminante, aunque la escala correlacionó apropiadamente con las medidas externas mencionadas. **Discusión y conclusión:** se concluye que la escala BIEPS-J puede ser utilizada como herramienta de cribado para posibles diagnósticos en el tema del bienestar psicológico.

**Palabras clave:** bienestar psicológico, adolescencia, Montevideo, validez, confiabilidad.

## Abstract

**Background:** The Scale of Psychological Well-Being for Young People (BIEPS-J) proposed by Casullo is based on Ryff's Multidimensional Theory and consists of 13 items and four dimensions: Control, Links, Projects and Acceptance. It is an instrument that presents evidence of convergent and discriminant validity, as well as adequate reliability indices at a global level, found in countries such as Argentina and Peru. **Objective:** to determine the construct validity and reliability of this scale in adolescents from Montevideo. **Materials and methods:** the validation of the instrument was based on two samples of Montevideo adolescents selected in public and private educational institutions of the city. One sample consisted of 473 subjects; the other of 188 individuals. In addition to BIEPS-J, the Rosenberg's Self-Esteem and Kessler's Psychological Distress Scales were used to collect the data. **Results:** the confirmatory factorial analysis allowed validated the four-dimensional structure, finding adequate adjustment measures. The overall internal consistency of the instrument was appropriate, although the reliability of the dimensions was low. Convergent and discriminant internal validity deficiencies were also found, although the scale correlated appropriately with the external measures mentioned above. **Discussion and conclusion:** it is concluded that the BIEPS-J scale can be used as a screening tool for possible diagnoses on the subject of psychological well-being.

**Key words:** psychological well-being, adolescence, Montevideo, validity, reliability.

**E**l bienestar es un constructo complejo, sugestivo y de larga tradición filosófica, con matices en lo individual y en lo social, que ha ido ganando cabida en el interés de profesionales dedicados al desarrollo humano y de la salud mental tales como médicos, psicólogos, orientadores, educadores y otros enmarcados en la praxis de las ciencias sociales y de la salud<sup>1</sup>. Ahora bien, este trabajo se focaliza en el estudio multidimensional del bienestar psicológico propuesto por Carol Ryff en 1989<sup>2</sup>, concebido como un continuo de crecimiento personal sustentado en el funcionamiento psíquico adecuado y con tendencias a óptimo, a través del despliegue simultáneo —y en su justa medida— de los componentes que van posibilitando el bienestar de acuerdo a la etapa del ciclo vital en la que se encuentra el sujeto; esto es: aceptación, control, autonomía, dominio del ambiente, proyectos y, por supuesto, crecimiento personal.

Este modelo<sup>3</sup> está basado en indicadores de funcionamiento psicológico positivo que convergen en seis dimensiones, las cuales, a medida que se van cultivando en la subjetividad de la existencia personal, van aportando valor a la percepción de cómo se ha llevado la vida. Los componentes específicos que van posibilitando el bienestar psicológico son: a), aceptación, entendida como asumir la integralidad del yo; b), crecimiento personal, percibido como un desarrollo permanente a lo largo del ciclo vital; c), propósito de vida, interpretado como la idea de llevar un camino o proyecto de vida; d), relaciones sociales positivas, distinguidas como el disfrute de vínculos sanos con los demás; e), dominio ambiental, concebido como el control que se tiene sobre los recursos para la adaptación; y f), autonomía, en el sentido de autodeterminación e independencia en las decisiones.

En este punto es importante aclarar que la postura del bienestar psicológico multidimensional surge como una alternativa crítica hacia los modelos que explican este constructo desde la frecuencia con que se registra el afecto positivo sobre el negativo y que también se centran en la medición de la satisfacción. Nótese que este enfoque es una herencia marcada de la filosofía hedonista que actualmente se conoce como bienestar subjetivo. Para Ryff<sup>4,5</sup>, el bienestar psicológico debe ser abordado desde la filosofía eudaimónica basada en el virtuosismo de la vida, o en términos más psicológicos enfocados en las potencialidades del crecimiento personal que permitan una vivencia óptima, a diferencia de autores como Seligman<sup>6,7</sup> y Diener et al.<sup>8</sup> quienes plantean una posición integradora que combina tintes hedonistas y eudaimónicos.

Transcurridos varios años de la propuesta original, Ryff y Keyes<sup>3</sup> realizaron en 1995 un estudio para probar el ajuste del modelo con datos empíricos en una muestra representativa nacional de Estados Unidos de América, contando

con una versión abreviada de la escala que contenía tres ítems por dimensión; es decir, 18 elementos en total. Los resultados indicaron que el instrumento presentaba una adecuada evidencia de confiabilidad medida a través de coeficientes alfa, así como de validez por medio de análisis factoriales confirmatorios, arrojando el mejor ajuste en el modelo multidimensional conformado por los seis elementos ya mencionados y agrupados en un único factor de orden superior. De igual manera, otras experiencias de investigación han corroborado la validez factorial del modelo de seis componentes<sup>9</sup>, hecho que se ha replicado en un estudio llevado a cabo en España<sup>10</sup>.

Durante los 30 años en los que se ha investigado este modelo de bienestar psicológico se han generado datos consistentes sobre correlatos interesantes con la salud mental y física, con la personalidad y con el respectivo impacto que esto tiene en el desarrollo del ciclo vital<sup>11,12</sup>. Además, con base en las adecuadas propiedades psicométricas a nivel de confiabilidad y validez de la escala original de Ryff, se han llevado a cabo otras experiencias de medición con formatos de escalas resumidas en poblaciones de países no angloparlantes, tales como Chile, España y China<sup>13-15</sup>. Sin embargo, algunos investigadores han reportado que posiblemente el constructo de bienestar psicológico pueda tener una configuración distinta a la de los seis componentes reportados<sup>16,17</sup>.

Ahora bien, en contextos latinoamericanos, la psicóloga argentina María Martina Casullo fue pionera en el estudio epidemiológico, preventivo y salutogénico de la salud mental en adolescentes de su país<sup>18</sup>. Casullo<sup>19</sup> tomó como punto de partida la teoría formulada por Ryff para construir una medida denominada «escala de bienestar psicológico para jóvenes» (BIEPS-J). Este instrumento estuvo formado inicialmente por 20 ítems que evaluaban cinco de los seis componentes ya descritos, siendo administrado para su evaluación en una muestra de adolescentes argentinos. La autora explica que, por medio de análisis factoriales de componentes principales con rotación varimax, la solución factorial más satisfactoria, con una explicación cercana al 50 % de la varianza, estuvo conformada por cuatro dimensiones: control, vínculos, aceptación y proyectos. Además, la autora hizo hincapié en la eliminación del factor «autonomía» debido a que las saturaciones resultaron inexactas y confusas.

Casullo<sup>19</sup> culmina su trabajo con una propuesta de escala BIEPS-J constituida por 13 ítems, mismos que evalúan el bienestar psicológico a través de los cuatro constructos mencionados previamente, registrando una consistencia de 0,74 medida por medio del alfa de Cronbach y con evidencias de validez convergente y divergente. Por otro lado, en Iberoamérica se han registrado otras prácticas de validación con esta escala; por ejemplo: en un estudio desarrollado en Lima se obtuvo una estructura factorial de cuatros elementos y una confiabilidad total de 0,57<sup>20</sup>; en la ciudad de Trujillo, en Perú, se comprobó en una muestra de 1017 jóvenes la existencia de cuatros factores y se reportó una consistencia interna de 0,71<sup>21</sup>; mientras que en

Argentina también se confirmaron estas propiedades en una investigación que contó con la participación de 1270 adolescentes<sup>22</sup>. Como puede apreciarse, no existen antecedentes abocados al estudio de la confiabilidad y validez de la escala BIEPS-J, a pesar de que en este momento existe una tendencia hacia el uso de este tipo de instrumentos para el estudio del bienestar psicológico<sup>23,24</sup>.

El presente trabajo de investigación se cuestiona qué tan pertinente sería el uso de la escala BIEPS-J para la evaluación del bienestar psicológico en adolescentes montevideanos. De manera concreta se plantean las siguientes preguntas: ¿las dimensiones de control, vínculos, proyectos y aceptación podrían explicar este constructo en adolescentes montevideanos? ¿Puede ser el instrumento propuesto por Casullo una alternativa válida para medir esta variable en estos jóvenes? ¿Puede emplearse esta escala para detectar un posible riesgo psicológico con base en sus puntuaciones? Por lo tanto, el objetivo principal de este trabajo es determinar la validez de constructo y la confiabilidad de la escala de bienestar psicológico para jóvenes (BIEPS-J) diseñada por Casullo, con el firme propósito de informar a la comunidad científica acerca de sus propiedades psicométricas.

Este esfuerzo se justifica en la posibilidad de contar con un instrumento de evaluación breve, autoinformado, práctico y con evidencias de confiabilidad y validez en un contexto como el detallado hasta ahora<sup>25</sup>. Lo anterior se sustenta en el hecho de que no se encuentra un antecedente de validación en Uruguay, además de que este trabajo se enmarca en el proyecto de investigación «Bienestar psicológico en la adolescencia de la asociación civil Jóvenes Fuertes» de dicho país, cuya finalidad es la de disponer de una escala para el estudio científico, riguroso y analítico del funcionamiento psíquico adolescente convergido en indicadores psicosociales. En ese sentido, la validación de esta escala posibilitaría la visión de Rodríguez y Quiñones<sup>26</sup> sobre la inclusión de las dimensiones del bienestar psicológico en procesos de ayuda, ya sea a nivel de salud general, de orientación psicológica o de acciones terapéuticas, tanto en centros de salud mental, como en ambientes de consejería estudiantil, para la asistencia de la tarea psicosocial y la formación de la identidad. En resumen, la escala BIEPS-J puede ser el punto de partida para acciones enmarcadas en la atención, prevención y promoción de la salud mental adolescente montevideana.

## Tipo de investigación

La presente investigación se define como instrumental según la clasificación sugerida por Montero y León<sup>27</sup>. En tal sentido, el propósito del artículo fue el de determinar la validez de constructo y la confiabilidad de la escala de bienestar psicológico para jóvenes (BIEPS-J) diseñada por Casullo<sup>28</sup>, con base en dos muestras de adolescentes de Montevideo, Uruguay.

## Participantes

El análisis de las propiedades psicométricas de la escala BIEPS-J se realizó a partir de muestras de estudiantes escogidas en dos momentos diferentes; una integrada por 473 adolescentes, la otra compuesta por 188 jóvenes. La selección de los participantes se llevó a cabo en planteles educativos públicos y privados de Montevideo, a nivel de bachillerato, y conllevó la utilización de un muestreo por conveniencia. Como único criterio de exclusión se estableció la presencia de cualquier condición física o intelectual que pudiera alterar los resultados de las pruebas. En referencia a las pautas de inclusión, se consideraron: a), cursar secundaria regular; b), tener una edad comprendida entre 11 y 19 años; y c), estudiantes de ambos sexos. En vista de que no se emplearon técnicas aleatorias de muestreo, el tamaño de las muestras fue determinado por la cantidad de sujetos que participaron en el estudio mientras duró. En consecuencia, las conclusiones obtenidas han sido analizadas con cautela, extrapolando los resultados únicamente a las poblaciones de las cuales han sido extraídas.

Conviene aclarar el porqué del uso de dos muestras. La razón obedece simplemente a factores logísticos y económicos. La intención inicial era la de aplicar, además de la escala BIEPS-J, las de autoestima y malestar psicológico de Rosenberg y Kessler en los 473 adolescentes que fueron encuestados al comienzo del proyecto. Por los inconvenientes mencionados, solo fue posible implementar en estos jóvenes la escala BIEPS-J y materializar la recolección de diversos aspectos sociodemográficos. Sin embargo, en un esfuerzo por obtener medidas externas con las que se pudiera examinar la validez del instrumento, se logró realizar una segunda fase de campo en la que finalmente se administraron los tres inventarios. En esta oportunidad, la muestra contó con la participación de 188 alumnos.

## Instrumentos

### Escala de bienestar psicológico en jóvenes de Casullo

Como se ha mencionado, la medición del bienestar psicológico en los sujetos se realizó gracias a la aplicación de la escala BIEPS-J, instrumento desarrollado por Casullo<sup>28</sup> a partir de las teorías de Ryff<sup>2,29</sup>. Luego de varias modificaciones, la autora propuso una escala de 13 ítems agrupados en cuatro factores: control, vínculos, proyectos y aceptación. A su vez, el instrumento fue diseñado en formato tipo Likert en el que cada reactivo consta de tres opciones: a), en desacuerdo; b), ni de acuerdo, ni en desacuerdo; y c), de acuerdo. La corrección del instrumento plantea que la suma de los ítems reflejaría el bienestar psicológico del individuo en un sentido directo; es decir, a mayor puntuación, mayor bienestar psicológico. Esta he-

rramienta ha sido administrada en otros contextos en los que se han encontrado evidencias de validez y consistencia interna<sup>21,28</sup>.

Para efectos de claridad, se detalla a continuación la estructura de la escala. En primer lugar, la dimensión que representa el control está integrada por los ítems 1 (creo que me hago cargo de lo que digo o hago), 5 (si algo sale mal puedo aceptarlo, admitirlo), 10 (si estoy molesto por algo, soy capaz de pensar en cómo cambiarlo) y 13 (puedo aceptar mis equivocaciones y mejorar). En el constructo relacionado con los vínculos se agrupan los reactivos 2 (tengo amigos en quienes confiar), 8 (cuento con personas que me ayudan si lo necesito) y 11 (creo que en general me llevo bien con la gente). La dimensión de proyectos cuenta con las afirmaciones 3 (creo que sé lo que quiero hacer con mi vida), 6 (me importa pensar qué haré en el futuro) y 12 (soy una persona capaz de pensar en un proyecto para mi vida). Por último, la aceptación contiene a los ítems 4 (en general estoy conforme con el cuerpo que tengo), 7 (generalmente le caigo bien a la gente) y 9 (estoy bastante conforme con mi forma de ser).

#### Escala de autoestima de Rosenberg

Esta escala fue propuesta originalmente por Rosenberg en 1965<sup>30,31</sup>, construyéndola como un instrumento unidimensional cuyo fin era el de medir la autoestima a nivel global en sujetos con 11 años o más. Está integrada por 10 ítems, cinco de los cuales están redactados en sentido negativo y cinco en sentido positivo, además de ser distribuidos al azar para aumentar la fiabilidad y controlar fenómenos como el de la aquiescencia. Cada reactivo posee una puntuación que fluctúa desde 1 (totalmente en desacuerdo) hasta 4 (totalmente de acuerdo), lo que permite una aplicación sencilla que dura una media de 5 minutos y que puede ser administrada de forma grupal o individual. La confiabilidad del instrumento reportada por Rosenberg fue de 0,92, aunque validaciones posteriores llevadas a cabo por Oliva et al.<sup>32</sup> refieren cifras de 0,82.

#### Escala de malestar psicológico de Kessler

Inicialmente desarrollado por Kessler y Mroczek en 1994 y presentado posteriormente entre 2002 y 2003<sup>33,34</sup>, es un instrumento que permite evaluar el malestar psicológico no específico en términos de ansiedad o depresión; es decir, su aplicación facilita la identificación del riesgo asociado a padecer esta condición en sujetos mayores de 10 años, pero sin discriminar entre una enfermedad o la otra. También conocido como escala K10, está compuesto por 10 ítems dispuestos ordinalmente en cinco opciones: a), nunca; b), pocas veces; c), a veces; d), muchas veces; y e), siempre. La corrección de la prueba implica la obtención de un constructo unidimensional a partir de la sumatoria de los reactivos, para luego clasificar esta cantidad en cuatro categorías interpretables cualitativamente: a), sin malestar psicológico; b), leve malestar psicológico; c), moderado malestar psicológico; y d), extremo malestar psicológico. Sus propiedades psicométricas han sido valoradas en diversos contextos reportando índices de fiabilidad de 0,88 y evidencias de validez convergente de 0,89

con inventarios de depresión y ansiedad como los de Beck y Spielberg<sup>35-38</sup>.

#### Procedimiento

La investigación se desarrolló en dos momentos diferentes que abarcaron un horizonte temporal comprendido entre 2017 y 2018, recolectando la información necesaria para el estudio mediante la aplicación de los instrumentos ya descritos en colegios públicos y privados de Montevideo, gracias a la colaboración suministrada por la asociación civil Jóvenes Fuertes en términos de contacto e intermediación. En la primera etapa, fueron encuestados 473 estudiantes de bachillerato regular, a los cuales se les administró únicamente la escala de bienestar psicológico, además de una plantilla en la que se indagaba sobre aspectos sociodemográficos. Esto se repitió en una segunda instancia, esta vez con un alcance de 188 alumnos y ampliando la investigación al incluir los inventarios de autoestima y malestar psicológico. En todo momento los participantes fueron notificados acerca de los objetivos de la investigación, indicándoles que los datos proporcionados serían tratados con confidencialidad y que únicamente serían utilizados para fines investigativos. Se garantizó el anonimato y se hizo hincapié en que el estudio no representaba riesgo alguno para su salud o integridad, ni que tendría repercusiones en su desempeño académico. Todo esto quedó asentado en el consentimiento informado que fue suscrito antes de diligenciar las escalas.

#### Análisis estadístico

En primer lugar, se realizó un análisis de datos perdidos encontrando casos vacíos solo en la muestra de 473 adolescentes. Concretamente, la ausencia de respuestas se presentó en todos los ítems, registrándose un porcentaje de datos faltantes de 9,09 % ( $n = 43$ ). Para escoger la estrategia de corrección más idónea ante esta situación, se aplicó la prueba de Little con el propósito de determinar si el mecanismo de pérdida de información era completamente aleatorio, supuesto que fue rechazado ( $\chi^2 = 168,41$ ,  $p < 0,001$ ) y que permitió descartar la eliminación por lista (listwise) de los registros incompletos. En consecuencia, se emplearon técnicas de imputación múltiple para completar la base de datos, procedimiento que puede justificarse ante la presunción de que la ausencia de información puede ser enteramente explicada por aquellas variables en las que no hubo casos perdidos<sup>39-42</sup>.

En segunda instancia, se verificó el cumplimiento de las suposiciones vinculadas al método de estimación de máxima verosimilitud; esto es, normalidad multivariada y ausencia de datos atípicos. Para examinar la primera condición, se utilizó la prueba de Mardia<sup>43,44</sup> en los 13 reactivos de la primera muestra, encontrando diferencias significativas con lo planteado en la teoría ( $MC = 28,63$ ,  $p < 0,001$ ). Una vez realizada esta comprobación, se calcularon las distancias robustas de Mahalanobis<sup>45,46</sup> con la intención de identificar datos atípicos a nivel multivariado, lo que fue constatado en varios de los casos estudiados. Estas dos evidencias, sumadas al hecho de que la escala plantea los ítems como variables esencialmente ordinales de tres

categorías, conllevó la utilización de mínimos cuadrados ponderados en diagonal como alternativa para el análisis factorial confirmatorio, y la técnica de factores principales con determinante mínimo de covarianza para el análisis factorial exploratorio.

Por último, en la muestra integrada por 188 jóvenes se examinaron los supuestos paramétricos de normalidad bivarriada, linealidad, ausencia de datos atípicos e independencia, revisión que se hizo con la intención de decidir si era apropiado el uso del coeficiente de Pearson para medir la validez convergente y discriminante de la escala<sup>47-51</sup>. La primera conjetura fue verificada con el test de Henze-Zirkler, la linealidad y la inspección de valores atípicos se realizó con diagramas de dispersión y con las distancias robustas de Mahalanobis, mientras que la independencia de observaciones se contrastó por medio de la prueba de las rachas de Wald-Wolfowitz. Puesto que se encontraron violaciones a las premisas de normalidad, así como varios registros extremos, se optó por el uso del coeficiente de correlación de Spearman-Brown para esta fase de la investigación.

Los datos fueron procesados y analizados mediante 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, sem, semplots, mvn, mvoutlier y psych. La significación se determinó a partir de  $p < 0,05$ .

### Descripción de las muestras

La muestra de 473 adolescentes reportó una fracción de 54,55% ( $n = 258$ ) para el género masculino y 45,45% ( $n = 215$ ) para el femenino. En lo referente a los grupos etarios, el 48,84% ( $n = 231$ ) tuvo una edad que osciló desde 11 hasta 13 años, el 45,45% ( $n = 215$ ) se ubicó en el rango comprendido entre 14 y 16 años, y el 5,71% ( $n = 27$ ) restante exhibió una edad que fluctuó desde 17 hasta 19 años. En términos puntuales, la edad fue de  $13,76 \pm 1,54$  años ( $CV = 11,19\%$ ). En la muestra de 188 individuos el sexo se distribuyó en partes iguales; es decir, 50,00% ( $n = 94$ ) para hombres y mujeres. El 65,43% ( $n = 123$ ) de los sujetos reflejó una edad que varió desde 11 hasta 13 años y el 34,57% ( $n = 65$ ) complementario tuvo entre 14 y 16 años, sin encontrarse individuos con 17 años o más. Concretamente, la edad fue de  $13,04 \pm 0,95$  años ( $CV = 7,29\%$ ).

### Validez factorial

En primer lugar, se realizó un análisis factorial exploratorio únicamente con la intención de tener una impresión del comportamiento de la escala BIEPS-J en este estudio. Para llevarlo a cabo, la extracción se ejecutó mediante factores principales basados en la estimación de correlaciones por medio del determinante mínimo de covarianza. Diversas investigaciones demuestran que esta estrategia es robusta a la presencia de valores atípicos y especialmente eficaz cuando se manipulan datos no normales<sup>52-54</sup>, además de

ser la opción idónea cuando el interés del investigador es el de comprender la estructura latente de un instrumento, más que la reducción de su dimensiones<sup>55-57</sup>. Se empleó la rotación oblimin para obtener la solución final, considerando que este tipo de técnica es consistente con aquellos casos en los que se podrían presentar correlaciones entre las dimensiones de la escala<sup>52,58-60</sup>.

La pertinencia del procedimiento se calculó con la medida de adecuación planteada por Kaiser-Meyer-Olkin y con el test de esfericidad de Barlett, obteniendo resultados adecuados ( $KMO = 0,79$ ,  $\chi^2 = 1304,70$ ,  $p < 0,001$ ). Los hallazgos sugieren que se cumple de forma aproximada la estructura original de Casullo, la cual, en un primer acercamiento, explicaría el 40,72 % de la varianza del bienestar psicológico (tabla 1). El gráfico de sedimentación permite corroborar esto: nótese que únicamente cuatro factores poseen autovalores mayores que 1 y que a partir de este punto la recta se extiende de forma aproximadamente horizontal (figura 1). Sin embargo, se observa una inconsistencia que podría ser relevante; a saber: el ítem 7, originalmente asignado a la dimensión de los vínculos adolescentes, no satura en este constructo sino en el de aceptación, con una correlación de 0,54 (tabla 1).

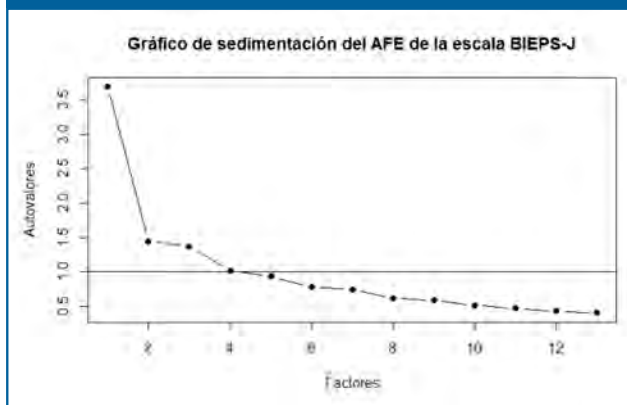
Tabla 1. Análisis factorial exploratorio (AFE) de la escala BIEPS-J

Ítems	Factores				Núm. de factores	Suma cargas cuadráticas	Varianza acum. (%)
	1	2	3	4			
Ítem 13	0,75				1	2,03	24,00
Ítem 5	0,70				2	2,27	30,78
Ítem 10	0,42				3	1,86	37,09
Ítem 1					4	1,74	40,72
Ítem 11		0,76					
Ítem 2		0,62					
Ítem 8		0,62					
Ítem 7		0,54					
Ítem 12			0,71				
Ítem 6			0,59				
Ítem 3			0,50				
Ítem 4				0,72			
Ítem 9				0,66			

Nota: el AFE se ha ejecutado con base en la muestra de 473 adolescentes. Se presentan las saturaciones en orden descendente para facilitar su comprensión. Se han omitido aquellas cargas menores que 0,40. Los factores, en orden de numeración y según la teoría, son: control, vínculos, proyectos y aceptación. Se sombrea en gris el ítem 1 porque no saturó en ninguno de los factores con carga mayor que 0,40. También se sombrea en gris el ítem 7 puesto que saturó en vínculos en vez de en aceptación, donde debía hacerlo según el modelo propuesto por Casullo.

Fuente: elaboración propia.

Figura 1. Gráfico de sedimentación para la escala BIEPS-J



Fuente: elaboración propia.

Luego de esto, se procedió a comprobar la estructura teórica de la escala, utilizando para ello un análisis factorial confirmatorio mediante mínimos cuadrados ponderados en diagonal. La escogencia de este método no solo se basó en que es una técnica eficaz para tratar con variables ordinales; además ha probado ser efectiva ante la ausencia de normalidad y en presencia de muestras pequeñas ( $n \leq 200$ ). Estudios de Monte Carlo realizados por Flora y Curran<sup>61</sup> han probado el desempeño de este procedimiento al variar la curtosis y la asimetría de los datos, el número de categorías de las variables y el tamaño muestral. Los resultados sugieren que los mínimos cuadrados ponderados en diagonal funcionan apropiadamente bajo todas las condiciones evaluadas. Otras investigaciones coinciden<sup>62-66</sup>, muy particularmente la emprendida por Bandalos<sup>67</sup>, en la que se demuestra que las estimaciones obtenidas por esta técnica fueron las más precisas y estables, incluso cuando los supuestos del modelo teórico fueron intencionalmente modificados.

El ajuste absoluto se evaluó con la prueba chi-cuadrado, a través de la relación entre el estadístico chi-cuadrado y los grados de libertad, por medio del índice de bondad de ajuste (GFI), mediante el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) y a través del residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR). También se calcularon medidas incrementales como el índice de Tucker-Lewis (TLI), índice de ajuste comparativo (CFI) e índice corregido de bondad de ajuste (AGFI). Para ahondar en las propiedades de estos indicadores, remítase a Batista-Foguet et al.<sup>68</sup>, Hooper et al.<sup>69</sup> y Escobedo-Portillo et al.<sup>70</sup>.

Con respecto a las medidas absolutas, la teoría plantea que un ajuste satisfactorio debería generar una significación mayor que 0,05 para el  $\chi^2$ <sup>71-74</sup>, aunque numerosos estudios han comprobado la sensibilidad de este estadístico al tamaño de la muestra. Por esta razón, se ha sugerido el uso del cociente  $\chi^2/gf$  como referencia robusta para determinar la calidad del modelo, cuyos valores suelen ser aceptados si son menores que 3<sup>73,75-77</sup>. El RMSEA es un indicador de qué tan bien un modelo con parámetros desconocidos reproduce la matriz de covarianzas poblacio-

nal<sup>78</sup>, mientras que el SRMR genera los residuales estandarizados al comparar la matriz de covarianzas de la muestra con la utilizada en la estimación. En ambos casos, valores cercanos a 0 constituirán evidencia de buen ajuste, siendo por lo general admitidas como adecuadas cifras menores o iguales que 0,06<sup>79-81</sup>.

En referencia a los índices, el GFI fue creado inicialmente por Jöreskog y Sörbom<sup>72</sup> como alternativa para determinar la proporción de la varianza que es explicada por la matriz de covarianzas. Por su parte, el AGFI es un indicador similar al anterior, pero calculado mediante una corrección hecha con los grados de libertad del modelo<sup>77</sup>. El TLI, también conocido como índice de ajuste no normalizado (NNFI), es una herramienta que responde mejor ante situaciones en las que se usan muestras relativamente pequeñas<sup>73,82</sup>, coeficiente que resulta semejante al CFI desarrollado por Bentler<sup>83</sup> y que es una modificación del índice de ajuste normalizado (NFI). Aunque no hay posiciones unánimes en la comunidad científica acerca de los puntos de corte de estas medidas, suelen aceptarse como apropiados aquellos mayores que 0,95<sup>80,84</sup>.

El análisis factorial confirmatorio de la escala BIEPS-J permitió corroborar la estructura de cuatro dimensiones propuesta originalmente por Casullo. El estadístico chi-cuadrado resultó significativo ( $\chi^2 = 154,73, gf = 59, p < 0,001$ ); sin embargo, la razón entre el chi-cuadrado y los grados de libertad fue apropiada ( $\chi^2/gf = 2,62 < 3$ ). Las medidas del error por aproximación y del error cuadrático residual fueron inferiores al punto de corte recomendado de 0,06 (RMSEA = 0,059, SRMR = 0,055); no obstante, se aprecia que el intervalo de confianza de 90 % para el RMSEA incluyó dicho valor, oscilando desde 0,047 hasta 0,070. Los índices GFI y AGFI fueron mayores que 0,95 (GFI = 0,979, AGFI = 0,968), pero los indicadores de ajuste encontrados a través del CFI y del TLI exhibieron un alejamiento importante de los valores referenciales (CFI = 0,835, TLI = 0,781).

### Validez convergente

La validez convergente se examinó mediante tres estrategias. En primer lugar, se calculó la relación entre los puntajes totales de las escalas de bienestar psicológico y autoestima. Tal y como sugieren Campbell y Fiske<sup>85</sup>, si ambos instrumentos evalúan constructos similares, deberían exhibir correlaciones positivas y significativas. En segundo lugar, se consideraron los coeficientes estandarizados obtenidos del análisis factorial confirmatorio. Evidencia de validez convergente la constituye el encontrar cargas factoriales estadísticamente significativas, cuyos valores individuales y promediados sean mayores que 0,70<sup>86,87</sup>. Por último, se utilizó la varianza media extraída para medir la proporción de variabilidad que es explicada por el constructo, en comparación a la que se debe al error. Como criterio general, se aceptan como puntos de corte cifras mayores o iguales que 0,50<sup>86,87</sup>.

El análisis de correlación entre la escala de bienestar psicológico y autoestima arrojó resultados que coincidieron con

lo esperado, registrándose una asociación positiva y moderada entre ambos instrumentos ( $Rho_{BP-A} = 0,50, p < 0,001$ ). Con respecto a la solución estandarizada, se encontró que todas las cargas factoriales fueron diferentes de cero ( $p < 0,001$ ), pero bajas en su mayoría. Se hallaron cifras que variaron desde 0,45 para el ítem 4 de la aceptación, hasta 0,82 para el ítem 11 de los vínculos, siendo este reactivo el único que superó el valor de referencia de 0,70 (figura 2). Al promediar los coeficientes según dimensión y total, se obtuvieron los siguientes resultados: 0,55 para control, 0,65 para vínculos, 0,59 para proyectos, 0,54 para aceptación y 0,58 para el total.

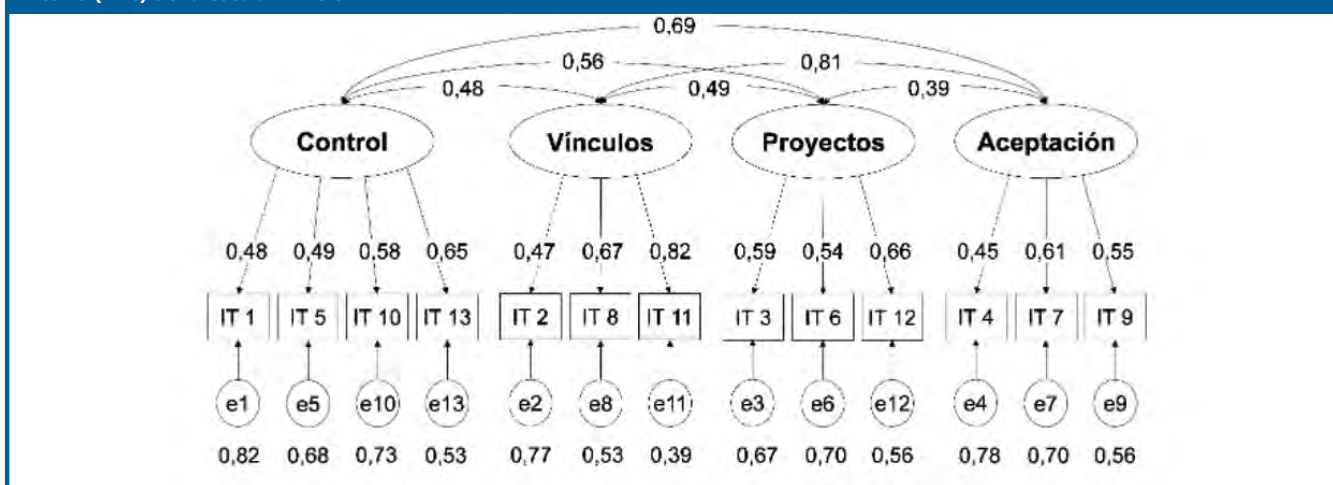
En lo concerniente a la varianza media extraída (VME), se aprecia que ninguno de los intervalos de confianza construidos para las dimensiones y el total fueron mayores que el valor sugerido de 0,50 (tabla 2); de hecho, el límite superior de confianza observado en los factores «control», «proyectos», «aceptación» y «total» fue claramente inferior a esta cifra, señalando que más del 50 % de la variabilidad en los puntajes de tales dimensiones se debe al error (tabla 2). Solo en el caso de los vínculos adolescentes (IC 95 % VME: 0,35 – 0,53) se encontró un intervalo que contuviera esta cantidad, aunque por muy poco. Estos resultados, sumados a los anteriores, ponen en entredicho la validez convergente de la escala.

Tabla 2. Evidencias de validez convergente y divergente de la escala BIEPS-J

Ítems	Criterio de cargas factoriales cruzadas				Criterio de Fornell y Larcker (VME)				
	Control	Vínculos	Proyectos	Aceptac.	Factores	Control	Vínculos	Proyectos	Aceptac.
Ítem 1	(0,48)	0,27	0,30	0,27	Control	(0,31)			
Ítem 5	0,49	0,21	0,27	0,35	Vínculos	0,23	(0,45)		
Ítem 10	(0,58)	0,22	0,35	0,44	Proyectos	0,31	0,24	(0,36)	
Ítem 13	(0,65)	0,35	0,32	0,45	Aceptac.	0,48	0,66	0,15	(0,29)
Ítem 2	0,15	(0,47)	0,23	0,39					
Ítem 8	0,36	(0,67)	0,40	0,51					
Ítem 11	0,40	(0,82)	0,34	0,70					
Ítem 3	0,27	0,28	(0,59)	0,33					
Ítem 6	0,32	0,29	(0,54)	0,14					
Ítem 12	0,40	0,31	(0,66)	0,23					
Ítem 4	0,38	0,33	0,10	(0,45)					
Ítem 7	0,35	0,55	0,25	(0,61)					
Ítem 9	0,40	0,42	0,27	(0,55)					
					Varianza media extraída (VME)				
					Dimensión	VME	ICB 95 %		p
							Lím. inf.	Lím. sup.	
					Control	0,31	0,25	0,36	< 0,001
					Vínculos	0,45	0,35	0,53	< 0,001
					Proyectos	0,36	0,28	0,43	< 0,001
					Aceptac.	0,29	0,22	0,35	< 0,001
					Total	0,34	0,27	0,42	< 0,001

Nota: se muestran entre paréntesis las cargas factoriales de los constructos a los que pertenecen. La comparación de las cargas se hace dentro de cada fila. También se muestra entre paréntesis la varianza media extraída (VME) que se lee en la diagonal de la parte derecha de la tabla. Se somborean en gris los  $R^2$  que son mayores que la VME, comparación que se hace por columnas. Fuente: elaboración propia.

Figura 2. Modelo de medida con cargas estandarizadas, correlaciones interfactores y error para el análisis factorial confirmatorio (AFC) de la escala BIEPS-J



Nota: la línea discontinua denota aquellos indicadores cuyas cargas fueron fijadas en 1 de forma arbitraria para iniciar el proceso de estimación. Todas las cargas factoriales y las correlaciones interfactores fueron significativas al nivel de  $p < 0,001$ . Fuente: elaboración propia.

### Validez divergente o discriminante

Para analizar la validez divergente se tomó como referencia externa el instrumento propuesto por Kessler para medir el malestar psicológico, conjeturando que, si las escalas evaluaran constructos opuestos, sus resultados deberían divergir y mostrar una asociación significativa y con sentido contrario. También se empleó el criterio de Fornell y Larcker, según el cual la validez discriminante queda establecida si la VME de cada constructo es mayor que el cuadrado de las correlaciones que se observa con el resto

de variables latentes<sup>88</sup>. Finalmente, y con la intención de aumentar el rigor científico en la evaluación de la escala, se consideró el método basado en las cargas factoriales cruzadas. En este caso, la validez discriminante se vería comprometida si algún indicador mostrara una mayor correlación con constructos a los que no pertenece, que la que exhibe con su propia dimensión.

La correlación entre las escalas BIEPS-J y K10 confirmó la hipótesis anterior: los puntajes de ambas medi-

das se relacionaron de forma negativa, registrándose además una asociación significativa de baja magnitud ( $Rho_{BP-MP} = -0,23, p = 0,002$ ). Sin embargo, la matriz construida con base en el criterio de Fornell y Larcker revela problemas de validez discriminante en dos de las casillas (tabla 2). Nótese que la VME del constructo «control» fue menor que la correlación al cuadrado de este con la dimensión «aceptación» (0,31 vs. 0,48), hecho que se repitió entre los factores «aceptación» y «vínculos», pero en grado ligeramente superior (0,45 vs. 0,66). Por su parte, la inspección de las cargas factoriales no revela inconsistencias con lo esperado. Como puede observarse, la saturación de cada ítem en su respectivo constructo es mayor que la registrada en las demás variables (tabla 2).

### Confiabilidad

La fiabilidad fue analizada desde la consistencia interna, calculando el alfa de Cronbach en cada una de las dimensiones del bienestar psicológico, incluido el constructo global. Adicionalmente, se estimó la modificación que sufriría este índice ante la posible eliminación de los ítems, esto con la intención de tener una idea de qué reactivos podrían ser suprimidos para mejorar las propiedades de la escala. Considerando que esta medida posee desventajas, sobre todo cuando las suposiciones subyacentes no se sa-

tisfacen<sup>89-93</sup>, también se utilizaron el coeficiente omega de McDonald y el índice de confiabilidad compuesta (ICC). Son muchos los estudios que reseñan los beneficios de estos indicadores y la superioridad que exhiben con respecto al alfa de Cronbach<sup>94-96</sup>. Por otro lado, y en relación con los valores referenciales, se consideran adecuadas cifras mayores o iguales que 0,70<sup>86,87</sup>.

La consistencia interna del instrumento reportó valores satisfactorios a nivel total, tanto los hallados con el alfa de Cronbach, como los encontrados con el omega de McDonald y con el ICC (tabla 3). Sin embargo, los niveles de confiabilidad de los factores resultaron bajos, en especial los de la aceptación adolescente ( $ICC = 0,55, \alpha = 0,56, \omega = 0,59$ ). Como puede comprobarse (tabla 3), ninguno de los indicadores de consistencia interna de las dimensiones fue mayor que 0,70, hecho que puede apreciarse al observar la estimación puntual, pero también al inspeccionar el intervalo de confianza obtenido. Según el impacto de la eliminación de los ítems en el alfa de Cronbach, la supresión de los reactivos 1 y 7 podría mejorar las propiedades de la escala, especialmente en el caso del ítem 7, cuya eliminación incrementaría la consistencia del constructo «aceptación», pasando de 0,56 a 0,62 (tabla 3).

Tabla 3. Evidencias de confiabilidad de la escala BIEPS-J

Dimensión	Estimación puntual e ICB de 95 %			Dimensión	Ítems	$\alpha$ elimin. ítem
	ICC	$\alpha$	$\omega$			
Control	0,64	0,63	0,66	Control	Ítem 1	<b>0,64 &gt; 0,63</b>
	[0,57, 0,69]	[0,58, 0,69]	[0,60, 0,71]		Ítem 5	<b>0,48 &lt; 0,63</b>
Vínculos	0,70	0,70	0,70	Vínculos	Ítem 10	<b>0,63 = 0,63</b>
	[0,61, 0,76]	[0,62, 0,77]	[0,62, 0,77]		Ítem 13	<b>0,47 &lt; 0,63</b>
Proyectos	0,62	0,62	0,62	Proyectos	Ítem 2	<b>0,61 &lt; 0,70</b>
	[0,54, 0,69]	[0,54, 0,70]	[0,54, 0,69]		Ítem 8	<b>0,58 &lt; 0,70</b>
Aceptación	0,55	0,56	0,59	Aceptación	Ítem 11	<b>0,64 &lt; 0,70</b>
	[0,45, 0,62]	[0,48, 0,62]	[0,51, 0,65]		Ítem 3	<b>0,55 &lt; 0,62</b>
BP (Total)	0,81	0,78	0,78	BP (Total)	Ítem 6	<b>0,54 &lt; 0,62</b>
	[0,77, 0,84]	[0,74, 0,82]	[0,74, 0,82]		Ítem 12	<b>0,47 &lt; 0,62</b>
					Ítem 4	<b>0,38 &lt; 0,56</b>
					Ítem 7	<b>0,62 &gt; 0,56</b>
					Ítem 9	<b>0,33 &lt; 0,56</b>

Nota: se sombrea en gris las medidas de consistencia interna que incluyeron o superaron el valor referencial de 0,70. También se sombrea en gris aquellos ítems cuya eliminación mejora el alfa de Cronbach de la dimensión a la que pertenecen. Fuente: elaboración propia.

Los resultados obtenidos han contribuido a corroborar la estructura tetrafactorial de la escala BIEPS-J a través del análisis factorial confirmatorio. Sin embargo, la escala presenta ciertas debilidades que pueden comprometer la calidad en el ajuste del modelo teórico con posibles implicaciones prácticas. En ese sentido, existen dificultades a nivel de consistencia interna en dos elementos: en el ítem 1 (creo que me hago cargo de lo que digo o hago) y en el 7 (generalmente le caigo bien a la gente). Estos reactivos presentan problemas en la adecuación de la consistencia interna; en

efecto, el análisis muestra que al ser eliminados ambos ítems aumentaría el índice de fiabilidad en sus dimensiones respectivas.

En la validación de esta escala realizada en Lima Metropolitana en Perú<sup>20</sup>, las autoras exponen que el ítem 7, originalmente ubicado por Casullo en la dimensión «aceptación», puede ser interpretado por adolescentes de la forma en cómo son concebidas, comprendidas y manejadas las relaciones sociales con pares, en vez de la percepción del sujeto sobre la aceptación de otras personas. Asimismo,



las autoras refieren que el ítem 1 tampoco pudo ubicarse en ninguna dimensión de las propuestas por Casullo en la muestra argentina. Esto se explicaría por medio de dos posibilidades: a), problemas en la comprensión del ítem en la muestra adolescente; y b), situaciones de conflicto con las tareas psicosociales referentes al control personal; es decir, a la adecuada percepción que tiene el joven sobre la responsabilidad de sus actos y consecuencias.

Con relación a las etapas evolutivas del ciclo vital y sus respectivas tareas psicosociales, la adolescencia comprende la resolución de la identidad. Es posible que ese espacio de construcción del yo en autoestima, autoconcepto y autoeficacia pueda viabilizar o no la vivencia de la dimensión de control de situaciones; en otras palabras, ese pasaje entre la experiencia subjetiva infantil al mundo adolescente puede que tenga implicaciones en las dimensiones del bienestar<sup>97</sup>. En este orden de ideas, Meier y Oros<sup>98</sup> explican que se deben considerar las características psicosociales de las etapas evolutivas en la vivencia, percepción y comprensión del bienestar psicológico; en efecto, las autoras señalan que la evaluación de las dimensiones de este constructo planteado por Ryff tiene mayor adecuación en su significado y comprensión desde la adultez joven en adelante, específicamente en las edades comprendidas entre 25 y 65 años.

También es importante destacar que el modelo de bienestar psicológico multidimensional formulado por Ryff fue concebido en la cultura norteamericana, aspecto que puede incidir en la pertinencia de las dimensiones propuestas en el contexto latinoamericano e incluso en la cultura peruana, uruguaya y argentina. Aunque Casullo realizó esta escala en un contexto argentino, también se encontró con dificultades en los ítems descritos. Cabría preguntarse si las características socioculturales de la adolescencia pueden influir en la configuración del bienestar psicológico, aspectos que también podrían explicar las inconsistencias detectadas en los ítems 1 y 7 previamente referidos.

En lo que respecta a la consistencia interna de la escala BIEPS-J, los coeficientes alfa de Cronbach encontrados en este trabajo coinciden con los obtenidos por Casullo<sup>19</sup> en el estudio original realizado con adolescentes argentinos, en el que se registró un índice de 0,74 para el total. También concuerdan con el reportado por Vidal<sup>21</sup> en adolescentes peruanos de Trujillo, cuyo valor fue de 0,71, pero difieren del alfa de Cronbach de 0,57 hallado por Martínez y Morote en la investigación realizada en Lima<sup>20</sup>. Así mismo, en la presente investigación el instrumento diseñado por Casullo generó valores adecuados de consistencia interna a nivel global, medidos a través del coeficiente alfa, omega y del ICC ( $\alpha = 0,78, \omega = 0,78, ICC = 0,81$   $\alpha = 0,78, \omega = 0,78, ICC = 0,81$ ); sin embargo, las dimensiones ostentaron cifras que fueron siempre inferiores a 0,70 y que pueden considerarse bajas, sobre todo la observada en el factor «aceptación» ( $\alpha = 0,56, \omega = 0,59, ICC = 0,55$   $\alpha = 0,56, \omega = 0,59, ICC = 0,55$ ). Estos aspectos pueden ser evaluados en futuras investigaciones tomando en consideración la revisión, modificación o eliminación de los ítems que presentan problemas.

En tal sentido, se retoma el problema que se presenta el ítem 7 analizándolo desde la validez discriminante. Se puede observar que la correlación al cuadrado de la pareja «vínculos-aceptación» es de 0,66, siendo mayor que la VME del constructo «vínculos» de 0,45 (tabla 2), de modo que los factores mencionados podrían estar midiendo lo mismo y no aspectos diferentes. En términos prácticos, esto podría cuestionar la operacionalización de las dimensiones del instrumento; aunque, por otro lado, la escala tuvo una adecuada correlación inversa con una medida externa, la del malestar psicológico de Kessler. Adicionalmente, la escala BIEPS-J presentó una correlación teóricamente esperada con la medida de autoestima de Rosenberg, lo que constituye evidencias de validez convergente. No obstante, en las dimensiones se observaron deficiencias en la capacidad de explicar más del 50 % de la varianza, además de las bajas cargas factoriales obtenidas del análisis confirmatorio.

Ahora bien, los datos obtenidos en este trabajo confirman que el bienestar psicológico se comprende desde el desarrollo subjetivo concurrido en las dimensiones de control, vínculos, proyectos y aceptación. Se concluye que la escala BIEPS-J presenta adecuadas características psicométricas a nivel de factorización y de consistencia interna, y que, por ende, podría ser empleada como herramienta complementaria para medir el bienestar psicológico de jóvenes en contextos como el uruguayo o similares. Más allá de las deficiencias internas en materia de validez convergente y discriminante, la escala, como instrumento que evalúa globalmente esta variable, puede ser utilizada como alternativa válida y confiable en adolescentes, sobre todo si se toma en cuenta la recomendación de Casullo al momento de su diseño, refiriendo que el instrumento debía ser usado considerando la puntuación total para efectos de un posible diagnóstico, y solo pensar en las dimensiones para fines interpretativos.

Lo anterior permite coincidir con lo planteado por Ryff<sup>5</sup> en la idea de que el estudio del bienestar psicológico puede ofrecer pinceladas para comprender el funcionamiento psíquico del sujeto de acuerdo a su etapa evolutiva. En esta investigación, la escala BIEPS-J arrojó datos para la reflexión terapéutica con respecto al malestar psicológico y a la autoestima; por tanto, podría ser usada con fines de cribado o screening, para luego confirmar diagnósticos por medio de estrategias adecuadas para tal fin. Asimismo, podría ser empleada en esfuerzos enmarcados en promocionar la salud mental en contextos de trabajo adolescente, ya sea de salud, educación, psicología u orientación profesional. A manera de colofón, se sugiere para futuros trabajos atender las inconsistencias a nivel interno de las dimensiones de la prueba que afectan su idoneidad en términos de validez convergente y divergente.

#### AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar su profundo agradecimiento a cada uno de los estudiantes montevideanos, quienes dispusieron solícitamente de su tiempo para participar en el estudio y responder a los instrumentos correspondien-

tes. También desean agradecer al equipo de trabajo de la asociación civil 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.

#### CONFLICTO DE INTERESES

Los autores manifiestan no tener ningún conflicto de intereses con relación al desarrollo de la presente investigación.

## Referencias

- Cassaretto-Bardales M, Martínez-Urbe P. Validation of the scales of well-being of flourishing and feelings. *Pensam Psicológico*. 2017;15(1):19-31. DOI: 10.11144/Javerianacali.PPSI15-1.VEFA.
- Ryff CD. Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *J Pers Soc Psychol*. 1989;57(6):1069-81. DOI: 10.1037/0022-3514.57.6.1069.
- Ryff CD, Keyes CLM. The structure of psychological well-being revisited. *J Pers Soc Psychol*. 1995;69(4):719-27. DOI: 10.1037//0022-3514.69.4.719.
- Ryff CD, Singer BH. Know thyself and become what you are: a eudaimonic approach to psychological well-being. *J Happiness Stud*. 2008;9(1):13-39. DOI: 10.1007/s10902-006-9019-0.
- Ryff CD. Psychological well-being revisited: advances in the science and practice of eudaimonia. *Psychother Psychosom*. 2014;83(1):10-28. DOI: 10.1159/000353263.
- Seligman MEP. *Flourish: a visionary new understanding of happiness and well-being*. 1.a ed. New York, NY: Free Pr; 2012. 349 p.
- Seligman MEP. *Authentic happiness: using the new positive psychology to realize your Potential for lasting fulfillment*. 1.a ed. New York, NY: Simon + Schuster Inc.; 2011. 336 p.
- Diener E, Wirtz D, Tov W, Kim-Prieto C, Choi D, Oishi S, et al. New well-being measures: short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Soc Indic Res*. 2010;97(2):143-56. DOI: 10.1007/s11205-009-9493-y.
- Ryff CD, Singer BH. Best news yet on the six-factor model of well-being. *Soc Sci Res*. 2006;35(4):1103-19. DOI: 10.1016/j.ssresearch.2006.01.002.
- Dierendonck D, Díaz D, Rodríguez-Carvajal R, Blanco A, Moreno-Jiménez B. Ryff's six-factor model of psychological well-being. A Spanish exploration. *Soc Indic Res*. 2008;87(3):473-9. DOI: 10.1007/s11205-007-9174-7.
- Ryff CD. Well-being with soul: science in pursuit of human potential. *Perspect Psychol Sci*. marzo de 2018;13(2):242-8. DOI: 10.1177/1745691617699836.
- Ryff CD. Eudaimonic well-being, inequality, and health: Recent findings and future directions. *Int Rev Econ*. junio de 2017;64(2):159-78. DOI: 10.1007/s12232-017-0277-4.
- Díaz D, Rodríguez-Carvajal R, Blanco A, Moreno-Jiménez B, Gallardo I, Valle C, et al. Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema*. 2006;18(3):572-7.
- Gallardo Cuadra I, Moyano-Díaz E. Análisis psicométrico de las escalas Ryff (versión española) en una muestra de adolescentes chilenos. *Univ Psychol*. 2012;11(3):931-9.
- Gao J, McLellan R. Using Ryff's scales of psychological well-being in adolescents in mainland China. *BMC Psychol*. 2018;6(1):17. DOI: 10.1186/s40359-018-0231-6.
- Springer KW, Hauser RM. An assessment of the construct validity of Ryff's scales of psychological well-being: method, mode, and measurement effects. *Soc Sci Res*. 2006;35(4):1080-102. DOI: 10.1016/j.ssresearch.2005.07.004.
- Freire C, Ferradás M del M, Núñez JC, Valle A. Estructura factorial de las escalas de bienestar psicológico de Ryff en estudiantes universitarios. *Eur J Educ Psychol*. 2017;10(1):1-8. DOI: 10.1016/j.ejeps.2016.10.001.
- Mariñelarena-Dondena L. De la epidemiología psiquiátrica a la psicología positiva. Historia de la trayectoria científica de María Martina Casullo. *Univ Psychol*. 17 de julio de 2014;13(5):1893. DOI: 10.11144/Javeriana.upsy13-5.eppp.
- Casullo MM. Evaluación del bienestar psicológico. En: M. Casullo. *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica*. (pp. 11-29). Buenos Aires: Paidós. Paidós; 2002.
- Martínez P, Morote R. El bienestar psicológico en adolescentes escolares de Lima Metropolitana. En: M. Casullo. *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica*. (pp. 55-64). Buenos Aires: Paidós. 2002.
- Vidal MC. Propiedades psicométricas de la escala de bienestar psicológico de Martina Casullo en adolescentes de Trujillo. *Rev Cienc Tecnol*. 2017;12(4):101-12.
- Casullo MM, Solano AC. Evaluación del bienestar psicológico en estudiantes adolescentes argentinos. *Rev Psicol*. 29 de julio de 2000;18(1):35-68.
- Aranguren M, Irrazabal NC. Estudio de las propiedades psicométricas de las escalas de bienestar psicológico de Ryff en una muestra de estudiantes argentinos. *Cienc Psicológicas*. 2015;9(1):73-83.
- Lara D, Alexis S. Análisis psicométrico de la escala de bienestar psicológico para adultos en estudiantes universitarios de Lima: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Psychol Av Discip*. 2014;8(1):23-31.
- Mels C, Trías D. Características psicométricas preliminares del HSCL-A adaptado para adolescentes uruguayos en contexto de violencia. *Cienc Psicológicas*. 2014;8(2):139-49.
- Rodríguez YR, Quiñones A. El bienestar psicológico en el proceso de ayuda con estudiantes universitarios. *Rev Griot*. 2012;5(1):7-17.
- Montero I. A guide for naming research studies in Psychology. *Int J Clin Health Psychology*. 2007;7(3):847-62.
- Casullo MM, Brenla ME, Castro Solano A, Cruz MS, González R, Maganto C, et al. *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica*. Buenos Aires, Argentina: Paidós; 2002. (Cuadernos de evaluación psicológica).
- Ryff CD. Psychological well-being in adult life. *Curr Dir Psychol Sci*. 1995;4(4):99-104. DOI: 10.1111/1467-8721.ep10772395.
- Rosenberg M. *Society and the adolescent self-image*. 1.a ed. New York, NY: Princeton University Press; 2015. 339 p.
- Rosenberg M. Self-concept from middle childhood through adolescence. *Psychol Perspect Self*. 1986;3(2):107-35.
- Oliva Delgado A, Antolín Suárez L, Pertegal Vega MÁ, Ríos Bermúdez M, Parra Jiménez Á, Hernando Gómez Á, et al. 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; 2011.

33. Kessler RC, Barker PR, Colpe LJ, Epstein JF, Gfroerer JC, Hiripi E, et al. Screening for serious mental illness in the general population. *Arch Gen Psychiatry*. 2003;60(2):184-9. DOI: 10.1001/archpsyc.60.2.184.
34. Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, Hiripi E, Mroczek DK, Normand SLT, et al. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychol Med*. 2002;32(6):959-76. DOI: 10.1017/s0033291702006074.
35. Brenlla ME, Aranguren M. Adaptación argentina de la escala de mal-estar psicológico de Kessler (K10). *Rev Psicol*. 2010;28(2):308-40.
36. Vargas Terrez BE, Villamil Salcedo V, Rodríguez Estrada C, Pérez Romero J, Cortés Sotres J. Validación de la escala Kessler 10 (K-10) en la detección de depresión y ansiedad en el primer nivel de atención. *Propiedades psicométricas. Salud Ment*. 2011;34(4):323-31.
37. Slade T, Grove R, Burgess P. Kessler psychological distress scale: normative data from the 2007 Australian National Survey of Mental Health and Well-being. *Aust N Z J Psychiatry*. 2011;45(4):308-16. DOI: 10.3109/00048674.2010.543653.
38. Easton SD, Safadi NS, Wang Y, Hasson RG. The Kessler psychological distress scale: translation and validation of an Arabic version. *Health Qual Life Outcomes*. 2017;15. DOI: 10.1186/s12955-017-0783-9.
39. Bhaskaran K, Smeeth L. What is the difference between missing completely at random and missing at random? *Int J Epidemiol*. 2014;43(4):1336-9. DOI: 10.1093/ije/dyu080.
40. Heitjan DF, Basu S. Distinguishing "missing at random" and "missing completely at random". *Am Stat*. 1996;50(3):207-13. DOI: 10.1080/00031305.1996.10474381.
41. Li C. Little's test of missing completely at random. *Stata J*. 2013;13(4):795-809. DOI: 10.1177/1536867X1301300407.
42. Little RJA. A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. *J Am Stat Assoc*. 1998;83(404):1198-202. DOI: 10.1080/01621459.1988.10478722.
43. Mardia KV. Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*. 1970;57(3):519. DOI: 10.2307/2334770.
44. Kankainen A, Taskinen S, Oja H. On Mardia's tests of multinormality. En: Hubert M, Pison G, Struyf A, Van Aelst S, editores. *Theory and Applications of Recent Robust Methods*. Basel: Birkhäuser Basel; 2004. p. 153-64.
45. Cabana E, Laniado H, Lillo RE. Multivariate outlier detection based on a robust Mahalanobis distance with shrinkage estimators. 2017;17(10):1-80.
46. De Maesschalck R, Jouan-Rimbaud D, Massart DL. The Mahalanobis distance. *Chemom Intell Lab Syst*. 2000;50(1):1-18. DOI: 10.1016/S0169-7439(99)00047-7.
47. Hernández-Lalinde JD, Espinosa-Castro J-F, Fernández González JE, Chacón Rangel JG, Carrillo-Sierra S-M, Bermúdez-Pirela V. Sobre el uso adecuado del coeficiente de correlación de Pearson: definición, propiedades y suposiciones. *Arch Venez Farmacol Ter*. 2018;37(5):587-95.
48. Hernández-Lalinde J, Espinosa-Castro J-F, Díaz-Camargo É, Bautista-Sandoval M, Riaño-Garzón ME, García Álvarez D, et al. Sobre el uso adecuado del coeficiente de correlación de Pearson: verificación de supuestos mediante un ejemplo aplicado a las ciencias de la salud. *Arch Venez Farmacol Ter*. 2018;37(5):452-61.
49. Mukaka M. A guide to appropriate use of correlation coefficient in medical research. *Malawi Med J J Med Assoc Malawi*. 2012;24(3):69-71.
50. Asuero AG, Sayago A, González AG. The correlation coefficient: an overview. *Crit Rev Anal Chem*. 2006;36(1):41-59. DOI: 10.1080/10408340500526766.
51. Rodgers JL, Nicewander WA. Thirteen ways to look at the correlation coefficient. *Am Stat*. 1988;42(1):59. DOI: 10.2307/2685263.
52. Treiblmaier H, Filzmoser P. Exploratory factor analysis revisited: How robust methods support the detection of hidden multivariate data structures in IS research. *Inf Manage*. mayo de 2010;47(4):197-207. DOI: 10.1016/j.im.2010.02.002.
53. Zygmunt C, Smith MR. Robust factor analysis in the presence of normality violations, missing data, and outliers: empirical questions and possible solutions. *Quant Methods Psychol*. 2014;10(1):40-55. DOI: 10.20982/tqmp.10.1.p040.
54. Pison G, Rousseeuw PJ, Filzmoser P, Croux C. Robust factor analysis. *J Multivar Anal*. 2003;84(1):145-72. DOI: 10.1016/S0047-259X(02)00007-6.
55. Conway JM, Huffcutt AI. A review and evaluation of exploratory factor analysis practices in organizational research. *Organ Res Methods*. 2003;6(2):147-68. DOI: 10.1177/1094428103251541.
56. Preacher KJ, MacCallum RC. Repairing Tom Swift's electric factor analysis machine. *Underst Stat*. 2003;2(1):13-43. DOI: 10.1207/S15328031US0201\_02.
57. Widaman KF. Common factor analysis versus principal component analysis: Differential bias in representing model parameters? *Multivar Behav Res*. 1993;28(3):263-311. DOI: 10.1207/s15327906mbr2803\_1.
58. Howard MC. A review of exploratory factor analysis decisions and overview of current practices: what we are doing and how can we improve? *Int J Human-Computer Interact*. 2016;32(1):51-62. DOI: 10.1080/10447318.2015.1087664.
59. Reio TG, Shuck B. Exploratory factor analysis: implications for theory, research, and practice. *Adv Dev Hum Resour*. 2015;17(1):12-25. DOI: 10.1177/1523422314559804.
60. Sakaluk JK, Short SD. A methodological review of exploratory factor analysis in sexuality research: used practices, best practices, and data analysis resources. *J Sex Res*. 2017;54(1):1-9. DOI: 10.1080/00224499.2015.1137538.
61. Flora DB, Curran PJ. An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychol Methods*. 2004;9(4):466-91. DOI: 10.1037/1082-989X.9.4.466.
62. Rhemtulla M, Brosseau-Liard PÉ, Savalei V. When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychol Methods*. 2012;17(3):354-73. DOI: 10.1037/a0029315.
63. Muthén B, Du SH, Spisic D, Muthén BO, du Toit SHC. Robust inference using weighted least squares and quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes. 1997;18(3):1-22.
64. Li C-H. Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behav Res Methods*. 2016;48(3):936-49. DOI: 10.3758/s13428-015-0619-7.
65. DiStefano C, Morgan GB. A Comparison of Diagonal Weighted Least Squares Robust Estimation Techniques for Ordinal Data. *Struct Equ Model Multidiscip J*. 2014;21(3):425-38. DOI: 10.1080/10705511.2014.915373.
66. Míndriľá D. Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: a comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *Int J Digit Soc*.

- 2010;1(1):60-6. DOI: 10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010.
67. Bandalos DL. Relative performance of categorical diagonally weighted least squares and robust maximum likelihood estimation. *Struct Equ Model Multidiscip J.* 2014;21(1):102-16. DOI: 10.1080/10705511.2014.859510.
  68. Batista-Foguet JM, Coenders G, Alonso J. Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Med Clínica.* 2004;122(1):21-7. DOI: 10.1157/13057542.
  69. Hooper D, Coughlan J, Mullen MR. Structural equation modelling: guidelines for determining model fit. 2008;6(1):8.
  70. Escobedo Portillo MT, Hernández Gómez JA, Estebané Ortega V, Martínez Moreno G. Modelos de ecuaciones estructurales: características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Cienc Trab.* 2016;18(55):16-22. DOI: 10.4067/S0718-24492016000100004.
  71. Jöreskog KG, Sörbom D. LISREL 8: structural equation modeling with the SIMPLIS command language. *Scientific Software International;* 1993. 262 p.
  72. Jöreskog KG, Sörbom D. Recent developments in structural equation modeling. *J Mark Res.* 1982;19(4):404-16. DOI: 10.2307/3151714.
  73. Bentler PM, Bonett DG. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychol Bull.* 1980;88(3):588-606. DOI: 10.1037/0033-2909.88.3.588.
  74. Cudeck R, Jöreskog KG, Sörbom D, Toit SD. Structural equation modeling: present and future: a festschrift in honor of Karl Jöreskog. *Scientific Software International;* 2001. 628 p.
  75. Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H. Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods Psychol Res.* 2003;8(2):23-74.
  76. Wheaton B, Muthén B, Alwin DF, Summers GF. Assessing reliability and stability in panel models. *Sociol Methodol.* 1977;8(3):84-136. DOI: 10.2307/270754.
  77. Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics. 5.a ed. Boston, MA: Allyn & Bacon/Pearson Education; 2007. 980 p.
  78. Byrne BM. Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming. Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates Publishers; 1998. 412 p.
  79. Browne MW, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. *Sociol Methods Res.* 2016;21(2):230-58. DOI: 10.1177/0049124192021002005.
  80. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Model.* 1999;6(1):1-55. DOI: 10.1080/10705519909540118.
  81. Steiger JH. Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personal Individ Differ.* 2007;42(5):893-8. DOI: 10.1016/j.paid.2006.09.017.
  82. Mulaik SA, James LR, Van Alstine J, Bennett N, Lind S, Stilwell CD. Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychol Bull.* 1989;105(3):430-45. DOI: 10.1037/0033-2909.105.3.430.
  83. Bentler PM. Comparative fit indexes in structural models. *Psychol Bull.* 1990;107(2):238-46. DOI: 10.1037/0033-2909.107.2.238.
  84. Shevlin M, Miles JNV. Effects of sample size, model specification and factor loadings on the GFI in confirmatory factor analysis. *Personal Individ Differ.* 1998;25(1):85-90. DOI: 10.1016/S0191-8869(98)00055-5.
  85. Campbell DT, Fiske DW. Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychol Bull.* 1959;56(2):81-105. DOI: 10.1037/h0046016.
  86. Bagozzi RP, Yi Y, Phillips LW. Assessing construct validity in organizational research. *Adm Sci Q.* 1991;36(3):421-58. DOI: 10.2307/2393203.
  87. Hair J, Ringle C, Starstedt M. PLS-SEM: indeed, a silver bullet. *J Mark Theory Pract.* 2011;19(2):139-51. DOI: 10.2753/MTP1069-6679190202.
  88. Fornell C, Larcker DF. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *J Mark Res.* 1981;18(1):39-50. DOI: 10.2307/3151312.
  89. Sijsma K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika.* 2009;74(1):107-20. DOI: 10.1007/s11336-008-9101-0.
  90. Agbo AA. Cronbach's alpha: Review of limitations and associated recommendations. *J Psychol Afr.* 2010;20(2):233-40.
  91. Al-Osail AM, Al-Sheikh MH, Al-Osail EM, Al-Ghamdi MA, Al-Hawas AM, Al-Bahussain AS, et al. Is Cronbach's alpha sufficient for assessing the reliability of the OSCE for an internal medicine course? *BMC Res Notes.* 2015;8(1):582. DOI: 10.1186/s13104-015-1533-x.
  92. Trizano-Hermosilla I, Alvarado JM. Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. *Front Psychol.* 2016;7(769):1-8. DOI: 10.3389/fpsyg.2016.00769.
  93. Crutzen R, Peters G-JY. Scale quality: alpha is an inadequate estimate and factor-analytic evidence is needed first of all. *Health Psychol Rev.* 2017;11(3):242-7. DOI: 10.1080/17437199.2015.1124240.
  94. Şimşek GG, Noyan F. McDonald's  $\omega$ , Cronbach's  $\alpha$ , and generalized  $\theta$  for composite reliability of common factors structures. *Commun Stat.* 2013;42(9):2008-25. DOI: 10.1080/03610918.2012.689062.
  95. Watkins MW. The reliability of multidimensional neuropsychological measures: from alpha to omega. *Clin Neuropsychol.* 2017;31(6-7):1113-26. DOI: 10.1080/13854046.2017.1317364.
  96. Dunn TJ, Baguley T, Brunsden V. From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *Br J Psychol.* 2014;105(3):399-412. DOI: 10.1111/bjop.12046.
  97. Gallardo Cuadra I, Moyano-Díaz E. Análisis psicométrico de las escalas Ryff (versión española) en una muestra de adolescentes chilenos. *Univ Psychol.* 2011;11(3):940.
  98. Meier LK, Oros LB. Adaptación y análisis psicométrico de las escalas de bienestar psicológico de Ryff en adolescentes argentinos. *Psykhé.* 2018;28(1). DOI: 10.7764/psykhé.27.2.1169.