


# A Alternativa psicométrica para la escala de bienestar psicológico de Casullo con base en una muestra de adolescentes de Maracaibo, Venezuela

*Psychometric alternative for Casullo's psychological well-being scale based on a sample of adolescents from Maracaibo, Venezuela*

 Diego García-Álvarez. Doctorado en Ciencias de la Educación. Universidad Privada Rafael Bellosillo Chacín. Maracaibo, Venezuela. Correo: diegogarcia\_123@hotmail.com

 Juan Hernández-Lalinde. <https://orcid.org/0000-0001-6768-1873>. Facultad de Ciencias Básicas y Biomédicas. Universidad Simón Bolívar. Cúcuta, Colombia. Correo: 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.4484190>

## Resumen

**L**a escala de bienestar psicológico formulada por Casullo se sustenta en el modelo multidimensional de Carol Ryff. En su versión original, esta medida está integrada por 13 ítems reunidos en los factores de control, vínculos, aceptación y proyectos. El objetivo de la investigación fue determinar las propiedades psicométricas de este instrumento en una muestra de adolescentes de Maracaibo, Venezuela, mediante la evaluación de la validez factorial, convergente y divergente, así como del análisis de la invarianza y de la consistencia interna. Para ello, se llevó a cabo un estudio instrumental en el que participaron 400 adolescentes de la mencionada ciudad. Los resultados avalaron la estructura inicial planteada por la autora; sin embargo, también revelaron problemas de validez convergente y divergente. En consecuencia, se diseñó un modelo alterno en el que se eliminó el primer reactivo y se replanteó el esquema factorial, cambio con el cual se subsanaron estas fallas y se alcanzaron adecuadas propiedades psicométricas. En este nuevo esquema, además, se comprobó la invarianza completa configural y métrica, en tanto que se verificó la invarianza parcial a nivel escalar y residual. Se concluye que la versión modificada de la escala es una herramienta válida y confiable para medir y comparar el bienestar psicológico adolescente.

**Palabras clave:** bienestar psicológico, estudios de validación, adolescentes, Maracaibo, Venezuela.

## Abstract

**T**he psychological well-being scale formulated by Casullo is based on Carol Ryff's multidimensional model. In its original version, this measure is integrated by 13 items gathered in the factors of control, links, acceptance and projects. The research aim was to determine the psychometric properties of this instrument in a sample of adolescents from Maracaibo, Venezuela, through the evaluation of factorial, convergent and discriminant validity, as well as the analysis of invariance and internal consistency. For this purpose, an instrumental study was carried out in which 400 adolescents from this city participated. The results supported the initial structure proposed by the author; however, they also revealed convergent and discriminant validity problems. Consequently, an alternate model was designed in which the first item was removed and the factorial scheme was reconsidered, a change with which these flaws were corrected and adequate psychometric properties were achieved. In this new scheme, in addition, the complete configural and metric invariance was proved, while the partial invariance was verified at the scalar and residual level. It is concluded that the modified version of the scale is a valid and reliable tool to measure and compare adolescent psychological well-being.

**Keywords:** psychological well-being, validation studies, adolescents, Maracaibo, Venezuela.

La Organización Mundial de la Salud<sup>1</sup> realiza un llamado expreso a investigar la salud mental adolescente haciendo énfasis en el bienestar de las poblaciones en esta etapa del ciclo vital, como una de las metas de desarrollo sostenible para la década del 2030. En ese sentido, para implementar políticas de salud convertidas en intervenciones orientadas a promover la salud mental adolescente en contextos clínicos, educacionales, sociales y familiares, es necesario contar con instrumentos de medición psicológica válidos y confiables que permitan realizar pesquisas descriptivas sobre el bienestar psicológico adolescente, pero también que sean recursos metodológicos pertinentes para promover la salud<sup>2</sup>.

La investigación psicológica en el campo del bienestar se ha cimentado en dos enfoques para su estudio<sup>3,4</sup>; a saber: (a) el hedonista, entendido como la frecuencia de afectos positivos sobre afectos negativos y la satisfacción que la persona reporta con la forma como ha llevado su vida; y (b) el eudaimónico, fundamentado en una visión más aristotélica, basado y centrado en el desarrollo armónico de distintos elementos vinculantes entre sí que refieren un adecuado desarrollo psicosocial o autorrealización personal. En ese último enfoque se puede encontrar el modelo teórico multidimensional del bienestar psicológico propuesto por Carol Ryff<sup>5</sup>, y más recientemente el modelo de bienestar PERMA de Martin Seligman<sup>6</sup>.

Profundizando en la teoría formulada por Ryff<sup>5,7</sup>, se tiene que esta converge en seis aspectos interrelacionados definidos como aceptación, control ambiental, proyectos, vínculos sociales, autonomía y sentido de crecimiento personal. Estas dimensiones tienen un alto valor subjetivo que responde a diversos recursos personales y contextuales, así como a características vinculadas con la edad y el género. El modelo de bienestar multidimensional de Ryff acumula 30 años de investigación tanto básica como aplicada, periodo en el cual se han documentado buenos ajustes factoriales en diferentes grupos etarios incluida la adolescencia<sup>8</sup>.

Asimismo, Ryff creó un instrumento denominado «escala de bienestar psicológico» o «Scale of Psychological Well-Being» (SPWB por sus siglas en inglés) derivado de su modelo hexadimensional. Este cuestionario ha sido examinado a profundidad y se han revisado sus propiedades psicométricas de manera detallada, no solo en su versión original, sino también en ediciones posteriores que incluyen alternativas breves y reducidas. Además, esta medida ha sido administrada en diversas culturas e idiomas. Un ejemplo se encuentra en el contexto iberoamericano, en el que Díaz y su equipo produjeron una traducción al castellano adaptada y validada en España, experiencia en la que se obtuvo una versión abreviada con la misma configuración de seis factores, y en la que se hallaron ex-

celentes índices de ajuste factorial, además de evidencias apropiadas de confiabilidad<sup>9</sup>.

Ahora bien, María Martina Casullo, psicóloga argentina, precursora latinoamericana del estudio del bienestar psicológico, en conjunto con Alejandro Castro Solano, formularon un instrumento llamado «escala de bienestar psicológico para jóvenes adolescentes» (BIEPS-J) mediante un estudio instrumental que contó con 1270 adolescentes de tres zonas geográficas de la República Argentina, de ambos sexos y con edades comprendidas entre 13 y 18 años. Luego de la revisión de jueces expertos y de la correspondiente prueba piloto, dicha investigación develó una estructura tetrafactorial que explicaba el 51 % de la varianza a partir de dimensiones como la aceptación de sí mismo, control de situaciones, proyectos y vínculos adolescentes. Cabe resaltar que, en dicho estudio, el factor de autonomía no pudo ser verificado. Por otro lado, se registró una consistencia interna global de 0,74 medida con el coeficiente alfa de Cronbach, siendo que sus dimensiones reflejaron índices que rondaron 0,50; es decir, cifras de fiabilidad bajas a moderadas<sup>10</sup>. Por lo tanto, la escala final constó de 13 reactivos agrupados en cuatro aspectos del bienestar psicológico multidimensional con evidencias de validez de contenido, factorial, convergente, divergente y confiabilidad.

Posteriormente, el funcionamiento psicométrico de la escala BIEPS-J fue analizado en Lima, Perú<sup>11</sup>, con una muestra de 413 adolescentes de ambos sexos y cuya edad fluctuó desde 13 hasta 18 años. En este estudio se encontró por medio de un análisis factorial confirmatorio (AFC) el mismo esquema de cuatro dimensiones, pero con modificaciones en la ubicación de los ítems. A su vez, la confiabilidad fue baja, alcanzando valores totales de 0,57. De igual manera, en Trujillo, Perú, otra investigación emprendida con 150 adolescentes de ambos sexos y empleando un análisis de componentes principales (ACP) reveló esta misma estructura, aunque en esta oportunidad los valores fueron superiores, reportando un porcentaje de la varianza explicada de 59 % y cifras de consistencia interna de 0,71<sup>12</sup>. También en Perú, en el distrito de Comas de la ciudad de Lima<sup>13</sup>, trabajando con un grupo de 1000 adolescentes femeninos y masculinos, se validó el esquema tetrafactorial con una fracción del 50 % de la varianza explicada. En este caso los investigadores eliminaron los reactivos 7 y 11, acción que mejoró ligeramente las propiedades de validez y confiabilidad, alcanzando un alfa de Cronbach de 0,60.

En otra instancia, en la Habana, Cuba, se realizó un estudio con 334 adolescentes tanto varones como hembras con edad que varió desde 11 hasta 16 años. En esta oportunidad se implementó un ACP de la escala BIEPS-J cuya solución apuntó a la existencia de cinco variables latentes. Esta propuesta difirió del esquema original argentino y evidenció valores bajos de confiabilidad<sup>14</sup>. En México, David Luna junto a sus colaboradores llevó a cabo un estudio instrumental con la finalidad de examinar la validez convergente y de criterio en una muestra de 271 adoles-

centes de ambos sexos con edades entre 16 y 18 años. La solución encontrada en este trabajo por medio del ACP fue de dos factores llamados «relación con uno mismo y con terceros» y «planes y recursos personales de control». Estos dos elementos lograron explicar más del 50 % de la varianza y exhibieron una fiabilidad elevada de alrededor de 0,80. También es importante destacar que, en dicha investigación, la afirmación 4 fue suprimida y que las evidencias de validez convergente con un constructo como la autoestima fueron adecuadas<sup>15</sup>.

En el contexto venezolano, específicamente en la ciudad de Maracaibo, no existen validaciones de la escala BIEPS-J, por lo que resulta necesario realizar trabajos que profundicen en las bondades psicométricas de este instrumento. En consecuencia, los objetivos de la presente investigación fueron: (a) determinar la validez factorial de la escala original propuesta por Casullo; (b) evaluar la validez convergente y discriminante de este cuestionario; (c) medir la consistencia interna del instrumento; (d) plantear una medida alternativa; y (e) examinar la invarianza factorial de esta nueva propuesta.

El presente estudio se justifica porque permite validar un instrumento que ha sido confiable en otras poblaciones, siendo incluso usado como técnica de cribado<sup>15,16</sup>. En ese sentido, se busca contar con una escala breve para evaluar el bienestar psicológico multidimensional adolescente en el contexto marabino, que también pueda ser utilizado en evaluaciones psicológicas y como recurso metodológico en intervenciones que promuevan la salud mental y física en adolescentes. En efecto, la validación de la escala posibilitaría 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 psicológicas, incluso psiquiátricas, tanto en centros de salud mental como en ambientes de orientación estudiantil. En general, la escala serviría como herramienta de apoyo para intervenciones basadas en la educación de las tareas psicosociales de la adolescencia enmarcadas en el desarrollo positivo adolescente, psicología positiva o psicología de la salud<sup>17</sup>. En resumen, la escala BIEPS-J puede ser el punto de partida para otras investigaciones instrumentales y acciones enmarcadas en la atención, prevención y promoción de la salud mental adolescente en Maracaibo, Venezuela.

### Tipo de investigación y diseño

La presente investigación se considera instrumental<sup>18</sup> ya que se enfocó en establecer las propiedades psicométricas de la escala de BP de Casullo<sup>19</sup>.

### Participantes

Se contó con la colaboración de 400 adolescentes, todos residenciados en la ciudad de Maracaibo, estado Zulia, Venezuela. Los participantes fueron contactados en instituciones de educación regular localizadas en dicha ciudad, siendo escogidos mediante muestreo propositivo. En vista de esto, el tamaño muestral se determinó discrecionalmente, tomando en consideración los objetivos del proyecto, así como las restricciones impuestas por el presupuesto y por aspectos logísticos. Las pautas de inclusión y exclusión fueron las siguientes: (a) tener una edad comprendida entre 11 y 17 años; (b) ser estudiantes de primaria o secundaria regular; (c) vivir en el municipio Maracaibo; y (d) carecer de cualquier condición física, mental o emocional que impidiera la administración de los instrumentos.

### Instrumentos

El objetivo principal del trabajo fue evaluar la escala de BP de Casullo<sup>19</sup>. Esta medida está constituida por 13 afirmaciones redactadas en estilo Likert con alternativas de respuesta distribuidas como sigue: 1 = en desacuerdo, 2 = ni de acuerdo ni en desacuerdo y 3 = de acuerdo. A su vez, tales reactivos se agrupan en cuatro factores denominados control, vínculos, aceptación y proyectos. El cuestionario ofrece una posibilidad de medición breve que ha reportado cifras adecuadas de confiabilidad, validez de constructo y validez concurrente<sup>20,21</sup>; no obstante, en algunas experiencias de investigación se han encontrado problemas con reactivos que presentan altas saturaciones en más de un factor, lo que sugiere multicolinealidad y potenciales escenarios en los que se vea afectada su validez convergente y discriminante<sup>22</sup>.

### Procedimiento

El primer paso consistió en socializar con los participantes los objetivos, el alcance y las implicaciones del proyecto. Durante esta fase, se les indicó a los adolescentes que su vinculación en el estudio era totalmente voluntaria y que no revestía riesgos para su integridad física, mental o emocional, pero tampoco recompensas de ninguna índole. También se les explicó que, de ser necesario, cualquier persona podía abandonar la investigación en el momento que requiriera o deseara, sin que ello repercutiera negativamente a nivel escolar o individual. Por último, se expuso que la información obtenida solo sería utilizada para fines investigativos y se diligenciaron los consentimientos informados con los padres y representantes de los adolescentes, así como con las juntas directivas de los planteles. Se acataron en todo momento los lineamientos de la Asociación Americana de Psicólogos (APA) y de la Federación de Psicólogos de Venezuela (FPV).

### Análisis estadístico

La primera fase del análisis consistió en examinar la cantidad de datos perdidos. Esta exploración develó un porcentaje máximo de casos vacíos de 3,75 % cuando se inspeccionó en función de los reactivos no contestados, mientras que, al revisar la proporción de información faltante por adolescente, se detectó una fracción de 7,69 %. Puesto que la frecuencia de valores ausentes fue baja<sup>23</sup>, se eliminaron estos registros y se reanudó con la investigación asumiendo información completa.

A continuación, se probó el supuesto de normalidad multivariada mediante el test de Mardia<sup>24</sup> y se calcularon las distancias robustas de Mahalanobis con el propósito de identificar datos atípicos<sup>25</sup>. Debido a que se violaron ambas premisas, se descartó el uso de máxima verosimilitud como método de estimación para el análisis factorial confirmatorio (AFC) y se optó por implementar los mínimos cuadrados ponderados en diagonal. Esta estrategia es idónea cuando se presentan tales limitaciones, sobre todo cuando se manipulan variables ordinales con pocas opciones de respuesta<sup>26</sup>.

Para evaluar el ajuste de los modelos se tomó en cuenta la prueba chi-cuadrado y su correspondiente significación; sin embargo, y considerando que este estadístico es sensible al tamaño muestral, se obtuvo también la relación entre esta medida y los grados de libertad del procedimiento, asumiendo valores de 3 y 2 como puntos de corte aceptables y óptimos, respectivamente<sup>27</sup>. Adicionalmente, se estimaron las raíces cuadradas del error cuadrático medio por aproximación (RMSEA) y de los residuos estandarizados medios (SRMR), utilizando 0,08 y 0,05 como referencias<sup>28</sup>. También se obtuvieron los índices de ajuste comparativo (CFI), de Tucker-Lewis (TLI), de bondad de ajuste (GFI) y de bondad de ajuste corregido (AGFI), fijando en 0,90 y 0,95 los valores para clasificar estos indicadores<sup>27-29</sup>.

En lo que respecta a la validez convergente, se calcularon el índice de fiabilidad compuesto (IFC) y la varianza media extraída (VME). Cifras superiores a 0,70 en el primer caso se suponen adecuadas, mientras que cantidades mayores que 0,50 se consideran apropiadas en el segundo<sup>30</sup>. Por su parte, la validez discriminante fue analizada a través del criterio de Fornell-Larcker, metodología según la cual queda establecida esta propiedad si la VME es siempre mayor que el cuadrado de las correlaciones entre cada dimensión y el resto de variables latentes<sup>31</sup>. Con la idea de darle mayor solidez al estudio, se determinó la razón de las correlaciones HTMT (heterotrait-monotrait), procedimiento diseñado por Henseler que confirma la validez discriminante si estos valores están por debajo de 0,80<sup>32</sup>.

Por otro lado, la confiabilidad se estimó a partir del alfa de Cronbach ordinal. Es numerosa la literatura científica que documenta los inconvenientes de la versión tradicional de este coeficiente, en especial cuando se incumplen las premisas matemáticas sobre las que se sustenta<sup>33,34</sup>. Ante situaciones como estas, que son frecuentes en la investigación aplicada a las ciencias sociales y del comportamiento,

una opción viable es el uso del alfa ordinal, indicador que se obtiene de la matriz de correlaciones policóricas y que ofrece ventajas al funcionar apropiadamente cuando se trabaja con escalas tipo Likert<sup>35</sup>. A modo de complemento, se calculó la media de las correlaciones ítem-total corregidas (CITC), índice que se obtuvo de promediar la asociación entre la puntuación de cada reactivo y el total de la dimensión a la que este pertenece, pero sin incluirlo. Se considera que el CITC es adecuado si sus valores fluctúan desde 0,30 hasta 0,70<sup>36,37</sup>.

El planteamiento de la escala modificada se basó en un análisis factorial exploratorio (AFE) en el que se emplearon los mínimos residuales como alternativa de extracción y el modo oblimín para la rotación de la matriz. Previo a esto, se condujo un análisis paralelo (AP) de Horn para estipular la cantidad de variables latentes, mientras que la adecuación de la muestra fue evaluada con el estadístico de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Barlett. Luego del AFE, se eliminaron aquellos ítems que reportaron una saturación menor que 0,40 o cuya comunalidad fue inferior a 0,20. Posteriormente, se replanteó la estructura factorial de la escala considerando tanto la evidencia estadística como la teoría vinculada al BP.

La invarianza fue examinada a través de la técnica del AFC multigrupos, los cuales quedaron conformados a partir del sexo de los adolescentes. La escogencia de esta característica se justifica debido a que diversos antecedentes la señalan como factor que tendría efecto sobre el BP y sus dimensiones<sup>38</sup>. Se inspeccionó la invarianza a nivel configural, métrico, escalar y residual, imponiendo restricciones de forma sucesiva y comparando estos modelos anidados a través de la diferencia en los estadísticos chi-cuadrados respectivos. Asimismo, se determinó el decremento en el CFI empleando 0,01 como disminución máxima admisible, y se calculó la reducción en el RMSEA y en el SRMR, asumiendo 0,02 como punto de corte en ambos casos<sup>39</sup>. Sumado a lo anterior, se ajustaron modelos individuales para varones y hembras a objeto de confirmar la equivalencia del instrumento.

## Resultados

### Características sociodemográficas de los participantes

La muestra estuvo conformada por 400 adolescentes, de los cuales, el 57,50 % (n = 230) fueron hembras y el 42,50 % (n = 130) fueron varones. La edad varió desde 11 hasta 17 años, con media de 14,76 ± 1,49 (CV = 10,09 %). No se registraron diferencias en esta característica según sexo (t = 0,35, gl = 398, p = 0,724), siendo de 14,78 ± 1,53 (CV = 10,35 %) en las adolescentes femeninas y de 14,73 ± 1,44 (CV = 9,78 %) en los masculinos.

### Validez factorial de la escala original

Los resultados obtenidos en esta muestra de adolescentes marabinos validan el esquema tetrafactorial propuesto en un principio por la autora. Compruébese que, aunque el estadístico chi-cuadrado fue significativo, la razón  $X^2/gl$

fue óptima (tabla 1). Por su parte, las medidas del RMSEA y del SRMR fueron aceptables, mientras que todos los índices de ajuste fueron satisfactorios (tabla 1).

Índice	Aceptable	Óptimo	Original	Alternativo
$X^2$ (p)	$p > 0,01$	$p > 0,05$	114,57 (< 0,001)	53,42 (0,274)
$X^2/gl$	< 3,00	< 2,00	114,57 / 59 = 1,94	53,42 / 48 = 1,11
RMSEA	< 0,08	< 0,05	0,05 [0,04, 0,06]	0,02 [0,02, 0,04]
SRMR	< 0,08	< 0,05	0,08	0,06
CFI	> 0,90	> 0,95	0,96	0,99
TLI	> 0,90	> 0,95	0,95	0,99
GFI	> 0,90	> 0,95	0,98	0,99
AGFI	> 0,85	> 0,90	0,96	0,98

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

### Validez convergente de la escala original

En lo que respecta a la validez convergente, la escala original posee fallas que se reflejan en el IFC y en la VME. Como puede apreciarse, el IFC fue menor que 0,70 en las dimensiones de vínculos y aceptación (tabla 2), en tanto que la VME fue inferior a 0,50 en todos los factores, salvo en los proyectos adolescentes (tabla 2).

Dimensiones	Escala original				Escala alternativa			
	$\alpha$	CITC	IFC	VME	$\alpha$	CITC	IFC	VME
Control	0,76	0,45	0,77	0,46	0,76	0,44	0,77	0,53
Vínculos	0,68	0,33	0,69	0,44	0,75	0,41	0,76	0,45
Proyectos	0,77	0,42	0,77	0,54	0,77	0,45	0,77	0,54
Aceptación	0,57	0,30	0,58	0,32	0,61	0,38	0,62	0,47
Total	0,81	0,62	0,81	0,43	0,80	0,60	0,80	0,51

Fuente: elaboración propia. Abreviaturas: IFC: índice de fiabilidad compuesto. VME: varianza media extraída. CITC: correlación ítem-total corregida promedio.

### Validez discriminante de la escala original

Al aplicar el criterio de Fornell-Larcker se detectaron inconvenientes con la validez discriminante del instrumento. Nótese (tabla 3) que la VME de los vínculos fue menor que el cuadrado de la correlación entre esta dimensión y la aceptación ( $0,44 < 0,79$ ). Lo anterior se repitió en las comparaciones entre la aceptación y los vínculos ( $0,32 < 0,79$ ), así como entre la aceptación y el control ( $0,32 < 0,35$ ). Sin embargo, al evaluar el criterio de la razón de las correlaciones HTMT no se aprecian valores que sobrepasen el punto de corte recomendado de 0,80 (tabla 3).

Tabla 3. Validez convergente y discriminante de las escalas analizadas

Dimens.	Escala original				Escala alternativa			
	C	V	P	A	C	V	P	A
Criterio de Fornell-Larcker <sup>a</sup>								
C	(0,46)				(0,53)			
V	0,12	(0,44)			0,13	(0,45)		
P	0,25	0,17	(0,54)		0,23	0,11	(0,54)	
A	0,35	0,79	0,28	(0,32)	0,24	0,24	0,32	(0,47)
Criterio de la razón de las correlaciones HTMT <sup>b</sup>								
C	NA				NA			
V	0,32	NA			0,33	NA		
P	0,48	0,35	NA		0,46	0,29	NA	
A	0,60	0,77	0,48	NA	0,49	0,46	0,55	NA

Fuente: elaboración propia. <sup>a</sup>Se comparan las VME señaladas entre paréntesis con el cuadrado de las correlaciones localizadas en las filas y columnas ubicadas debajo de la diagonal de la matriz. <sup>b</sup>Se comparan las razones de las correlaciones HTMT con 0,80 como valor máximo admisible. Abreviaturas: C: control. V: vínculos. P: proyectos. A: aceptación.

### Confiabilidad de la escala original

El coeficiente alfa ordinal reflejó niveles aceptables para el control y los proyectos adolescentes, evidenciando a su vez un buen índice de consistencia interna en lo referente al constructo total (tabla 2). No obstante, las cifras de fiabilidad halladas en los vínculos y en la aceptación pueden clasificarse como cuestionables y pobres, respectivamente (tabla 2). Por otra parte, el promedio de la CITC fue adecuado en todos los factores, fluctuando entre 0,30 y 0,70 (tabla 2).

### Propuesta y evaluación de la escala alternativa

Las deficiencias identificadas en las etapas anteriores dieron pie a esta propuesta en la que se modificó ligeramente la escala original de Casullo y se evaluaron sus propiedades psicométricas. En tal sentido, el AP de Horn reveló una estructura en la que subyacen cuatro variables latentes, hecho que concordó con el diseño de la investigadora. Posteriormente, se inspeccionó la pertinencia del AFE a través de la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin y por medio de la prueba de esfericidad de Barlett, encontrando cifras que avalaron la aplicación de esta técnica ( $KMO = 0,74$ ,  $X^2 = 768,16$ ,  $p < 0,001$ ). Una vez efectuado el AFE con los métodos de extracción y rotación mencionados en la metodología, se reformuló el esquema del cuestionario al suprimir el ítem 1 y trasladar el reactivo 7, que originalmente saturaba en aceptación, al factor de vínculos adolescentes (tabla 4).

Tabla 4. Estructura factorial del modelo alternativo obtenida mediante AFE\*

Ítem	Descripción	F1	F2	F3	F4
13	Puedo aceptar mis equivocaciones y tratar de mejorar	0,66 (0,40)			
10	Si estoy molesto(a) por algo soy capaz de pensar en cómo cambiarlo	0,62 (0,39)			
05	Si algo me sale mal puedo aceptarlo, admitirlo	0,46 (0,29)			
08	Cuento con personas que me ayudan si lo necesito		0,62 (0,38)		
07	Generalmente le caigo bien a la gente		0,54 (0,38)		
11	Creo que en general me llevo bien con la gente		0,48 (0,34)		
02	Tengo amigos en quienes confiar		0,44 (0,29)		
12	Soy una persona capaz de pensar en un proyecto para mi vida			0,69 (0,51)	
03	Creo que sé lo que quiero hacer con mi vida			0,59 (0,41)	
06	Me importa pensar en qué haré en el futuro			0,47 (0,24)	
09	Estoy bastante conforme con mi forma de ser				0,53 (0,40)
04	En general estoy conforme con el cuerpo que tengo				0,48 (0,29)

Fuente: elaboración propia. \*Se muestra la carga factorial estandarizada y la comunalidad entre paréntesis. Los ítems se presentan ordenados de mayor a menor según la carga factorial estandarizada. Abreviaturas: F1: control. F2: vínculos. F3: proyectos. F4: aceptación.

Esta nueva estructura provocó una mejora de la validez factorial, convergente y divergente, pero también de la consistencia interna de ciertas subescalas. En primer lugar, el ajuste del modelo produjo un estadístico chi-cuadrado no significativo, con índices de ajuste excelentes (tabla 1). En segundo lugar, la VME de esta propuesta mejoró los valores del instrumento generando incrementos en el control, vínculos y en la aceptación, aunque dos de estos indicadores siguen estando por debajo de 0,50 (tabla 2). El IFC también reveló cantidades que fueron mayores que 0,70 en todos los casos, a excepción de lo registrado en la aceptación de los adolescentes (tabla 2). Por otro lado, los problemas de validez discriminante desaparecieron por completo en esta alternativa (tabla 3) y la consistencia interna fue en todo momento aceptable o buena, salvo, nuevamente, en la dimensión de aceptación (tabla 2).

### Invarianza factorial de la escala alternativa

Como puede apreciarse, la estructura en la que se sustenta la escala modificada exhibió invarianza factorial a nivel configural, métrico, escalar y residual. Por un lado, obsérvese que el ajuste de los esquemas para varones y hembras fue aceptable, pero por otro, la adecuación del modelo multigrupos fue incluso superior (tabla 5). Obsérvese también que las restricciones impuestas secuencialmente a los modelos anidados no contribuyeron de forma significativa a desmejorarlos. Específicamente, las diferencias entre los chi-cuadrados de los esquemas comparados resultaron no significativas, exceptuando aquella en la que se comparó el modelo configural y métrico (tabla 5). También se observaron disminuciones en el RMSEA, SRMR y CFI que estuvieron dentro de lo requerido (tabla 5).

Tabla 5. Invarianza factorial evaluada en la escala alternativa

Índices	Modelo 1 <sup>a</sup>	Modelo 2 <sup>b</sup>	Modelo 3 <sup>c</sup>	Modelo 4 <sup>d</sup>	Modelo 5 <sup>e</sup>	Modelo 6 <sup>f</sup>
X <sup>2</sup>	76,89	70,10	59,41	79,32	93,59	108,16
p del X <sup>2</sup>	0,005	0,020	0,998	0,966	0,896	0,844
gl	48	48	96	104	112	124
X <sup>2</sup> /gl	1,60	1,46	0,62	0,76	0,84	0,87
RMSEA	0,06	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00
SRMR	0,09	0,08	0,05	0,06	0,06	0,08
CFI	0,97	0,98	1,00	1,00	1,00	1,00
Modelo comp.	NA	NA	NA	3	4	5
Δ(X <sup>2</sup> )	NA	NA	NA	19,91	14,27	14,57
Δ(gl)	NA	NA	NA	8	8	12
p del Δ(X <sup>2</sup> )	NA	NA	NA	0,011	0,075	0,266
Δ(RMSEA)	NA	NA	NA	0,00	0,00	0,00
Δ(SRMR)	NA	NA	NA	0,01	0,00	0,02
Δ(CFI)	NA	NA	NA	0,00	0,00	0,00

Fuente: elaboración propia. <sup>a</sup>Modelo sin restricciones para los varones. <sup>b</sup>Modelo sin restricciones para las hembras. <sup>c</sup>Modelo multigrupo sin restricciones para examinar invarianza configural. <sup>d</sup>Modelo con igualdad de cargas factoriales para examinar invarianza métrica. <sup>e</sup>Modelo con igualdad de cargas factoriales e interceptos para examinar invarianza escalar. <sup>f</sup>Modelo con igualdad de cargas factoriales, interceptos y residuales para examinar invarianza residual. Abreviaturas y símbolos: RMSEA: raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación. SRMR: raíz cuadrada del residuo estandarizado medio. CFI: índice de ajuste comparativo. Δ: símbolo delta. Explica la diferencia en los índices señalados entre paréntesis observados en el modelo i y en el modelo i+1.

**A**unque los resultados de la evaluación psicométrica de la escala BIEPS-J de 13 reactivos validaron su estructura tetrafactorial, también se presentaron debilidades en algunas dimensiones en lo referente a la validez convergente en fallas que se reflejaron en el IFC y en la VME, así como de la validez divergente, específicamente detectadas con el criterio de Fornell-Larcker. De igual manera, hubo debilidades a nivel de confiabilidad en las dimensiones de vínculos y aceptación, tanto que estas cifras pudieron clasificarse como cuestionables y pobres. Es un hecho que la escala original mostró deficiencias que afectaban estas propiedades psicométricas.

Por esta razón se emprendieron análisis que permitieran explorar alternativas con propiedades psicométricas más adecuadas; en efecto, el estudio sugirió eliminar el ítem 1 (creo que me hago cargo de lo que digo o hago) de la dimensión control, y trasladar el reactivo 7 (generalmente le caigo bien a la gente), que en la propuesta de la autora estaba clasificado en aceptación, al factor de vínculos adolescentes. Es evidente que estas modificaciones generaron mejoras en la validez factorial, convergente y divergente, así como también de la consistencia interna de ciertas subescalas. Este hecho concuerda con las experiencias de validación realizadas en Perú<sup>11,13</sup>, Cuba<sup>14</sup> y México<sup>15</sup>, en las cuales se han tenido que eliminar algunos reactivos generando alternativas más breves e incluso una reclasificación de los ítems en dimensiones con mejores ajustes.

Esta coincidencia en debilidades podría explicarse por motivos relacionados con las diferencias culturales que impactan en la construcción colectiva de las dimensiones del bienestar con respecto a la psicología evolutiva, pues, aunque todas las validaciones fueron realizadas en la etapa adolescente, se llevaron a cabo en muestras de distintas edades, algunos en la adolescencia temprana y otros en la adolescencia tardía. Esto podría ser una evidencia de cómo la edad puede influir en la interpretación del bienestar. Otra explicación podría encontrarse en las diferentes técnicas usadas para estimar la validez factorial.

También es importante destacar que el modelo de bienestar psicológico formulado por Ryff fue concebido en la cultura norteamericana, aspecto que puede incidir en la pertinencia en Latinoamérica de estas dimensiones, en especial en países como Perú, Venezuela y Argentina. Aunque Casullo desarrolló esta escala en Argentina, también encontró dificultades en los ítems anteriormente mencionados. Cabría preguntarse si la idiosincrasia y los aspectos socioculturales tienen efecto sobre la configuración del bienestar psicológico, algo que podría explicar las inconsistencias detectadas en las afirmaciones 1 y 7 que se citan previamente.

De igual manera, la confiabilidad obtenida de 0,80 fue ligeramente superior a la encontrada en la validación original argentina, en cuyo caso se reportó un alfa de Cronbach de 0,74. Este hallazgo se asemeja al que se registró en la investigación mexicana que evidenció un coeficiente aproximado de 0,80 en la escala de 12 ítems. En lo concerniente al resto de indicadores de fiabilidad utilizados en este trabajo, se podría concluir que el instrumento presente adecuadas propiedades, no solo a nivel global, sino también en cada una de sus dimensiones.

Ahora bien, el bienestar psicológico en esta muestra de adolescentes marabinos podría verse posibilitado por distintas dimensiones en cuanto a la capacidad para llevar una vida con sentido a través de proyectos, sentirse en control de las situaciones internas personales, así como del contexto para aprovechar oportunidades demostrando dominio ambiental y una aceptación que propicie el generar vínculos sociales sanos a través de la subjetivación adolescente de acuerdo con la edad, con el contexto sociocultural y con los recursos personales de cada individuo. En definitiva, el bienestar psicológico se comprende desde el desarrollo subjetivo concurrido en las dimensiones de control, vínculos, proyectos y aceptación en la etapa adolescente.

Se concluye que la escala BIEPS-J de 12 reactivos posee adecuadas propiedades de validez de constructo, convergente, divergente, invarianza y confiabilidad que avalarían su uso en muestras adolescentes de la ciudad de Maracaibo, Venezuela. Como se planteó anteriormente, se cree que este estudio es un punto de partida para la investigación básica y aplicada, además 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.

Por supuesto, esta investigación tiene algunas limitaciones referidas al acceso de la muestra, al tipo de muestreo y al tamaño de la misma. Por otro lado, estos resultados están referidos a la validez interna de la escala, por lo que se recomienda para futuros estudios considerar variables relativas al funcionamiento psicosocial adolescente adecuado, tales como autoestima, autoeficacia, optimismo y resiliencia, así como también variables de orden desadaptativas y de sintomatología clínica típica; por ejemplo, depresión, ansiedad, consumo de drogas, ideación e intentos de suicidio. Estos datos permitirían generar redes nomológicas que sustentarían las propiedades psicométricas de la escala. Además, se sugiere realizar otros estudios con la finalidad de profundizar en la capacidad de la escala para diferenciar por grupos de edad o sexo, pero también entre distintas culturas tanto a nivel psicométrico como a nivel de descripción del bienestar psicológico.

### Agradecimientos

Los autores desean expresar su profundo agradecimiento a la muestra de adolescentes, quienes dispusieron solícitamente de su tiempo para participar en el estudio y responder a los instrumentos correspondientes. También desean

agradecer al equipo de trabajo conformado por las psicólogas Esmeilys Suárez Urdaneta, María Alexandra Espina Gómez y Laura Criollo, quienes colaboraron en el proceso de levantar los datos y contactar a las instituciones educativas. Sin su ayuda, la culminación de este proyecto no habría sido posible.

## Referencias

1. Pan American Health Organization. The Health of Adolescents and Youth in the Americas. Implementation of the Regional Strategy and Plan of Action on Adolescent and Youth Health 2010-2018. Summary Report. Pan American Health Organization; 2018.
2. García-Álvarez, D, Hernández-Lalinde, J, Espinosa-Castro, J, Soler M. Salud mental en la adolescencia montevideana: una mirada desde el bienestar psicológico. *Arch Venez Farmacol Ter.* 2020;39(2):183-190.
3. Navascués Navascués A, Calvo Medel D, Bombin Martín A. Efectos del bienestar subjetivo y psicológico en los resultados terapéuticos de un hospital de día [Effects of subjective and psychological well - being on the therapeutic outcomes at a day hospital]. *Acción Psicológica.* 2016;13(2):143. doi:10.5944/ap.13.2.15818
4. Castro Solano AC. El bienestar psicológico: cuatro décadas de progreso. *Rev Interuniv Form Profr.* 2009;66(23):43-72.
5. Ryff CD. Happiness Is Everything, or Is It? Explorations on the Meaning of Psychological Well-Being. *J Pers Soc Psychol.* 57(6):1069-1081.
6. Cobo-Rendón R, Pérez Villalobos MV, Díaz Mujica A. Propiedades psicométricas del PERMA-Profiler para la medición del bienestar en una muestra de estudiantes universitarios chilenos. *Rev Cienc Salud.* 2020;18(1):119. doi:10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.8775
7. 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
8. 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
9. Díaz D, Rodríguez-Carvajal R, Blanco A, Moreno-Jiménez B, Gallardo I. Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema.* 2006;18(3):572-577.
10. Casullo MM, Castro Solano AC. Evaluación del bienestar psicológico en estudiantes adolescentes argentinos. *Rev Psicol.* 2000;18(1):35-68.
11. 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). Paidós; 2002.
12. Vidal MSC. Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico de Martina Casullo en adolescentes de Trujillo. *Cienc Tecnol.* 2016;12(4):101-112.
13. Faberio P. Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico BIEPS - J en alumnos del nivel secundario de Instituciones Educativas estatales del distrito de Comas, 2019. Published online 2019. Accessed September 19, 2020. [http://repositorio.ucv.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12692/37626/Faberio\\_CPB.pdf?sequence=1&isAllowed=y](http://repositorio.ucv.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12692/37626/Faberio_CPB.pdf?sequence=1&isAllowed=y)
14. Martín M. La Investigación En Cuba Desde La Perspectiva de La Psicología de La Salud. En: M. Casullo. *Evaluación Del Bienestar Psicológico En Iberoamérica.* (Pp. 79-91). Paidós; 2002.
15. Luna D, Figuerola-Escoto RP, Contreras-Ramírez J, et al. Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adolescentes (BIEPS-J) en una muestra mexicana. *Psicodebate.* 2020;20(1):43-55. doi:10.18682/pd.v20i1.957
16. Casullo MM. Evaluación Del Bienestar Psicológico. En: M. Casullo. *Evaluación Del Bienestar Psicológico En Iberoamérica.* (Pp. 11-29). Paidós; 2002.
17. Rodríguez YR, Berrios AQ. El bienestar psicológico en el proceso de ayuda con estudiantes universitarios. *Rev Griot.* 2012;5(1):7-17.
18. Montero I, León OG. A guide for naming research studies in Psychology. *Int J Clin Health Psychology.* 2007;7(3):847-862.
19. Casullo MM, Brenla ME, Castro Solano A, et al. Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica. Paidós; 2002.
20. Casullo MM, Castro Solano A. Evaluación del bienestar psicológico en estudiantes adolescentes argentinos. *Rev Psicol PUCP.* 2000;18(1):35-68. Accessed October 7, 2019. <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/6840>
21. Vidal MC. Propiedades psicométricas de la escala de bienestar psicológico de Martina Casullo en adolescentes de Trujillo. *Rev Cienc Tecnol.* 2017;12(4):101-112.
22. 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.
23. Little RJA, Rubin DB. *Statistical Analysis with Missing Data.* John Wiley & Sons; 2019.
24. Kankainen A, Taskinen S, Oja H. On Mardia's tests of multinormality. In: Hubert M, Pison G, Struyf A, Van Aelst S, eds. *Theory and Applications of Recent Robust Methods.* Birkhäuser Basel; 2004:153-164. doi:10.1007/978-3-0348-7958-3\_14
25. Cabana E, Laniado H, Lillo RE. Multivariate outlier detection based on a robust Mahalanobis distance with shrinkage estimators. *2017;17(10):1-80.*
26. Bandalos DL. Relative performance of categorical diagonally weighted least squares and robust maximum likelihood estimation. *Struct Equ Model Multidiscip J.* 2014;21(1):102-116. doi:10.1080/10705511.2014.859510
27. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Model Multidiscip J.* 1999;6(1):1-55. doi:10.1080/10705519909540118
28. Bentler PM. Comparative fit indexes in structural models. *Psychol Bull.* 1990;107(2):238-246. doi:10.1037/0033-2909.107.2.238
29. 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
30. Hair JF, Ringle CM, Sarstedt M. PLS-SEM: Indeed a Silver Bullet. *J Mark Theory Pract.* 2011;19(2):139-152. doi:10.2753/MTP1069-6679190202
31. 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
32. Henseler J, Ringle CM, Sarstedt M. A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *J Acad Mark Sci.* 2015;43(1):115-135. doi:10.1007/s11747-014-0403-8
33. Gadermann AM, Guhn M, Zumbo BD. Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical,



- and practical guide. doi:10.7275/N560-J767
34. The Alpha and the Omega of Scale Reliability and Validity: why and how to Abandon Cronbach's Alpha | European Health Psychologist. Accessed September 13, 2020. <https://www.ehps.net/ehp/index.php/contents/article/view/367>
  35. Zumbo B, Gadermann A, Zeisser C. Ordinal Versions of Coefficients Alpha and Theta for Likert Rating Scales. *J Mod Appl Stat Methods*. 2007;6(1). doi:10.22237/jmasm/1177992180
  36. Asuero AG, Sayago A, González AG. The correlation coefficient: an overview. *Crit Rev Anal Chem*. 2006;36(1):41-59. doi:10.1080/10408340500526766
  37. Benesty J, Chen J, Huang Y, Cohen I. Pearson Correlation Coefficient. In: *Noise Reduction in Speech Processing*. Vol 2. Springer Berlin Heidelberg; 2009:1-4. doi:10.1007/978-3-642-00296-0\_5
  38. García Álvarez D, Hernández-Lalinde J, Espinosa-Castro J-F, Soler MJ. Salud mental en la adolescencia montevideana: una mirada desde el bienestar psicológico. *Rev Arch Venez Farmacol Ter*. Published online 2020. Accessed September 13, 2020. <https://bonga.unisimon.edu.co/handle/20.500.12442/6341>
  39. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Struct Equ Model Multidiscip J*. 2002;9(2):233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902\_5



[www.revhipertension.com](http://www.revhipertension.com)  
[www.revdiabetes.com](http://www.revdiabetes.com)  
[www.revsindrome.com](http://www.revsindrome.com)  
[www.revistaavft.com](http://www.revistaavft.com)

#### Indices y Bases de Datos:

AVFT está incluida en las bases de datos de publicaciones científicas en salud:

**OPEN JOURNAL SYSTEMS**

**REDALYC** (Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal)

**SCOPUS** de Excerpta Medica

**GOOGLE SCHOLAR**

**Scielo**

**BIREME** (Centro Latinoamericano y del Caribe de Información en Ciencias de la Salud)

**LATINDEX** (Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal)

**Índice de Revistas Latinoamericanas en Ciencias** (Universidad Nacional Autónoma de México)

**LIVECS** (Literatura Venezolana de Ciencias de la Salud)

**LILACS** (Literatura Latinoamericana y del Caribe en Ciencias de la Salud)

**PERIÓDICA** (Índices de Revistas Latinoamericanas en Ciencias)

**REVENCYT** (Índice y Biblioteca Electrónica de Revistas Venezolanas de Ciencias y Tecnología)

**SABER - UCV**

**EBSCO Publishing**

**PROQUEST**