

## Estructura factorial del Cuestionario Bienestar Psicológico de Ryff en una muestra de universitarios ecuatorianos

### Factorial Analysis of the Psychological Well-Being Questionnaire by Ryff in College Ecuadorian Sample

Rodrigo Moreta-Herrera<sup>a</sup>, Carlos Reyes-Valenzuela<sup>b</sup>, Loreto Villagrán<sup>c</sup>, Ismael Gaibor-González<sup>d</sup>, & Javier López-Castro<sup>d</sup>

<sup>a</sup>*Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Ambato, Ecuador*

<sup>b</sup>*Universidad Andina Simón Bolívar, Quito, Ecuador*

<sup>c</sup>*Universidad de Concepción, Concepción, Chile*

<sup>d</sup>*Universidad Técnica de Ambato, Ambato, Ecuador*

El estudio explora la estructura factorial del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff (PWBS) en universitarios del Ecuador. Se consideró la validez por medio de estructura a través del análisis factorial y la fiabilidad con índices de consistencia interna como el alfa de Cronbach, y de su estabilidad temporal con correlaciones test-retest. Participaron 441 universitarios (73% mujeres y 27% hombres) entre 17 a 39 años ( $M = 20,9$ ;  $DS = 2,36$ ) de dos universidades de Ambato, Ecuador. Los resultados confirman el modelo de seis factores tradicionalmente planteados, correlacionados en una versión de 28 ítems (retiro del ítem 13) con indicadores de ajuste de:  $\chi^2 = 971,1$ ;  $p < ,001$ ;  $gl = 335$ ;  $\chi^2/gl = 2,9$ ;  $CFI = ,93$ ;  $TLI = ,92$ ;  $SRMR = ,08$ ;  $RMSEA = ,066$  [ $,061 - ,071$ ]. La fiabilidad de los factores resulta aceptable, entre  $\omega = ,58$  en crecimiento personal y  $\omega = ,79$  para autoaceptación y propósito en la vida. Además, la fiabilidad temporal, en intervalos de dos semanas, también es aceptable,  $r = ,92$ ;  $p < ,001$ ; y  $t = 2,14$ ;  $p < ,05$ . Se concluye que el modelo de ajuste de seis factores de la Escala de Ryff se adapta a la población universitaria del Ecuador, en línea con estudios anteriores en poblaciones similares.

*Palabras clave:* bienestar psicológico, estabilidad, factorización, fiabilidad, validez.

The study explores the factorial structure of the Ryff's Psychological Wellbeing Questionnaire (PWBS) in university students in Ecuador, configuring itself as an instrumental study of factorial validity, internal consistency type and temporal stability and temporal validity of the test. Four hundred forty-one university students participated (73% women and 27% men), between 17 and 39 years old ( $M = 20.9$ ;  $SD = 2.36$ ), from two universities in Ambato, Ecuador. At the level of results, the model of six correlated factors is confirmed in a version of 28 items (withdrawal of item 13) with adjustment indicators of  $\chi^2 = 971.1$ ;  $p < .001$ ;  $gl = 335$ ;  $\chi^2/gl = 2.9$ ;  $CFI = .93$ ;  $TLI = .92$ ;  $SRMR = .08$ ;  $RMSEA = .066$  [ $.061 - .071$ ]. The reliability of the factors is acceptable, between  $\omega = .58$  in personal growth and  $\omega = .79$  for self-acceptance and purpose in life. Furthermore, it has temporal stability validity in two-week intervals with  $r = .92$ ,  $p < .001$ ; and  $t = 2.14$ ;  $p < .05$ . It is concluded that the six-factor adjustment model of the Ryff Scale is adapted to the university population of Ecuador, in line with previous studies in similar populations.

*Keywords:* psychological well-being, stability, factoring, reliability, validity.

---

*Contacto:* R. Moreta-Herrera. Escuela de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Av. Manuela Sáenz s/n, sector el Tropezón, Ambato, Ecuador. Correo electrónico: rmoreta@pucesa.edu.ec

*Cómo citar:* Moreta-Herrera, R., Reyes-Valenzuela, C., Villagrán, L., Gaibor-González, I., & López-Castro, J. (2021). Estructura factorial del Cuestionario Bienestar Psicológico de Ryff en una muestra de universitarios ecuatorianos. *Revista de Psicología*, 30(1), 1-12.

<http://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2021.55410>

## Introducción

El bienestar psicológico (BP) comprende el modo de funcionamiento psicológico que las personas desarrollan, el cual sirve para afrontar diversos retos vitales o para plantearse objetivos personales (Ryff, 1989a, 1989b). Inicialmente, el BP conforma un aspecto vinculado al desarrollo de recursos, lo que es propio de los modelos humanistas posteriores a la Segunda Guerra Mundial; esta plantea un cambio en la perspectiva de salud que predominaba, focalizada en la enfermedad y los déficits por modelos que se centraron en el funcionamiento positivo de los individuos (Simmons, Jones, & Bradley, 2017).

A partir del surgimiento de las numerosas investigaciones que rescatan una tradición eudaimónica del bienestar (Díaz et al., 2006; Ryff, 2017), Carol Ryff (1989a, 1989b) propone un modelo teórico multidimensional del bienestar, el cual varía de acuerdo con aspectos tales como la edad, el sexo o el contexto. Este modelo identifica seis dimensiones: *autoaceptación* que se refiere a las actitudes positivas hacia uno mismo; *relaciones positivas con otros* que aborda la disponibilidad de contar con vínculos sociales positivos y estables; *autonomía* que identifica la capacidad de autodeterminación e independencia; *dominio del entorno* entendido como la habilidad para elegir o crear entornos favorables para satisfacer deseos y necesidades propias; *propósito en la vida* asociado al establecimiento de metas que permitan dotar a la vida de sentido; y *crecimiento personal* que evalúa la motivación para desarrollarse.

El modelo de seis dimensiones ha presentado un gran impacto, constituyéndose en una prueba empírica ampliamente utilizada (Henn, Hill, & Jorgensen, 2016), incluyendo el Ecuador (Torres-Salazar, Moreta-Herrera, Ramos-Ramírez, & López-Castro 2020; Yáñez-Ramos & Moreta-Herrera, 2020) que dio paso a la configuración de una escala coherente con este modelo teórico, denominada Escala de Bienestar Psicológico de Carol Ryff (PWBS). La escala cuenta con diversas versiones, siendo la de 39 ítems de Van Dierendonck (2004) una de las primeras que confirma el modelo de seis factores. Basándose en este estudio, Díaz y otros (2006) realizan el proceso de adaptación y validación con población española al español (PWBS-E), obteniendo una versión corta

de 29 ítems de seis factores con un factor de segundo orden ( $\chi^2 = 615,7$ ;  $gl = 345$ ;  $\chi^2/gl = 1,8$ ; CFI = ,95; TLI = ,94; SRMR = ,05; RMSEA = ,04) y con mejoras en las propiedades psicométricas (alfas de Cronbach de 0,83 para autoaceptación; 0,81 en relaciones positivas; 0,73 para autonomía; 0,71 en dominio del entorno; 0,68 en crecimiento personal; y 0,83 en propósito en la vida).

Los estudios que utilizan la PWBS-E en América Latina están considerando una diversidad de muestras, identificándose mayoritariamente a estudiantes universitarios (Aranguren & Irrazabal, 2015; Del Valle, Hormaechea, & Urquijo, 2015; Domínguez Lara, 2014; Domínguez-Lara et al., 2019; Espinoza Pillado & Barra Almagiá, 2019; Matalinares et al., 2016; Moreta Herrera, Gaibor González, & Barrera, 2017; Pineda Roa, Castro Muñoz, & Chaparro Clavijo, 2018; Véliz Burgos, 2012), en adultos (Chitgian-Urzuá, Urzuá, & Vera-Villaruel, 2013; González Rivera, Quintero-Jiménez, Veray-Alicea, & Rosario-Rodríguez, 2016), universitarios y adultos (Medina-Calvillo, Gutiérrez-Hernández, & Padrós-Blázquez, 2013; Moreta-Herrera, López-Calle, Gordón-Villalva, Ortiz-Ochoa, & Gaibor-González, 2018), en adultos migrantes (Silva S., Urzuá M., Caqueo-Urizar, Lufin, & Irarrázaval, 2016), en adultos militares (Reyna Barajas, Delfino, & Mele, 2013), en población adolescente (Gallardo Cuadra & Moyano-Díaz, 2012) y en adultos mayores (Palma-Candia, Hueso-Montoro, Ortega-Valdivieso, Montoya-Juárez, & Cruz-Quintana, 2016). Al respecto, algunos de estos estudios no necesariamente disponen de una valoración previa de la validez factorial para sus respectivas poblaciones, lo cual genera problemas de precisión a la hora de la estimación de resultados.

Una de las discusiones que ha caracterizado el uso de la PWBS-E se refiere a su dimensionalidad y la identificación de un modelo de seis o menos factores: las mediciones en la región tienden a confirmar tal modelo y otros, en menor medida, sugieren modelos alternativos. Por otro lado, los estudios que apoyan sus medidas con evidencias de validez (e.g., de estructura a través del análisis factorial) y de fiabilidad (e.g., con índices de consistencia interna como el alfa de Cronbach, o de su estabilidad temporal con correlaciones test-retest) presentan una diversidad de valores de ajustes: por ejemplo, en la investigación de Véliz Burgos

(2012) en población universitaria chilena, se encontraron los valores de  $\chi^2 = 2569,1$ ;  $p < ,001$ ;  $gl = 614$ ;  $\chi^2/gl = 4,2$ ;  $CFI = ,95$ ;  $TLI = ,94$ ;  $SRMR = ,060$ ;  $RMSEA = ,068$ , en la cual no se identifica un modelo jerárquico subyacente. También en Chile, en el estudio de Chitgian-Urzúa et al. (2013) se indicaron valores de  $\chi^2 = 896,9$ ;  $p < ,001$ ;  $gl = 370$ ;  $\chi^2/gl = 2,42$ ;  $CFI = ,81$ ;  $NFI = ,72$ ;  $SRMR = ,077$ ;  $RMSEA = ,068$ , que evidencia la falta de ajuste del modelo de la medida a la de tipo jerárquico (un factor de segundo orden). En este caso, se presenta una fiabilidad adecuada con valores alfas entre ,72 para autoaceptación y ,55 para dominio del entorno. En Colombia, se confirma un modelo de seis factores jerárquico con valores de  $\chi^2 = 1859,5$ ;  $p < ,001$ ;  $gl = 373$ ;  $\chi^2/gl = 4,99$ ;  $CFI = ,95$ ;  $NFI = ,93$ ;  $SRMR = ,076$ ;  $RMSEA = ,075$  [.071 - ,078] con niveles de fiabilidad adecuados utilizando el coeficiente omega ( $\omega$ ) de 0,74 para autoaceptación, 0,73 en relaciones positivas, 0,69 para autonomía, 0,76 en crecimiento personal, 0,60 dominio del entorno y 0,83 propósito en la vida (Pineda Roa et al., 2018). Por último, en México, se halló un modelo de tres factores, esto es, las dimensiones de crecimiento personal, relaciones positivas y autoaceptación, con valores de  $\chi^2 = 63682$ ;  $p < ,05$ ;  $\chi^2/gl = 2,65$ ;  $CFI = ,978$   $TLI = ,968$ ;  $SRMR = ,030$ ;  $RMSEA = ,046$  (Jurado García, Benítez Hernández, Mondaca Fernández, Rodríguez Villalobos, & Blanco Ornelas, 2017).

Con base en los resultados anteriores, una investigación reciente de Domínguez-Lara y Navarro-Loli (2018) plantea limitaciones en cómo los estudios latinoamericanos establecen las dimensiones, puesto que los índices de ajuste no resultarían adecuados siguiendo directrices recomendadas ( $CFI > ,95$ ;  $RMSEA < ,06$ ;  $SRMR < ,08$ ). A pesar de esto, los resultados de estudios psicométricos en la región, mayoritariamente, han ido generando confirmaciones al modelo de seis factores, lo que interroga sobre la orientación a replicar un modelo, más que explicar las posibles diferencias que se han producido.

Otro aspecto que se ha observado en estudios que utilizan el PWBS-E con muestras latinoamericanas es la tendencia a verificar sus propiedades con técnicas que hoy en día están siendo cuestionadas tales como el coeficiente momento-producto de Cronbach ( $\alpha$ ) para el cálculo de la fiabilidad, o estimadores de menor robustez como la máxima verosimilitud (Elosua Oviden & Zumbo, 2008; Jin

& Cao, 2018; Li, 2016). De esta forma, al no contar con parámetros referenciales de los análisis instrumentales utilizados para la verificación, los resultados expuestos pueden presentar errores de precisión en las puntuaciones y contener un nivel considerable de sesgo. Esto sucede, por ejemplo, en los análisis factoriales cuando se usan estimaciones específicas sin verificar los requisitos previos de normalidad multivariante y de naturaleza del ítem (Domínguez-Lara & Navarro-Loli, 2018; Jin & Cao, 2018), por lo que la estructuración factorial pueda variar o no ajustarse al modelo original. En la actualidad, resulta cada vez más frecuente en investigación instrumental el uso de medidas alternativas como el coeficiente omega ( $\omega$ ; McDonald, 1999) que ha sido escasamente utilizado en la medida de fiabilidad del PWBS-E (Domínguez-Lara et al., 2018; Pineda-Roa et al., 2018). Asimismo, la estimación factorial se está realizando principalmente con base en correlaciones policóricas o tetracóricas debido a la naturaleza ordinal de los ítems y al método de estimación robusta (Domínguez-Lara, 2014; Domínguez-Lara et al., 2018; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Jin & Cao, 2018; Li, 2016) que se ajustan a las particularidades propias de medición en ciencias sociales.

La falta de estudios sobre la estructura interna en el PWBS-E en el contexto latinoamericano plantea una gran limitación que podría afectar la validez de los resultados en estos contextos, puesto que no se están considerando las variaciones de las poblaciones analizadas ni la dependencia de las pruebas a aspectos culturales (Jonason et al., 2020; Pineda Roa et al., 2018). Sin embargo, posiblemente la mayor interrogante a responder corresponda a si el modelo multidimensional de la PWBS-E resulta o no generalizable en población latinoamericana. Esto exige la confirmación de que el constructo de bienestar psicológico sea similar entre la cultura de procedencia de la prueba o de sus adaptaciones y la nueva cultura analizada.

En definitiva, es llamativa la escasa atención prestada a la validez factorial de la PWBS-E y, más aún, si resulta convergente con distintas poblaciones. Un estudio de Chitgian-Urzúa et al. (2013) compara en distintas etapas de la vida adulta, el ajuste factorial de los modelos de corrección en 1.646 chilenos distribuidos entre 18 y 90 años. Los hallazgos confirman un modelo de seis dimensiones sin factor de segundo orden, el cual

presenta un mejor comportamiento en todos los grupos, a excepción de adultos mayores, aunque sin presentar un buen nivel de ajuste en todos los grupos, tal como se ha encontrado en otros estudios. A pesar de estos resultados, es posible plantear que el modelo multidimensional del PWBS-E presenta una estructura poco consistente, fuertemente susceptible a los cambios culturales, la heterogeneidad y tamaño de las muestras.

De acuerdo con estas consideraciones, el presente trabajo plantea dos objetivos. En primer lugar, analizar la estructura factorial del PWBS-E y confirmar o descartar su ajuste a las características de población adulta universitaria ecuatoriana. En segundo término, se busca verificar la fiabilidad de la prueba con índices alternativos como el coeficiente omega y complementarios como de su estabilidad temporal a través de correlaciones test-retest.

## Método

### Diseño

La presente investigación se constituye como un estudio cuantitativo instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013) en que se pretende conocer las propiedades psicométricas del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff, como es la validez (e.g., de estructura a través del análisis factorial) y la fiabilidad (e.g., con índices de consistencia interna como el alfa de Cronbach, o de su estabilidad temporal con correlaciones test-retest).

### Participantes

Participaron 441 personas en el estudio (73% mujeres y 27% hombres), cuyas edades fluctuaron entre 17 y 39 años ( $M = 20,9$ ;  $DE = 2,36$ ). El 91,2% son solteros/as, el 5,4% casados/as, el 2,5% está en unión libre y el 0,9% son divorciados/as. Los participantes son estudiantes de una universidad pública (37,6%) y una universidad cofinanciada (63,4%) de la ciudad de Ambato, Ecuador.

La selección de los participantes se realizó a través de un muestreo no probabilístico con criterios de inclusión: a) participación voluntaria; b) ser estudiante universitario de una de las universidades de interés; c) mantener asistencia regular a clases; y c) firmar carta de consentimiento para participar en el estudio.

## Instrumentos

**Cuestionario de Bienestar Psicológico** (PWBS, Ryff, 1989) con la versión de 29 ítems desarrollada por Díaz y otros (PWBS-E, 2006). Cabe resaltar que este modelo de instrumento es el que tiene mayor práctica y referenciación en la región latinoamericana y permite un mejor contraste de los resultados con otros similares. El cuestionario presenta un formato de respuesta de seis opciones que varía de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 6 (*totalmente de acuerdo*).

## Procedimiento

El presente trabajo surge del plan de investigación intitulado “Bienestar psicológico y el rendimiento académico en estudiantes de psicología”, mismo que fue aprobado por el Consejo de la Escuela de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador, sede Ambato, y su respectivo comité de ética, tras evidenciar que la propuesta se adhiere a los aspectos técnicos de la investigación, así como a las normas éticas contenidas en la declaración de Helsinki.

Inicialmente, se solicitó la respectiva autorización institucional de las universidades participantes a fin de que conocieran el proyecto y los objetivos propuestos. Posteriormente, se solicitó a los participantes voluntarios, la lectura de la carta de consentimiento para la participación en el proyecto y la difusión de los resultados preservando el anonimato de los colaboradores. Posterior a ello, se procedió a la administración del cuestionario en las instalaciones de las universidades participantes en el estudio que se realizó en las aulas de clase y de manera grupal. Finalmente, se realizó la depuración inicial de la prueba, el tabulado y la elaboración de la base de datos junto con los análisis de datos de las propiedades psicométricas de la prueba para el contraste de hipótesis y finalmente la formulación de los reportes de investigación.

## Análisis de datos

Inicialmente, se realizó un análisis preliminar de los ítems a través de su media aritmética ( $M$ ), varianza ( $s^2$ ), desviación estándar ( $DE$ ). También, se verifica el supuesto de normalidad univariante a través de la asimetría ( $g_1$ ) y la curtosis ( $g_2$ ), en el que se espera que los valores se encuentren dentro del rango  $\pm 1,5$  para su cumplimiento (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Junto con este supuesto, se verifica la normalidad multivariante por

medio de las pruebas de Mardia (1970) en  $g_1$  y  $g_2$  y en el que se espera la ausencia de significancia ( $p > ,05$ ) para su comprobación.

Luego, se revisaron las correlaciones ítem-test corregidas ( $r_{(i-tc)}$ ) para valorar la presencia de multicolinealidad ( $r_{(i-tc)} \geq 0,95$ ) o la escasa relación del ítem con el total ( $r_{(i-tc)} \leq 0,2$ ) (Morin, Myers, & Lee, 2020).

La segunda etapa comprendió el análisis factorial confirmatorio (AFC). En este se probaron tres modelos (unifactorial, de seis factores correlacionado con 29 ítems y seis factores correlacionado con 28 ítems). La estimación del AFC se realizó con base en la estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (DWLS), que es uno de los métodos más recomendados ante la ausencia de normalidad multivariada (Jin & Cao, 2018; Li, 2016). Se calcularon los distintos índices de ajuste, como los absolutos (chi cuadrado [ $\chi^2$ ], chi cuadrado normado [ $\chi^2/df$ ] y la raíz cuadrática media estandarizada [SRMR]); los relativos (índice de ajuste comparado [CFI] e índice de Tucker-Lewis [TLI]); y el no basado en la centralidad (error cuadrático medio de aproximación [RMSEA]). Se considera un ajuste adecuado cuando el  $\chi^2$  no es significativo ( $p < ,05$ ), el  $\chi^2/df$  es menor a 4; el CFI y el TLI es mayor a ,90 (de preferencia mayor a ,95) y el RMSEA y el SRMR son menores a ,08 (Brown, 2015; Byrne, 2008; Yang-Wallentin, Jöreskog, & Luo, 2010). También se analizan las saturaciones de los tres modelos ( $\lambda$ ).

Una cuarta etapa estableció el cálculo de la fiabilidad y la atenuación de los factores. Se calculó el coeficiente Omega ( $\omega$ ; McDonald, 1999; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017) de cada uno de los factores, dado que el coeficiente  $\omega$  expresa de mejor maneja la fiabilidad en ítems con naturaleza categórica y sin distribución normal multivariada (Domínguez Lara, 2014; Elosua Oliden & Zumbo, 2008). Finalmente, se analiza la estabilidad temporal de la fiabilidad a través de la toma de un retest en un lapso de dos semanas posteriores a la evaluación inicial a fin de conocer su persistencia a través del tiempo. Mismo que se analiza por medio del coeficiente de Pearson ( $r$ ) y la prueba  $t$  de student para muestras relacionadas.

Los programas estadísticos empleados en el análisis de resultados fueron el programa R versión 3.6.1 (R Core Team, 2019) con sus paquetes Lavaan para el AFC, MBESS para la fiabilidad y MNV para las pruebas de normalidad univariante y multivariante.

## Resultados

### Análisis preliminar de los ítems

El análisis descriptivo multivariado (tabla 1) identificó que los valores de los ítems varían entre  $M_{(item\ 13)} = 3,54$ ;  $DS = 1,45$  y  $M_{(item\ 21)} = 5,33$ ;  $DS = 0,87$ ; pero estas variaciones entre ítems son homogéneas entre sí. En el análisis de  $g_1$  y  $g_2$  que prueban la normalidad univariante, se encontró que los ítems 14, 17, 21, 24, 27 y 28 no se encuentran dentro del rango de  $\pm 1,5$ , lo que señala que no todos los ítems siguen una distribución univariante normal. En el caso de la normalidad multivariante, los resultados de las pruebas de Mardia para  $g_1$  y  $g_2$  son significativas ( $p < ,05$ ) de lo que se extrae que no existe normalidad multivariada. Por último, el análisis de correlaciones ítems-test corregida muestra que, a excepción del ítem 13 con  $r_{(i-tc)} = ,036$ , todas las correlaciones se encontraron dentro de los parámetros de aceptación propuestos previamente, por lo que estima que contribuyen a la variable latente de bienestar psicológico.

### Análisis factorial confirmatorio

Se probaron cuatro modelos de ajuste de la PWBS-E. El primero comprende el modelo de seis factores correlacionados de 29 ítems; el segundo, un modelo alternativo de 28 ítems (ítem 13 eliminado) y seis factores correlacionados; y los modelos 3 y 4, de seis factores jerárquicos (un factor de segundo orden) de 29 y 28 ítems respectivamente.

La tabla 2 muestra el comportamiento de las saturaciones ( $\lambda$ ) en los tres modelos propuestos, en el caso del ítem 13, tanto en el modelo uno como en el tres su carga factorial es muy baja respectivamente. Una vez retirado el ítem, el modelo 3 muestra que las saturaciones son considerablemente aceptables.

Tabla 1  
Análisis de los ítems del Cuestionario de Bienestar Psicológico

Ítem	<i>M</i>	<i>s</i> <sup>2</sup>	<i>DE</i>	<i>g</i> <sub>1</sub>	<i>g</i> <sub>2</sub>	<i>r</i> <sub>(i-ic)</sub>
1	4,41	1,38	1,17	-0,77	0,44	0,47
2	4,03	2,30	1,52	-0,37	-0,97	0,39
3	4,48	1,64	1,28	-0,70	-0,14	0,36
4	4,03	2,23	1,49	-0,30	-1,01	0,32
5	4,35	1,99	1,41	-0,50	-0,88	0,55
6	4,88	1,20	1,10	-1,14	1,48	0,41
7	4,81	1,21	1,10	-1,03	1,02	0,61
8	4,17	2,12	1,46	-0,50	-0,69	0,44
9	4,21	2,23	1,49	-0,41	-0,94	0,38
10	4,19	1,62	1,27	-0,62	-0,09	0,47
11	4,68	1,02	1,01	-0,75	0,47	0,62
12	4,48	1,37	1,17	-0,81	0,35	0,29
13	3,54	2,10	1,45	0,18	-0,94	0,04
14	4,94	1,08	1,04	-1,21	1,70	0,36
15	4,58	1,56	1,25	-0,97	0,67	0,51
16	4,69	1,43	1,20	-1,14	1,24	0,60
17	4,91	1,09	1,05	-1,21	1,57	0,64
18	4,81	0,89	0,94	-0,77	0,91	0,57
19	4,11	1,76	1,33	-0,32	-0,75	0,51
20	4,88	1,17	1,09	-0,97	0,74	0,60
21	5,33	0,76	0,87	-1,72	3,95	0,47
22	3,88	2,27	1,51	-0,27	-1,02	0,31
23	3,98	2,23	1,49	-0,18	-1,10	0,31
24	4,97	1,15	1,07	-1,26	1,69	0,68
25	4,59	1,50	1,23	-0,91	0,49	0,36
26	4,07	2,58	1,61	-0,49	-1,02	0,27
27	4,97	1,06	1,03	-1,32	1,80	0,54
28	5,19	0,76	0,87	-1,28	2,28	0,56
29	4,85	1,36	1,16	-1,24	1,39	0,40

Nota. *M* = media aritmética; *s*<sup>2</sup> = varianza; *DE* = desviación estándar; *g*<sub>1</sub> = asimetría; *g*<sub>2</sub> = curtosis; *r*<sub>(i-ic)</sub> = correlación ítem-test corregida; Mardia *g*<sub>1</sub> = 12415,7\*; *g*<sub>2</sub> = 68,6\*.

Ya en los indicadores de ajuste de los cuatro modelos (tabla 3), tanto el modelo de 29 ítems, como el de 28 ítems con seis factores correlacionados y el modelo de 28 ítems jerárquico arrojan índices de ajuste aceptables. Esto se confirma dado que los distintos índices como los absolutos ( $\chi^2/g$ <sub>1</sub>, SRMR), relativos (CFI, TLI) y no basado en la centralidad (RMSEA) se encuentran dentro de los márgenes de aceptación. No así para el caso del modelo de ajuste de tipo jerárquico de 29 ítems.

Además, dado que los modelos 1, 2 y 4 arrojan buenos indicadores, en teoría podrían considerarse apropiados para su réplica en estudiantes universitarios. Sin embargo, un Anova de los índices de ajuste absolutos evidencian que las diferencias de los  $\chi^2$  de los modelos son significativas  $\text{dif}\chi^2 = 130,8$ ;  $\text{dif}g = 27$ ;  $p < ,001$ , por lo que se puede estimar que el modelo alternativo de 28 ítems y seis factores es el de mejor ajuste para la muestra analizada, que los modelos de 29 ítems y 28 ítems jerárquico.

Tabla 2

*Análisis de las saturaciones de los ítems en los modelos probados en el análisis factorial confirmatorio*

Ítems	Modelo 1 ( $\lambda$ )	Modelo 2 ( $\lambda$ )	Modelo 3 ( $\lambda$ )	Modelo 4 ( $\lambda$ )
1	,56	,56	,49	,49
7	,71	,71	,73	,73
17	,75	,75	,77	,77
24	,81	,81	,83	,84
2	,50	,50	,54	,54
8	,59	,59	,57	,57
12	,52	,52	,51	,51
22	,34	,34	,32	,32
25	,61	,61	,61	,61
3	,55	,55	,63	,63
4	,37	,37	,34	,34
9	,46	,46	,43	,43
13	,04	-	,03	-
18	,88	,88	,87	,87
23	,37	,37	,35	,35
5	,49	,49	,37	,37
10	,50	,50	,53	,53
14	,41	,41	,44	,44
19	,45	,45	,46	,46
29	,45	,45	,48	,48
21	,60	,60	,67	,67
26	,25	,25	,25	,25
27	,72	,72	,69	,70
28	,75	,75	,72	,72
06	,49	,49	,49	,49
11	,72	,72	,73	,73
15	,62	,62	,62	,62
16	,72	,72	,71	,71
20	,71	,71	,72	,72

Nota.  $\Lambda$  = carga factorial o saturación; modelo 1 = seis factores de 29 ítems; modelo 2 = seis factores de 28 ítems; modelo 3 = seis factores de 29 ítems jerárquico; modelo 4: seis factores de 28 ítems jerárquico.

Tabla 3

*Análisis factorial confirmatorio del Cuestionario de Bienestar Psicológico con el método de máxima verosimilitud*

Modelos	$\chi^2$	gl	$\chi^2/gl$	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
6 factores (29 ítems)	1101,9***	362	3,0	0,92	0,91	0,08	,068 [,064 - ,073]
6 factores (28 ítems <sup>+</sup> )	971,1***	335	2,9	0,93	0,92	0,08	,066 [,061 - ,071]
6 factores (29 ítems) jerárquico	1215,6***	376	3,2	0,91	0,90	0,09	,071 [,067 - ,076]
6 factores (28 ítems <sup>+</sup> ) jerárquico	1083,5***	349	3,1	0,92	0,91	0,09	,069 [,065 - ,074]

Nota. + Ítem 13 eliminado; \*\*\*  $p < ,001$ ;  $\chi^2$  = chi cuadrado;  $\chi^2/gl$  = chi cuadrado normado; CFI = índice de ajuste comparado; TLI = índice de Tucker-Lewis; SRMR = raíz cuadrada media estandarizada; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

Por otra parte, como se observa en la tabla 4, las intercorrelaciones latentes de los factores que conforman el modelo de seis factores con 28 ítems guardan covarianzas aceptables entre sí. De esto se

extrae que cada uno de los factores converge adecuadamente entre sí y potencia la explicación del modelo de ajuste propuesto.

Tabla 4  
*Correlaciones latentes de los factores constitutivos en el modelo de ajuste del cuestionario de Bienestar Psicológico con seis factores y 28 ítems*

Factores	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Autoaceptación	1	,306***	,266***	,432***	,266***	,330***
Relaciones positivas		1	,200***	,395***	,200***	,230***
Autonomía			1	,346***	,201***	,213***
Dominio del entorno				1	,322***	,371***
Crecimiento personal					1	,241***
Propósito en la vida						1

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

### Análisis de fiabilidad y atenuación

Sobre la fiabilidad (tabla 5), los coeficientes Omega fluctúan entre  $\omega = ,58$  del factor crecimiento personal y  $\omega = ,79$  de los factores autoaceptación y propósito de la vida. Se extrae de este análisis que sus fiabilidades fluctúan entre aceptables ( $\omega > ,70$ ) y parcialmente aceptables ( $\omega > ,50$ ), lo que es aceptado cuando se trata de análisis de poblaciones con fines investigativos.

Finalmente, al indagar sobre otras propiedades psicométricas, como la estabilidad temporal de la prueba, se encuentra que esta es altamente estable en los participantes en condiciones similares con intervalos de tiempo de dos semanas, dados que sus valores críticos resultados ser alto y significativos ( $p < ,05$ ).

Tabla 5  
*Análisis de fiabilidad, atenuación y estabilidad temporal del CBP*

Factores	Ítems	$\omega$	DE	IC 95%	Estabilidad
Autoaceptación	4	,79	,02	[,76 - ,84]	$r = 0,92^{***}; t = 2,14^*$
Relaciones positivas	5	,66	,03	[,60 - ,72]	
Autonomía	5	,66	,05	[,57 - ,75]	
Dominio del entorno	5	,59	,04	[,52 - ,69]	
Crecimiento personal	4	,58	,04	[,51 - ,65]	
Propósito en la vida	5	,79	,02	[,75 - ,83]	

Nota. \*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ;  $\omega$  = coeficiente omega; DE = desviación estándar; IC95% = intervalos de confianza al 95%;  $r$  = coeficiente de Pearson;  $t$  = t-test.

### Discusión

El presente estudio explora la estructura factorial y la fiabilidad del PWBS-E en universitarios ecuatorianos. Los resultados sugieren ciertos aspectos a considerar. En primer lugar, en el análisis preliminar se encuentra que no se cumple el supuesto de la normalidad univariante de los ítems, puesto que se identifica una predominancia de la asimetría negativa en varios ítems de la escala que sobrepasaron el criterio de  $\pm 1,5$ , así como de la normalidad multivariante al encontrar significancia en las pruebas de Mardia para  $g_1$  y  $g_2$ . Estos resultados se muestran homogéneos con una tendencia a puntuar en los valores más altos de la escala (puntuaciones techo), esto es, se observa la orientación de la prueba al sesgo positivo en el

cálculo del bienestar psicológico, tal como se ha venido encontrando en otras mediciones del PWBS-E en contexto latinoamericano (Aranguren & Irrazabal, 2015; Chitgian-Urzúa et al., 2013; Domínguez-Lara et al., 2019; Véliz Burgos, 2012).

Sobre el AFC, se probaron cuatro modelos de ajuste basados en el modelo referencial de Díaz y otros (2006), en que se encontró que los modelos de 29 y 28 ítems con seis factores correlacionados presentan ajustes importantes. Esto se corrobora porque los indicadores de ajuste absoluto ( $\chi^2/gl$ , SRMR), relativos (CFI y TLI) y no basado en la centralidad (RMSEA) se encuentran dentro de los valores referenciales (Brown, 2015; Byrne, 2008; Yang-Wallentin et al., 2010). Se debe agregar que el modelo de 28 ítems jerárquico presenta una condición de ajuste similar y se equipara a lo descrito



por Díaz y otros (2006) en España, y Pineda Roa et al. (2018) en Colombia. Sin embargo, el análisis Anova evidenció que se presenta una mejor respuesta de ajuste en la versión de seis factores con 28 ítems (número 13 eliminado;  $p < ,05$ ). Esto pone en evidencia que la muestra ecuatoriana responde mejor a un modelo más simple que se ampara en resultados similares en el contexto latinoamericano.

Hay que mencionar, además, que estos resultados confirman que el modelo multidimensional de seis factores o seis factores jerárquicos resulta generalizable en el contexto hispanohablante, lo cual difiere de otros estudios que consideraban que el modelo era menos consistente y apuntaba a estructuración de menos factores (Cheng & Chan, 2005; Henn et al., 2016; Jurado García et al., 2017; Freire, Ferradás, Núñez, & Valle, 2017; Springer, Hauser, & Freese, 2006). Esto facilita la comprensión de la medida y de la adaptación que tiene el PWBS-E al contexto cultural y lingüístico latinoamericano. No obstante, estos resultados deben ser tomados con precaución, ya que requerirán de más estudios confirmatorios.

En lo que respecta a la fiabilidad de la PWBS-E, se encuentra que fluctúan entre  $\omega = ,58$  en crecimiento personal y  $\omega = ,79$  para autoaceptación y propósito en la vida, lo que conforma una fiabilidad medianamente aceptable para la muestra referencial. Los estudios de Chitgian-Urzuá et al. (2013), Díaz et al. (2006), y Pineda Roa et al. (2018) tienden a señalar que las dimensiones de autoaceptación y propósito en la vida suelen evidenciar baja fiabilidad, mientras que crecimiento personal y autoaceptación muestran, en cambio, baja consistencia, lo que se replica en este estudio y es similar a estudios previos en universitarios del Ecuador (Moreta Herrera, Gaibor González, & Barrera, 2017; Torres-Salazar et al., 2020).

Por último, la prueba test-retest muestra que la medida es válida en términos de temporalidad con un intervalo de dos semanas, lo que refuerza la consistencia de la prueba en la población universitaria ecuatoriana. Complementario a esto, no se encuentran otros análisis confirmatorios de la fiabilidad de la PWBS-E ajenas al cálculo de la consistencia interna los estudios en muestras latinoamericanas, como sí se ha encontrado en otros contextos (véase Saajanaho et al., 2020, en un estudio en Finlandia). De este modo, el análisis

de la fiabilidad temporal realizado en este estudio resulta pionero.

Sobre las implicaciones del estudio, se puede considerar que la PWBS-E resulta adecuada para la evaluación del constructo en población universitaria del Ecuador. Además, que este modelo es generalizable a partir de seis factores como lo propuso Ryff (1989) y que se ha venido sosteniendo a lo largo del tiempo en la investigación instrumental a nivel mundial y de la región latinoamericana. Además, se inserta en este grupo a la población ecuatoriana que presenta un patrón de respuesta similar, lo que a futuro permitirá la consolidación de resultados con otros grupos poblaciones en la región.

También estos resultados apuntan a evidenciar las adecuadas propiedades psicométricas de la prueba que permiten estimar con mayor efectividad la certeza de resultados empíricos a futuro, debido al adecuado comportamiento que tiene la PWBS-E en la población universitaria. Estos resultados nutren la literatura instrumental que se ha ido obteniendo sobre la prueba en distintos contextos culturales y lingüísticos a nivel mundial.

### Limitaciones y recomendaciones

Una de las dificultades que se presentaron fue que, en su mayoría, los participantes puntúan valores altos de bienestar psicológico, lo que plantea la interrogante hacia el sesgo positivo de la prueba, a la vez que pudo tener influencia directa en la no confirmación del supuesto de normalidad (univariante y multivariante). De este modo, se recomienda que en futuros estudios se incluyan participantes que presenten otras características sociodemográficas que fortalezcan el criterio de heterogeneidad, tales como población general, adolescentes, adultos mayores o población clínica, entre otros y que mejoren la variabilidad de las respuestas a la prueba. Una limitación del estudio se relaciona con la baja consistencia interna obtenida en varias subescalas que se encontraron por debajo de la tendencia habitual de aceptación ( $\omega \geq ,70$ ). Esto puede traer dificultades a la hora de procesos individuales como el diagnóstico, aunque para estudios investigativos generales grupales y de feedback es aceptable (Morales Vallejo, 2007). Sin embargo, para futuras investigaciones se recomienda analizar de forma exploratoria (AFE) la configuración factorial de la escala para

identificar posibles diferencias que mejoren tanto los indicadores de factorialidad de validez como los de estabilidad temporal de la fiabilidad. Tampoco se considera la realización de otros análisis de validez de la prueba, por lo que resulta recomendable incorporar análisis de convergencia y de divergencia con otras pruebas que posibiliten mayor información sobre el instrumento que pretende medir el constructo de bienestar psicológico.

Por último, una interrogante que plantea la medición del PWBS-E en un contexto latinoamericano lo constituye la tendencia al sesgo positivo, analizando de qué modo afecta su exploración en contextos de alta desigualdad social. En la mayor parte de los estudios, incluido este, la evaluación se ha orientado a participantes que están en formación universitaria, la que les provee de mayores condiciones para percibir un bienestar psicológico. De este modo, el constructo de bienestar psicológico se asocia a condiciones materiales y sociales que brindan a las personas oportunidades para la realización personal (García-Viniegras & González Benítez, 2000; Navarro-Carrillo, Alonso-Ferres, Moya, & Valor-Segura, 2020). De allí que futuros estudios requieran plantearse cómo las formas de organización socioeconómica de sociedades con alta desigualdad social, estructuran y condicionan las posibilidades y la percepción del bienestar psicológico en diferentes segmentos de la población latinoamericana.

### Referencias

- Aranguren, M. & Irrazabal, N. (2015). Estudio de las propiedades psicométricas de las escalas de bienestar psicológico de Ryff en una muestra de estudiantes argentinos. *Ciencias Psicológicas*, 9(1), 73-83.  
Recuperado de <https://bit.ly/3hmZADg>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059.  
<https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (Vol. 2). New York, New York: Guilford Publications.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.  
<https://bit.ly/3eO9ewW>
- Cheng, S. T. & Chan, A. (2005). Measuring psychological well-being in the Chinese. *Personality and Individual Differences*, 38(6), 1307-1316.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.08.013>
- Chitgjan-Urzúa, V., Urzúa M., A., & Vera-Villaruel, P. (2013). Análisis preliminar de las Escalas de Bienestar Psicológico en población chilena. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 22(1), 5-14  
Recuperado de <https://bit.ly/2SSRacJ>
- Del Valle, M., Hormaechea, F., & Urquijo, S. (2015). El bienestar psicológico: diferencias según sexo en estudiantes universitarios y diferencias con población general. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 7(3), 6-13.  
Recuperado de <https://bit.ly/3ydzkRU>
- Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C., & Van Dierendonck, D. (2006). Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577.  
Recuperado de <https://bit.ly/33HjMHU>
- Domínguez Lara, S. A. (2014). ¿Matrices policóricas/tetracóricas o matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48.  
<https://doi.org/10.32348/1852.4206.v6.n1.6357>
- Domínguez-Lara, S. & Navarro-Loli, J. S. (2018). Revisión de metodologías empleadas en los estudios factoriales de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff (versión en español). *Revista Evaluar*, 18(2), 17-30.  
<https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n2.20800>
- Domínguez-Lara, S., Romo-González, T., Palmeros-Exsome, C., Barranca-Enríquez, A., Del Moral-Trinidad, E., & Campos-Uscanga, Y. (2019). Análisis estructural de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos. *Liberabit*, 25(2), 267-285.  
<http://dx.doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n2.09>
- Elosua Oliden, P. & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categorica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-902.  
Recuperado de <https://bit.ly/33EYz1p>
- Ferrando, P. J. & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.  
Recuperado de <https://bit.ly/3uLlunD>
- Freire, C., Ferradás, M. M., Núñez, J. C., & Valle, A. (2017). Estructura factorial de las escalas de Bienestar Psicológico de Ryff en estudiantes universitarios. *European Journal of Education and Psychology*, 10(1), 1-8.  
<https://doi.org/10.1016/j.ejeps.2016.10.001>
- Gallardo Cuadro, I. & Moyano-Díaz, E. (2012). Análisis psicométrico de las escalas Ryff (versión

- española) en una muestra de adolescentes chilenos. *Universitas Psychologica*, 11(3), 931-939.  
Recuperado de <https://bit.ly/3of2J9o>
- García-Viniegras, C. R. V. & González Benítez, I. (2000). La categoría bienestar psicológico. Su relación con otras categorías sociales. *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 16(6), 586-592.  
Recuperado de <https://bit.ly/3uJPXIT>
- González Rivera, J. A., Quintero-Jiménez, N., Veray-Alicea, J., & Rosario Rodríguez, A. (2016). Adaptación y validación de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en una muestra de adultos puertorriqueños. *Revista Salud y Conducta Humana*, 3(1), 1-14.  
Recuperado de <https://bit.ly/2RPjRqq>
- Henn, C. M., Hill, C., & Jorgensen, L. I. (2016). An investigation into the factor structure of the Ryff Scales of Psychological Well-Being. *SA Journal of Industrial Psychology*, 42(1), a1275.  
<https://doi.org/10.4102/sajip.v42i1.1275>
- Jin, S. & Cao, C. (2018). Selecting polychoric instrumental variables in confirmatory factor analysis: An alternative specification test and effects of instrumental variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 71(2), 387-413.  
<https://doi.org/10.1111/bmsp.12128>
- Jonason, P. K., Zemojtel-Piotrowska, M., Piotrowski, J., Sedikides, C., Campbell, W. K., Gebauer, J. E., . . . Yahiaiev, I. (2020). Country-level correlates of the dark triad traits in 49 countries. *Journal of Personality*, 88(6), 1252-1267.  
<https://doi.org/10.1111/jopy.12569>
- Jurado García, P. J., Benítez Hernández, Z. P., Mondaca Fernández, F., Rodríguez Villalobos, J. M., & Blanco Ornelas, J. R. (2017). Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos. *Acta Universitaria*, 27(5), 76-82.  
<https://doi.org/10.15174/au.2017.1648>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949.  
<https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.  
<https://doi.org/10.2307/2334770>
- Matalinares, M. L., Díaz, G., Raymundo, O., Baca, D., Uceda, J., & Yaringaño, J. (2016). Afrontamiento del estrés y bienestar psicológico en estudiantes universitarios de Lima y Huancayo. *Persona*, 19, 105-126.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Medina-Calvillo, M. A., Gutiérrez-Hernández, C. Y., & Padrós-Blázquez, F. (2013). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en población mexicana. *Revista de Educación y Desarrollo*, 27, 25-30.  
Recuperado de <https://bit.ly/3eHqzrs>
- Morales Vallejo, P. (2007). *Estadística aplicada a las ciencias sociales. Fiabilidad de los tests y escalas*. Madrid, España: Universidad Pontificia Comillas.
- Moreta Herrera, R., Gaibor González, I., & Barrera, L. (2017). El bienestar psicológico y la satisfacción con la vida como predictores del bienestar social en una muestra de universitarios ecuatorianos. *Revista Salud y Sociedad*, 8(2), 172-184  
<https://doi.org/10.22199/S07187475.2017.0002.00005>
- Moreta-Herrera, R., López-Calle, C., Gordón-Villalva, P., Ortiz-Ochoa, W., & Gaibor-González, I. (2018). Satisfacción con la vida, Bienestar Psicológico y Social como predictores de la salud mental en ecuatorianos. *Actualidades en Psicología*, 32(124), 111-125.  
<https://doi.org/10.15517/ap.v32i124.31989>
- Morin, A. J. S., Myers, N. D., & Lee, S. (2020). Modern factor analytic techniques: Bifactor models, exploratory structural equation modeling (ESEM), and bifactor-ESEM. En G. Tenenbaum & R. C. Eklund (Eds.), *Handbook of sport psychology* (pp. 1044-1073). Hoboken, New Jersey: Wiley.  
<https://doi.org/10.1002/9781119568124.ch51>
- Navarro-Carrillo, G., Alonso-Ferres, M., Moya, M., & Valor-Segura, I. (2020). Socioeconomic status and psychological well-being: Revisiting the Role of Subjective Socioeconomic Status. *Frontiers in Psychology*, 11, 1303  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01303>
- Palma-Candía, O., Hueso-Montoro, C., Ortega-Valdivieso, A., Montoya-Juárez, R., & Cruz-Quintana, F. (2016). Factores sociodemográficos y de participación social relacionados con el bienestar psicológico en adultos mayores en la región de Magallanes, Chile. *Revista Médica de Chile*, 144(10), 1287-1296.  
<https://doi.org/gcvc>
- Espinoza Pillado, C. & Barra Almagiá, E. (2019). Autoeficacia, apoyo social y bienestar psicológico en estudiantes universitarios asmáticos. *Revista de Psicología (Argentina)*, 14(28), 141-147  
Recuperado de <https://bit.ly/33GTPbt>
- Pineda Roa, C. A., Castro Muñoz, J. A., & Chaparro Clavijo, R. A. (2018). Estudio psicométrico de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff en adultos

- jóvenes colombianos. *Pensamiento Psicológico*, 16(1), 45-55.  
<https://doi.org/gcvd>
- R Core Team. (2019). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- Reyna Barajas, G. V., Delfino, G. I., & Mele, S. V. (2013). *Estudio psicométrico de la Escala de Bienestar Psicológico en militares argentinos*. Trabajo presentado en el V Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología, Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina. Recuperado de <https://bit.ly/3y8UAIIm>
- Ryff, C. (1989a). Beyond Ponce de Leon and life satisfaction: New directions in quest of successful aging. *International Journal of Behavioral Development*, 12, 35-55.  
<https://doi.org/10.1177/016502548901200102>
- Ryff, C. (1989b). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 1069-1081.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Ryff, C. D. (2017). Eudaimonic well-being, inequality, and health: Recent findings and future directions. *International Review of Economics*, 64(2), 159-178.  
<https://doi.org/10.1007/s12232-017-0277-4>
- Saajanaho, M., Kokko, K., Pynnönen, K., Tourunen, A., Törmäkangas, T., Portegijs, E., & Rantanen, T. (2021). The Scales of Psychological Well-Being—a validation, usability and test-retest study among community-dwelling older people in Finland. *Aging & Mental Health*, 25(5), 913-922.  
<https://doi.org/10.1080/13607863.2020.1725801>
- Silva S., J., Urzúa M., A., Caqueo-Urizar, A., Lufin, M., & Irarrázaval, M. (2016). Bienestar psicológico y estrategias de aculturación en inmigrantes afrocolombianos en el norte de Chile. *Interciencia*, 41(12), 804-811.  
 Recuperado de <https://bit.ly/3bsI6kW>
- Simmons, L., Jones, T., & Bradley, E. (2017). Reducing mental health stigma: The relationship between knowledge and attitude change. *European Journal of Mental Health*, 1(12), 25-40.  
<https://doi.org/10.5708/EJMH.12.2017.1.2>
- Springer, K. W., Hauser, R. M., & Freese, J. (2006). Bad news indeed for Ryff's six-factor model of well-being. *Social Science Research*, 35(4), 1120-1131.  
<https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2006.01.003>
- Torres-Salazar, C., Moreta-Herrera, R., Ramos-Ramírez, M., & López-Castro, J. (2020). Sesgos cognitivo de optimismo y percepción de bienestar en una muestra de universitarios ecuatorianos. *Revista Colombiana de Psicología*, 29(1), 61-72.  
<https://doi.org/10.15446/rcp.v29n1.75853>
- Van Dierendonck, D. (2004). The construct validity of Ryff's Scale of Psychological well-being and its extension with spiritual well-being. *Personality and Individual Differences*, 36(3), 629-644.  
[https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00122-3](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00122-3)
- Véliz Burgos, A. (2012). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico y su estructura factorial en universitarios chilenos. *Psicoperspectivas*, 11(2), 143-163.  
<https://doi.org/gf9bs4>
- Ventura-León, J. L. & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.  
 Recuperado de <https://bit.ly/3wdcTdu>
- Yáñez-Ramos, D. & Moreta-Herrera, C. R. (2020). Relación del bienestar psicológico, subjetivo y laboral. Análisis en profesionales de la salud en Ecuador. *Revista de Psicología y Ciencias del Comportamiento de la Unidad Académica de Ciencias Jurídicas y Sociales*, 11(2), 99-111.  
<https://doi.org/10.29059/rpcc.20201215-119>
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K. G., & Luo, H. (2010). Confirmatory factor analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling*, 17(3), 392-423.  
<https://doi.org/10.1080/10705511.2010.489003>

Fecha de recepción: 4 de diciembre de 2019

Fecha de recepción de revisión 1: 8 de noviembre de 2020

Fecha de recepción de revisión 2: 17 de febrero de 2021

Fecha de aceptación: 6 de abril de 2021