

# Análisis de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos usando el modelo de respuesta graduada

Abril 2023, Vol. 15,  
N°1, 57-69

revistas.unc.edu.ar/index.php/racc

Valencia, Pablo D. <sup>\*,a</sup> y Alvarez, Naomi <sup>b</sup>

## Artículo Original

### Resumen

La Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) fue propuesta como una medida multidimensional de bienestar psicológico. El presente estudio planteó la hipótesis de que la escala BIEPS-A es una medida esencialmente unidimensional y, por lo tanto, puede analizarse con modelos unidimensionales de la teoría de respuesta a los ítems. Examinamos datos de 1016 estudiantes universitarios peruanos ( $M_{\text{edad}} = 20.56$ , 50 % mujeres) y encontramos apoyo para nuestra hipótesis de unidimensionalidad. Por lo tanto, el modelo de respuesta graduada se aplicó a los ítems de la escala BIEPS-A. Todos ellos funcionaron de manera aceptable solo a niveles bajos del constructo, mientras que se desempeñaron mal a niveles promedio y más altos de bienestar psicológico. Se discuten las implicaciones de estos hallazgos y también se ofrecen sugerencias para futuros desarrollos.

### Abstract

**Analysis of the Psychological Well-Being Scale for Adults using the graded response model**  
The Psychological Well-Being Scale for Adults (BIEPS-A) was proposed as a multidimensional measure of psychological well-being. The present study hypothesized that the BIEPS-A is an essentially unidimensional measure and, therefore, can be analysed with unidimensional item response theory models. We examined data from 1016 Peruvian undergraduates ( $M_{\text{age}} = 20.56$ , 50% women) and found support for our unidimensionality hypothesis. Thus, the graded response model was applied to the BIEPS-A items. All of them performed acceptably only at low levels of the construct, while they performed poorly at average and higher levels of psychological well-being. The implications of these findings are discussed and suggestions for future developments are also offered.

### Tabla de Contenido

Introducción	57
Método	60
Participantes	60
Instrumento	60
Procedimiento	60
Análisis de datos	60
Resultados	62
Discusión	65
Agradecimiento	67
Referencias	67

**Palabras clave:** Bienestar psicológico, psicometría, teoría de respuesta al ítem, psicología positiva.

**Keywords:** Psychological well-being, psychometrics, item response theory, positive psychology.

Recibido el ejemplo: 8 de marzo de 2021; Aceptado el 15 de julio de 2021.

Editaron este artículo: Raquel Inés Peltzer, Paula Abate, Melisa Díaz y Belén Cañadas

## Introducción

A partir de la mitad del siglo XX, estudiosos de diferentes áreas de la psicología comenzaron a articular formulaciones en relación al lado positivo de la experiencia humana (Vittersø, 2016; Ryff, 2018). El bienestar, como constructo, se convirtió en un elemento principal de estudio de la psicología positiva, la cual propone reemplazar el énfasis en el sufrimiento y las enfermedades para dar un espacio al análisis de aquello que se encuentra *bien* y construir capacidades (Seligman, 2002; Maddux, 2002). Por otra parte, en Iberoamérica, el bienestar viene siendo estudiado

incluso desde antes de la llegada de los aportes de la psicología positiva (p. ej., Casullo, 2002).

El concepto de bienestar ha sido abordado desde dos enfoques. En primer lugar, desde una perspectiva hedónica, el bienestar (subjetivo) hace referencia a la evaluación que realiza la persona, de manera cognitiva y emocional, sobre su vida. Dicho análisis incluye la esfera emocional (afectos negativos y positivos) que aparece tras la vivencia de algún suceso (Diener et al., 2017). En segundo lugar, desde la perspectiva eudaimónica, el bienestar (psicológico) alude a la realización de

<sup>a</sup> Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Facultad de Psicología, Lima, Perú

<sup>b</sup> Universidad de Lima, Facultad de Psicología, Lima, Perú

\*Enviar correspondencia a: Valencia, P. D. E-mail: [pabvalenciam@gmail.com](mailto:pabvalenciam@gmail.com)

acciones que impactan tanto en el potencial personal y la autorrealización como en el logro de una vida con sentido (Huta & Waterman, 2014; Ryff, 2018).

En relación al bienestar psicológico, según Vittersø (2016), hay tres teorías principales en la literatura: la teoría de la identidad eudaimónica (Waterman, 1993, 2011), la teoría de la autodeterminación (Deci & Ryan, 2000) y el bienestar psicológico según Ryff (1989). En primer lugar, Waterman (1993, 2011) manifiesta que el concepto de eudaimonia es tanto un sentimiento como una condición. El principal elemento de su teoría es la autorrealización, lo que significa identificar y desarrollar los mejores potenciales personales. Ello genera un "sentimiento de expresividad personal", lo que indica que la actividad presente que realiza la persona se encuentra en armonía con su *daimon*, es decir, con su verdadero *self* (Vittersø, 2016). En segundo lugar, la teoría de la autodeterminación sostiene que el funcionamiento psicológico implica una adecuada satisfacción de las necesidades psicológicas básicas (vinculación, competencia y autonomía), así como un sistema de metas congruente y coherente (metas mayormente intrínsecas y coherentes entre sí y acordes con los intereses, valores y las necesidades psicológicas básicas; Vázquez & Hervás, 2009). Por último, el modelo de bienestar psicológico de Ryff será revisado en el siguiente apartado del artículo.

En adición, Waterman (2013) comenta que el concepto de bienestar se puede estudiar como "floreCIMIENTO" (*flourishing* en inglés). Este autor menciona que filósofos como Rasmussen (1999) y Haybron (2008) se centraron en traducir de manera objetiva el significado de eudaimonia y lo tradujeron no como felicidad, sino como "floreCIMIENTO". Si bien es un concepto que se ha estudiado por diversos autores, Azenor, Conner, y Aroian (2017) encontraron 4 modelos predominantes en el estudio de la variable que fueron propuestos por los siguientes autores: Keyes (2002), Diener et al. (2010), Seligman (2011) y Huppert y So (2013).

A pesar de que el estudio del concepto de eudaimonia sigue avanzando, existen aún dificultades para desarrollar una ciencia coherente de la variable, pues diversos autores tienen su propia definición sobre ella y los componentes que

la puedan conformar. Por ejemplo, Vittersø (2016) encontró, en una búsqueda no tan profunda, 41 definiciones y descripciones sobre el significado del concepto de eudaimonia. Por su parte, Huta y Waterman (2014) desarrollaron una clasificación y terminología con el fin de entender de manera conceptual y operacional las definiciones del bienestar (hedónico y eudaimónico). Para estos autores, hay tres grandes desafíos en la investigación de los constructos: la multiplicidad de las definiciones y las discrepancias en los resultados de investigaciones, la asimetría en el estudio de lo hedónico y lo eudaimónico, y la ligereza de tratamiento de los enfoques al no conocer los elementos principales de cada uno. En el siguiente apartado, se describe una propuesta teórica específica del bienestar psicológico, la cual constituye el fundamento teórico del instrumento objeto de la presente investigación.

### La teoría de Ryff

Ryff (1989) creó una formulación articulada sobre el bienestar psicológico a partir de las siguientes propuestas teóricas: maduración (Allport), individualidad (Jung), salud mental (Jahoda), autorrealización (Maslow), búsqueda de sentido (Victor Frankl), procesos ejecutivos de la personalidad (Neugarten), tendencias básicas de la vida (Bühler), desarrollo personal (Erikson) y funcionamiento óptimo de la persona (Rogers). Dichas teorías dieron pase a la construcción de la Escala de Bienestar Psicológico (Scales of Psychological Well-Being, SPWB), un instrumento con un enfoque multidimensional compuesto por seis dimensiones: autoaceptación, autonomía, relaciones positivas, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal (Ryff, 1989; 2018).

Este instrumento ha tenido diversas versiones a lo largo de los años y se ha adaptado a diferentes poblaciones, como la española (Díaz et al., 2006). Asimismo, ha sentado la base para el diseño de nuevos instrumentos (Castro Solano, Brenlla, & Casullo, 2002). Sin embargo, se han encontrado ciertas limitaciones psicométricas en la SPWB. Springer y Hauser (2006) analizaron los coeficientes de las correlaciones interfactoriales y hallaron que estas son altas en algunos casos, lo que sugiere poca delimitación empírica entre las dimensiones. Asimismo, describen que la versión

del instrumento de Ryff y Keyes (1995) no utilizó una matriz de correlaciones policóricas, a pesar de que los ítems del instrumento se encuentran en una escala de medición ordinal.

### **El bienestar psicológico en universitarios**

El estudio del bienestar se ha extendido a diversos grupos de personas (Fard, Kalantarkousheh, & Faramarzi, 2018; Crous, 2017; Sagone & De Caroli, 2014), y un grupo en particular, el de los estudiantes universitarios, resulta de interés. El proceso de pasar a la educación superior puede hacer sentir a los estudiantes vulnerables y con dificultad para ejercer control sobre su vida, lo que podría traer consecuencias negativas en su capacidad de organizar sus competencias con el fin de superar las demandas del nuevo contexto (Priesack & Alcock, 2015). Además, el impacto de las nuevas tareas universitarias, las largas horas de estudio y el poco tiempo libre, así como las preocupaciones por temas económicos, son factores de estrés e impactan de manera negativa en el bienestar de los estudiantes universitarios (Edwards, Burnard, Bennett, & Hebden, 2010; Gibbons, 2010; Gibbons, Dempster, & Moutray, 2008; Watson et al., 2009).

Por último, las preocupaciones del ámbito universitario pueden verse acompañadas de situaciones estresantes de otros contextos, como el familiar o el social, pues poder mantenerlas una al margen de la otra es difícil para un estudiante. El verse alejado de su familia y amigos —redes de soporte—, así como experimentar situaciones negativas familiares y sociales, pueden contribuir a un deterioro (Sukhai & Mohler, 2017).

### **La Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A)**

Debido a las limitaciones psicométricas observadas en la SPWB de Ryff (Dominguez-Lara & Navarro-Loli, 2018; Springer & Hauser, 2006), es importante explorar herramientas alternativas para medir el bienestar psicológico. Una opción es la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A), la cual fue desarrollada a partir de un instrumento previo que había sido creado para adolescentes (Casullo, 2002). Para la construcción de la escala BIEPS-A, se partió de un *pool* de ítems generados según la propuesta teórica de Ryff y Keyes (1995), se los sometió a

una serie de análisis de componentes principales con rotación Varimax y se derivó una versión final de 13 ítems con cuatro dimensiones: Aceptación/Control, Autonomía, Vínculos y Proyectos (Castro Solano et al., 2002).

El procedimiento seguido en la construcción de la escala BIEPS-A presenta importantes limitaciones. En primer lugar, cabe destacar que el uso del análisis de componentes principales en combinación con una rotación Varimax constituye un procedimiento obsoleto, el cual es desaconsejado por la bibliografía especializada (Fabrigar & Wegener, 2012; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). Más aún, es posible que los autores de la escala BIEPS-A hayan decidido el número de factores a retener basándose en el criterio de Kaiser (retención de los autovalores mayores a uno), el cual también es un procedimiento no recomendado por la literatura, pues tiende a sobreestimar el número de factores (Fabrigar & Wegener, 2012; Lloret-Segura et al., 2014). Al utilizar una rotación Varimax, sin embargo, no fue posible estimar las correlaciones interfactoriales, las cuales, de ser elevadas, sugerirían que el bienestar psicológico puede ser explicado por una menor cantidad de dimensiones (Springer & Hauser, 2006).

Otro aspecto que llama la atención en el proceso de construcción de la escala BIEPS-A es que, posiblemente, los ítems representan de manera incompleta los aspectos relevantes del constructo *bienestar psicológico*. En concreto, para la construcción de la BIEPS (el antecedente de la BIEPS-A), Casullo (2002) reporta que se crearon reactivos para cada una de las dimensiones del bienestar psicológico propuestas por Ryff (1989). Sin embargo, luego del proceso de revisión por jueces expertos, el número de ítems se redujo a poco más de la mitad y las dimensiones pasaron de ser seis a solo cinco. Más aún, al realizar el análisis de componentes principales, tanto en la población adolescente (Casullo, 2002) como adulta (Castro Solano et al., 2002), el número de ítems se redujo aún más. Esta disminución drástica del espectro conductual cubierto por los reactivos de la escala BIEPS-A sugiere un riesgo para las evidencias de validez basadas en el contenido de la prueba (American Educational Research Association, American

Psychological Association, & National Council on Measurement in Education, 2014).

La estructura de cuatro dimensiones propuesta por los autores originales de la escala BIEPS-A fue examinada en universitarios peruanos a través del análisis factorial confirmatorio (Dominguez-Lara, 2014). En este estudio, se halló un ajuste aceptable para esta estructura factorial (CFI = .96, RMSEA = .09). Sin embargo, no se reportaron las correlaciones interfactoriales, por lo que aún no es posible determinar si el solapamiento entre dimensiones es lo suficientemente alto como para considerar que existe un factor general más importante que los factores específicos hallados (Reise, Bonifay, & Haviland, 2013).

El presente estudio parte del supuesto de que la escala BIEPS-A es esencialmente unidimensional. Como apoyo a esta afirmación, se tiene datos de otras escalas de bienestar psicológico que presentan un elevado solapamiento entre sus dimensiones (Springer & Hauser, 2006). Más aún, los propios autores de la escala BIEPS-A recomendaron que solo se calculara un puntaje general (Castro Solano et al., 2002). El objetivo del presente trabajo será analizar este instrumento, en estudiantes universitarios, con el modelo de respuesta graduada, previa comprobación del supuesto de unidimensionalidad y de independencia local de los ítems. Esto permitirá examinar la capacidad informativa de cada reactivo y de la escala global según los distintos niveles del constructo.

## Método

### Participantes

La muestra estuvo conformada por 1016 estudiantes de ambos sexos (50% mujeres) provenientes de una universidad pública de Lima. Las edades se hallaron entre los 18 y los 25 años ( $M = 20.56$ ,  $DE = 1.91$ ). La selección de los participantes no fue aleatoria, pero se buscó incluir estudiantes de todas las áreas académicas de la institución. Como se explicará más adelante, la muestra fue dividida al azar en dos mitades iguales ( $n = 508$ ) para realizar un análisis factorial en cada una.

### Instrumento

#### Escala de Bienestar Psicológico para

#### Adultos (BIEPS-A; Castro Solano et al., 2002).

Este instrumento fue construido para medir el bienestar psicológico partiendo del trabajo de Ryff y Keyes (1995), el cual se basa en el enfoque eudaimónico del bienestar. Consta de 14 ítems, los que se responden con una escala tipo Likert de tres opciones (*En desacuerdo*, *Ni de acuerdo ni en desacuerdo* y *De acuerdo*). Originalmente, los autores de la prueba propusieron cuatro dimensiones, aunque, como estas presentaban niveles muy bajos de confiabilidad, indicaron que solo se debía considerar un puntaje global. Las propiedades psicométricas son detalladas *in extenso* a lo largo del presente trabajo.

### Procedimiento

Los datos se obtuvieron durante el mes de noviembre de 2016 como parte de un proyecto sobre el bienestar psicológico de los estudiantes universitarios. Se realizaron coordinaciones con docentes de distintas facultades académicas, quienes facilitaron la aplicación de los cuestionarios en formato de lápiz y papel a grupos de alumnos en los salones de clase. Al inicio de cada cuadernillo, se insertó una ficha de consentimiento informado donde se explicaba el objetivo del proyecto, así como la voluntariedad y el anonimato de la participación. El proyecto fue revisado y aprobado por el Vicerrectorado de Investigación de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos antes de iniciar el proceso de recojo de datos.

### Análisis de datos

Se inició calculando los estadísticos descriptivos a nivel de los ítems: media, desviación estándar, asimetría, curtosis y porcentaje de respuestas de cada opción. De manera adicional, se obtuvo la correlación ítem-total. Para este último análisis, se consideró una correlación ítem-total de .20 como valor mínimo para que un reactivo prosiguiera a la siguiente fase del análisis (Streiner, Norman, & Cairney, 2015). Aquellos que se hallaran por debajo de este criterio serían eliminados. Más aún, los que presentaran valores por debajo de .30 serían analizados con cautela (Field, 2018; Streiner et al., 2015).

A continuación, se analizó el supuesto de unidimensionalidad de la escala. Para ello, se utilizó un método basado en el análisis factorial de

rango mínimo que busca maximizar el primer autovalor de la matriz de correlaciones en relación con los demás (ten Berge & Kiers, 1991). Específicamente, se estimó la varianza común explicada (ECV) como la proporción de la varianza común total correspondiente al primer factor (factor general). Para asumir la unidimensionalidad, se consideró como mínimo aceptable un valor de .70 y, de preferencia, un valor mayor o igual a .85 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018; Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016). Este índice fue acompañado por su intervalo de confianza percentilar al 95%, corregido por sesgo y acelerado (BCa). Si el intervalo de confianza de la ECV incluía valores por debajo de .70, no se podría asumir la unidimensionalidad. De manera complementaria, también se calculó la I-ECV, la cual indica en qué proporción las respuestas de un ítem pueden ser explicadas por la varianza del factor general (Stucky, Thissen, & Edelen, 2013).

Como evidencia adicional de unidimensionalidad, así como para detectar la posible existencia de dependencia local entre ítems, se utilizó también el análisis factorial confirmatorio. Para ello, se dividió la muestra aleatoriamente en dos mitades iguales. En la primera mitad, se analizó un modelo unidimensional y se realizaron cambios al mismo a partir de los índices de modificación. De manera específica, se permitió la presencia de errores correlacionados siempre que estos (1) tuvieran sentido teórico y (2) mejoraran el ajuste. Los índices utilizados para medir este último fueron el CFI y el RMSEA; según el criterio más utilizado, un CFI > .95 y un RMSEA menor a .06 indican un buen ajuste (Hu & Bentler, 1999). Luego de agregar errores correlacionados al modelo unidimensional en la primera submuestra, este modelo final fue replicado en la segunda. El análisis factorial se realizó con un método no lineal de la familia de mínimos cuadrados ponderados (WLSMV).

A partir de una sugerencia originada en el proceso de revisión, también se realizó un análisis factorial confirmatorio poniendo a prueba el modelo de cuatro factores correlacionados. Además, para examinar la unidimensionalidad esencial, se intentó estimar un modelo bifactor, pero este resultó en una solución no interpretable (con casos Heywood). Por ello, se probó un

modelo de segundo orden que luego fue forzado a un modelo bifactor a partir de una transformación Schmid-Leiman (Brown, 2015). Con las cargas factoriales de este modelo bifactor, se calculó la ECV utilizando la calculadora de Dominguez-Lara y Rodriguez (2017).

Luego de comprobar el supuesto de unidimensionalidad, los ítems fueron analizados con el modelo de respuesta graduada (MRG; Samejima, 2016). Este modelo fue desarrollado para el caso de ítems politómicos con opciones ordenadas (p. ej., tipo Likert). Estima un parámetro de discriminación  $a$ , el cual corresponde a la pendiente de cada ítem, y  $m-1$  parámetros de dificultad  $b_i$  por cada reactivo, donde  $m$  es el número de opciones de respuesta del ítem. Cada uno de estos parámetros de dificultad (o umbrales)  $b_i$  señala en qué nivel de la variable latente ( $\theta$ ) la probabilidad de responder  $i$  o menos es igual a la probabilidad de responder por encima de  $i$  ( $P[x \leq i] = P[x > i] = 0.50$ ).

Para medir el ajuste del MRG, se comparó el valor de  $-2 \times \text{loglikelihood}$  (-2LL) de este con el de un modelo en el cual el parámetro  $a$  fue forzado a ser igual en todos los ítems (similar a un modelo de la familia Rasch). Se esperó que el MRG mejorase significativamente el ajuste respecto del modelo restringido. Adicionalmente, se examinó el posible sesgo generado por la dependencia local entre ítems de acuerdo con lo identificado en el análisis factorial. Para ello, se observó si las pendientes de estos reactivos eran notablemente mayores a las demás, lo cual indicaría una influencia importante de la dependencia local. Asimismo, se realizó una serie de análisis de sensibilidad en los que se volvió a estimar los MRG luego de extraer los ítems que presentaban dependencia local. Como se mantuvo un rango similar en la estimación del parámetro  $a$ , se asumió que la dependencia local no constituía un problema significativo para el MRG (Edelen & Reeve, 2007).

Finalmente, a partir de los parámetros  $a$  y  $b_i$  del MRG, se examinó la capacidad informativa de cada ítem en función de la variable latente  $\theta$ . Estas funciones se graficaron en las curvas de información de los ítems. Asimismo, las curvas de información de los 13 ítems de la escala BIEPS-A se sumaron para obtener una curva de información del test.

El análisis de unidimensionalidad (ECV e I-ECV) se realizó con el programa FACTOR v. 10.10.03 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017). Para el análisis factorial confirmatorio y el MRG se utilizaron, respectivamente, los paquetes lavaan v. 0.6-7 (Rosseel, 2012) y mirt v. 1.32.1 (Chalmers, 2012), implementados en el programa R v. 4.0.3.

## Resultados

### Estadísticos descriptivos de los ítems

Los estadísticos descriptivos mostraron que la mayoría de los participantes respondió *De acuerdo* a los ítems de la escala BIEPS-A, a excepción de los ítems 9 (“En general hago lo que quiero, soy poco influenciado”) y 12 (“Puedo

tomar decisiones sin dudar mucho”; *Tabla 1*). Asimismo, se observó que los ítems 4 (“Puedo decir lo que pienso sin mayores problemas”) y 12 fueron los que mostraron mayores porcentajes de respuesta en la opción *En desacuerdo* (11.71 y 15.94 %, respectivamente). Además, como se observa en la *Tabla 1*, el ítem 3 (“Me importa pensar qué haré en el futuro”) fue el que mostró mayor asimetría, pues más del 80 % de las respuestas estuvo concentrado en la última opción de respuesta (*De acuerdo*). Todas las correlaciones ítem-total fueron mayores a .20 y todas, a excepción de la correspondiente al ítem 9, fueron también mayores a .30.

Tabla 1.

*Estadísticos descriptivos de los ítems de la escala BIEPS-A*

Ítem	M	DE	g <sub>1</sub>	g <sub>2</sub>	% de respuestas			r <sub>it</sub>
					1	2	3	
1	2.68	0.59	-1.64	1.59	6.30	19.78	73.92	.48
2	2.69	0.56	-1.60	1.57	4.72	21.85	73.43	.47
3	2.79	0.52	-2.38	4.65	4.92	11.61	83.46	.43
4	2.32	0.67	-0.48	-0.78	11.71	44.59	43.70	.45
5	2.46	0.61	-0.66	-0.52	5.91	41.73	52.36	.40
6	2.74	0.51	-1.79	2.34	3.25	19.78	76.97	.65
7	2.70	0.55	-1.66	1.77	4.72	20.87	74.41	.46
8	2.63	0.57	-1.26	0.60	4.72	27.76	67.52	.50
9	2.30	0.65	-0.39	-0.74	10.63	48.72	40.65	.29
10	2.72	0.54	-1.81	2.35	4.43	18.80	76.77	.60
11	2.75	0.51	-1.92	2.83	3.54	18.01	78.44	.52
12	2.21	0.70	-0.31	-0.93	15.94	47.05	37.01	.42
13	2.44	0.66	-0.75	-0.51	9.15	37.80	53.05	.51

Nota. g<sub>1</sub> = asimetría; g<sub>2</sub> = curtosis; r<sub>it</sub> = correlación ítem-total. Opciones de respuesta: 1 = “En desacuerdo”, 2 = “Ni de acuerdo ni en desacuerdo”, 3 = “De acuerdo”

### Análisis de unidimensionalidad e independencia local

Se examinó la unidimensionalidad a través de la ECV, la cual se halló ligeramente por debajo del criterio deseable de .85 (ECV = .83, IC BCa 95% [.82, .87]). Este valor, sin embargo, se halló bastante por encima de .70. Asimismo, el IC no incluyó valores por debajo de este valor mínimo aceptable. De los 13 ítems de la escala, 10 de ellos presentaron valores I-ECV ≥ .92. Por otra parte, los siguientes ítems presentaron I-ECV < .70: ítem 5 (“Generalmente le caigo bien a la gente”; I-ECV = .46), ítem 8 (“Creo que en general

me llevo bien con la gente”; I-ECV = .51) e ítem 12 (“Puedo tomar decisiones sin dudar mucho”; I-ECV = .71). Estos resultados, aunque mixtos, sugieren que la escala funciona como una medida esencialmente unidimensional.

A continuación, se realizó un análisis factorial confirmatorio con la Submuestra 1. Los resultados de este análisis mostraron un ajuste mediocre para el modelo estrictamente unidimensional (CFI = .81, RMSEA = .11). Los índices de modificación sugirieron permitir la correlación entre los errores de los ítems 5 (“Generalmente le caigo bien a la gente”) y 8 (“Creo que en general me llevo bien

con la gente”). Al permitir esta correlación ( $\varphi_{5-8} = .70$ ), el ajuste mejoró notoriamente (CFI = .93, RMSEA = .07). Aunque el ajuste aún resultó subóptimo, no se juzgó pertinente agregar nuevos errores correlacionados, pues estos no resultarían interpretables teóricamente. Este modelo unidimensional con errores correlacionados fue probado en la Submuestra 2, en la que se obtuvo un ajuste apenas por debajo del criterio considerado aceptable (CFI = .95, RMSEA = .07). En este análisis, la correlación entre errores también fue elevada ( $\varphi_{5-8} = .66$ ).

De manera complementaria, también se puso a prueba, en la muestra completa ( $n = 1016$ ), el modelo original de cuatro factores correlacionados. Este tuvo un ajuste similar al del modelo unifactorial reespecificado (CFI = .94, RMSEA = .07). Por otra parte, las elevadas correlaciones interfactoriales (rango: .48–.87) sugirieron la presencia de un factor general. Se probó, a continuación, un modelo de segundo orden, el que tuvo un ajuste muy similar (CFI = .94, RMSEA = .07). Luego de aplicar una transformación Schmid-Leiman a este modelo, fue posible calcular la ECV, la cual, al igual que con el método anterior, fue elevada (ECV = .72). Por consiguiente, se procedió con un MRG

unidimensional.

### Modelo de respuesta graduada

Se analizó un MRG en el que se estimó libremente una pendiente  $a$  por cada ítem. Además, se estimó un modelo restringido en el cual se forzó a que todos los ítems tuvieran una misma pendiente. El MRG libre resultó en un -2LL de 18 277.84, mientras que el modelo restringido presentó un -2LL de 18 478.99. La diferencia entre ambos modelos fue significativa:  $\chi^2_{(12)} = 201.15$ ,  $p < .001$ . Por ello, se prosiguió el análisis con el MRG de pendientes estimadas libremente por cada ítem.

En la [Tabla 2](#), se presentan los parámetros estimados con el MRG. Se observa que las pendientes ( $a$ ) correspondientes a los ítems 5 y 8 no son especialmente altas en comparación con las otras. Ello indica que la dependencia local observada entre ambos ítems no resulta en un sesgo significativo del modelo. Asimismo, el rango de valores del parámetro  $a$  (0.65–2.91) no varió de manera notoria cuando se realizaron análisis de sensibilidad eliminando el ítem 5 (rango: 0.66–2.92), el ítem 8 (rango: 0.66–2.95) o los dos en conjunto (rango: 0.66–2.92).

Tabla 2.

*Parámetros del modelo de respuesta graduada de la escala BIEPS-A*

Ítem	$a$	$b_1$	$b_2$
1. Creo que sé lo que quiero hacer con mi vida.	1.54	-2.35	-0.93
2. Si algo me sale mal puedo aceptarlo, admitirlo.	1.30	-2.35	-0.98
3. Me importa pensar qué haré en el futuro.	1.35	-2.79	-1.54
4. Puedo decir lo que pienso sin mayores problemas.	1.15	-2.12	0.30
5. Generalmente le caigo bien a la gente.	1.01	-3.18	-0.09
6. Siento que podré lograr las metas que me proponga.	2.91	-2.23	-0.81
7. Cuento con personas que me ayudan si lo necesito.	1.35	-2.80	-1.01
8. Creo que en general me llevo bien con la gente.	1.32	-2.83	-0.68
9. En general hago lo que quiero, soy poco influenciado.	0.65	-3.50	0.66
10. Soy una persona capaz de pensar en un proyecto para mi vida.	2.27	-2.21	-0.88
11. Puedo aceptar mis equivocaciones y tratar de mejorar.	1.67	-2.70	-1.08
12. Puedo tomar decisiones sin dudar mucho.	1.11	-1.81	0.61
13. Encaro sin mayores problemas mis obligaciones diarias.	1.61	-1.95	-0.10

Los parámetros presentados en la [Tabla 2](#) demuestran que la opción *En desacuerdo* se asoció con niveles muy bajos de bienestar

psicológico, mientras que la opción *De acuerdo* era seleccionada con una alta probabilidad incluso por personas con niveles muy cercanos al

promedio. En otras palabras, las dos opciones superiores de respuesta (*Ni de acuerdo ni en desacuerdo* y *De acuerdo*) fueron “muy fáciles” de alcanzar, incluso por personas que no presentaban niveles elevados de bienestar psicológico, mientras que la opción inferior (*En desacuerdo*) solo tendía a ser seleccionada cuando las personas presentaban niveles muy bajos de bienestar. Por ejemplo, en el caso del ítem 10 (“Soy una persona capaz de pensar en un proyecto para mi vida”), se observó que un nivel promedio de bienestar psicológico ( $\theta = 0$ ) se asociaba con una probabilidad de 89.14% de seleccionar la opción *De acuerdo* (es decir, la mayor respuesta posible). Por otra parte, en este mismo ítem, las personas cuyo bienestar psicológico se encontraba 1.5 desviaciones estándar por debajo de promedio ( $\theta = -1.5$ ) tuvieron solo un 17.53% de probabilidad de seleccionar la opción más baja (*En desacuerdo*) y hasta un 17.88% de probabilidad de escoger la opción más alta (*De acuerdo*). Situaciones similares se observaron en el resto de los ítems de la escala BIEPS-A.

Con base en los parámetros estimados (Tabla 2), se construyó una función de información para cada uno de los ítems de la escala. Es decir, se examinó cómo la información brindada por el ítem variaba en función del nivel de bienestar

psicológico. En la Figura 1, se presentan estas funciones como curvas de información de los ítems. Con fines expositivos, se han agrupado los ítems según las dimensiones a las que originalmente pertenecían; sin embargo, es importante enfatizar que el modelo puesto a prueba en este trabajo es unidimensional.

De los ítems que originalmente pertenecían a la dimensión Aceptación, los reactivos 11 y 13 son los que presentan mayores niveles de información. Entre estos, es el ítem 13 (“Encaro sin mayores problemas mis obligaciones diarias”) el que abarca un nivel más amplio del constructo (Figura 1a). Por otra parte, todos los ítems de Autonomía presentaron una capacidad informativa muy pobre, especialmente el ítem 9 (Figura 1b), el cual también presentó el peor índice de discriminación de toda la escala (Tablas 1 y 2). En cuanto a los ítems de Vínculos, estos también presentaron un pobre poder informativo. Aunque los ítems 7 y 8 mostraron un nivel de información ligeramente mayor a niveles bajos del constructo, este decayó a partir de  $\theta = 0$  (Figura 1c). Los ítems de Proyectos fueron los que mejor funcionamiento presentaron en toda la escala; sobre todo, los ítems 6 y 10. Sin embargo, todos estos ítems decayeron en su capacidad informativa en niveles por encima del promedio  $\theta = 0$  (Figura 1d).

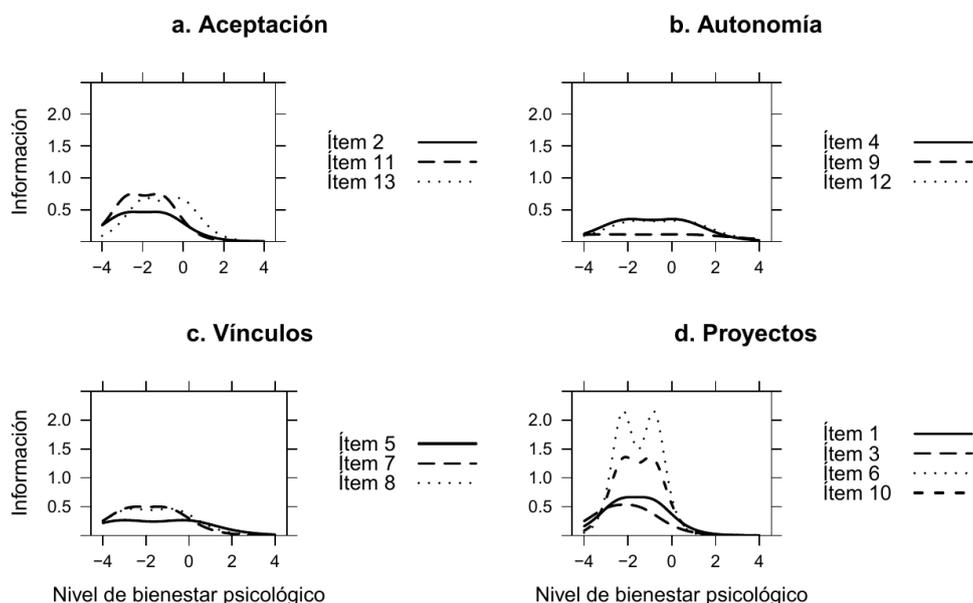


Figura 1.

Curvas de información de los ítems de la escala BIEPS-A. Todas ellas provienen de un único análisis unidimensional, pero se presentan separadas para facilitar su lectura.

Luego de unir todas las curvas de información de los ítems de la escala BIEPS-A, se obtuvo una curva de información total del test, la cual se presenta en la [Figura 2](#). Esta corrobora lo ya observado en los resultados individuales: la escala BIEPS-A es más informativa en niveles bajos del constructo *bienestar psicológico*, pero decae a

partir de, aproximadamente, una desviación estándar por debajo del promedio ( $\theta = -1$ ). Dicho de otra forma, la escala BIEPS-A presenta una confiabilidad aceptable solo en personas con niveles bajos y muy bajos de bienestar psicológico.

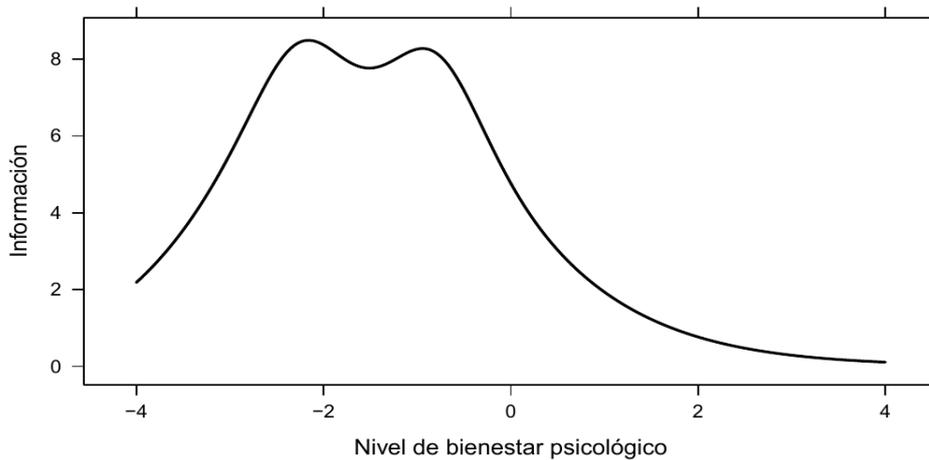


Figura 2. Curva de información de la escala BIEPS-A

### Discusión

El presente estudio analizó las propiedades psicométricas de la escala BIEPS-A a través del modelo de respuesta graduada, el cual se encuentra dentro de la familia de modelos de la teoría de respuesta a los ítems ([Embretson & Reise, 2000](#)). En primer lugar, se comprobó que la escala BIEPS-A funciona como una medida esencialmente unidimensional. A continuación, se demostró que los ítems de esta escala son informativos solo en los niveles más bajos de bienestar psicológico ( $\theta < -1$ , aproximadamente) y que, por otra parte, discriminan mal entre las personas que presentan niveles promedio o mayores del constructo.

El hallazgo según el cual la escala BIEPS-A es en esencia unidimensional coincide con las críticas realizadas a otros instrumentos de bienestar psicológico. Específicamente, en el caso de la SPWB ([Ryff & Keyes, 1995](#)), la evidencia sugiere que puede ser explicada por menos dimensiones de las que fueron originalmente propuestas ([Springer & Hauser, 2006](#)). En el caso de la escala BIEPS-A, esta afirmación puede verse cuestionada por un estudio previo que halló

un ajuste aceptable para un modelo multidimensional ([Dominguez-Lara, 2014](#)). Sin embargo, es importante notar que esta investigación no reportó las correlaciones entre dimensiones, las cuales constituyen información necesaria para evaluar la existencia de un factor general que sea más relevante que los factores específicos ([Dominguez-Lara & Navarro-Loli, 2018](#); [Reise et al., 2013](#)). Asimismo, cabe hacer notar que incluso los autores originales de la prueba recomendaron calcular un puntaje global en lugar de puntajes específicos por cada dimensión ([Castro Solano et al., 2002](#)); sin embargo, esta recomendación no siempre ha sido seguida por los investigadores aplicados (p. ej., [Páramo, Straniero, García, Torrecilla, & Gómez, 2012](#)).

La mayoría de los participantes del estudio brindó respuestas muy altas a la escala BIEPS-A. Esto sugiere la presencia de un efecto techo que limitó la variabilidad de los puntajes en niveles altos de bienestar. Es decir, fue relativamente “fácil” obtener altos puntajes de bienestar, incluso cuando el nivel de bienestar no era especialmente alto. Esto se refleja en los parámetros estimados del MRG, los cuales muestran que los ítems de la

escala BIEPS-A son poco informativos en los niveles de bienestar psicológico superiores al promedio. Asimismo, se observa que los ítems más informativos fueron los que correspondían originalmente a la dimensión Proyectos, aunque estos también mostraron un marcado descenso en su calidad informativa en niveles superiores al promedio. Esto puede relacionarse con el hecho de que, en los estudiantes universitarios, las metas futuras constituyen un elemento prioritario del bienestar psicológico (Weier & Lee, 2016). Así pues, ítems como “Me importa pensar qué haré en el futuro” serán respondidos con un *De acuerdo* por la inmensa mayoría de los universitarios, y solo aquellas personas con niveles muy bajos de bienestar psicológico contestarán con alguna de las dos opciones de respuesta inferiores (*En desacuerdo* y *Ni de acuerdo ni en desacuerdo*).

Los investigadores aplicados deben ser conscientes de las fluctuaciones en la calidad informativa de la escala BIEPS-A. Dado que el concepto de *información* es similar al de *confiabilidad* de la teoría clásica de los test (Furr & Bacharach, 2014), los presentes hallazgos pueden ser entendidos de la siguiente manera: *La escala BIEPS-A presenta evidencias muy desfavorables de confiabilidad cuando los evaluados poseen niveles promedio o superiores al promedio de bienestar psicológico*. Por ello, los investigadores que utilicen la escala BIEPS-A con muestras similares a la del presente estudio deben ser conscientes de que la escala puede ser útil para discriminar solo entre personas con niveles muy bajos de bienestar.

Una limitación del presente estudio es el hecho de que solo se analizaron datos de estudiantes universitarios. Como se mencionó anteriormente, esta población resulta de especial interés, debido a su constante exposición a estresores que ponen en riesgo su bienestar psicológico (Edwards et al., 2010; Gibbons, 2010; Gibbons et al., 2008; Watson et al., 2009). Sin embargo, sería importante estudiar el funcionamiento de la escala BIEPS-A en otras poblaciones, como adultos mayores, personas en situación de pobreza o personas con discapacidad. Otra limitación de este trabajo es que solo se analizó la escala BIEPS-A en un momento determinado. No se examinó la relación de la escala BIEPS-A con otras variables ni su

estabilidad temporal. Tampoco se puso a prueba si los ítems de este instrumento funcionaban de manera equivalente en distintos grupos de interés (p. ej., mujeres y varones). Sin embargo, consideramos que un requisito para realizar estos análisis posteriores es contar con un modelo base adecuado. Como muestran los presentes resultados, este modelo base presenta limitaciones importantes y es necesario mejorarlo antes de proceder con análisis más complejos (p. ej., Castro Solano, 2011; Lima-Castro, Peña-Contreras, Aguilar-Sizer, Bueno Pacheco, & Arias-Medina, 2019).

Estudios posteriores deben explorar la posibilidad de agregar reactivos más “difíciles” a la escala BIEPS-A, es decir, ítems que requieran un mayor nivel de bienestar psicológico para ser respondidos. Por ejemplo, un ítem que dijera “He logrado la mayoría de las metas que me he propuesto en la vida” implicaría un nivel mayor de bienestar psicológico que la mayoría de ítems de la escala BIEPS-A (p. ej., ítem 10: “Soy una persona capaz de pensar en un proyecto para mi vida”). De esta manera, se contaría con ítems de distintos niveles de bienestar psicológico y mejoraría la calidad informativa de la escala, pues abarcaría un espectro más amplio del constructo. Por otra parte, también es importante reformular los ítems que originalmente medían la dimensión Autonomía, debido a su pobre capacidad informativa. En especial, el ítem 9 (“En general hago lo que quiero, soy poco influenciado”) podría estar siendo comprendido no como un indicador de bienestar, sino como indicador de poca apertura o resistencia a la crítica. Estas falencias observadas en algunos reactivos pueden estar relacionadas con el hecho de que, durante el proceso de creación del test, hubo una notable reducción de ítems y dimensiones (Castro Solano et al., 2002; Casullo, 2002), lo cual pudo haber comprometido la adecuada representación del constructo.

En conclusión, este estudio demostró que la escala BIEPS-A es en esencia unidimensional. Cuando se la analizó con el MRG, se observó que todos sus ítems eran poco informativos en personas con niveles de bienestar psicológico promedio o superiores al promedio. Por ello, se recomienda que estudios posteriores examinen la posibilidad de agregar ítems que discriminen

mejor en los niveles más altos de bienestar psicológico. En su estado actual, la escala BIEPS-A presenta limitaciones importantes cuando es aplicada a estudiantes universitarios.

### Agradecimiento

Los datos del presente estudio provienen de un proyecto financiado por la Universidad Nacional Mayor de San Marcos (RR n° 00876-R-16), institución de la que el primer autor formaba parte cuando se recogieron los datos.

Pablo D. Valencia se encuentra ahora en la Facultad de Estudios Superiores Iztacala, Universidad Nacional Autónoma de México. Actualmente, Naomi Alvarez labora de manera independiente como psicóloga clínica y psicoterapeuta en la ciudad de Lima.

### Referencias

- Agenor, C., Conner, N. & Aroian, K. (2017). Flourishing: An evolutionary concept analysis. *Issues in Mental Health Nursing, 38*(11), 915-923. doi: 10.1080/01612840.2017.1355945
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2a ed.). Nueva York, NY: Guilford Press.
- Castro Solano, A. (2011). Las rutas de acceso al bienestar. Relaciones entre bienestar hedónico y eudaemónico. Un estudio en población argentina. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 1*(31), 37-57.
- Castro Solano, A., Brenlla, M. E., & Casullo, M. M. (2002). Evaluación del bienestar psicológico en adultos. En M. M. Casullo (Ed.), *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica* (pp. 93–100). Buenos Aires: Paidós.
- Casullo, M. M. (2002). Evaluación del bienestar psicológico. En M. M. Casullo (Ed.), *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica* (pp. 11–29). Buenos Aires: Paidós.
- Chalmers, R. P. (2012). mirt: A multidimensional item response theory package for the R environment. *Journal of Statistical Software, 48*(6), 1–29. doi: 10.18637/jss.v048.i06
- Crous, G. (2017). Child psychological well-being and its associations with material deprivation and type of home. *Children and Youth Services Review, 80*, 88–95. doi: 10.1016/j.childyouth.2017.06.051
- Deci, E. L. & Ryan, R. M. (2000). The “what” and “why” of goal pursuits: human needs and the self-determination behavior. *Psychological Inquiry, 11*(4), 227-268. doi: 10.1207/S15327965PLI1104\_01
- 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.
- Diener, E., Heintzelman, S.J., Kushlev, K., Tay, L., Wirtz, D., Lutes, L., & Oishi, S. (2017). Findings all psychologists should know from the new science on subjective well-being. *Canadian Psychology/Psychologie canadienne, 58*(2), 87–104. doi: 10.1037/cap0000063
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research, 97*(2), 143–156. doi: 10.1007/s11205-009-9493-y
- Dominguez-Lara, S. A. (2014). Análisis psicométrico de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos en estudiantes universitarios de Lima: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Psychologia, 8*(1), 23–31. doi: 10.21500/19002386.1211
- Dominguez-Lara, S. A., & 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. doi: 10.35670/1667-4545.v18.n2.20800
- Dominguez-Lara, S. A., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones, 3*(2), 59–65. doi: 10.24016/2017.v3n2.51
- Edelen, M. O., & Reeve, B. B. (2007). Applying item response theory (IRT) modeling to questionnaire development, evaluation, and refinement. *Quality of Life Research, 16*(S1), 5–18. doi: 10.1007/s11136-007-9198-0
- Edwards, D., Burnard, P., Bennett, K., & Hebden, U. (2010). A longitudinal study of stress and self-esteem in student nurses. *Nurse Education Today, 30*(1), 78–84. doi: 10.1016/j.nedt.2009.06.008
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Erlbaum Publishers.
- Fabrigar, L. R., & Wegener, D. T. (2012). *Exploratory factor analysis*. Nueva York, NY: Oxford

- University Press.
- Fard, T. R., Kalantarkousheh, M., & Faramarzi, M. (2018). Effects of mindfulness-based cognitive infertility stress therapy on psychological well-being of women with infertility. *Middle East Fertility Society Journal*, 23(4), 476–481. doi: 10.1016/j.mefs.2018.06.001
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236–240. doi: 10.7334/psicothema2016.304
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762–780. doi: 10.1177/0013164417719308
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (5a ed.). Londres: SAGE.
- Furr, R. M., & Bacharach, V. R. (2014). *Psychometrics: An introduction*. Londres: SAGE.
- Gibbons, C. (2010). Stress, coping and burn-out in nursing students. *International Journal of Nursing Studies*, 47(10), 1299–1309. doi: 10.1016/j.ijnurstu.2010.02.015
- Gibbons, C., Dempster, M., & Moutray, M. (2008). Stress and eutress in nursing students. *Journal of Advanced Nursing*, 61(3), 282–290. doi: 10.1111/j.1365-2648.2007.04497.x
- Haybron, D. M. (2008). Philosophy and the science of subjective well-being. En M. Eid & R. J. Larsen (Eds.), *The science of subjective well-being* (pp. 17–43). Nueva York: The Guilford Press
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Huppert, F. A., & So, T. T. (2013). Flourishing across Europe: Application of a new conceptual framework for defining well-being. *Social Indicators Research*, 110(3), 837–861. doi: 10.1007/s11205-011-9966-7
- Huta, V., & Waterman, A. S. (2014). Eudaimonia and its distinction from hedonia: developing a classification and terminology for understanding conceptual and operational definitions. *Journal of Happiness Studies*, 15(6), 1425–1456. doi: 10.1007/s10902-013-9485-0
- Keyes, C. L. M. (2002). The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. *Journal of Health and Social Behavior*, 43(2), 207–222. doi: 10.2307/3090197
- Lima-Castro, S., Peña-Contreras, E., Aguilar-Sizer, M., Bueno Pacheco, A., & Arias-Medina, P. (2019). Aproximación a un modelo de bienestar en adultos ecuatorianos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 51(2), 5–18. doi: 10.21865/RIDEP51.2.01
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). Exploratory Item Factor Analysis: A practical guide revised and updated. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 30(3), 1151–1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Maddux, J. E. (2002). Stopping the “madness”: Positive psychology and the deconstruction of the illness ideology and the DSM. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 13–25). Nueva York, NY: Oxford University Press.
- Páramo, M. de los Á., Straniero, C. M., García, C. S., Torrecilla, N. M., & Gómez, E. E. (2012). Bienestar psicológico, estilos de personalidad y objetivos de vida en estudiantes universitarios. *Pensamiento Psicológico*, 10(1), 7–21.
- Priesack, A., & Alcock, J. (2015). Well-being and self-efficacy in a sample of undergraduate nurse students: a small survey study. *Nurse Education Today*, 35(5), 16–20. doi: 10.1016/j.nedt.2015.01.022
- Rasmussen, D. B. (1999). Human flourishing and the appeal to human nature. *Social Philosophy & Policy*, 16(1), 1–43. doi: 10.1017/S0265052500002235
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129–140. doi: 10.1080/00223891.2012.725437
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. doi: 10.1037/met0000045
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. doi: 10.18637/jss.v048.i02
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069–1081. doi: 10.1037/0022-3514.57.6.1069
- Ryff, C. D. (2018). Well-being with soul: science in pursuit of human potential. *Perspective on Psychological Science*, 13(2), 242–248. doi: 10.1177/1745691617699836

- Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719–727. doi: 10.1037//0022-3514.69.4.719
- Sagone, E., & De Caroli, M. E. (2014). Relationships between psychological well-being and resilience in middle and late adolescents. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 141, 881–887. doi: 10.1016/j.sbspro.2014.05.154
- Samejima, F. (2016). Graded response models. En W. J. van der Linden (Ed.), *Handbook of item response theory* (pp. 123–136). doi: 10.1201/9781315374512-16
- Seligman, M. E. P. (2002). Positive psychology, positive prevention, and positive therapy. En C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 3–9). Nueva York, NY: Oxford University Press.
- Seligman, M. E. P. (2011). *Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being*. Nueva York, NY: Free Press
- Springer, K. W., & Hauser, R. M. (2006). An assessment of the construct validity of Ryff's scales of psychological well-being: Method, mode, and measurement effects. *Social Science Research*, 35(4), 1080–1102. doi: 10.1016/j.ssresearch.2005.07.004
- Streiner, D. L., Norman, G. R., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use* (5th ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Stucky, B. D., Thissen, D., & Edelen, M. O. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, 37(1), 41–57. doi: 10.1177/0146621612462759
- Sukhai, M. A., & Mohler, C. E. (2017). Mental health and well-being for students with disabilities in the sciences. In M. A. Sukhai & C. E. Mohler (Eds.), *Creating a Culture of Accessibility in the Sciences* (pp. 93–103). Toronto: Academic Press. doi: 10.1016/B978-0-12-804037-9.00008-5
- Ten Berge, J. M., & Kiers, H. A. (1991). A numerical approach to the approximate and the exact minimum rank of a covariance matrix. *Psychometrika*, 56(2), 309–315. doi: 10.1007/BF02294464
- Vázquez C., & Hervás, G. (2009). Salud positiva: del síntoma al bienestar. En C. Vázquez y G. Hervás (Ed.), *Psicología positiva aplicada* (2a ed., pp. 17–40). Bilbao: Desclée De Brouwer.
- Vittersø, J. (2016). The most important idea in the world: an introduction. En J. Vittersø (Ed.), *Handbook of eudaimonic well-being* (pp. 1–24). Cham, CH: Springer.
- Waterman, A. S. (1993). Two conceptions of happiness: Contrasts of personal expressiveness (eudaimonia) and hedonic enjoyment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(4), 678–691. doi: 10.1037/0022-3514.64.4.678
- Waterman, A. S. (2011). Eudaimonic identity theory: Identity as self-discovery. En S. J. Schwartz, K. Luyckx, & V. L. Vignoles (Eds.), *Handbook of identity theory and research* (pp. 357–379). Nueva York, NY: Springer
- Waterman, A. S. (2013). Introduction: Considering the nature of a life well-lived—Intersections of positive psychology and eudaimonist philosophy. En A. S. Waterman (Ed.), *The best within us: Positive psychology perspectives on eudaimonia* (pp. 3–17). Washington, DC: American Psychological Association.
- Watson, R., Gardiner, E., Hogston, R., Gibson, H., Stimpson, A., Wrate, R., & Deary, I. (2009). A longitudinal study of stress and psychological distress in nurses and nursing students. *Journal of Clinical Nursing*, 18(2), 270–278. doi: 10.1111/j.1365-2702.2008.02555.x
- Weier, M., & Lee, C. (2016). Stagnant or successful, carefree or anxious? Australian university students' goals and beliefs about adulthood and their current well-being. *Australian Psychologist*, 51(6), 422–430. doi: 10.1111/ap.12169