



European Journal of Education and Psychology

www.elsevier.es/ejep



Estructura factorial de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff en estudiantes universitarios



Carlos Freire^{a,*}, María del Mar Ferradás^a, José Carlos Núñez^b y Antonio Valle^a

^a Grupo de Investigación en Psicología Educativa, Universidad de A Coruña, A Coruña, España

^b Departamento de Psicología, Universidad de Oviedo, Oviedo, España

Recibido el 26 de abril de 2016; aceptado el 24 de octubre de 2016

Disponible en Internet el 17 de enero de 2017

PALABRAS CLAVE

Bienestar psicológico;
Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff;
Análisis factorial confirmatorio;
Estudiantes universitarios

KEYWORDS

Psychological well-being;
Ryff's Psychological Well-Being Scales;
Confirmatory factor analysis;
University students

Resumen En el presente trabajo se analiza la estructura factorial de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff en estudiantes universitarios. Participaron en el estudio 1,402 sujetos, que fueron distribuidos aleatoriamente en 2 submuestras homogéneas independientes: una de calibración y una de validación. Diversos modelos teóricos propuestos por la investigación previa fueron objeto de análisis factorial confirmatorio. Nuestros resultados indican que el modelo de 4 factores de primer nivel (autoaceptación, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal) es el que muestra mejores indicadores de ajuste a los datos empíricos. Se discuten los resultados a la luz de las implicaciones teóricas y empíricas de estos hallazgos.

© 2016 European Journal of Education y Psychology. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

The factorial structure of Ryff's Psychological Well-Being Scales in university students

Abstract The present investigation examines the factorial structure of Ryff's Scales of Psychological Well-Being in university students; 1,402 students took part in the study. Participants were randomized into two independent homogeneous (calibration and validation) subsamples. Various theoretical models proposed by previous research were subjected to confirmatory factor analysis. Our results indicate that the four factor model (self-acceptance, environmental mastery, purpose in life, and personal growth) with no latent factors show the best fit to the empirical data. These findings are discussed according to theoretical and empirical implications.

© 2016 European Journal of Education and Psychology. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: carlos.freire.rodriguez@udc.es (C. Freire).

Introducción

El estudio del bienestar psicológico ha arrojado en los últimos años un considerable desarrollo teórico y empírico. Este tópico, adscrito a la tradición eudaimonista, alude a la adquisición de aquellos valores que posibilitan nuestra autorrealización. Se trata de un constructo cimentado en la concepción aristotélica de felicidad, entendida como la consecución de la excelencia o la perfección en uno mismo, de acuerdo con las capacidades y el potencial individual (Ackrill, 1973). El enfoque eudaimonista del bienestar ha inspirado numerosos conceptos vinculados al funcionamiento psicológico positivo tales como la autoactualización (Maslow, 1968), la madurez (Allport, 1961) o el funcionamiento personal satisfactorio (Rogers, 1961). Buscando la convergencia entre estas formulaciones, Ryff (1989) operativizó un modelo de bienestar eudaimónico integrado por 6 dimensiones: autoaceptación, relaciones positivas con otras personas, autonomía, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal.

Ryff diseñó un instrumento de medida de estas 6 dimensiones, las Escalas de Bienestar Psicológico, que, hasta la fecha, constituye el más utilizado para la evaluación del bienestar eudaimónico. Con todo, la validez de este modelo ha sido cuestionada en los últimos años.

La propia Ryff (véase Ryff y Keyes, 1995) ha planteado la posibilidad de que el modelo de 6 dimensiones de primer orden incluya un factor latente de segundo orden —bienestar psicológico— aunque ninguno de los 2 modelos evidenció un ajuste satisfactorio. No obstante, algunos trabajos posteriores han refrendado la estructura de 6 dimensiones y un constructo latente de segundo orden (Chen, Jing, Hayes y Lee, 2013; Díaz et al., 2006; Kállay y Rus, 2014).

Otras investigaciones (Abbott, Ploubidis, Huppert, Kuh y Croudace 2010; Springer y Hauser, 2006; Tomás, Sancho, Meléndez y Mayordomo, 2012) han concluido la existencia de un factor de segundo orden que comprendería las dimensiones autoaceptación, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal. Ello ha conducido a que autores como Abbott et al. (2010) aboguen por un modelo jerárquico de bienestar psicológico integrado por 3 factores: autonomía, relaciones positivas y un tercer factor de segundo orden que aglutina las 4 dimensiones anteriormente citadas. Por el contrario, Tomás et al. (2012) obtuvieron mejores índices de ajuste eliminando las dimensiones autonomía y relaciones positivas con otros. Kafka y Kozma (2002), por su parte, proponen una solución de 5 dimensiones de primer orden, al evidenciar que la autoaceptación y el dominio del entorno saturaban en un único factor.

Una de las cuestiones que se ha discutido es si las personas divergiríamos en la forma en la que entendemos nuestro bienestar psicológico en función del período evolutivo en el que nos hallamos y, consecuentemente, esta variable influiría en las características psicométricas del instrumento. Desde esta consideración, Gallardo y Moyano-Díaz (2012) concluyeron que el modelo original de Ryff (1989) —6 dimensiones de primer orden sin factores latentes— es el que mejor ajusta en una muestra de adolescentes chilenos. Con todo, estos investigadores destacan que un modelo de

5 dimensiones (aglutinando el dominio del entorno y el propósito en la vida) resultaría igualmente válido.

Por su parte, Vera-Villarroel, Urzúa, Silva, Pávez y Celis-Atenas (2013) observaron, en una muestra de 1,646 sujetos latinoamericanos de entre 18 y 90 años, que el modelo teórico original de Ryff es el que mejor ajustaba en todos los grupos etarios a excepción del de las personas mayores de 65 años, en el que ajustaría mejor un modelo de 5 dimensiones. También en personas mayores, Tomás, Meléndez y Navarro (2008) evidenciaron que los modelos de 5 y 6 factores mostraban índices de ajuste muy similares, por lo que resultaría problemático decantarse por unos u otros.

Que nosotros sepamos, ningún trabajo de estas características se ha centrado en la población universitaria. Aunque desde el punto de vista evolutivo la etapa universitaria suele corresponderse con la juventud, Rodríguez y Agulló (1999) postulan que el capital formativo universitario determina en parte «un cosmos social, personal y diferenciado» (p. 256) caracterizado por una serie de valores, actitudes y experiencias vitales que configuran un estilo de vida propio en los estudiantes, que, en comparación con el resto de jóvenes, es más activo, creativo y selectivo.

Entre los escasos precedentes que analizan el bienestar psicológico en esta población, Véliz (2012) observó que el modelo de 6 dimensiones de primer nivel sin constructos latentes ajustaba aceptablemente en estudiantes universitarios chilenos. Sin embargo, en este estudio no se planteó la bondad de ajuste de otras posibles estructuras factoriales.

Así pues, tomando como referencia las aportaciones de los trabajos revisados, en el presente estudio se pretende analizar la validez estructural de los principales modelos teóricos propuestos por la investigación con objeto de determinar cuál de ellos representaría más fidedignamente el bienestar psicológico en la población universitaria.

Método

Participantes

Participaron en el estudio 1,402 estudiantes universitarios (mujeres = 68.8%; hombres = 31.2%) con edades comprendidas entre los 18 y los 48 años ($M = 21.11$; $DT = 3.29$). Considerando la variable titulación, 513 sujetos (36.6%) cursaban estudios de Ciencias de la Educación (Magisterio, Educación Social, Psicopedagogía y Logopedia); 252 (18%), estudios de Ciencias de la Salud (Fisioterapia, Enfermería y Ciencias de la Actividad Física y del Deporte); 253 sujetos (18.1%) pertenecían al ámbito jurídico-social (Derecho y Sociología); y 384 (27.3%) cursaban titulaciones técnicas (Arquitectura, Arquitectura Técnica e Ingeniería de Caminos, Canales y Puertos).

Instrumentos

Para medir el bienestar psicológico se utilizó la adaptación validada al español de las Escalas de Bienestar Psicológico (Díaz et al., 2006). El instrumento consta de 29 ítems que evalúan las 6 dimensiones propuestas por Ryff (1989): *autoaceptación* (4 ítems; e.g., «en general, me siento seguro y positivo conmigo mismo»); *autonomía* (6 ítems;

e.g., «tiendo a estar influenciado por la gente con fuertes convicciones»); *relaciones positivas con otras personas* (5 ítems; e.g., «siento que mis amistades me aportan muchas cosas»); *crecimiento personal* (4 ítems; e.g., «tengo la sensación de que con el tiempo me he desarrollado mucho como persona»); *dominio del entorno* (5 ítems; e.g., «en general, siento que soy responsable de la situación en la que vivo»); y *propósito en la vida* (6 ítems; e.g., «tengo clara la dirección y el objetivo de mi vida»). En nuestro estudio, la consistencia interna de cada una de las escalas fue la siguiente: autoaceptación ($\alpha = .80$); autonomía ($\alpha = .72$); relaciones positivas ($\alpha = .78$); crecimiento personal ($\alpha = .64$); dominio del entorno ($\alpha = .60$); propósito en la vida ($\alpha = .75$). Las respuestas de los participantes fueron evaluadas mediante una escala Likert que comprende valores entre 1 (*en total desacuerdo*) y 5 (*totalmente de acuerdo*). Las puntuaciones más próximas a 5 indican niveles más elevados en cada una de las dimensiones del bienestar psicológico.

Procedimiento

Los datos fueron recogidos en cada uno de los centros participantes, dentro de las aulas y en horario académico. Se instruyó a los sujetos sobre la forma de responder al cuestionario, solicitándoles que respondiesen con sinceridad a todas los ítems. Asimismo, se les informó de que su participación sería totalmente voluntaria y anónima, con objeto de garantizar la confidencialidad de las respuestas.

Análisis de datos

En primer término, se examinaron los estadísticos descriptivos (media, desviación típica, asimetría y curtosis) y correlaciones entre las variables. A continuación, se procedió a dividir la muestra en 2 submuestras homogéneas independientes. La primera ($n = 701$) se utilizó como muestra de calibración, con el fin de efectuar análisis factoriales confirmatorios (AFC) de los principales modelos de bienestar psicológico propuestos por la investigación previa.

El modelo 1 evalúa la propuesta de [Abbott et al. \(2010\)](#), según la cual el bienestar psicológico estaría integrado por 3 factores: relaciones positivas, autonomía y un factor latente de segundo orden que comprende las dimensiones autoaceptación, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal. Los modelos 2 y 3 incluyen las 4 dimensiones que constituyen el núcleo del bienestar eudaimónico (e.g., [Tomás et al., 2012](#)): autoaceptación, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal. En el caso del modelo 2, estas dimensiones no incluirían ningún constructo latente; el modelo 3, sin embargo, incorpora un constructo latente de segundo orden (bienestar psicológico) que incluye las 4 dimensiones de primer nivel anteriormente citadas. El modelo 4 comprende 5 dimensiones de primer orden, conjugando en un solo factor la autoaceptación y el dominio del entorno, como proponen [Kafka y Kozma \(2002\)](#). Finalmente, los modelos 5 y 6 pretenden analizar la propuesta de 6 dimensiones de Ryff ([Ryff, 1989](#); [Ryff y Keyes, 1995](#)), tanto sin factores latentes (modelo 5) como con un factor de segundo orden (bienestar psicológico) que incluye las 6 dimensiones de primer nivel (modelo 6).

En todos los AFC se utilizó el método de estimación de máxima verosimilitud. La bondad de ajuste se determinó a través de los estadísticos, tanto absolutos como relativos, más ampliamente recomendados por la investigación (e.g., [Hu y Bentler, 1999](#)): Chi cuadrado (χ^2), grados de libertad (GL), ratio χ^2/GL , *goodness of fit-index* (GFI), *adjusted goodness-of-fit index* (AGFI), *comparative fit index* (CFI), *parsimony comparative fit index* (PCFI), *Tucker Lewis index* (TLI) y *root mean square error of approximation* (RMSEA). Como norma general, un buen ajuste del modelo se obtendría cuando: ratio $\chi^2/GL \leq 3$; GFI, AGFI y TLI $> .90$; CFI $> .95$; RMSEA $\leq .05$.

Sobre aquel modelo que mostró buenos índices de ajuste se realizaron las convenientes reespecificaciones, considerando criterios teóricos y estadísticos (índices de modificación, errores de estimación, errores estandarizados de medida). La segunda submuestra ($n = 701$) se utilizó como muestra de validación, con el fin de cros-validar el modelo reespecificado. Todos los análisis se realizaron con los paquetes estadísticos SPSS 21 y AMOS 21.

Resultados

Análisis preliminares

En la [tabla 1](#) se muestran los coeficientes de correlación, las medias, desviaciones típicas, asimetría y curtosis de las 6 dimensiones del bienestar psicológico. La matriz de correlaciones indica que todas las variables correlacionan entre sí positiva y significativamente ($p < .001$). Asimismo, los datos de asimetría y curtosis muestran que las variables siguen una distribución normal ($As < \pm 2$; $Ku < \pm 7$), siguiendo los criterios de [Finney y DiStefano \(2006\)](#).

Análisis de la estructura factorial del bienestar psicológico

En la [tabla 2](#) se aportan los resultados del ajuste de los 6 modelos formulados en la muestra de calibración. Como puede observarse en ella, los modelos 1, 4, 5 y 6 muestran índices de ajuste aceptables y muy semejantes entre sí. El ajuste de los modelos 2 y 3 ([figs. 1 y 2](#)) es ligeramente superior al del resto de modelos, evidenciando algunos parámetros un ajuste satisfactorio (GFI = .93; AGFI = .90). Estos 2 modelos (modelo 2 y modelo 3) presentan índices de ajuste prácticamente idénticos, de manera que se optó por reespecificar el modelo 2, por ser el más parsimonioso.

Reespecificación del modelo 2

Analizadas las estimaciones de los estadísticos y parámetros correspondientes (pesos factoriales, errores de estimación, errores de medidas, índices de modificación) y considerando criterios teóricos, se ha optado por eliminar el ítem 1 («cuando repaso la historia de mi vida estoy contento por cómo han resultado las cosas») por 2 motivos: (a) ser explicado mínimamente por su factor (autoaceptación), y (b) mostrar una escasa vinculación conceptual con dicho factor. Asimismo, se han estimado correlaciones entre errores de medida en algunos ítems (ítems 6 y 11; y 15 y 16) que

Tabla 1 Medias, desviaciones típicas, asimetría, curtosis y matriz de correlaciones (N = 1,402)

	1	2	3	4	5	6
1. AU_AC	—					
2. RE_PO	.41*	—				
3. AUT	.28*	.20*	—			
4. DO_EN	.35*	.25*	.39*	—		
5. PR_VI	.64*	.36*	.26*	.32*	—	
6. CR_PE	.51*	.34*	.18*	.31*	.49*	—
M	3.83	4.20	3.55	3.81	3.76	4.16
DT	.66	.70	.83	.78	.66	.55
Asimetría	-.70	-.99	-.44	-.45	-.65	-.70
Curtosis	.59	.62	-.18	-.11	.55	.85

Todas las variables fueron medidas con la misma escala (1 = en total desacuerdo; 2 = bastante en desacuerdo; 3 = más de acuerdo que en desacuerdo; 4 = bastante de acuerdo; 5 = totalmente de acuerdo).

AU_AC: autoaceptación; AUT: autonomía; CR_PE: crecimiento personal; DO_EN: dominio del entorno; DT: desviación típica; M: media; PR_VI: propósito en la vida; RE_PO: relaciones positivas.

* $p < .001$

Tabla 2 Estadísticos e índices de ajuste de los modelos contrastados (muestra de calibración)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
χ^2	1,414.81	476.29	482.67	1,411.50	1,352.20	1,418.10
GL	370	129	131	367	362	371
χ^2/GL	3.82	3.69	3.68	3.85	3.74	3.82
p_{χ^2}	.000	.000	.000	.000	.000	.000
GFI	.87	.93	.93	.87	.87	.87
AGFI	.84	.90	.90	.84	.85	.84
CFI	.83	.91	.91	.83	.84	.83
PCFI	.76	.77	.78	.75	.75	.76
TLI	.82	.89	.89	.82	.82	.82
RMSEA	.06	.06	.06	.06	.06	.06

Modelo 1: 3 factores (autonomía, relaciones positivas y un factor de segundo nivel explicando la variabilidad de los factores autoaceptación, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal).

Modelo 2: 4 factores de primer nivel (autoaceptación, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal).

Modelo 3: modelo 2 con un factor general de segundo nivel (bienestar psicológico) explicando la variabilidad de los 4 factores de primer nivel.

Modelo 4: 5 factores de primer nivel (relaciones positivas, autonomía, propósito en la vida, crecimiento personal y un factor que combina los ítems de autoaceptación y dominio del entorno).

Modelo 5: 6 factores de primer nivel (autoaceptación, relaciones positivas, autonomía, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal).

Modelo 6: modelo 5 con un factor de segundo nivel (bienestar psicológico) explicando la variabilidad de los 6 factores de primer nivel.

AGFI: *adjusted goodness of fit index*; CFI: *comparative fit index*; GFI: *goodness of fit-index*; GL: Grados de libertad; PCFI: *parsimony comparative fit index*; RMSEA: *root mean square error of approximation*; TLI: *Tucker Lewis index*.

componen el factor propósito en la vida. La decisión de establecer estas correlaciones se ha tomado atendiendo a los índices de modificación ($MI > 35$) así como a la redacción de los ítems. En este sentido, es posible que expresiones como «soy una persona activa» (ítem 11) o «me siento bien cuando pienso en lo que he hecho en el pasado» (ítem 15) sean poco precisas y, por consiguiente, se ha considerado que pudieron generar en los participantes cierta confusión con los ítems 6 y 16, respectivamente.

Los resultados aportados por el modelo reespecificado (modelo 2a; véase [tabla 3](#)) implican una mejora significativa en el ajuste de este, tanto en la muestra de calibración como en la de validación. Por tanto, el modelo final propuesto consta de 17 ítems que son explicados por 4 factores

de primer orden. En las [tablas 4 y 5](#) se presentan, respectivamente, las varianzas y cantidad de varianza explicada por los ítems de cada factor, así como los pesos factoriales, errores estándar y significación estadística.

Discusión

El estudio del bienestar psicológico ha promovido una prolífica investigación en las últimas décadas. A pesar de su amplia difusión, la estructura factorial de este constructo continúa siendo controvertida (e.g., [Abbott et al., 2010](#); [Díaz, Stavrakí, Blanco y Gandarillas, 2015](#)), no existiendo un consenso respecto a qué y cuántas dimensiones lo integran.

Tabla 3 Estadísticos e índices de ajuste de los modelos reespecificados

	Muestra de calibración (n = 701)									
	χ^2	GL	χ^2/GL	p_{χ^2}	GFI	AGFI	CFI	PCFI	TLI	RMSEA
Modelo 2a	272.00	110	2.47	.000	.96	.94	.95	.77	.94	.05
	Muestra de validación (n = 701)									
	χ^2	GL	χ^2/GL	p_{χ^2}	GFI	AGFI	CFI	PCFI	TLI	RMSEA
Modelo 2a	312.53	110	2.84	.000	.95	.93	.94	.76	.93	.05

Modelo 2a: reespecificación del modelo 2.

AGFI: *adjusted goodness of fit index*; CFI: *comparative fit index*; GFI: *goodness of fit-index*; GL: Grados de libertad; PCFI: *parsimony comparative fit index*; RMSEA: *root mean square error of approximation*; TLI: *Tucker Lewis index*.

Tabla 4 Varianzas y correlación múltiple al cuadrado correspondientes a la estimación del modelo 2a para las 2 muestras (calibración y validación)

	Muestra de calibración (n = 701)				Muestra de validación (n = 701)			
	Estimación (estandarizado)	SE	CR(p)	R ²	Estimación (estandarizado)	SE	CR(p)	R ²
<i>AU_AC</i>								
Ítem 7	.450	.031	14.712*	.535	.433	.030	14.518*	.575
Ítem 17	.407	.025	15.971*	.445	.425	.026	16.337*	.439
Ítem 24	.214	.019	11.405*	.675	.245	.020	12.105*	.676
<i>DO_EN</i>								
Ítem 5	.718	.044	16.254*	.366	.803	.048	16.717*	.309
Ítem 10	.594	.035	16.788*	.321	.704	.041	17.053*	.277
Ítem 14	.763	.042	18.344*	.098	.770	.042	18.136*	.129
Ítem 19	.900	.049	18.216*	.125	.850	.048	17.803*	.184
Ítem 29	.593	.035	17.007*	.300	.612	.036	16.834*	.298
<i>PR_VI</i>								
Ítem 6	.654	.037	17.567*	.240	.755	.042	18.101*	.158
Ítem 11	.448	.027	16.642*	.371	.503	.030	17.047*	.333
Ítem 15	.546	.034	16.087*	.392	.464	.031	15.042*	.465
Ítem 16	.447	.029	15.354*	.454	.441	.029	15.052*	.464
Ítem 20	.682	.042	16.389*	.395	.720	.043	16.818*	.360
<i>CR_PE</i>								
Ítem 21	.393	.024	16.383*	.302	.381	.024	16.182*	.268
Ítem 26	.839	.047	17.765*	.155	.746	.043	17.437*	.160
Ítem 27	.213	.026	8.295*	.667	.257	.028	9.144*	.586
Ítem 28	.441	.028	15.502*	.366	.461	.029	15.735*	.299

Estimación (pesos factoriales y coeficientes de regresión).

Escala de medida (1 = en total desacuerdo; 2 = bastante en desacuerdo; 3 = más de acuerdo que en desacuerdo; 4 = bastante de acuerdo; 5 = totalmente de acuerdo).

AU_AC: autoaceptación; CR: razón crítica (equivalente a la *t* de Student); CR_PE: crecimiento personal; DO_EN: dominio del entorno; *p*: nivel de significación estadística; PR_VI: propósito en la vida; R²: correlación múltiple al cuadrado; SE: error de estimación de los parámetros.

* $p < .001$.

En este trabajo se analizó la validez estructural de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff en una población escasamente estudiada como son los estudiantes universitarios. Para ello, se sometieron a AFC los principales modelos teóricos del bienestar psicológico propuestos por la investigación precedente, cuestión inédita en esta población.

Aunque todos los modelos analizados muestran índices de ajuste aceptables, nuestros resultados sugieren que la estructura de 4 factores (autoaceptación, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal) es la que obtiene un ajuste satisfactorio. Esta estructura es considerada por algunos trabajos (e.g., [Abbott et al., 2010](#);

Tabla 5 Valor y significación de los parámetros correspondientes a la estimación del modelo 2a para las 2 muestras (calibración y validación)

	Muestra de calibración (n=701)				Muestra de validación (n=701)			
	Estimación (no estandarizado)	Estimación (estandarizado)	SE	CR(p)	Estimación (no estandarizado)	Estimación (estandarizado)	SE	CR(p)
<i>AU.AC</i>								
Ítem 7	1.000	.732			1.000	.758		
Ítem 17	.793	.667	.049	16.172*	.754	.663	.045	16.794*
Ítem 24	.926	.822	.048	19.263*	.935	.822	.045	20.727*
<i>DO.EN</i>								
Ítem 5	1.000	.605			1.000	.556		
Ítem 10	.824	.567	.067	12.286*	.866	.526	.080	10.837*
Ítem 14	.446	.312	.061	7.342*	.564	.359	.070	8.019*
Ítem 19	.558	.354	.068	8.238*	.731	.429	.079	9.283*
Ítem 29	.784	.548	.066	11.959*	.851	.546	.076	11.129*
<i>PR.VI</i>								
Ítem 6	.682	.490	.056	12.115*	.591	.397	.060	9.880*
Ítem 11	.770	.609	.058	13.369*	.788	.577	.063	12.460*
Ítem 15	.889	.626	.066	13.575*	.998	.682	.071	13.971*
Ítem 16	.913	.674	.063	14.394*	.972	.681	.070	13.963*
Ítem 20	1.000	.629			1.000	.600		
<i>CR.PE</i>								
Ítem 21	.816	.549	.072	11.281*	.842	.518	.087	9.670*
Ítem 26	.778	.394	.090	8.619*	.851	.400	.106	8.040*
Ítem 27	1.294	.817	.096	13.407*	1.360	.766	.122	11.152*
Ítem 28	1.000	.605			1.000	.547		

Estimación (pesos factoriales y coeficientes de regresión).

Escala de medida (1 = en total desacuerdo; 2 = bastante en desacuerdo; 3 = más de acuerdo que en desacuerdo; 4 = bastante de acuerdo; 5 = totalmente de acuerdo).

AU.AC: autoaceptación; CR: razón crítica (equivalente a la *t* de Student); CR.PE: crecimiento personal; DO.EN: dominio del entorno; *p*: nivel de significación estadística; PR.VI: propósito en la vida; SE: error de estimación de los parámetros.

* $p < .001$.

Keyes, Ryff y Shmotkin, 2002; Springer y Hauser, 2006) como el núcleo del bienestar eudaimónico, y ha obtenido refrendo empírico previo en investigaciones con personas mayores (Tomás et al., 2012).

Por tanto, nuestros datos parecen indicar que el bienestar psicológico de los estudiantes universitarios vendría determinado, fundamentalmente, por su capacidad para conocerse y aceptarse a sí mismos, con sus fortalezas y limitaciones (autoaceptación); para manejar y gestionar las demandas contextuales de forma adaptativa para su propio desarrollo (dominio del entorno); para establecer metas y objetivos personales que permitan dotar de significado a sus vidas (propósito en la vida); y para desarrollar al máximo sus potencialidades y capacidades personales (crecimiento personal).

Sin embargo, nuestros hallazgos no nos permiten concretar si el bienestar psicológico de los estudiantes se encuentra mejor representado por una estructura de 4 factores de primer orden sin constructos latentes o si, por el contrario, la variabilidad de estos 4 factores de primer nivel se encontraría explicada por un factor general de segundo orden. A tenor de nuestros resultados, ambos modelos evidencian índices de ajuste muy similares. Aunque en este estudio se optó por la solución de 4 factores sin constructos latentes

por ser más parsimonioso, futuros trabajos deberán aportar nuevas evidencias respecto a cuál de las 2 estructuras factoriales presenta mayor validez para representar conceptualmente el bienestar psicológico de los estudiantes universitarios.

Por otra parte, cabe señalar que, si bien la fiabilidad total del instrumento (medida a través del α de Cronbach) arroja un valor más que aceptable ($\alpha = .87$), algunas de las dimensiones evaluadas (dominio del entorno y crecimiento personal) muestran una consistencia interna algo limitada ($\alpha = .60$ y $\alpha = .64$, respectivamente). Estos resultados son consistentes con los obtenidos por otros trabajos (e.g., Gallardo y Moyano-Díaz, 2012; Véliz, 2012; Vera-Villaruel et al., 2013) efectuados con población joven (14-25 años).

Es posible que los problemas de consistencia interna que evidencian algunas dimensiones tengan relación con la formulación de los ítems. En este sentido, en aras de lograr un modelo de bienestar psicológico con un ajuste satisfactorio, nuestros datos sugieren la conveniencia de establecer correlaciones entre los errores de medida en algunos reactivos que evalúan el factor propósito en la vida, basándonos no solo en razones de índole estadística (índices de modificación), sino también en la confusión que podrían estar generando algunos términos en los estudiantes debido a su

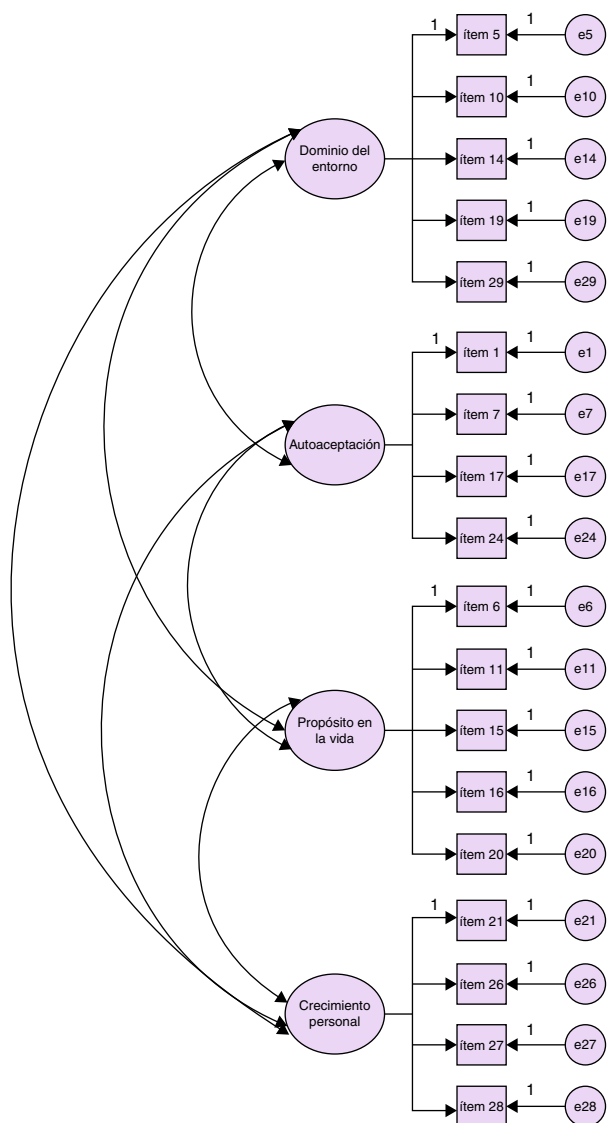


Figura 1 Modelo 2 (modelo de 4 factores de primer nivel correspondientes a las dimensiones dominio del entorno, autoaceptación, propósito en la vida y crecimiento personal).

ambigüedad conceptual. Con el fin de mejorar las propiedades psicométricas del instrumento, investigaciones futuras podrían encaminarse hacia la formulación de nuevos ítems que representen más fidedignamente el bienestar psicológico de los estudiantes universitarios, de acuerdo con las peculiaridades y circunstancias contextuales y evolutivas de esta población.

Ello constituiría un primer paso ineludible para el posterior desarrollo de programas dirigidos hacia la promoción del bienestar psicológico del estudiante, dado el peso que algunos de sus componentes esenciales, como el autoconcepto, las metas o la autoeficacia, tienen sobre la conducta motivada y el ajuste psicosocial (Rodríguez-Fernández, Ramos-Díaz, Madariaga, Arrivillaga y Galende, 2016; Valle et al., 2015). En consecuencia, una importante implicación que se derivaría de estos hallazgos apuntaría a la conveniencia de que las instituciones universitarias, en la línea que sugieren otros trabajos con distintas poblaciones

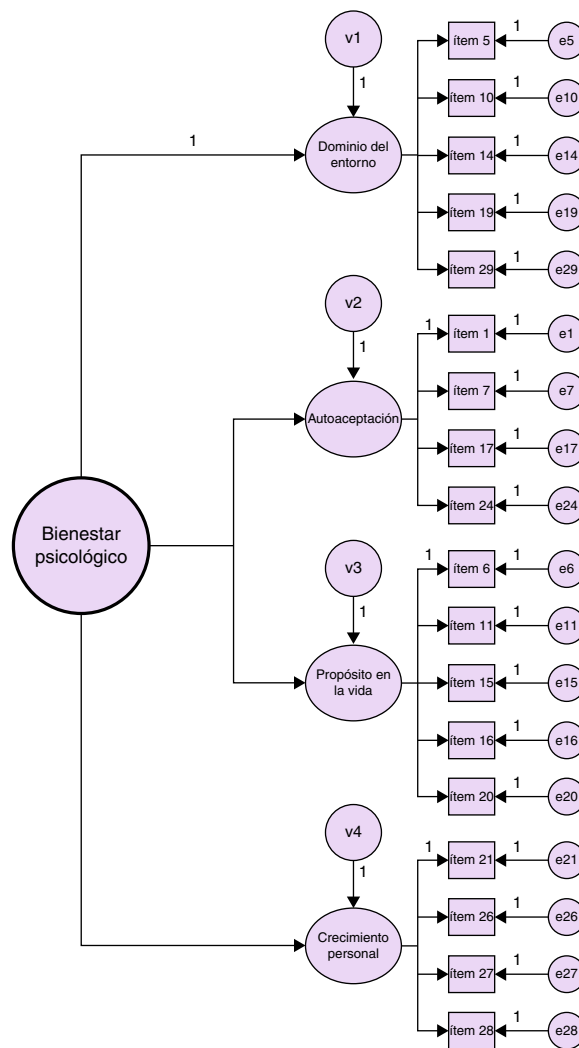


Figura 2 Modelo 3 (modelo de 4 factores de primer nivel correspondientes a las dimensiones dominio del entorno, autoaceptación, propósito en la vida y crecimiento personal, con un factor general de segundo nivel [bienestar psicológico]).

etarias (Cabanach, Souto, Freire y Ferradás, 2014; Otero-López, Villardefrancos, Castro y Santiago, 2014; Ramírez, Ortega y Martos, 2015; Tomás, Galiana, Gutiérrez, Sancho y Oliver, 2016), promuevan iniciativas tendentes a desarrollar los recursos y las fortalezas personales de los estudiantes como vía para favorecer su bienestar psicológico.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

Abbott, R. A., Ploubidis, G. B., Huppert, F. A., Kuh, D. y Croudace, T. J. (2010). An evaluation of precision of measurement of Ryff's Psychological Well-Being Scales in a population sample. *Social Indicators Research*, 97(3), 357-373. <http://dx.doi.org/10.1007/s11205-009-9506-x>

Ackrill, J. L. (1973). *Aristotle's ethics*. London: Faber and Faber.

- Allport, G. W. (1961). *Pattern and growth in personality*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Cabanach, R. G., Souto, A., Freire, C. y Ferradás, M. M. (2014). Relaciones entre autoestima y estresores percibidos en estudiantes universitarios. *European Journal of Education and Psychology*, 7(1), 43–57. <http://dx.doi.org/10.1989/ejep.v7i1.151>
- Chen, F. F., Jing, Y., Hayes, A. y Lee, J. M. (2013). Two concepts or two approaches? A bifactor analysis of psychological and subjective well-being. *Journal of Happiness Studies*, 14(3), 1033–1068. <http://dx.doi.org/10.1007/s10902-012-9367-x>
- Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C., et al. (2006). Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572–577.
- Díaz, D., Stavradi, M., Blanco, A. y Gandarillas, B. (2015). The eudaimonic component of satisfaction with life and psychological well-being in Spanish cultures. *Psicothema*, 27(3), 247–253. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2015.5>
- Finney, S. J. y DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling. A second course* (pp. 269–314). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Gallardo, I. y Moyano-Díaz, E. (2012). Análisis psicométrico de las escalas Ryff (versión española) en una muestra de adolescentes chilenos. *Universitas Psychologica*, 11(3), 931–939.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kafka, G. J. y Kozma, A. (2002). The construct validity of Ryff's scales of psychological well-being (SPWB) and their relationship to measures of subjective well-being. *Social Indicators Research*, 57(2), 171–190. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1014451725204>
- Kállay, E. y Rus, C. (2014). Psychometric properties of the 44-item version of Ryff's Psychological Well-Being Scale. *European Journal of Psychological Assessment*, 30(1), 15–21. <http://dx.doi.org/10.1027/1015-5759/a000163>
- Keyes, C., Ryff, C. D. y Shmotkin, D. (2002). Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 1007–1022. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.82.6.1007>
- Maslow, A. H. (1968). *Toward a psychology of being*. New York: D. van Nostrand.
- Otero-López, J. M., Villardefrancos, E., Castro, C. y Santiago, M. J. (2014). Stress, positive personal variables and burnout: A path analytic approach. *European Journal of Education and Psychology*, 7(2), 95–106. <http://dx.doi.org/10.1989/ejep.v7i2.182>
- Ramírez, E., Ortega, A. R. y Martos, R. (2015). Las fortalezas en personas mayores como factor que aumenta el bienestar. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 5(2), 187–195. <http://dx.doi.org/10.1989/ejihpe.v5i2.111>
- Rodríguez, J. y Agulló, E. (1999). Estilos de vida, cultura, ocio y tiempo libre de los estudiantes universitarios. *Psicothema*, 11(2), 247–259.
- Rodríguez-Fernández, A., Ramos-Díaz, E., Madariaga, J. M., Arri-villaga, A. y Galende, N. (2016). Steps in the construction and verification of an explanatory model of psychosocial adjustment. *European Journal of Education and Psychology*, 9(1), 20–28. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ejeps.2015.11.002>
- Rogers, C. R. (1961). *On becoming a person*. Boston: Houghton Mifflin.
- 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, 1069–1081. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Ryff, C. D. y Keyes, C. L. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719–727. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719>
- Springer, K. W. y 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. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ssresearch.2005.07.004>
- Tomás, J. M., Galiana, L., Gutiérrez, M., Sancho, P. y Oliver, A. (2016). Predicción del bienestar hedónico y eudaimónico en envejecimiento con éxito. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 6(3), 139–149.
- Tomás, J. M., Meléndez, J. C. y Navarro, E. (2008). Modelos factoriales confirmatorios de las escalas de Ryff en una muestra de personas mayores. *Psicothema*, 20(2), 304–310.
- Tomás, J. M., Sancho, P., Meléndez, J. C. y Mayordomo, T. (2012). Resilience and coping as predictors of general well-being in the elderly: A structural equation modelling approach. *Aging & Mental Health*, 16(3), 317–326, doi: 10.1080.13607863.2011.615737.
- Valle, A., Regueiro, B., Rodríguez, S., Piñeiro, I., Freire, C., Ferradás, M., et al. (2015). Perfiles motivacionales como combinación de expectativas de autoeficacia y metas académicas en estudiantes universitarios. *European Journal of Educational and Psychology*, 8(1), 1–8.
- Véliz, A. (2012). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico y su estructura factorial en universitarios chilenos. *Psicoperspectivas*, 11(2), 143–163. <http://dx.doi.org/10.5027/psicoperspectivas-Vol11-Issue2-fulltext-196>
- Vera-Villarreal, P., Urzúa, A., Silva, J. R., Pavez, P. y Celis-Atenas, K. (2013). Escala de Bienestar de Ryff: análisis comparativo de los modelos teóricos en distintos grupos de edad. *Psicología: Reflexión e Crítica*, 26(1), 106–112.