

## Modelos factoriales confirmatorios de las escalas de Ryff en una muestra de personas mayores

José Manuel Tomás Miguel, Juan Carlos Meléndez Moral y Esperanza Navarro Pardo  
Universidad de Valencia

En los últimos años distintos trabajos han intentado analizar la estructura del constructo bienestar. Como objetivo de nuestro trabajo pretendemos analizar la estructura factorial de las escalas de Ryff, pero en una subpoblación específica, la población mayor, en la que esta variable resulta fundamental en todos los modelos teóricos que analizan su calidad de vida. La muestra estaba compuesta por 169 sujetos, mayores de 65 años, de la Comunidad Valenciana y se utilizaron las escalas de Ryff, en la versión de 54 ítems. Previa a los análisis se realizó un agrupamiento de los ítems originales en 18 indicadores, tres por factor. Posteriormente se realizaron una serie de análisis factoriales confirmatorios que incluían la mayor parte de los modelos teóricos puestos a prueba en la literatura tanto en población general de distintos países, como en subpoblaciones específicas. En cuanto a los resultados, los valores de ajuste obtenidos fueron similares a los encontrados en la mayoría de los trabajos, encontrándose un mayor apoyo empírico para los modelos de seis factores oblicuos defendidos por los autores de las escalas, así como a una modificación de cinco factores que colapsaba las dimensiones de dominio del ambiente y autoaceptación en un solo factor, también oblicuos.

*Factorial confirmatory models of Ryff's scales in a sample of elderly people.* Several recent works have analysed the factorial structure of well-being measures. The aim of our study is to analyse the factorial structure of a widely used well-being scale, Ryff's Scales of Psychological Well-being, but in a specific subpopulation of the Spanish population, the elderly. For this particular subpopulation, the construct of well-being has been employed in most theoretical models that explain quality of life, and its role is therefore pivotal. The sample comprised 169 elderly people (65 years or more), sampled within the Valencian Community. The 54-item version of Ryff's scales was used. An item parcelling process was analytically employed before confirmatory factor analyses, allowing a total of 18 well-being indicators. Confirmatory factor analyses were specified and tested, including all theoretical and empirical solutions found in the literature, either in the general population or in specific populations of different cultural contexts. Goodness-of-fit results were similar to the ones found in the literature. Best solutions were a six-factor model with correlated factors, as defended by the authors, and a five-factor correlated solution, collapsing environmental mastery and self-acceptance into a single factor.

Tanto la construcción de medidas de análisis del bienestar como sus implicaciones y relación con el desarrollo han generado en los últimos años una gran cantidad de producción científica (Keyes, Shmotkin, y Ryff, 2002; Cabañero, Richard, Cabrero, Orts, Reig, y Tosal, 2004; Van Dierendonck, 2005; Díaz, Rodríguez-Carvajal, Blanco, Moreno-Jiménez, Gallardo, Valle, y Dierendonck, 2006; Abbott, Ploubidis, Huppert, Kuh, Wadsworth, y Croudace, 2006).

Este análisis del bienestar ha mantenido dos líneas de trabajo paralelas en la definición del constructo, una definida como bienestar subjetivo, cercana a conceptos de larga tradición en la Psi-

cología como es el de satisfacción con la vida y que hace referencia a la experiencia subjetiva de felicidad, que surge como resultado de un balance global entre las situaciones de placer y de dis-placer y que incluye, tal y como indican Diener y Lucas (1999), los juicios cognitivos sobre satisfacción con la vida y las evaluaciones afectivas tanto positivas como negativas. La segunda línea de trabajo se ha definido como bienestar psicológico, el cual Ryan y Deci (2001) sitúan en el proceso y consecución de aquellos valores que nos hacen sentir vivos y auténticos, que nos hacen crecer como personas, y no tanto en las actividades que nos dan placer o nos alejan del dolor. Ambos tipos de bienestar, en el caso del envejecimiento, se convierten en una de las variables fundamentales de la calidad de vida.

La calidad de vida según Yanguas (2006) es un concepto multidimensional que comprende componentes tanto objetivos como subjetivos, incluye un número diverso de ámbitos de la vida, refleja las normas culturales de bienestar objetivo y otorga un peso específico diferente a los distintos ámbitos de la vida considerados más importantes para algunas personas que para otras.

Según Reig (2003), a pesar de todas las discusiones respecto al concepto de calidad de vida, existe un amplio consenso entre los investigadores en que su evaluación debe contemplar, básicamente, tres dimensiones: funcionamiento psicológico, funcionamiento social y funcionamiento físico. Pero aunque, tal y como indican Cabañero et al. (2004), en principio, resultaría lógico pensar que la satisfacción con la vida podría ser uno de los indicadores del funcionamiento psicológico, lo cierto es que ésta es considerada a otro nivel, no como un elemento o indicador de una de las dimensiones, sino como un indicador macro, en el que participan, en mayor o menor medida, las tres dimensiones señaladas.

Así, tal y como indicábamos, la aproximación tanto teórica como empírica orientada al análisis del bienestar en diferentes edades y a la creación de instrumentos de medida que tengan propiedades adecuadas y eficaces parece fundamental, ya que la consecución de este tipo de medidas mejoraría el análisis de la calidad de vida y, por tanto, de los elementos que componen el envejecimiento con éxito.

Una de las primeras aproximaciones a la medida del bienestar de las personas mayores fue la realizada por Neugarten, Havighurst y Tobin (1961), mediante la Life Satisfaction Index (LSI-A), compuesta por 5 indicadores de satisfacción con la vida: el entusiasmo, la determinación y fortaleza, la congruencia entre deseo y posibilidad de alcanzar metas, el autoconcepto positivo y el estado de ánimo y que, según Adams (1969), se muestra como una herramienta útil para este fin.

Actualmente, uno de los trabajos más replicados es el realizado por Ryff, que plantea una estructura de seis factores propios del bienestar, obtenidos mediante análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, y en diversas versiones de distinta longitud de las escalas de Ryff (Ryff, 1989; Ryff y Keyes, 1995; Keyes, Shmotkin, y Ryff, 2002). El modelo confirmatorio de seis factores con uno de segundo orden es el de mejor ajuste, si bien este ajuste no es satisfactorio.

Keyes, Shmotkin y Ryff (2002) plantean que a la base de estos seis factores de primer orden se encontrarían dos constructos de nivel superior, bienestar subjetivo y bienestar psicológico. Para poner a prueba este modelo toman los seis factores como indicadores observables, y realizan un nuevo análisis factorial confirmatorio con estos dos constructos como factores latentes. No obstante, sólo se conseguía un ajuste satisfactorio si se incluían saturaciones cruzadas de dominio del ambiente y autoaceptación en bienestar psicológico y subjetivo.

La estructura factorial de las escalas de Ryff ha sido posteriormente analizada mediante análisis factoriales confirmatorios en sus diferentes versiones. Así, por ejemplo, en muestras holandesas van Dierendonck (2005) encuentra que el mejor modelo es el de seis factores con un factor de segundo orden, si bien los ajustes tampoco eran muy satisfactorios y exigieron la eliminación de ítems. Por su parte, Abbott, Ploubidis, Huppert, Kuh, Wadsworth y Croudace (2006) encuentran también una estructura de seis factores, pero con un factor de segundo orden afectando a cuatro de los factores de primer orden, si bien el ajuste solamente resultó satisfactorio con la reducción de ítems y la modelización de factores que, al margen del contenido del ítem, agrupaban a los formulados positiva y negativamente. También Springer y Hauser (2006) evalúan diversos modelos factoriales confirmatorios para las escalas de Ryff en tres grandes masas de datos estadounidenses de carácter nacional, concluyendo que la distinción de seis factores es dudosa dadas sus altas intercorrelaciones. Este artículo ha sido pos-

teriormente replicado por Ryff y Singer (2006), señalando que el mejor ajuste global sigue siendo el de seis factores, lo que no obstante no resuelve el problema de las altas intercorrelaciones entre factores (Springer, Hauser, y Freese, 2006)

En nuestro contexto, diferentes estudios han utilizado estas escalas como base para la investigación empírica del bienestar en el envejecimiento (Triadó, 2003; Navarro, Meléndez, y Tomás, 2007), encontrándose índices aceptables de fiabilidad para las escalas, aunque indican que éstas en su versión de 14 ítems por factor son demasiado extensas tanto para su aplicación como para la obtención de una estructura factorial exploratoria adecuada, así como la necesidad de análisis confirmatorios de las distintas versiones para comprobar su estructura.

En este sentido, los trabajos de Díaz et al. (2006), a partir del análisis factorial confirmatorio, han probado modelos teóricos que sirven para explicar la estructura de esas escalas y han mejorado sus propiedades psicométricas, reduciéndose ampliamente el número de ítems y mejorando la fiabilidad de los factores.

En nuestro caso, y partiendo de estos trabajos, pretendemos analizar hasta qué punto estos resultados son válidos y replicables para población mayor de 65 años, así como probar otros posibles modelos no planteados en la literatura de forma conjunta.

## Método

### *Participantes y procedimiento*

Los participantes fueron 169 personas de más de 65 años, jubiladas, de la Comunidad Valenciana (España), no institucionalizadas y sin deterioro cognitivo grave ya que debían responder por sí mismos a las escalas, siendo el muestreo de tipo incidental. Las edades están comprendidas entre los 65 y los 94 años, siendo la media 75,4 años y la desviación típica 7,11. Respecto al género, un 40,8% son hombres y un 59,2% mujeres. En lo referente al estado civil, el 50,3% están casados, un 40,8% son viudos y un 8,9% se encuentran en otras situaciones (solteros, divorciados, etc.).

La recogida de datos se realizó de manera directa e individual entre septiembre del 2006 y marzo del 2007, obteniéndose previamente el consentimiento informado de los participantes en el estudio. El tiempo estimado de aplicación fue aproximadamente de 40 minutos por persona. Los entrevistadores fueron previamente entrenados en la aplicación de los instrumentos.

### *Instrumentos*

Para la recogida de datos de esta investigación se utilizó una plantilla con diferentes elementos sociodemográficos, así como diferentes instrumentos: Índice Barthel (Mahoney y Barthel, 1965), Life Satisfaction Index (LSI-A) de Neugarten, Havighurst y Tobin (1961), y las escalas de Bienestar Psicológico de Ryff (1989), sobre las que versa este trabajo y, que de sus diferentes versiones, se seleccionó la de 54 ítems, siguiendo la recomendación de la propia autora en comunicación personal y que en el contexto español ha sido utilizada con resultados moderadamente satisfactorios por Triadó (2003).

Las escalas de Ryff están compuestas por ítems redactados tanto en positivo como en negativo (26 vs 28), aunque para su posterior análisis se invirtieron los formulados en negativo. El formato de respuesta que se utilizó tiene puntuaciones comprendidas entre 1 (totalmente en desacuerdo) y 6 (totalmente de acuerdo). Dado el

procedimiento (encuesta) la no respuesta ha sido prácticamente inexistente, en algún caso algún ítem no ha sido contestado por un participante. Los ítems se agrupan teóricamente en seis factores, que se presentan a continuación, así como el significado de las puntuaciones altas en ellos: a) autonomía, si se es independiente y autodeterminado, capaz de resistir presiones sociales para pensar y actuar de ciertos modos, se regula la conducta internamente y las autoevaluaciones se realizan desde estándares personales; b) dominio del ambiente, si se posee sentido de dominio y competencia manejando el ambiente, se controlan múltiples conjuntos de actividades externas, haciendo un uso efectivo de las oportunidades del contexto y siendo capaz de elegir o crear contextos adaptados a las necesidades y valores personales; c) crecimiento personal, cuando se mantiene el sentimiento de desarrollo continuado y de mejora a través del tiempo, ve el yo en expansión y crecimiento, abierto a nuevas experiencias, sentido de desarrollo del propio potencial y de cambiar en modos que reflejan más autoconocimiento y efectividad; d) relaciones positivas con otros al mantener relaciones interpersonales cercanas, satisfactorias, de mutua confianza, se preocupa por el bienestar de otros, siendo capaz de desarrollar empatía, afecto, intimidad y desde la comprensión del dar y tomar de las relaciones humanas; e) autoaceptación si posee una actitud positiva hacia sí mismo, reconociendo y aceptando los múltiples aspectos del yo, incluyendo lo negativo y lo positivo, además existe un sentimiento positivo hacia lo ya vivido; y f) propósito en la vida cuando tiene metas en la vida y sentido de dirección, sentimiento de significado en el presente y en el pasado, manteniendo creencias que proporcionan significado a la vida.

#### *Análisis de datos*

Se han empleado análisis factoriales confirmatorios, todos ellos estimados mediante el paquete estadístico EQS 6.1 (Bentler, 2005). Previo a la realización de los análisis factoriales confirmatorios se ha realizado un agrupamiento de los 54 ítems originales en 18 indicadores. Por tanto, todos los modelos factoriales se han calculado sobre tres indicadores por cada uno de los seis factores originales de Ryff, correspondiendo cada indicador al promedio de tres ítems originales (Kishton y Widaman, 1994).

La agrupación de los ítems se ha basado en las recomendaciones de la literatura (Nasser-Abu y Wisenbaker, 2006), por un lado escogiendo ítems conceptualmente similares, y por otro que mostraran en análisis factorial exploratorio una unidimensionalidad fuerte. Los análisis factoriales exploratorios se realizaron dentro de cada uno de los factores teóricos de las escalas mediante análisis de componentes principales con rotación oblicua, dado que es teóricamente necesario que los indicadores correlacionen entre sí, puesto que van a ser sometidos a posteriores análisis factoriales confirmatorios. La adscripción de los ítems originales a los indicadores, junto con el contenido resumido de los ítems, estadísticos descriptivos y correlaciones de los ítems con los indicadores se presentan en la tabla 1. Además también se presentan las medias y desviaciones típicas de los indicadores, así como su correlación con el total de cada factor teórico.

El uso de esta estrategia de agrupamiento se ha defendido en la literatura para eliminar o reducir problemas de datos no-normales, ordinales con pocas categorías, requerimientos de tamaños muestrales muy elevados por el gran número de variables involucradas, o la falta de fiabilidad. Efectivamente, se ha encontrado que de este modo se obtienen estimadores más estables, mejoras en el ajuste,

menores sesgos y menores errores estándar (Hau y Marsh, 2004). Además de por razones estadísticas, también se ha recomendado por motivos prácticos, para capturar fenómenos complejos, pero manteniendo los análisis y su interpretación en un nivel manejable (Nasser-Abu y Wisenbaker, 2006). Ambos tipos de recomendaciones se ajustan al tipo de datos y al problema sustantivo que se maneja en esta situación.

Los modelos confirmatorios se han estimado mediante máxima verosimilitud pero con correcciones robustas de Satorra-Bentler en los errores estándar y estadísticos e índices de ajuste (Bentler, 1995), por el fuerte alejamiento de la normalidad multivariada en los indicadores (coeficiente de Mardia multivariado de 36.74). Éste es uno de los procedimientos recomendados en estas situaciones, y hacía todavía más necesario el uso de agrupamientos de ítems, dado que las correcciones exigen una mayor ratio de sujetos por parámetro a estimar (Finney y DiStefano, 2006). Para evaluar el ajuste de los modelos confirmatorios se ha utilizado una variedad de índices, tal y como se recomienda en la literatura. Así se emplea el CFI, GFI y AGFI para los que se suele indicar 0.9 o superior como indicativo de un mínimo para aceptar el modelo; el RMSEA y el SMSR, medidas de cuantía del error, con valores menores de 0.08 considerados como aceptables; y el AIC con el objetivo de comparar modelos; además de la prueba de ji-cuadrado (véase, por ejemplo, Hoyle y Panter, 1995; Hu y Bentler, 1995, 1999; Marsh, Balla, y Hau, 1996; Kaplan, 2000).

#### Resultados

Se han puesto a prueba todos los modelos factoriales confirmatorios sustantivos hallados en la literatura. Todos ellos han encontrado ajustes aceptables en uno o varios de los trabajos revisados, o bien han servido con propósito de comparación, como el modelo de un factor que se plantea como modelo de «línea base» (baseline model). La justificación de los distintos modelos empleados se plantea a continuación: a) modelo de un factor que es un modelo de línea base para la comparación y que ajusta también a la idea teórica de un gran factor de bienestar general; b) modelo de dos factores, que incluye los factores de bienestar subjetivo y psicológico defendidos por Ryff (2002), aunque estos modelos se probaban mediante los seis factores originales de primer orden tomados como indicadores observables; c) modelo de cinco factores, que responde a la modificación de la estructura original de seis factores de las escalas, con una única modificación, la unión de los factores de autoaceptación y dominio del ambiente en un único factor, dada su elevada correlación, según los análisis realizados por van Dierendonck (2005) y Díaz et al. (2006); d) modelo de cinco factores y uno de segundo orden, que corresponde con la estructura de cinco factores de van Dierendonck (2005) y Díaz et al. (2006), añadiendo un factor de segundo orden de bienestar general; e) modelo de seis factores, que responde a la estructura original exploratoria (Ryff, 1989) y confirmatoria (Ryff y Keyes, 1995) defendida por los autores en la versión original y las posteriores reducidas; f) modelo de seis factores y uno de segundo orden con la estructura original de los autores, pero planteando, dadas las elevadas correlaciones encontradas entre los factores de primer orden, la posibilidad de un factor general de segundo orden, bienestar psicológico; g) modelo de seis factores y dos de segundo orden, que plantea el modelo en base a la estructura original de Ryff (1989) y Ryff y Keyes (1995) en los ítems, con una estructura de dos factores de segundo orden puesta a prueba por

(Ryff, 2002); h) modelo de seis factores y uno de segundo orden, incluyendo los seis factores originales de Ryff y Keyes (1995) y un factor de segundo orden que solamente incluye los factores de primer orden autoaceptación, propósito en la vida, dominio del ambiente y crecimiento personal, tal y como encontraron Abbott et al. (2006).

Los índices y estadísticos de ajuste de los ocho modelos factoriales confirmatorios se ofrecen en la tabla 2. Aunque ninguno de los modelos puede considerarse plenamente adecuado, son los modelos de seis factores y de cinco factores sin factores de segundo orden los que se aproximan a los valores de ajuste satisfactorio, con valores del CFI y AGFI que rozan el 0.9, con RMSEA por de-

*Tabla 1*  
Numeración original y contenido de los ítems y media (M), desviación típica (SD), correlación ítem-total (ri-t) de los 54 ítems originales y los 18 indicadores

Ítem	Contenido resumido	M	SD	ri-t	Indicador	M	SD	ri-t
6	No tengo miedo a expresar opiniones	4.52	1.34	.706				
34	Tengo confianza en mis opiniones	4.42	1.35	.631	Autonomía 1	4.27	1.17	.721
39	Me resulta difícil expresar mis opiniones	3.86	1.23	.797				
24	Me influye gente con opiniones claras	4.35	1.53	.428				
43	Cambio de ideas a menudo	4.33	1.36	.946	Autonomía 2	4.46	1.90	.835
52	Me juzgo basándome en lo que creo importante	4.69	1.41	.359				
44	Mis decisiones no influidas por los demás	4.10	1.36	.665				
18	No es importante la aprobación de los demás	4.49	1.38	.650	Autonomía 3	4.27	.89	.540
15	Me preocupa lo que piensan de mí	4.22	1.03	.681				
16	Soy bueno en responsabilidades diarias	4.45	1.69	.834				
28	Manejo con éxito finanzas	2.65	1.31	.841	Dominio ambiente 1	4.49	1.09	.817
35	Organizo bien mi tiempo	3.58	1.49	.832				
7	Exigencias de la vida diaria me desaniman	4.82	.98	.767				
19	Me siento desbordado por responsabilidades	4.61	1.17	.634	Dominio ambiente 2	4.07	.99	.722
49	Dificultad para organizar mi vida	3.13	1.56	.671				
2	Siento que controlo la situación en que vivo	4.19	1.47	.736				
11	No encajo bien con la gente	3.25	1.52	.691	Dominio ambiente 3	4.66	.85	.769
53	He construido un hogar y estilo de vida	2.24	1.18	.596				
3	No me interesa aumentar mis horizontes	4.63	1.13	.746				
17	No quiero intentar nuevas cosas	4.62	1.16	.645	Crecimiento personal 1	3.28	1.02	.781
20	Creo importante las experiencias nuevas	4.79	1.20	.645				
36	Me he desarrollado como persona	4.25	1.52	.747				
45	Mi vida es aprendizaje y crecimiento	4.23	1.41	.690	Crecimiento personal 2	4.18	.89	.774
50	Abandoné la idea de cambios en mi vida	4.05	1.49	.739				
25	No he mejorado como persona	4.62	1.30	.667				
40	No disfruto en situaciones nuevas	4.13	1.49	.688	Crecimiento personal 3	3.23	.92	.639
54	No se pueden aprender nuevas cosas	5.13	1.12	.632				
1	Me ven cariñoso y afectuoso	4.17	1.29	.784				
33	La gente me describe dispuesto a dar	4.65	1.05	.829	Relaciones positivas 1	4.68	.94	.756
47	Confío en mis amigos	4.22	1.37	.802				
23	No conozco gente dispuesta a escucharme	4.69	1.11	.764				
31	Los demás tienen más amigos	4.63	1.34	.688	Relaciones positivas 2	4.18	1.11	.728
38	No tengo relaciones cercanas	4.00	1.47	.799				
5	Difícil mantener relaciones cercanas	4.28	1.41	.746				
10	A menudo estoy solo	4.15	1.30	.776	Relaciones positivas 3	4.62	.98	.795
14	Tengo conversaciones con amigos y familia	4.73	1.22	.727				
9	Me siento positivo, confío en mí mismo	3.62	1.39	.706				
22	Me gusta mi personalidad	3.60	1.58	.631	Autoaceptación 1	4.34	.91	.704
51	Me siento bien al compararme con otros	3.22	1.65	.797				
4	Estoy contento cómo me ha ido	3.07	1.42	.428				
40	Decepcionado conseguido en la vida	3.76	1.48	.946	Autoaceptación 2	4.44	.93	.774
42	La gente se ve mejor que yo me veo	4.09	1.44	.359				
13	Los demás han conseguido más que yo	3.85	1.40	.665				
27	Las cosas no han podido salir mejor	4.36	1.34	.650	Autoaceptación 3	4.39	.81	.795
48	No cambiaría el pasado	3.94	1.44	.681				
29	Ya no establezco metas	4.52	1.34	.742				
32	Disfruto haciendo planes para el futuro	4.42	1.35	.752	Propósito en la vida 1	3.48	1.13	.792
46	Siento que no me queda nada por hacer	3.86	1.23	.709				
8	Vivo el día a día	4.35	1.53	.523				
12	Me centro en el presente	4.33	1.36	.708	Propósito en la vida 2	3.64	.860	.666
37	Soy activo para realizar planes	4.69	1.41	.541				
21	Mis actividades diarias son poco importantes	4.10	1.36	.744				
26	No sé qué quiero lograr en la vida	4.49	1.38	.760	Propósito en la vida 3	4.05	1.05	.747
41	Sé cuál es el rumbo de mi vida	4.22	1.03	.766				

bajo de 0.08 y valores del SMSR de cerca de 0.08. Hay que tener en cuenta que Hu y Bentler (1999) advierten que en casos de muestra relativamente pequeña estos estándares son, no obstante, difíciles de conseguir. De entre los dos modelos resulta difícil escoger uno u otro, dado que los resultados de los índices de ajuste son muy similares, aún cuando desde un punto de vista estrictamente estadístico, y a la vista especialmente del AIC y la razón de

chi-cuadrado y los grados de libertad, el mejor ajuste es el del modelo de cinco factores.

No obstante se van a presentar las soluciones factoriales de ambos modelos para facilitar su comparación no sólo en términos de ajuste global, sino también de los valores de los parámetros de los modelos, las saturaciones factoriales y las correlaciones entre los factores. Los resultados de los parámetros de ambos modelos se presentan en la tabla 3.

*Tabla 2*  
Índices de ajuste para los modelos factoriales probados

Modelos factoriales	$\chi^2$	gl	$\chi^2$ /gl	CFI	RMSEA	AIC	GFI	AGFI	SMSR
1 factor	329.9	135	2.44	.758	.091	50.97	.744	.676	.096
2 factores	295.2	134	2.20	.786	.085	27.23	.763	.697	.092
5 factores	223.1	125	1.78	.868	.069	-24.87	.812	.740	.082
5 factores 1 segundo	255.6	130	1.96	.833	.076	-4.36	.776	.706	.089
6 factores	218.4	120	1.82	.868	.071	-19.54	.814	.732	.082
6 factores 1 segundo	264.6	129	2.05	.820	.079	6.69	.775	.702	.089
6 factores 2 segundo	254.5	128	1.98	.872	.077	-1.41	.776	.701	.111
6 factores 1 segundo	325.6	131	2.48	.741	.094	63.66	.754	.679	.181

Nota: todas las pruebas de chi-cuadrado presentan  $p < 0.001$

*Tabla 3*  
Saturaciones factoriales estandarizadas y correlaciones para los modelos de cinco y seis factores con todos los factores correlacionados

	Modelo 5 factores					Modelo 6 factores					
	AU	DA+AA	CP	RP	PV	AU	DA	CP	RP	AA	PV
AU1	.692					AU1	.676				
AU2	.414					AU2	.421				
AU3	.499					AU3	.506				
DA1		.638				DA1		.651			
DA2		.544				DA2		.559			
DA3		.691				DA3		.691			
AA1		.663				AA1			.545		
AA2		.547				AA2			.783		
AA3		.564				AA3			.450		
CP1			.544			CP1				.669	
CP2			.782			CP2				.462	
CP3			.451			CP3				.758	
RP1				.658		RP1					.666
RP2				.462		RP2					.522
RP3				.768		RP3					.564
PV1					.648	PV1					.654
PV2					.421	PV2					.423
PV3					.602	PV3					.596
Correlaciones entre factores					Correlaciones entre factores						
DA+AA	.626	-				DA	.565	-			
CP	.514	.750	-			AA	.517	.749	-		
RP	.170	.795	.683	-		CP	.174	.766	.688	-	
PV	.420	.943	.972	.688	-	RP	.713	.990	.744	.828	-
						PV	.423	.971	.970	.687	.900

Nota: AU= autonomía; DA= dominio del ambiente; AA= autoaceptación; CP= crecimiento personal; RP= relaciones positivas con otros; PV= propósito en la vida; DA+AA= dominio del ambiente junto a autoaceptación; todos los parámetros de la tabla son estadísticamente significativos  $p < .01$

Resulta evidente por los resultados de la tabla 3 que los indicadores resultan, en general, fiables. Todas las saturaciones factoriales son estadísticamente significativas ( $p < 0.001$ ) y elevadas. También es claro que las correlaciones entre los factores son, en general, muy elevadas, solamente en un caso la correlación de dos factores (relaciones personales positivas y autonomía) tienen una relación baja de 0.17. De la misma forma, la tabla 3 pone de manifiesto que, aún colapsando dos factores teóricos en uno, la fiabilidad no se ve mermada, como tampoco desaparecen las altísimas correlaciones entre factores, con la excepción señalada. Un dato añadido permite comparar ambos modelos. Si se calcula la media de las saturaciones factoriales de ambos modelos, en ambos casos el resultado es muy similar, con medias de 0.588, el mismo valor hasta el tercer decimal.

Finalmente, se han calculado las fiabilidades de los factores, tanto del modelo de cinco factores, como del de seis, mediante el coeficiente  $\Omega$  propuesto como una mejor alternativa al coeficiente alfa para estos casos por Raykov (2001). En el caso del modelo de seis factores, las fiabilidades van del 0.50 de autonomía, a 0.66 de dominio del ambiente, siendo los otros cuatro coeficientes superiores en todos los casos a 0.60. El modelo de cinco factores presenta una menor fiabilidad, siendo de 0.48 para autonomía, resultados iguales para crecimiento personal, relaciones positivas y propósito en la vida, y más elevado, por agrupar mayor número de indicadores para el factor que un dominio del ambiente y autoaceptación, que es de 0.77. Puede verse que, en general, bastantes factores presentan medidas de fiabilidad pobres. Esto es así en ambos modelos factoriales. Evidentemente la unión de los dos factores en el modelo de cinco aumenta la fiabilidad, pero doblando el número de indicadores.

### Discusión

Las aportaciones del presente trabajo son dobles: metodológicas y sustantivas. Desde el punto de vista metodológico, ofrece una aplicación del procedimiento de agrupamiento de ítems que ha permitido, en una masa de datos con dificultades de tipo estadístico, poner a prueba con garantías una serie de modelos confirmatorios, que difícilmente podrían haberse ajustado sin este agrupamiento.

Desde el punto de vista sustantivo, este trabajo supone una validación, y por tanto una replicación de estudios anteriores, pero presenta, no obstante, características novedosas que lo hacen relevante en nuestro contexto. Primero, es el único trabajo en España que evalúa en personas mayores la amplia gama de modelos factoriales planteados en la literatura actual sobre las escalas de Ryff, y que todavía están sujetos a debate, y no son, por tanto, resultados estables (por ejemplo, Springer y Hauser, 2006; Ryff y Singer, 2006; Springer, Hauser, y Freese, 2006). Aunque, efectivamente, algunos trabajos en nuestro contexto han evaluado la estructura factorial de las escalas en personas mayores (Triadó, 2003; Molina y Meléndez, 2006), siempre ha sido de manera exploratoria, lo que no permite el proceso de comparación de modelos teóricos realizado en el presente trabajo. Segundo, aunque en nuestro con-

texto el trabajo de Díaz et al. (2006) sí plantea los modelos confirmatorios para estas escalas, se ajustan en muestra de población general hasta los 72 años, lo que deja fuera a una parte relevante de nuestra población específica. Además, su tamaño muestral junto con sus descriptivos de edad permite ver que la subpoblación de personas mayores tratada en este trabajo queda poco representada.

Los resultados de los análisis factoriales no son totalmente esperanzadores, puesto que el ajuste no resulta plenamente satisfactorio en ninguno de los modelos. Sin embargo, los principales autores que han analizado de forma confirmatoria las escalas en poblaciones culturalmente distintas, como la holandesa (van Dierendonck, 2005), la británica (Abbott et al., 2006) o la estadounidense (Ryff y Keyes, 1995; Springer y Hauser, 2006), o en población española pero de edades diferentes (Díaz et al., 2006), y en diferentes versiones de las escalas de Ryff (Ryff, 1989; Ryff y Keyes, 1995; Ryff, 2002) encuentran valores de ajuste muy similares a los encontrados en este trabajo, y apoyan como modelos más razonables, aunque no satisfactorios, a los mismos que nosotros hemos encontrado, el de cinco y seis factores. Existe una excepción (Díaz et al., 2006) en población española general, pero el ajuste solamente es satisfactorio tras una reducción de las escalas, previa selección de los mejores ítems, y nuevos análisis confirmatorios, que en este caso, lógicamente, resultan parcialmente exploratorios y plantean la necesidad de validación cruzada. De hecho, las investigaciones de Springer y Hauser (2006) en tres muestras nacionales de tamaños muy elevados apuntan a que, si bien el ajuste global del modelo de seis factores es el menos inadecuado de los modelos sustantivos, el problema puede ser más bien el solapamiento entre factores, dadas las altas correlaciones entre éstos. Efectivamente, nuestros resultados en muestra de personas mayores y contexto cultural diferente también van en este sentido.

Un problema adicional de los resultados es que resulta difícil escoger entre los modelos de cinco y seis factores, pues sus índices de ajuste son muy similares, lo que probablemente se encuentra relacionado con los resultados ya reseñados de elevadas correlaciones entre factores, que no favorecen la validez discriminante que los autores defienden de las escalas (Ryff y Singer, 2006). Si bien ya se ha señalado que desde un punto de vista estrictamente estadístico el modelo de cinco factores presentaría un mejor ajuste absoluto, lo cierto es que ello no mejora en gran medida ni el ajuste absoluto del de seis factores, ni especialmente el analítico, y no altera prácticamente la consistencia interna de los indicadores de los factores. Dada esta situación, una cosa resulta evidente: mantener la versión de seis factores, que es la empleada actualmente en la literatura, si bien en distintas vertientes ofrece la enorme ventaja de favorecer la comparación de resultados con otros investigadores. Por todo ello la recomendación aplicada debe ser la de emplear las escalas como multifactorial de seis factores.

Evidentemente, el trabajo presenta limitaciones. La más importante de todas ellas es el tamaño de la muestra. Aunque al tratarse de una muestra específica de edad resulta más difícil encontrar sujetos, resulta evidente que disponer de un mayor número de éstos hubiera permitido otras alternativas analíticas que, quizás, habrían alterado o mejorado las conclusiones.

## Referencias

- Abbott, R.A., Ploubidis, G.B., Huppert, F.A., Kuh, D., Wadsworth, M.E. J., y Croudace, T.J. (2006). Psychometric evaluation and predictive validity of Ryff's psychological well-being items in a UK birth cohort sample of women. *Health and Quality of Life Outcomes*, 4, 76.
- Adams, D.L. (1969). Analysis of a life satisfaction index. *Journal of Gerontology*, 24, 470-474.
- Bentler, P.M. (2005). *EQS program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Cabañero, M.J., Richard, M., Cabrero, J., Orts, I., Reig, A., y Tosal, B. (2004). Fiabilidad y validez de la Escala de Satisfacción con la Vida de Diener en una muestra de mujeres embarazadas y puérperas. *Psicothema*, 16, 448-455.
- Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C., y Dierendonck, D. (2006). Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18, 572-577.
- Diener, E., y Lucas, R.E. (1999). Personality and subjective well-being. En D. Kahneman, E. Diener y N. Schwarz (eds.): *Well-being: The foundations of hedonic psychology* (pp. 213-227). New York: Russell Sage.
- Finney, S.J., y DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in SEM. En G.R. Hancock y R.O. Mueller (eds.): *Structural Equation Modeling: A second course*. Greenwich, CO: Information Age Publishing.
- Hau, T.R., y Marsh, H. (2004). The use of item parcels in SEM: Non normal data and small sample sizes. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 57, 327-351.
- Hoyle, R.H., y Panter, A.T. (1995). Writing about structural equation models. En R.H. Hoyle (ed.): *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 159-176). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L., y Bentler, P.M. (1995). Evaluating model fit. En R.H. Hoyle (ed.): *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 159-176). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L., y 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, 1-55.
- Kaplan, D. (2000). *Structural equation modeling: Foundations and extensions*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Keyes, C., Shmotkin, D., y Ryff, C.D. (2002). Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82, 1007-1022.
- Kishton, J.M., y Widaman, K.F. (1994). Unidimensional versus domain representative parcelling of questionnaire items: an empirical example. *Educational and Psychological Measurement*, 54, 757-765.
- Mahoney, F.I., y Barthel, D.W. (1965). Functional evaluation: Barthel Index. *Maryland State Medical Journal*, 14, 61-65.
- Marsh, H.W., Balla, J.R., y Hau, K.T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: A clarification of mathematical and empirical properties. En G.A. Marcoulides y R.E. Schumacker (eds.): *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques* (pp. 315-353). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Molina, C., y Meléndez, J.C. (2006). Bienestar psicológico en envejecientes de la República Dominicana. *Revista Iberoamericana de Gerontología y Geriátrica*, 22(3), 97-105.
- Nasser-Abu, F., y Wisenbaker, J. (2006). A monte carlo study investigating the impact of item parcelling strategies on parameter estimates and their standard errors in CFA. *Structural Equation Modeling: A multidisciplinary Journal*, 13, 204-228.
- Navarro, E., Meléndez, J.C., y Tomás, J.M. (2007). Influencia de la edad en el bienestar de los mayores. 49 Congreso de la Sociedad Española de Geriátrica y Gerontología, 6-9 de junio, Palma de Mallorca.
- Neugarten, B.L., Havighurst, R.J., y Tobin, S.S. (1961). The measurement of life satisfaction. *Journal of Gerontology*, 16, 134-143.
- Raykov, T. (2001). Bias in Cronbach's coefficient alpha for fixed congeneric measures with correlated errors. *Applied Psychological Measurement*, 25, 69-76.
- Reig, A. (2003). Quality of life. En R. Fernández Ballesteros (ed.): *Encyclopedia of Psychological Assessment* (pp. 800-805). London: Sage.
- Ryan, R.M., y Deci, E.L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic wellbeing. *Annual Review of Psychology*, 52, 141-66.
- 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.
- Ryff, C.D. (2002). Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 1007-1022.
- Ryff, C.D., y Keyes, C. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719-727.
- Ryff, C.D., y Singer, B.H. (2002). Best news yet on the six-factor model of well-being. *Social Science Research*, 35, 1103-1119.
- Springer, K.V., 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, 1080-1102.
- Springer, K.V., Hauser, R.M., y Freese, J. (2006). Bad news indeed for Ryff's six-factor model of well-being. *Social Science Research*, 35, 1120-1131.
- Triadó, M.C. (2003). *Envejecer en entornos rurales*. Madrid: IMSERSO, Estudios I+D+I, nº 19 [fecha de publicación: 13/06/2005].
- Van Dierendonck, D. (2005). The construct validity of Ryff's scale of psychological well-being and its extension with spiritual well-being. *Personality and Individual Differences*, 36, 629-644.
- Yanguas, J.J. (2006). *Análisis de la calidad de vida relacionada con la salud en la vejez desde una perspectiva multidimensional*. Madrid: IMSERSO, Colección Estudios: Serie Personas Mayores.