

ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DE LOS PRINCIPALES MODELOS PROPUESTOS PARA EL PURPOSE-IN-LIFE TEST EN UNA MUESTRA DE UNIVERSITARIOS ESPAÑOLES

EVA ROSA MARTÍNEZ*, JOAQUÍN GARCÍA-ALANDETE, PILAR SELLÉS NOHALES,
GLORIA BERNABÉ VALERO, BEATRIZ SOUCASE LOZANO
UNIVERSIDAD CATÓLICA DE VALENCIA - ESPAÑA

Recibido, julio 8/2011

Concepto de evaluación, abril 23/2012

Aceptado, mayo 2/2012

Resumen

En los últimos años varios trabajos han analizado la estructura factorial del *Purpose-In-Life Test*, instrumento que mide el logro de sentido de la vida desde los planteamientos de la logoterapia, con resultados muy heterogéneos. El objetivo del presente trabajo consistió en poner a prueba distintos modelos propuestos en la literatura anterior, con una muestra de 766 alumnos de dos universidades de la Comunidad Valenciana (España), de los que 220 son hombres y 546 son mujeres, con edades comprendidas entre los 18 y los 36 años ($M = 21.96$; $DT = 3.56$). Se realizaron análisis factoriales confirmatorios de dichos modelos y se compararon los valores de ajuste y las estructuras factoriales obtenidas, encontrando apoyo empírico para tres modelos bifactoriales.

Palabras clave: Purpose-In-Life Test, Logoterapia, Análisis Factorial Confirmatorio, Modelos Estructurales.

CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS OF THE MAIN MODELS PROPOSED FOR THE PURPOSE-IN-LIFE TEST IN A SAMPLE OF SPANISH UNDERGRADUATES

Abstract

In recent years several papers have examined the structure of the Purpose-In-Life Test, which measures the achievement of meaning in life from the approach of logotherapy, having found heterogeneous results. The aim of this study was to test different models proposed in previous literature with a sample of 766 Spanish undergraduates (220 males, 546 females) from two universities of the Valencia Community (Spain), aged between 18 and 36 ($M = 21.96$; $SD = 3.56$). Confirmatory factor analysis of these models was conducted. The adjustment values and the factorial structures obtained were compared, finding empirical support for three bi-factorial models.

Key words: Purpose-In-Life Test, Logotherapy, Confirmatory Factor Analysis, Structural Models.

ANÁLISE FATORIAL CONFIRMATÓRIO DOS PRINCIPAIS MODELOS PROPOSTOS PARA O PURPOSE-IN-LIFE TEST EM UMA MOSTRA DE UNIVERSITÁRIOS ESPANHÓIS

Resumo

Nos últimos anos vários trabalhos analisaram a estrutura fatorial do *Purpose-In-Life Test*, instrumento que mede o sucesso do sentido da vida desde as propostas da logoterapia, havendo sido obtidos resultados muito heterogéneos. O objetivo do presente trabalho consistiu em testar diferentes modelos propostos na literatura anterior, com uma mostra de 766 alunos de duas universidades da Comunidade Valenciana (Espanha), dos quais 220 são homens e 546 são mulheres, com idades compreendidas entre 18 e 36 anos ($M = 21.96$; $DT = 3.56$). Realizaram-se análises fatoriais confirmatórias desses modelos e foram comparados os valores de ajuste e as estruturas fatoriais obtidas, encontrando apoio empírico para três modelos bifatoriais.

Palavras chave: Purpose-In-Life Test, Logoterapia, Análises Fatorial Confirmatório, Modelos Estruturais

* Correspondencia: Facultad de Psicología y Ciencias de la Salud. Universidad Católica de Valencia. Guillem de Castro, 94. 46001-Valencia (España). eva.rosa@ucv.es, ximo.garcia@ucv.es, pilar.selles@ucv.es, gloria.bernabe@ucv.es, beatriz.soucasse@ucv.es.

INTRODUCCIÓN

En los últimos años ha habido un creciente interés en la literatura psicológica por el constructo «sentido de la vida», tal y como lo entendía Viktor Emil Frankl desde la logoterapia: enfatizando el papel de la autotranscendencia y de los valores creativos, experienciales y actitudinales en el desarrollo del sentido de plenitud existencial, y contrario al vacío existencial (Frankl, 1994, 1997, 2003). Este constructo ha sido validado psicométricamente con la construcción de instrumentos válidos y fiables, como el *Purpose-In-Life Test* (PIL) (Crumbaugh & Maholic, 1969), el *Logo-Test* (Lukas, 1986) y la *Existence Scale* (Längle, Orgler & Kundi, 2003), para la medida del logro de sentido.

La Parte A del PIL (tiene otras dos partes que se utilizan a efectos clínicos) es la escala más utilizada a efectos de investigación sobre el logro de sentido, desde claves logoterapéuticas. Es una escala tipo Likert con 20 ítems (siete categorías de respuesta), relativos a distintos aspectos del logro de sentido *versus* vacío existencial: significado, propósito o misión de la vida (ítems 3-4, 7, 12, 17 y 20), satisfacción con la propia vida (ítems 1-2, 5-6, 9 y 19), libertad (ítems 13-14 y 18), miedo a la muerte (ítem 15) y valoración de la vida (ítem 10) (Véase Anexo). Las propiedades psicométricas de esta escala han sido analizadas en diversos estudios obteniéndose evidencias de una buena fiabilidad medida como consistencia interna (p. ej., García-Alandete, Rosa & Sellés, 2011; Jonsén *et al.*, 2010; Magaña, Zavala, Ibarra, Gómez & Gómez, 2004; Melton & Schulenberg, 2007, 2008; Noblejas de la Flor, 2000; Nygren *et al.*, 2005; Reker, 2000; Risco, 2009; Schulenberg, 2003, 2004), aunque su validez a menudo ha sido cuestionada debido a que mide distintos conceptos (sentido de la vida, miedo a la muerte, libertad), al sesgo de deseabilidad social y a que es una escala fuertemente cargada de valores.

Otro aspecto que también ha sido analizado de manera recurrente es su estructura factorial. A este respecto, existen muchos estudios con diferentes poblaciones y procedimientos que han dado lugar a resultados muy dispares.

Recientemente, Schulenberg & Melton (2010), con una muestra de 620 universitarios norteamericanos llevaron a cabo una serie de análisis factoriales confirmatorios de los principales modelos propuestos en la literatura anterior (véase tabla 1). Los índices de ajuste que se exponen en esta tabla son:

- GFI (*Goodness of Fit Index*) (Jöreskog & Sörbom, 1986) y AGFI: índices absolutos de mejor funcio-

namiento (Hoyle & Panter, 1995), oscilan entre 0 y 1 y se consideran como modelos adecuados los que superan el .9.

- CFI (*Comparative Fit Index*): uno de los índices relativos de mayor uso y mejor comportamiento (Tanaka, 1993), también oscila entre 0 y 1, siendo el valor de .9 el mínimo requerido para defender el modelo (Bentler & Bonnet, 1980).
- RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) y SRMR (*Standardized Root Mean-Square*): medidas de cuantía de error del modelo, indicadores de un buen ajuste con valores inferiores a .05 (Browne & Cudeck, 1993).
- NFI (*Normed Fit Index*): evalúa la disminución del estadístico χ^2 del modelo adoptado con respecto al modelo base. Ha de alcanzar un valor mínimo de .90.

Comparando estos índices, concluyeron que el modelo bifactorial de Morgan & Farsides (2009) era el que mejor ajuste mostraba.

Además de los modelos comparados por Schulenberg & Melton (2010), la estructura factorial del PIL ha sido analizada en otros trabajos, mediante procedimiento exploratorio y, en algún caso, también confirmatorio.

Para formarse una idea de la descripción de los factores hallados en los estudios señalados, así como en los que se señalan a continuación, puede tomarse como referencia la síntesis que ofrecen Schulenberg & Melton (2010, p. 96) de los ítems del PIL, así como los enunciados completos del PIL (Véase anexo): (1) Entusiasmo (*vs.* Aburrimiento), (2) Vida Excitante, (3) Presencia de metas vitales claras, (4) Curso de la vida con sentido, (5) Novedad de cada día, (6) Deseo de más vidas, (7) Actividad tras la jubilación, (8) Realización de objetivos vitales, (9) Cosas buenas de la vida, (10) Vivir vivida como algo que vale la pena, (11) Razones para estar vivo, (12) Mundo con sentido, (13) Responsabilidad individual, (14) Libertad para tomar decisiones, (15) Preparación personal para la muerte, (16) Pensamientos suicidas, (17) Capacidad de descubrimiento de sentido, (18) Determinación interna/externa de la vida, (19) Alegría en las tareas cotidianas, (20) Presencia de metas/propósito en la vida.

Noblejas de la Flor (1994) utilizó una muestra española muy heterogénea de 841 participantes (492 mujeres, 344 hombres, 5 casos no hicieron constar sexo; rango de edades entre menos de 20 y más de 60 años), obteniendo una estructura tetrafactorial: «Percepción de Sentido» (ítems 4, 6, 9-12, 16-17 y 20; 35.9% de la varianza), «Experiencia de Sentido» (ítems 1-2, 5, 9, 17, 19-20; 6.8% de la varianza), «Metas y Tareas» (ítems 3, 7-8, 13, 17, 19-

Tabla 1

Análisis confirmatorios de modelos unifactoriales y bifactoriales del PIL realizados por Schulenberg & Melton (2010)*

Modelo	Participantes	Factores	Ítems	RMSR	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	TLI	NFI
Crumbaugh & Maholic (1964, 1969)	225 (2 muestras no clínicas, 3 clínicas)	1: Sentido de la Vida	1-20	.08	.88	.85	.88	.07	.87	.85
Marsh, Smith, Piek & Saunders (2003)	357 bebedores sociales, 137 alcohólicos en tratamiento	1: Sentido de la Vida	1-6, 8-13, 16-20	.13	.83	.78	.83	.10	.81	.81
Steger (2006)	148 estudiantes	1: Sentido de la Vida	1-6, 8-13, 16-17, 19-20	.08	.88	.84	.89	.09	.87	.87
Walters & Klein (1980) ^a	753 estudiantes	1: Desesperación 2: Entusiasmo	1, 3-4, 6, 8-9, 11-12, 20 2, 5, 17-19	.07	.90	.86	.90	.09	.88	.88
Dufton & Perlman (1986)	232 estudiantes	1: Satisfacción Vital 2: Propósito en la Vida	1-2, 5-6, 9-10, 19 3-4, 8, 11-12, 17, 20	.28	.87	.82	.83	.12	.80	.82
Molcar & Stuempfig (1988)	201 estudiantes	1: Sentido General de la Vida 2: Cotidianidad Excitante	3-4, 7-9, 11, 13, 17, 20 1-2, 5, 10, 12, 14, 18-19	.08	.90	.87	.90	.08	.89	.88
Shek (1988)	2140 estudiantes	1: Calidad de Vida 2: Sentido de la Existencia	1-2, 5-6, 8-9, 11-12, 16, 19 3-4, 13, 17-18, 20	.08	.89	.86	.90	.08	.88	.88
McGregor & Little (1998) ^b	148 estudiantes	1: Felicidad 2: Sentido	1-2, 5, 8-9, 19 3, 17, 20	.07	.93	.87	.93	.10	.90	.92
Waisberg & Starr (1999)	146 drogodependientes	1: Vida con Sentido 2: Interés de lo cotidiano	3-4, 6, 8-13, 16-17, 20 1-2, 5, 9, 18-19	.08	.90	.87	.91	.08	.90	.89
Morgan & Farsides (2009) ^c	200 estudiantes y otros	1: Vida Excitante 2: Vida con Sentido	2, 5, 7, 10, 17-19 3, 8, 20	.06	.96	.93	.95	.07	.93	.93

Nota. RMSR: Root Mean Square Residual, GFI: Goodness of Fit Index, AGFI: Adjusted Goodness of Fit Index, CFI: Comparative Fit Index, RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation, TLI: Tucker-Lewis Index, NFI: Normed Fit Index.

^a Los ítems 7, 10 y 13-16 no fueron incluidos en el modelo original al considerarlos inapropiados para grupos grandes de adolescentes.

^b Los ítems 13-15 no se incluyeron en el análisis original debido a las bajas correlaciones ítem-total.

^c Los ítems 13-16 no se incluyeron en el análisis original debido a las bajas correlaciones ítem-total.

* Adaptada de Schulenberg & Melton (2010, 99).

20; 5.8% de la varianza) y «Dialéctica Destino/Libertad» (ítems 14-15 y 18; 5.5% de la varianza). Además de la heterogeneidad de la muestra, otro inconveniente de este estudio es la inclusión de ítems en varios factores cuando las saturaciones eran del mismo orden, disminuyendo así su validez discriminante (en concreto, los ítems 9 y 19 saturaron en dos factores, y los ítems 17 y 20 en tres factores). Por estos motivos, este modelo factorial no ha sido incluido en el análisis comparativo.

Magaña *et al.* (2004), con una muestra de 723 mexicanos (16-27 años), obtuvieron una estructura trifactorial: «Percepción de Sentido y Significado de la Vida» (ítems 1-5, 7-10, 13, 17, 19-20; 24.837% de la varianza), «Satisfacción por la Propia Vida» (ítems 6, 11-12, 16 y 18;

17.261% de la varianza) y «Libertad y Control de la Propia Vida» (ítems 14-15; 7.959% de la varianza), con una alta consistencia interna ($\alpha = .9048$).

Risco (2009), con una muestra española compuesta por 1.151 preuniversitarios (13-17 años) y 1.173 universitarios (18-25 años) (61.2% mujeres sobre el total de la muestra), obtuvo una estructura trifactorial que explicaba el 40.99% de la varianza total: «Valor de la Vida» (ítems 1, 4, 6, 9, 10-12, ; 24.71% de la varianza), «Capacidad de Significado» (ítems 2, 5, 7, 14-15, 17-19; 10.07% de la varianza) y «Metas y Responsabilidad» (ítems 3, 8, 13, 20; 6.45% de la varianza). La escala obtuvo un alfa de Cronbach de .812.

Jonsén *et al.* (2010), con una muestra sueca de 278 mujeres y 166 hombres (19-103 años), obtuvieron evi-

dencia empírica para una estructura trifactorial: «Sentido de la Existencia» (ítems 1, 3-4, 6, 8-9, 11 y 20; 26.9% de la varianza), «Libertad para crear Sentido en la Vida Cotidiana» (ítems 10, 14-15, 17-19; 7.7% de la varianza) y «Voluntad para encontrar Sentido ante Retos Futuros» (ítems 2, 5 y 7; 6.6% de la varianza). Los ítems 12, 13 y 16 no cargaron sobre ningún factor. La consistencia interna (alfa de Cronbach) para el total de la escala fue de .83, y para los factores de .826, .640 y .536, respectivamente.

García-Alandete *et al.* (2011), con una muestra de 457 universitarios españoles (320 mujeres y 137 hombres), con un rango de edades entre 18 y 55 años ($M = 21.80$; $DT = 4.557$), obtuvieron un modelo bifactorial: «Satisfacción y Sentido de la Vida» (ítems 1-2, 5-6, 9 y 11; 34.172% de la varianza) y «Metas y Propósitos en la Vida» (ítems 3, 7, 17 y 20; 23.101% de la varianza), con una elevada consistencia interna, tanto para la escala ($\alpha = .862$) como para los factores ($\alpha = .848$ y $\alpha = .71$, respectivamente). Este modelo fue contrastado mediante análisis factorial confirmatorio, obteniendo un ajuste adecuado ($\chi^2 = 158.693$, $gl = 34$, $p < .01$, $NFI = .909$, $CFI = .927$, $GFI = .933$, $SRMR = .047$, $RMSEA = .090$; $\alpha = .862$).

Como se desprende de lo expuesto, existe una notable heterogeneidad de estructuras factoriales propuestas para el PIL, así como en la composición de las muestras, procedimientos de análisis y criterios de interpretación empleados en distintos estudios. Ello sugiere la necesidad de llevar a cabo una revisión rigurosa de los diferentes modelos, siendo precisamente ésta la finalidad del presente trabajo: realizar una serie de análisis factoriales confirmatorios de los modelos más relevantes del PIL con un muestra española, con el fin de identificar qué estructura factorial muestra un mejor ajuste datos-modelo y, de los modelos analizados, cuál presenta mejores índices de ajuste.

MÉTODO

Participantes

Participaron voluntariamente 766 universitarios de Valencia (España), reclutados mediante muestreo incidental no aleatorio, que obtuvieron un pequeño incentivo académico por su colaboración. El grupo incluyó 546 mujeres (71.3%) y 220 hombres (28.7%), con un rango de edades entre 18 y 36 años ($M = 21.96$; $DT = 3.56$). Se aseguró el anonimato y la confidencialidad de los resultados y se insistió en la sinceridad de las respuestas, para maximizar la validez de la información obtenida.

Instrumento

Se utilizó la versión española de la Parte A del *Purpose-in-Life Test* (PIL; Crumbaugh & Maholick, 1964,

1969; Noblejas de la Flor, 1994). Como se comentó más arriba, se trata de una escala compuesta por 20 ítems tipo Likert, con siete categorías de respuesta. Las categorías 1 y 7 tienen anclajes de respuesta específicos para el enunciado de cada ítem, mientras que la categoría 4 tiene un anclaje neutro (p. ej., en el ítem 2, cuyo enunciado dice «La vida me parece», los anclajes son «Completamente rutinaria» para la categoría 1, «Siempre emocionante» para la categoría 7 y «Neutral» para la categoría 4).

Análisis de datos

Se llevaron a cabo una serie de análisis factoriales confirmatorios mediante el paquete estadístico EQS 6.1 (Bentler, 2005), para poner a prueba el nivel de ajuste de los modelos más relevantes propuestos para el PIL en la literatura anterior, es decir, aquellos para los que se encontró un ajuste aceptable en alguno de los trabajos revisados. Dada la aproximación confirmatoria de este estudio, el aspecto relevante es la evaluación del ajuste modelo-datos, es decir, la capacidad del modelo para representar a los datos. Recibe así una mayor atención la elección de los mejores índices de ajuste global disponibles en el contexto del análisis factorial confirmatorio.

En concreto, se evaluaron todos los modelos uni y bifactoriales incluidos en el estudio de Schulenberg & Melton (2010), además de los derivados de los estudios de Magaña *et al.* (2004) (trifactorial) y García-Alandete *et al.* (2011) (bifactorial). Los modelos de Noblejas de la Flor (1994) (tetrafactorial) y de Risco (2009) (trifactorial) fueron desestimados, por las razones expuestas más arriba.

La estimación de los modelos se llevó a cabo mediante el método de máxima verosimilitud, el más frecuentemente utilizado en la literatura (para una justificación, Bryant & Yarnold, 1995; Hoyle, 2000; Thomson, 2004), cuando es posible asumir normalidad multivariada como es el presente caso, ya que en ninguno de los modelos el coeficiente de Mardia (curtosis multivariada) superó el criterio $p(p+2)$, donde p se refiere al número de variables observadas (Bollen, 1989). Para evaluar el ajuste de los modelos confirmatorios se utilizaron los índices descritos más arriba.

RESULTADOS

El contenido resumido de los ítems del PIL, así como los estadísticos descriptivos (media y desviación típica) y la correlación de cada ítem con el total se muestran en la tabla 2.

Tabla 2

Ítems, media (*M*), desviación típica (*DT*) y correlación ítem-total (*r*(i-t)) de la parte A del PIL

Ítems	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r</i> (i-t)
Generalmente me encuentro: Completamente aburrido/Exuberante, entusiasmado	5.14	1.101	.564**
La vida me parece: Completamente rutinaria/Siempre emocionante	5.12	1.381	.647**
En la vida tengo: Ninguna meta o anhelo/Muchas metas y anhelos definidos	6.26	.896	.557**
Mi existencia personal es: Sin sentido ni propósito/Llena de sentidos y propósitos	6.01	1.073	.711**
Cada día es: Exactamente igual/Siempre nuevo y diferente	5.31	1.384	.641**
Si pudiera elegir: Nunca habría nacido/Tendría otras nueve vidas iguales a esta	5.75	1.134	.633**
Después de retirarme: Holgazanearía el resto de mi vida/Haría las cosas emocionantes que siempre deseé realizar	6.23	1.124	.388**
En el logro de mis metas vitales: No he conseguido ningún progreso/He llegado a mi realización completa	5.16	.944	.587**
Mi vida es: Vacía y llena de desesperación/Un conjunto de cosas buenas y emocionantes	5.79	1.125	.769**
Si muriera hoy, me parecería que mi vida ha sido: Una completa basura/Muy valiosa	5.75	1.321	.700**
Al pensar en mi propia vida: Me pregunto a menudo la razón por la que existo/Siempre encuentro razones para vivir	5.84	1.494	.712**
Tal y como yo lo veo en relación con mi vida, el mundo: Me confunde por completo/Se adapta significativamente a mi vida	4.73	1.433	.580**
Me considero: Una persona irresponsable/Una persona muy responsable	5.80	1.199	.414**
Con respecto a la libertad de que dispone para hacer sus propias elecciones, creo que el hombre es: Completamente esclavo de las limitaciones de la herencia y del ambiente/Absolutamente libre de hacer todas sus elecciones vitales	4.86	1.588	.491**
Con respecto a la muerte, estoy: Falto de preparación y atemorizado/Preparado y sin temor	4.01	1.864	.221**
Con respecto al suicidio: Lo he considerado seriamente como una salida a mi situación/Nunca le he dedicado un segundo pensamiento	6.02	1.395	.479**
Considero que mi capacidad para encontrar un significado, un propósito o una misión en la vida es: Prácticamente nula/Muy grande	5.89	1.068	.635**
Mi vida está: Fuera de mis manos y controlada por factores externos/En mis manos y bajo mi control	5.50	1.217	.559**
Enfrentarme a mis tareas cotidianas supone: Una experiencia dolorosa y aburrida/Una fuente de placer y satisfacción	5.26	1.148	.672**
He descubierto: Ninguna misión o propósito en mi vida/Metas claras y un propósito satisfactorio para mi vida	6.01	1.005	.686**

Nota. ** $p < .01$ (bilateral).

La adscripción de los ítems a cada uno de los factores, así como los índices y estadísticos de ajuste de los modelos evaluados se muestran en la tabla 3. Los índices de ajuste GFI, AGFI, CFI y NFI alcanzaron valores altos en todos los modelos, mientras que los índices de error SRMR y RMSEA mostraron valores reducidos. Sin embargo, los únicos modelos que alcanzaron los criterios para considerar que el ajuste era adecuado absolutamente en todos los índices (valores óptimos: iguales o superiores a .90 en los índices de ajuste, e inferiores a .05 en los índices de error) fueron McGregor & Little (1998), Morgan & Farsides (2009) y García-Alandete *et al.* (2011). Los tres presentan índices muy similares, aunque en el primero los valores para los índices de ajuste son ligeramente superiores, mientras que en el tercero los valores para los índices de error son ligeramente inferiores. En los tres casos se trata de modelos bifactoriales, que reducen sensiblemente el número de ítems del PIL: McGregor & Little (1998) incluyen 9 ítems y García-Alandete *et al.* (2011) y Morgan & Farsides (2009) incluyen 10 ítems, de los 20 originales de que consta la escala.

En cuanto a los ítems concretos que se incluyen, así como a su organización factorial se observan algunas similitudes entre los tres modelos (Tabla 4). En concreto, los ítems 2, 3, 5 y 20 se incluyen en los tres modelos y su asignación a factores es consistente: ítems 2 y 5 en el factor 1, ítems 3 y 20 en el factor 2. El ítem 17 también se incluye en los tres modelos, pero en los modelos de McGregor & Little (1998) y García-Alandete *et al.* (2011) forma parte del factor 2, y en el modelo de Morgan & Farsides (2009) forma parte del factor 1. Por otro lado, los ítems 1, 9 y 19 se incluyen en al menos dos de los modelos, y en todos los casos se incluyen en el factor 1. Los ítems 7 y 8 también aparecen en dos de los tres modelos, pero con discrepancia en cuanto a la asignación a factores, como ocurría con el ítem 17. Por último, los ítems 6, 10, 11 y 18 sólo aparecen en uno de los tres modelos. En resumen, desde el punto de vista de la consistencia entre modelos en cuanto a la asignación de ítems a factores, los ítems 1, 2, 3, 5, 9, 19 y 20 son clasificados de manera consistente por dos o tres modelos, mientras que los ítems 6, 7, 8, 10, 11, 17 y 18 presentan problemas de consistencia en cuanto a su inclusión o su clasificación factorial.

Tabla 3

Análisis factoriales confirmatorios de los principales modelos propuestos para el PIL con una muestra de 766 universitarios

Modelo	Factor	Ítems	Coef. Mardia	SRMR	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	NFI
Crumbaugh & Maholic (1964, 1969)	1: Sentido de la Vida	1-20	163.36	.051	.889	.863	.870	.073	.844
Marsh <i>et al.</i> (2003)	1: Sentido de la Vida	1-6, 8-13, 16-20	130.87	.052	.893	.863	.884	.80	.863
Steger (2006)	1: Sentido de la Vida	1-6, 8-13, 16-17, 19-20	119.15	.052	.897	.865	.887	.082	.868
Walters & Klein (1980)	1: Desesperación 2: Entusiasmo	1, 3-4, 6, 8-9, 11-12, 20 2, 5, 17-19	96.64	.050	.908	.871	.899	.085	.883
Dufton & Perlman (1986)	1: Satisfacción Vital 2: Propósito en la Vida	1-2, 5-6, 9-10, 19 3-4, 8, 11-12, 17, 20	99.34	.046	.921	.890	.919	.078	.903
Molcar & Stuempfig (1988)	1: Sentido General de la Vida 2: Cotidianidad Excitante	3-4, 7-9, 11, 13, 17, 20 1-2, 5, 10, 12, 14, 18-19	137.23	.049	.904	.875	.891	.075	.870
Shek (1988)	1: Calidad de Vida 2: Sentido de la Existencia	1-2, 5-6, 8-9, 11-12, 16, 19 3-4, 13, 17-18, 20	116.12	.051	.909	.880	.901	.075	.881
McGregor & Little (1998)	1: Felicidad 2: Sentido	1-2, 5, 8-9, 19 3, 17, 20	44.59	.041	.953	.919	.943	.081	.933
Waisberg & Starr (1999)	1: Vida con Sentido 2: Interés de lo cotidiano	3-4, 6, 8-13, 16-17, 20 1-2, 5, 9, 18-19	130.87	.051	.901	.870	.898	.075	.878
Morgan & Farsides (2009)	1: Vida Excitante 2: Vida con Sentido	2, 5, 7, 10, 17-19 3, 8, 20	55.71	.047	.942	.907	.915	.085	.901
García-Alandete <i>et al.</i> (2011)	1: Satisfacción y Sentido de la Vida 2: Metas y Propósitos en la Vida	1-2, 5-6, 9, 11 3, 7, 17, 20	64.91	.041	.946	.912	.934	.081	.923
Magaña <i>et al.</i> (2004)	1: Percepción de Sentido y Significado de la Vida 2: Satisfacción por la propia vida 3: Libertad y Control de la Propia Vida	1-5, 7-10, 13, 17, 19-20 6, 11-12, 16, 18 14-15	163.36	.049	.897	.870	.880	.071	.854

Nota. SRMR: *Standardized Root Mean-Square*, GFI: *Goodness of Fit Index*, AGFI: *Adjusted Goodness of Fit Index*, CFI: *Comparative Fit Index*, RMSEA: *Root Mean Square Error of Approximation*, NFI: *Normed Fit Index*.

Para llevar a cabo una comparación más pormenorizada, y no sólo en términos de ajuste global, la tabla 4 recoge las soluciones factoriales para los tres modelos: saturaciones factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores. En los tres modelos comparados todas las saturaciones fueron significativas, excepto las del ítem 1, incluido en los modelos de McGregor & Little (1998) y de García-Alandete *et al.* (2011), las del ítem 2 en el modelo de Morgan & Farsides (2009), y las del ítem 3 en los tres modelos. Estos tres ítems, considerados en su conjunto, hacen referencia a la experiencia de la vida como aburrida/emocionante, el estado vital aburrido/entusiasmado y la existencia de metas y anhelos vitales definidos. El hecho de que las saturaciones factoriales de estos ítems no sean estadísticamente significativas plantea la necesidad de revisar los modelos, específicamente en cuanto a su inclusión en la estructura del PIL.

Por otra parte, los promedios de las saturaciones factoriales fueron elevados y bastante similares en los tres modelos, y las correlaciones entre factores también fueron elevadas y significativas en todos los casos.

En conclusión, teniendo en cuenta los índices de ajuste y de error parece que los modelos que mejor ajustan son los de McGregor & Little (1998) y García-Alandete *et al.* (2011). Estos dos modelos son también los más similares en cuanto a estructura factorial, ya que si bien no incluyen exactamente los mismos ítems, sí son consistentes siempre en cuanto a la asignación factorial que se hace de los ítems en los que coinciden. En concreto, el primer modelo incluye nueve ítems y el segundo diez ítems, coincidiendo ambos en siete de ellos (ítems 1, 2, 3, 5, 9, 17 y 20).

Tabla 4

Saturaciones factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores para los modelos con mejor ajuste

	McGregor & Little (1998)		Morgan & Farsides (2009)		García-Alandete <i>et al.</i> (2011)	
	Factor 1 (F)	Factor 2 (S)	Factor 1 (VE)	Factor 2 (VS)	Factor 1 (SSV)	Factor 2 (MPV)
Ítem 1	.609				.596	
Ítem 2	.686*		.614		.674*	
Ítem 3		.636		.614		.628
Ítem 5	.676*		.617*		.656*	
Ítem 6					.651*	
Ítem 7			.381*			.414*
Ítem 8	.564*			.588*		
Ítem 9	.755*				.788*	
Ítem 10			.673*			
Ítem 11					.676*	
Ítem 17		.657*	.632*			.672*
Ítem 18			.493*			
Ítem 19	.646*		.664*			
Ítem 20		.773*		.749*		.766*
Promedio	.656	.689	.582	.650	.673	.620
<i>r</i>		.813*		.929*		.795*

Nota. * $p < .05$. r = coeficiente de correlación entre factores (Pearson).

F: Felicidad, S: Sentido, VE: Vida Excitante, VS: Vida con Sentido, SSV: Satisfacción y Sentido de la Vida, MPV: Metas y Propósitos en la Vida.

Por último, se calculó la consistencia interna (α de Cronbach) de las escalas y los factores en los tres modelos. En el modelo de McGregor & Little (1998), se obtuvo una consistencia interna de .856 para la escala, de .817 para el factor 1 y de .725 para el factor 2. En el modelo de Morgan & Farsides (2009) los valores de alfa fueron de .839 para la escala, de .780 para el factor 1 y de .679 para el factor 2. En el modelo de García-Alandete *et al.* (2011) el coeficiente de fiabilidad para la escala fue de .856, de .828 para el factor 1 y de .703 para el factor 2. Los valores de alfa más elevados para la escala y los factores se obtuvieron para el primer y tercer modelo, que fueron también los que mostraron un mejor ajuste global, sin grandes diferencias entre ellos.

DISCUSIÓN

El PIL fue construido para evaluar el logro del sentido de la vida vs el vacío existencial, desde planteamientos logoterapéuticos, a finales de la década delos 60 del siglo pasado. Desde entonces, ha sido el más utilizado a efectos de investigación, en concreto su parte A, escala Lickert de

20 ítems. Esta escala ha sido analizada factorialmente en distintos trabajos, con resultados dispares, tanto mediante procedimientos exploratorios como confirmatorios. En relación con ello, el presente trabajo se plantea como objetivo evaluar el ajuste de los principales modelos factoriales propuestos en la literatura para el PIL, con una muestra de universitarios españoles, y a través de una serie de análisis factoriales confirmatorios.

De los modelos analizados, los bifactoriales son los que en general ofrecen mejores índices de ajuste. No obstante, se han seleccionado tres de estos modelos bifactoriales, siguiendo unos criterios muy restrictivos: los valores óptimos, tanto en los índices de ajuste (NIF, CFI, GFI, AGFI, han de mostrar valores iguales o superiores a .90) como en los índices de error (SMRS, RMSEA, han de mostrar valores inferiores a .05). Los tres modelos para los cuales se ha obtenido un sólido apoyo son el de McGregor & Little (1998), el de Morgan & Farsides (2009) y el de García-Alandete *et al.* (2011), los cuales coinciden, además de en su estructura bifactorial, en una considerable reducción del número de ítems de la escala, concretamente a nueve ítems en el modelo de McGregor

& Little (1998) y a 10 ítems en los modelos de García-Alandete *et al.* (2011) y de Morgan & Farsides (2009). También se observan semejanzas en cuanto a los ítems concretos que incorporan en los factores y la distribución de los mismos en cada uno de ellos.

En relación a este último aspecto, los tres modelos coinciden en la asignación factorial de los ítems 2 (La vida me parece: *Completamente rutinaria/Siempre emocionante*), 3 (En la vida tengo: *Ninguna meta o anhelo/Muchas metas y anhelos definidos*) y 5 (Cada día es: *Exactamente igual/Siempre nuevo y diferente*). Los ítems 2 y 5, que hacen referencia a la percepción del sentido de la vida, se incluyen en el factor 1, mientras que los ítems 3 y 20 (He descubierto: *Ninguna misión o propósito en mi vida/Metas claras y un propósito satisfactorio para mi vida*), que interrogan acerca de las metas en la vida, se incluyen en el factor 2. En cuanto al ítem 17 (Considero que mi capacidad para encontrar un significado, un propósito o una misión en la vida es: *Prácticamente nula/Muy grande*), los modelos de McGregor & Little (1998) y García-Alandete *et al.* (2011) lo clasifican en el factor 2, relacionado con las metas vitales, mientras que el modelo de Morgan & Farsides (2009) lo clasifica en el factor 1, que hace referencia a una vida emocionante. Aunque el contenido del ítem cuestiona claramente acerca de la percepción general del sentido de la vida, podría también relacionarse con la percepción más concreta de tener una vida emocionante. En relación con estos resultados, las diferencias encontradas en la estructura factorial y sus respectivos ítems al analizar los tres modelos elegidos plantea nuevas preguntas que merecen próximos estudios sobre la estructura factorial de la prueba PIL.

Los valores del coeficiente alfa de Cronbach alcanzados, tanto para las escalas como para cada uno de los factores de los tres modelos seleccionados, indican una alta consistencia interna. Asimismo, las correlaciones entre los factores son altas y estadísticamente significativas, indicativas de relaciones de interdependencia entre los mismos.

En definitiva, de los resultados de este trabajo puede concluirse que los modelos que reducen el número de ítems y simplifican la estructura factorial del PIL, ofrecen un buen ajuste y una buena fiabilidad. A partir de estas conclusiones podría plantearse una versión reducida del PIL que incluyera dos factores: uno relacionado con la percepción general del sentido de la vida y la satisfacción con ésta, y otro que aglutinara los ítems relacionados con propósitos y metas vitales. También es posible concluir que el factor 1 debería incluir los ítems 2 y 5, mientras que el factor 2 a su vez incluiría los ítems 3 y 20. En cuanto al resto de ítems sería interesante realizar nuevos análisis

para depurar cuáles de los 10 restantes, incluidos en alguno de los tres modelos, añadirían una mejora sustancial de la fiabilidad o el ajuste del modelo.

En cuanto a las limitaciones del trabajo en sus aspectos metodológicos, podemos señalar que el tamaño de la muestra y la proporción de hombres y mujeres difiere a través de los diferentes modelos comparados. En cuanto a la muestra de nuestro estudio, está compuesta sólo por estudiantes universitarios y el número de mujeres es sensiblemente superior al de hombres. Para futuros trabajos debe procurarse, en consecuencia, utilizar muestras más representativas de la población general y más equilibradas. Por otra parte, podría ser sumamente interesante analizar factorialmente el PIL con población clínica, ya que posiblemente algunos de los ítems de la escala original se mantendrían; es el caso, por ejemplo, del ítem 15 (Con respecto a la muerte estoy: *Falto de preparación y atemorizado/Preparado y sin temor*) o el ítem 16 (Con respecto al suicidio: *Lo he considerado seriamente como una salida a mi situación/Nunca le he dedicado un segundo pensamiento*) pueden ser relevantes para cierto tipo de poblaciones, como personas con enfermedad en fase terminal, con dolor crónico o con grave discapacidad, de edad avanzada, con trastorno de personalidad o depresión, entre otras.

Como aspectos positivos del estudio, podemos señalar que los criterios para la selección de los modelos, basados en los diferentes índices estadísticos, han sido rigurosos, y que es valiosa la reunión de los múltiples análisis confirmatorios realizados anteriormente con una finalidad de integración. Asimismo, se hace un aporte relevante para considerar las propiedades psicométricas del PIL antes de su uso e interpretación de datos. Los resultados obtenidos en este trabajo son relevantes para próximos estudios en español que planteen el uso del PIL, y la integración y contrastación de los modelos puede generar nuevos estudios y reflexiones teóricas y empíricas sobre la medición del sentido de vida. Considerando que es el instrumento para la medida del sentido de la vida desde claves logoterapéuticas más utilizado hoy en día a efectos de investigación, resulta conveniente seguir investigando sobre las propiedades psicométricas del PIL, tanto en población tanto general como clínica.

REFERENCIAS

- Bentler, P. M. & Bonnet, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bentler, P. M. (2005). *EQS for Windows (Version 6.1)*. Encino, CA: Multivariate Software.

- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Bryant, F. B., & Yarnold, P. R. (1995). Principal-components analysis and confirmatory factor analysis. En L. G. Grimm & P. R. Yarnold (Eds.), *Reading and understanding multivariate statistics* (pp. 99-136). Washington, DC: American Psychological Association.
- Crumbaugh, J. C. & Maholick, L. T. (1964). An experimental study in existentialism: The psychometric approach to Frankl's concept of noogenic neurosis. *Journal of Clinical Psychology*, 20, 200-207.
- Crumbaugh, J. C. & Maholick, L. T. (1969). *Manual of instructions for the Purpose in Life Test*. Saratoga: Viktor Frankl Institute of Logotherapy.
- Dufton, B. C. & Perlman, D. (1986). The association between religiosity and the purpose-in-life test: Does it reflect purpose or satisfaction? *Journal of Psychology and Theology*, 14, 42-48.
- Frankl, V. E. (1994). *La voluntad de sentido*. Barcelona: Herder.
- Frankl, V. E. (1997). *Teoría y terapia de las neurosis*. Barcelona: Herder.
- Frankl, V. E. (2003). *Ante el vacío existencial*. Barcelona: Herder.
- García-Alandete, J., Rosa, E. & Sellés, P. (2011). *Estructura factorial y fiabilidad del Purpose-In-Life Test en universitarios españoles*. Trabajo remitido para su publicación.
- Hoyle, R. H. & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation Modelling: Concepts, Issues and Applications* (pp. 159-176). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hoyle, R.H. (2000). Confirmatory factor analysis. En H. E. A. Tinsley & S. D. Brown (Eds.), *Handbook of applied multivariate statistics and mathematical modeling* (pp. 466-497). San Diego, CA: Academic Press.
- Jonsén, E., Fagerström, L., Lundman, B., Nygren, B., Vähäkangas, M. & Strandberg, G. (2010). Psychometric properties of the Swedish version of the Purpose in Life scale. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 24(1), 41-48.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1986). *LISREL VI: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood and least square methods*. Mooresville, IN: Scientific Software.
- Längle, A., Orgler, C. & Kundi, M. (2003). The Existence Scale: A new approach to assess the ability to find personal meaning in life and to reach existential fulfillment. *European Psychotherapy*, 4(1), 135-151.
- Lukas, E. (1986). *LOGO-Test. Test zur Messung von 'innerer Sinnerfüllung' und 'existentieller Frustration'*. Wien: Deuticke.
- Magaña, L., Zavala, M. A., Ibarra, I., Gómez, M. T. & Gómez, M. M. (2004). El sentido de la vida en estudiantes de primer semestre de la Universidad de La Salle Bajío. *Revista del Centro de Investigación*, 6(22), 5-13.
- Marsh, A., Smith, L., Piek, J. & Saunders, B. (2003). The Purpose In Life Scale: Psychometric Properties for Social Drinkers and Drinkers in Alcohol Treatment. *Educational y Psychological Measurement*, 63(5), 859-871.
- McGregor, I. & Little, B. R. (1998). Personal projects, happiness, and meaning: On doing well and being yourself. *Journal of Personality y Social Psychology*, 74(2), 494-512.
- Melton, A. M. A. & Schulenberg, S. E. (2007). On the relationship between meaning in life and boredom proneness: Examining a logotherapy postulate. *Psychological Reports*, 101, 1016-1022.
- Melton, A. M. A. & Schulenberg, S. E. (2008). On the measurement of meaning: Logotherapy's empirical contributions to Humanistic psychology. *The Humanistic Psychologist*, 36, 31-44.
- Molcar, C. C. & Stuempfig, D. W. (1988). Effects of world view on purpose in life. *The Journal of Psychology*, 122, 365-371.
- Morgan, J. E. & Farsides, T. L. (2009). Measuring meaning in life. *Journal of Happiness Studies*, 10(2), 197-214.
- Noblejas de la Flor, M. A. (1994). *Logoterapia. Fundamentos, principios y aplicación. Una experiencia de evaluación del "logro interior de sentido"*. Tesis Doctoral no publicada, Universidad Complutense de Madrid, Madrid, España.
- Noblejas de la Flor, M. A. (2000). Fiabilidad de los tests PIL y Logotest. *Nous. Boletín de Logoterapia y Análisis Existencial*, 4, 81-90.
- Nygren, B., Alex, L., Jonsén, E., Gustavsson, Y., Norberg A. & Lundman B. (2005). Resilience, sense of coherence, purpose in life and self-transcendence in relation to perceived physical and mental health among the oldest old. *Aging y Mental Health*, 9, 354-362.
- Reker, G. T. (2000). Theoretical perspectives, dimensions, and measurement of existential meaning. En G. T. Reker & K. Chamberlain (Eds.), *Exploring existential meaning: Optimizing human development across the life span* (pp. 39-55). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Risco, A. (2009). *Sentido de la vida: Evolución e implicaciones para la Educación Superior*. Tesis Doctoral no publicada, Universidad de Salamanca, Salamanca, España.
- Schulenberg, S. E. & Melton, A. M. A. (2010). A Confirmatory Factor-Analytic Evaluation of the Purpose in Life Test: Preliminary Psychometric Support for a Replicable Two-Factor Model. *Journal of Happiness Studies*, 11(1), 95-111.
- Schulenberg, S. E. (2003). Empirical research and Logotherapy. *Psychological Reports*, 93, 307-319.
- Schulenberg, S. E. (2004). A psychometric investigation of logotherapy measures and the outcome questionnaire (OQ-45.2). *North American Journal of Psychology*, 6, 477-492.
- Shek, D. T. L. (1988). Reliability and factorial structure of the Chinese version of the purpose in life questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 44, 384-392.
- Steger, M. F. (2006). An illustration of issues in factor extraction and identification of dimensionality in psychological assessment data. *Journal of Personality Assessment*, 86, 263-272.

- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 10-39). Newbury Park, CA: Sage.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Waisberg, J. L. & Starr, M. W. (1999). Psychometric properties of the purpose in life test with a sample of substance abusers. *International Forum for Logotherapy*, 22, 22-26.
- Walters, L. H. & Klein, A. E. (1980). A cross-validated investigation of the Crumbaugh Purpose-In-Life test. *Educational and Psychological Measurement*, 40, 1065-1071.

ANEXO

Purpose-In-Life Test (Parte A)

Crumbaugh & Maholick (1969; adaptación de Noblejas de la Flor, 1994)

1. Generalmente me encuentro: Completamente aburrido/Exuberante, entusiasmado
2. La vida me parece: Completamente rutinaria/Siempre emocionante
3. En la vida tengo: Ninguna meta o anhelo/Muchas metas y anhelos definidos
4. Mi existencia personal es: Sin sentido ni propósito/Llena de sentidos y propósitos
5. Cada día es: Exactamente igual/Siempre nuevo y diferente
6. Si pudiera elegir: Nunca habría nacido/Tendría otras nueve vidas iguales a ésta
7. Después de retirarme: Holgazanearía el resto de mi vida/Haría las cosas emocionantes que siempre deseé realizar
8. En el logro de mis metas vitales: No he conseguido ningún progreso/He llegado a mi realización completa
9. Mi vida es: Vacía y llena de desesperación/Un conjunto de cosas buenas y emocionantes
10. Si muriera hoy, me parecería que mi vida ha sido: Una completa basura/Muy valiosa
11. Al pensar en mi propia vida: Me pregunto a menudo la razón por la que existo/Siempre encuentro razones para vivir
12. Tal y como yo lo veo en relación con mi vida, el mundo: Me confunde por completo/Se adapta significativamente a mi vida
13. Me considero: Una persona irresponsable/Una persona muy responsable
14. Con respecto a la libertad de que dispone para hacer sus propias elecciones, creo que el hombre es: Completamente esclavo de las limitaciones de la herencia y del ambiente/Absolutamente libre de hacer todas sus elecciones vitales
15. Con respecto a la muerte, estoy: Falto de preparación y atemorizado/Preparado y sin temor
16. Con respecto al suicidio: Lo he considerado seriamente como una salida a mi situación/Nunca le he dedicado un segundo pensamiento
17. Considero que mi capacidad para encontrar un significado, un propósito o una misión en la vida es: Prácticamente nula/Muy grande
18. Mi vida está: Fuera de mis manos y controlada por factores externos/En mis manos y bajo mi control
19. Enfrentarme a mis tareas cotidianas supone: Una experiencia dolorosa y aburrida/Una fuente de placer y satisfacción
20. He descubierto: Ninguna misión o propósito en mi vida/Metas claras y un propósito satisfactorio para mi vida