Análisis factorial de una versión española del *Purpose-In-Life Test*, en función del género y edad

Joaquín García-Alandete¹ Universidad Católica de Valencia San Vicente Mártir, Valencia (España)

Recibido: 27/05/2013 Aceptado:17/01/2014

Resumen

Objetivo. Se analizan las características psicométricas de la versión española del *Purpose-In-Life Test-10 Ítems* para la medida del sentido de la vida, así como diferencias en función de género y edad, en un grupo de 180 universitarios españoles (138 mujeres, 42 hombres), con edades entre 18 y 55 años (*M* = 22.91, *DT* = 6.71). **Método**. Los análisis incluyeron: (a) la estimación del ajuste datos - modelo de la escala, mediante análisis factorial confirmatorio; (b) cálculo de estadísticos descriptivos y la prueba de bondad de ajuste de los ítems, del total de la escala y de sus factores; (c) la estimación de la consistencia interna de la escala y los factores; (d) las correlaciones entre ítems, escala y factores; y (e) comparaciones en función del género y la edad. **Resultados.** La escala mostró un ajuste adecuado y una consistencia interna entre aceptable y alta. Las mujeres puntuaron significativamente más alto en el factor metas y propósitos vitales y el grupo de mediana edad (30-55 años) alcanzó rangos promedio significativamente más altos en la puntuación total y en varios ítems de la escala que el grupo de jóvenes (18-29 años). **Discusión.** La escala *Purpose-In-Life Test-10 Ítems* es psicométricamente fiable y las diferencias en sentido de la vida asociadas a la edad sugieren hipótesis explicativas de naturaleza cognitivo - motivacionales y evolutivas de naturaleza psicosocial.

Palabras clave. Purpose-In-Life Test-10 Ítems, sentido de la vida, psicometría.

Factor Analysis of the Spanish Version of the Purpose-in-Life Test According to Age and Gender

Abstract

Objective. The psychometric characteristics of the Spanish version of the *Purpose-In-Life Test-10 Items* to assess the meaning of life, and the differences associated to gender and age, are analyzed, among 180 Spanish university graduates (138 women, 42 men), aged from 18 to 55 years (M = 22.91, SD = 6.71). **Method.** Statistics included: (a) the data - model fit by means of confirmatory factor analysis; (b) the descriptive statistics of items, scale, and factors; (c) an estimation of the internal consistency of the scale and the factors; (d) the correlations between the items, the scale, and the factors; (e) the comparisons on the basis of gender and age.

¹ Doctor en Psicología. Facultad de Psicología, Magisterio y Ciencias de la Educación. Sede de San Juan Bautista. Dirección: Guillem de Castro, 175. 46008-Valencia. Correspondencia: ximo.garcia@ucv.es

Results. The scale showed an adequate fit and acceptable-high internal consistency. The women scored higher in the Goals and Purposes in Life factor, and the middle-aged group (30-55) obtained significantly higher ranking in the total score, and in several items on the scale higher than the younger people (18-29). **Discussion.** The *Purpose-In-Life Test-10 Items* is reliable, and the differences in the meaning of life age-associated suggest cognitive-motivational and developmental explanatory hypotheses.

Keywords. Purpose-In-Life Test-10 Items, meaning in life, Psychometrics.

Análise fatorial da versão espanhola do *Purpose-In-Life Test*, em função do gênero e idade

Resumo

Escopo. Foram analisadas as caraterísticas psicométricas da versão espanhola do *Purpose-In-Life Test- 10 items* para a medida do sentido da vida, assim como diferencias em função de gênero e idade, em um grupo de 180 universitários espanhóis (138 mulheres, 42 homens), com idades entre 18 e 55 anos (M= 22.91, DT= 6.71). Metodologia. Os análises incluíram: a) a estimação do ajuste de dados – modelo da escada, mediante análise fatorial confirmatório; b) cálculo de estatísticos descritivos e a proba de bondade de ajuste dos itens, do total da escada e dos seus fatores; c) a estimação da consistência interna da escada e os fatores; d) as correlações entre itens, escada e fatores; e e) comparações em função do gênero e a idade. Resultados. A escada mostrou um ajuste adequado e uma consistência interna aceitável e alta. As mulheres pontuaram significativamente mais alto no fator Metas e propostos vitais, e o grupo de mediana idade (30-55 anos) alcançou rangos na media significativamente mais altos na pontuação total e em vários itens da escada que o grupo de jovens (18-29 anos). Discussão. A escada *Purpose-In-Life Test 10 items* é psicométricamente fiável e as diferencias em sentido da vida associadas à idade sugerem hipóteses explicativas de natureza cognitivo-motivacionais e evolutivas de natureza psicossocial.

Palavras chave. Purpose-In-Life 10 Items, sentido da vida, psicometria.

Introducción

La voluntad de sentido es para la logoterapia la motivación prioritaria del ser humano, de naturaleza existencial, universal e independiente de la edad, sexo, estatus económico, formación académica y otras variables sociodemográficas (Frankl, 2003; Lukas y Hirsch, 2002). La persona busca un sentido a su vida, la cual no puede ser comprendida sin referencia al mismo, es decir, que es un ser impregnado de voluntad de sentido (Frankl, 2003). La experiencia de sentido de la vida se asocia a la percepción y vivencia de libertad, responsabilidad y autodeterminación, cumplimiento de metas vitales, visión positiva de la vida, del futuro y de sí mismo y autorrealización. Entre tanto, la falta de experiencia de sentido supone un estado de frustración existencial (vacío existencial), caracterizada por la

duda de que la vida sea significativa, la indefensión ante las circunstancias adversas y la falta de proyectos y metas (Frankl, 2003).

El sentido de la vida ha sido validado empíricamente mediante la construcción y uso de instrumentos que ofrecen garantía psicométrica (p. ej. Melton y Schulenberg, 2008; Schulenberg, 2003), su estudio está experimentando un creciente interés en Psicología, quizás impulsado por el desarrollo de la Psicología Positiva (Snyder y López, 2002). Aunque se utilizan distintos instrumentos para su medida (p. ej. Jaramillo, Carvajal, Marín y Ramírez, 2008; Martínez y Castellanos, 2013), posiblemente el más usado, especialmente a efectos de investigación, es el *Purpose-In-Life Test* (PIL; de Crumbaugh y Maholick, 1969). Concretamente, la parte A del test corresponde a una escala tipo Likert, compuesta por 20 ítems con siete categorías de

respuesta, que ofrecen datos sobre el significado y propósito de la vida, la satisfacción vital, la libertad, el miedo a la muerte y la valoración de la vida.

En relación con este instrumento se ha realizado un número importante de estudios sobre sus propiedades psicométricas (Jonsén et al., 2010; Melton y Schulenberg, 2007, 2008; Nygren et al., 2005; Reker, 2000; Schulenberg, 2003, 2004) y se han obtenido distintas versiones mediante análisis factorial, tanto exploratorio (AFE) como confirmatorio (AFC; p. ej. Rosa, García-Alandete, Sellés, Bernabé y Soucase, 2012; Schulenberg y Melton, 2010). Si bien existe otra versión española del PIL (Noblejas de la Flor, 1994), en este trabajo se utilizó la versión de 10 ítems (Purpose-In-Life Test-10 ítems [PIL-10] de García - Alandete, Rosa y Sellés, 2013) descrita más abajo, dado que ha mostrado mejores propiedades psicométricas en términos de consistencia interna y ajuste mediante AFC (García-Alandete et al., 2013; Rosa et al., 2012). Es de destacar el trabajo de Rosa et al. (2012), que consistió en un análisis comparativo de varias versiones del PIL, comprobándose que la que ofrecía mejor ajuste era el PIL-10.

Como se ha señalado, la motivación por el logro del sentido de la vida es universal e independiente de las características sociodemográficas individuales (Frankl, 2003), pero el modo en que se concrete puede estar condicionado por el género, la edad, el nivel socioeconómico o educativo. En este trabajo se enfatiza en las diferencias en función del género y la edad, revisando aquellos trabajos que, en distintas versiones, han usado el PIL como instrumento de medida.

Los resultados sobre la relación del sentido de la vida con el género son dispares. Crumbaugh y Maholick (1964) y Sallee y Casciani (1976) hallaron diferencias no significativas entre hombres y mujeres, aunque ellas obtenían puntuaciones más altas en la puntuación total y en la mayoría de los ítems. Por su parte, Meier y Edwards (1974) encontraron que los hombres alcanzaron una media más alta que las mujeres en la puntuación total, si bien la diferencia no fue significativa.

Por su parte, Coffield y Buckalew (1986), Flood y Boyd (2008), Gallego-Pérez y García-Alandete (2004), García-Alandete, Gallego-Pérez y Pérez-Delgado (2009), Jackson y Coursey (1988), Noblejas de la Flor (1994), Sivberg (2002), Valdivia (2007), tampoco hallaron diferencias significativas en relación con el género en muestras heterogéneas compuestas tanto por población clínica como

general. Por el contrario, Crumbaugh (1968), Mak y Shek (1990), Nygren et al. (2005) y Jonsén et al. (2010) encontraron que los hombres alcanzaban una puntuación media significativamente más alta, mientras que en los trabajos de Doerries (1970) y Molasso (2006) fueron las mujeres. García-Alandete, Rosa, Soucase y Gallego-Pérez (2011) y García-Alandete, Rosa y Gallego-Pérez (2012) obtuvieron puntuaciones significativamente más altas de las mujeres en la puntuación total y en los factores percepción de sentido y metas y tareas de la versión española de Noblejas de la Flor (1994). Asimismo, García-Alandete et al. (2012) obtuvieron diferencias significativas en los ítems 3, 7, 8, 10 y 20, alcanzando las mujeres una puntuación media más alta.

En cambio, Brunelli et al. (2012) comprobaron que los hombres alcanzaban una puntuación significativamente más alta con la misma versión del PIL que la utilizada en este trabajo. Por su parte, García-Alandete et al. (2013) encontraron que la puntuación media de las mujeres fue significativamente superior a la de los hombres en la escala, y en el factor metas y propósitos vitales (MPV), pero no en el factor Satisfacción y sentido de la vida (SSV).

En relación con las diferencias en sentido de la vida entre la juventud y la adultez media, son escasos los estudios previos, encontrando resultados diversos. Por ejemplo, Meier y Edwards (1974) hallaron que individuos con 25 años o más puntuaban significativamente más alto en el PIL que aquéllos entre 13 y 19 años, e informaron de trabajos previos que no obtuvieron diferencias significativas en función de la edad, debido a que posiblemente los participantes correspondían a un rango pequeño de edades. Asimismo, Noblejas de la Flor (1994) obtuvo diferencias significativas en la puntuación total del PIL entre sujetos con edades de 29 años o menos y personas con edades de 30 años o más. Sin embargo, Valdivia (2007) no encontró diferencias significativas en un grupo de pacientes con trastorno límite de la personalidad con un rango de edades entre los 18 y los 53 años, si bien las edades superiores estaban infrarrepresentadas. Igualmente, García-Alandete et al. (2013) no obtuvieron diferencias significativas con participantes con edades entre 18 y 55 años (M = 21.80, DT = 4.56), ni en el puntaje total del PIL-10 o en los factores SSV y MPV.

Considerando lo expuesto, parecen estar lejos de ser claras las relaciones entre género, edad y las diferencias en sentido de la vida entre adultos jóvenes y de mediana edad, cuando se emplea el PIL como instrumento de medida. Por esto, es conveniente aportar nuevas evidencias. En este orden de ideas, el presente trabajo tiene como objetivo analizar las características psicométricas de una versión española del PIL, descrita más adelante, y las diferencias en función del género y la edad en los ítems, la puntuación total y los factores como medidas del logro de sentido de la vida. Se hipotetiza que la escala muestra una buena consistencia interna y un adecuado ajuste datos modelo, y que las mujeres y los participantes más mayores mostrarán un nivel general de sentido de la vida superior, mayor percepción de sentido y satisfacción vital y más propósitos y metas vitales.

Método

Participantes

En este estudio participaron 180 universitarios españoles, 138 mujeres (76.70%) y 42 hombres (23.30%), estudiantes de magisterio en una universidad privada de Valencia, España. La diferencia de tamaño entre los grupos de hombres y mujeres se debe al perfil del alumnado en esta carrera universitaria, compuesto mayoritariamente por estas últimas. El rango de edad osciló entre los 18 y los 55 años (M = 22.91, DT = 6.71). Los participantes fueron reclutados mediante muestreo de conveniencia, su colaboración fue voluntaria y no recibieron a cambio ningún incentivo.

Instrumento

Para la realización de este trabajo se empleó el PIL-10 (García-Alandete et al., 2013), versión española compuesta por los ítems 1, 2, 3, 5, 6, 7, 9, 11, 17 y 20 de la parte A del PIL original de Crumbaugh y Maholic (1969), que se responden en una escala Likert (de 1 a 7, con anclajes específicos para los ítems 1 y 7 y para el ítem 4, que es neutro; ver anexo).

Esta escala mide la experiencia personal de sentido de la vida siguiendo los postulados de la logoterapia de Frankl (2003) y ofrece información, concretamente, sobre la satisfacción y el sentido de la vida, y las metas y propósitos vitales. La puntuación total se obtiene sumándose los valores de las opciones de respuesta seleccionadas, oscilando

entre 10 y 70. El análisis factorial distingue los factores satisfacción y sentido de la vida (SSV; ítems 1, 2, 5, 6, 9 y 11) y metas y propósitos vitales (MPV; ítems 3, 7, 17 y 20). Si bien existen otras versiones del PIL en español (p. ej. Noblejas de la Flor, 1994), se utilizó el PIL-10 por haber mostrado un buen ajuste y una buena consistencia interna en trabajos precedentes: $S-B\chi 2(33) = 57.21$, NFI = 0.91, NNFI = 0.94, IFI = 0.96, CFI = 0.96, MFI = 0.96, Rmsea = $0.05 \text{ IC } 90\% [0.03, 0.07], \alpha \text{ escala} = 0.85 (Bernabé,$ 2012), S-B χ 2(34) = 101.01, NFI = 0.90, NNFI = 0.91, CFI = 0.93, IFI = 0.93, MFI = 0.93, RMSEA = $0.07 [0.05, 0.08], \alpha \text{ escala} = 0.86, \alpha \text{ SSV} = 0.828, \alpha$ MPV = 0.703 (García-Alandete et al., 2013), GFI = 0.95, AGFI = 0.91, CFI = 0.93, NFI = 0.92, Rmsea = 0.08 (Rosa et al., 2012).

Procedimiento

Los participantes respondieron a un protocolo que contenía ítems relativos a la edad y el género, así como al PIL-10, entre otros instrumentos no usados en este trabajo (cuya cumplimentación no afectaba a su desarrollo y resultados). La cumplimentación tuvo lugar en las aulas en las que se desarrollaban normalmente sus actividades académicas, bajo supervisión de profesores cualificados a tales efectos, en un tiempo promedio de 30 minutos. A cada participante se le informó sobre el tratamiento anónimo y confidencial de los datos, se resolvieron dudas sobre el procedimiento y se enfatizó la necesidad de que los participantes fueran sinceros en sus respuestas a los ítems.

De igual manera, los participantes fueron informados de la naturaleza y objetivos de este trabajo, manifestando su consentimiento a la colaboración de forma explícita. Los procedimientos seguidos cumplieron los principios y normas éticas de la Declaración de Helsinki de 1975 y sus posteriores revisiones, así como los requerimientos legales de España.

Análisis de datos

Para el análisis de datos se usaron los programas SPSS 15.0 y EQS 6.1 para Windows. Con el primero se realizaron varios procedimientos estadísticos: (a) se analizaron los estadísticos descriptivos y la prueba de bondad de ajuste (*Z* de Kolmogorov-Smirnov) de los ítems, del total de la escala PIL-10 y de sus factores; (b) se estimó la consistencia interna de la escala y los factores; (c) se obtuvieron

las correlaciones bivariadas entre ítems, total y factores; y (d) se analizaron diferencias entre los ítems, el total y los factores en función del género y la edad, mediante pruebas paramétricas (*t* para diferencia de medias) o no paramétricas (*U* de Mann-Whitney), dependiendo del resultado de la prueba de Kolmogorov-Smirnov.

Con el programa EQS 6.1, se estimó el ajuste datos - modelo de la Escala PIL-10 mediante AFC. Es necesario señalar, que si bien la muestra no alcanzó el tamaño sugerido por algunos autores como conveniente para llevar a cabo un AFC (N =200), la fiabilidad del modelo depende más de su complejidad y del número de sujetos disponibles que de un N determinado (Jackson, 2003; Kline, 2005). En este estudio, la razón entre número de variables observables y tamaño muestral (10 ítems, N = 180) superó lo sugerido por algunos autores (5 - 10 sujetos por variable observable), demostrando la viabilidad de un AFC. La decisión sobre el uso del método de máxima verosimilitud o máxima verosimilitud con estimación robusta para la estimación de los modelos estuvo condicionada al resultado del coeficiente de Mardia normalizado (Bryant y Yarnold, 1995; Hoyle, 2000; Thompson, 2004). Para valorar el ajuste datos-modelo se tuvo en cuenta la razón χ²/gĺ, un heurístico usado para reducir la sensibilidad de Ji-cuadrado al tamaño muestral (Kline, 2005); en un modelo perfecto, su valor sería 1, mientras que razones inferiores a 2 se considerarían aceptables (Bollen y Long, 1994).

Siguiendo las recomendaciones de Hu y Bentler (1999), se utilizaron los índices *Comparative Fit Index* (CFI), uno de los índices relativos de mayor uso y mejor comportamiento (Tanaka, 1993), así como el *Incremental Fit Index* (IFI), cuya bondad de ajuste se sitúa en un rango entre 0 y 1, considerándose el ajuste bueno si el valor es igual o superior a 0.95 y aceptable si es igual o superior a 0.90 (Bentler y Bonnet, 1980), así como el índice *Root Mean Square Error of Approximation* (Rmsea), medida de cuantía de error del modelo que indica un buen ajuste con valores inferiores a 0.05 y aceptable con valores entre 0.05 y 0.08 (Browne y Cudeck, 1993).

Resultados

Análisis factorial confirmatorio

El coeficiente normalizado de Mardia, con un valor de 26.79, sugirió el uso del método de máxima verosimilitud con estimación robusta (Ullman y Bentler, 2004). El estadístico de contraste con valores no significativos (S-B χ 2(34) = 46.33, p = 0.077), indicó un buen ajuste del modelo (χ 2/gl = 1.36; Ullman, 2001), y los índices de ajuste (CFI = 0.96 e IFI = 0.97), y de penalización del error (Rmsea = 0.05 IC 90% [0.00, 0.08]; Hu y Bentler, 1999). La figura 1 muestra el modelo estimado para el PIL-10.

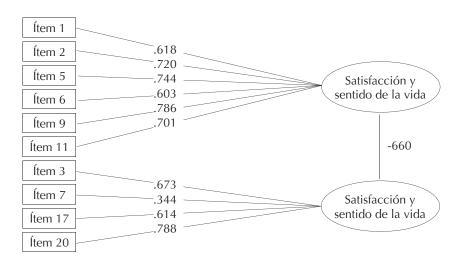


Figura 1. Modelo propuesto para el PIL-1.

Estadísticos descriptivos y prueba de bondad de ajuste

La tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos y la prueba *Z* para la estimación de la bondad de ajuste de Kolmogorov-Smirnov de los ítems, del total y de los factores del PIL - 10. Las puntuaciones medias en todas las variables fueron muy altas. La asimetría fue negativa y la curtosis fue positiva excepto en

el ítem 6, destacando los valores obtenidos en los ítems 3 y 7, y en el factor MPV (al cual pertenecen estos dos ítems).

Los resultados de la prueba de Kolmogorov-Smirnov sugirieron el uso de estadísticos paramétricos para la puntuación total del PIL-10 (prueba t para muestras independientes) y no paramétricos para los ítems y factores (prueba U de Mann-Withney).

Tabla 1 Estadísticos descriptivos

	Mín.	Máx.	М	DT	Asimetría	Curtosis	Z	р
Ítem 1	1	7	5.19	1.00	-1.00(.18)	1.59(.36)	3.67	0.000
Ítem 2	1	7	5.29	1.28	-0.99(.18)	0.98(.36)	3.27	0.000
Ítem 3	2	7	6.28	0.91	-1.62(.18)	3.50(.36)	3.77	0.000
Ítem 5	1	7	5.32	1.49	-0.82(.18)	0.22(.36)	2.73	0.000
Ítem 6	2	7	5.74	1.13	71(.18)	-0.02(.36)	2.84	0.000
Ítem 7	1	7	6.15	1.08	-1.81(.18)	4.46(.36)	3.44	0.000
Ítem 9	2	7	5.67	1.07	-0.93(.18)	1.32(.36)	3.11	0.000
Ítem 11	1	7	5.90	1.53	-1.61(.18)	2.03(.36)	3.54	0.000
Ítem 17	2	7	6.01	1.00	-1.33(.18)	2.63(.36)	3.30	0.000
Ítem 20	2	7	6.02	0.97	-1.16(.18)	1.94(.36)	3.23	0.000
PIL-10	27	70	57.58	7.55	-0.91(.18)	1.17(.36)	1.30	0.069
SSV	15	42	33.12	5.68	-0.93(.18)	0.54(.36)	1.72	0.005
MPV	11	28	24.46	2.87	-1.36(.18)	3.20(.36)	1.82	0.003

Nota. Entre paréntesis, el error típico. Fuente: elaboración propia.

Consistencia interna

La fiabilidad de la escala se estimó mediante el coeficiente alfa de Cronbach, el cual mostró valores $\alpha=0.85$ para el total de la escala (que no se superó con la eliminación de ningún ítem), $\alpha=0.84$ para el factor SSV y $\alpha=0.69$ para el factor MPV. En cuanto a su interpretación, existen divergencias acerca del valor de referencia. Para Nunnally (1978), un alfa entre 0.50 y 0.60 puede ser aceptable, mientras que para Gronlound (1985), entre 0.60 y 0.85 es aceptable, y para DeVellis (1991) los coeficientes entre 0.80 y 0.87 pueden considerarse como muy buenos. A su vez, Kerlinger y Lee (2002)

establecieron el valor 0.70 como valor mínimo de aceptabilidad. De acuerdo con lo anterior, la escala PIL-10 y sus dos factores mostraron una consistencia interna entre aceptable y muy buena.

Correlaciones entre ítems, total y factores del PIL-10

Las correlaciones entre los ítems, los ítems y el total, el total y los factores, y entre estos últimos fueron positivas y significativas, excepto las correlaciones entre el ítem 7 y los ítems 1, 2 y 11 (tabla 2). Las correlaciones fueron significativas a un nivel de significancia de 0.010 con tamaños superiores a

0.20, y al nivel p = 0.050 con tamaños inferiores a 0.20 (en el caso de las correlaciones entre ítems 3-6 y 5-7). El 37.18% de las correlaciones alcanzaron un tamaño superior a 0.50, siendo especialmente destacables las correlaciones entre los ítems 2, 5, 9 y 11 con el total y el factor SSV, y entre los ítems 3, 17 y 20 con el total y el factor MPV, con tamaño superior a 0.70, y entre el total y el factor SSV, con un tamaño superior a 0.90.

Diferencias en función del género

La tabla 3 muestra los rangos promedio de hombres y mujeres en los ítems, puntuación total y factores del PIL-10. Cabe destacar que a excepción de los ítems 2 y 5, las mujeres alcanzaron rangos promedio más altos, siendo las diferencias significativas en el ítem 7 y el factor MPV.

Tabla 2 Correlaciones entre ítems, puntuación total y factores del PIL-10

					N	lúm. íter	ns					
											PIL-	
	1	2	3	5	6	7	9	11	17	20	10	SSV
2	0.57 **											
3	0.30	0.30										
5	0.46	0.61	0.34									
6	0.30	0.43	0.16	0.40								
7	0.14	0.13	0.21	0.17	0.31							
9	0.47	0.50 **	0.34	0.57 **	0.51	0.20						
11	0.38	0.46	0.23	0.48	0.50 **	0.07	0.60					
17	0.25	0.25	0.42	0.33	0.29	0.33	0.37	0.36				
20	0.29	0.31	0.56 **	0.43 **	0.27 **	0.23	0.46 **	0.42	0.48			
PIL- 10	0.64	0.72 **	0.55 **	0.76 **	0.65 **	0.40 **	0.78 **	0.72 **	0.60	0.66		
SSV	0.68	0.79 **	0.37	0.80	0.68	0.22	0.80	0.78	0.41	0.48	0.95 **	
MPV	0.33	0.33	0.73 **	0.43	0.36	0.63	0.47 **	0.36	0.77	0.77	0.76 **	0.50 **

Nota. Fuente: elaboración propia.



^{**} p < 0.01 (bilateral); * p < 0.05 (bilateral).

Tabla 3 Rangos de mujeres y hombres en las variables y estadístico de contraste según el género

Ítems	Género	N	Rango promedio	Suma de rangos	U	p
1	Mujer	138	91.65	12647.50	2739.5	0.564
	Hombre	42	86.73	3642.50		
2	Mujer	138	88.33	12190.00	2599.0	0.290
	Hombre	42	97.62	4100.00		
3	Mujer	138	91.71	12655.50	2731.5	0.537
	Hombre	42	86.54	3634.50		
5	Mujer	138	90.29	12459.50	2868.5	0.918
	Hombre	42	91.20	3830.50		
6	Mujer	138	91.35	12606.00	2781.0	0.681
	Hombre	42	87.71	3684.00		
7	Mujer	138	94.68	13065.50	2321.5	0.035
	Hombre	42	76.77	3224.50		
9	Mujer	138	92.39	12749.50	2637.5	0.355
	Hombre	42	84.30	3540.50		
11	Mujer	138	92.60	12778.50	2608.5	0.291
	Hombre	42	83.61	3511.50		
17	Mujer	138	93.52	12905.50	2481.5	0.134
	Hombre	42	80.58	3384.50		
20	Mujer	138	93.00	12833.50	2553.5	0.216
	Hombre	42	82.30	3456.50		
SSV	Mujer	138	91.72	12657.50	2729.5	0.568
	Hombre	42	86.49	3632.50		
MPV	Mujer	138	95.04	13115.00	2272.0	0.033
	Hombre	42	75.60	3175.00		

Nota. Fuente: elaboración propia.

La prueba t para la igualdad de medias (se asumieron varianzas iguales, F(178) = 0.82, p = 0.368) mostró diferencias no significativas en la puntuación total del PIL-10 (t(178) = 0.52, p = .601) entre mujeres (M = 57.75, DT = 7.76) y hombres (M = 57.05, DT = 6.87).

Diferencias en función de la edad

La edad se codificó en dos grupos, uno conformado por los participantes con edades entre los 18 y 29 años (n = 156, 86.70%), y otro con los participantes entre los 30 y 55 años (n = 24, 13.30%), correspondientes a los grupos de adultos jóvenes y de mediana edad, respectivamente. Excepto en los ítems 6 y 7, el grupo de 30-55 años obtuvo rangos promedio más altos, siendo significativas las diferencias en los ítems 1, 17 y 20 (tabla 4).

Tabla 4 Rangos de los grupos de edad y estadístico de contraste según la edad

Ítem	Edad	N	Rango promedio	Suma de rangos	U	р
1	18-29	156	86.89	13555.0	1309.0	0.011
	30-55	24	113.96	2735.0		
2	18-29	156	88.73	13842.0	1596.0	0.225
	30-55	24	102.00	2448.0		
3	18-29	156	89.92	14027.0	1781.0	0.675
	30-55	24	94.29	2263.0		
5	18-29	156	87.74	13687.5	1441.5	0.062
	30-55	24	108.44	2602.5		
6	18-29	156	90.53	14122.5	1867.5	0.984
	30-55	24	90.31	2167.5		
7	18-29	156	90.67	14144.0	1846.0	0.906
	30-55	24	89.42	2146.0		
9	18-29	156	89.92	14027.5	1781.5	0.689
	30-55	24	94.27	2262.5		
11	18-29	156	88.07	13739.5	1493.5	0.086
	30-55	24	106.27	2550.5		
17	18-29	156	87.54	13657.0	1411.0	0.039
	30-55	24	109.71	2633.0		
20	18-29	156	86.68	13522.0	1276.0	0.008
	30-55	24	115.33	2768.0		
SSV	18-29	156	88.21	13760.0	1514.0	0.131
	30-55	24	105.42	2530.0		
MPV	18-29	156	87.62	13669.0	1423.0	0.057
	30-55	24	109.21	2621.0		

Nota. Fuente: elaboración propia.

La prueba t para la igualdad de medias (no se asumieron varianzas iguales, (F(178) = 9.92, p = 0.002) mostró diferencias significativas en la puntuación total del PIL-10 (t(178) = -3.32, p = 0.002), entre el grupo de 18-29 años (M = 57.10, DT = 7.82) y el grupo de 30-55 años (M = 60.71, DT = 4.34).

Discusión

Estructura factorial, estadísticos descriptivos y consistencia interna del PIL-10

La escala PIL-10 mostró un buen ajuste datos - modelo, coincidiendo con trabajos previos

(Bernabé, 2012; García-Alandete et al., 2013; Rosa et al., 2012), confirmándose su robustez. Por otra parte, mostró puntuaciones medias altas, distribución asimétrica negativa y leptocúrtica y valores del coeficiente alfa de Cronbach indicativos de una consistencia interna entre aceptable y alta.

De manera más concreta, se obtuvieron valores en el coeficiente de Cronbach de 0.85 para el total de la escala, de 0.84 para el factor SSV y de 0.69 para el factor MPV. Previamente, García-Alandete et al. (2013) consiguieron, en el coeficiente de Cronbach, de 0.86 para la escala, de 0.85 para el factor SSV y de 0.71 para el factor MPV. Asimismo, Rosa et al. (2012), con valores de 0.86 para el total de la escala, de 0.83 para el factor SSV y de 0.70 para el factor MPV. En esta misma línea, Bernabé (2012) obtuvo un coeficiente de consistencia interna de 0.85 para el total de la escala.

Desde lo anterior, el PIL-10, a la luz de estos resultados, muestra tanto globalmente como en cada una de sus factores una alta homogeneidad de sus ítems, una consistencia interna entre aceptable y alta, que se mantiene estable en muestras distintas. En síntesis, la adecuada validez estructural y la consistencia interna obtenidas indican que el PIL-10 es un instrumento robusto y fiable.

Correlaciones entre ítems, total y factores del PIL-10

Las correlaciones entre los ítems fueron dispares, desde no significativas (ítem 7 con ítems 1, 2 y 11; el primero forma parte del factor MPV y estos últimos forman parte del factor SSV) hasta significativas con tamaños superiores a 0.50. El ítem 7 hace referencia a lo que se haría tras la jubilación ("Después de retirarme: holgazanearía el resto de mi vida/haría las cosas emocionantes que siempre deseé realizar") y, dado el rango y media de edades de los participantes, no es extraño que, o bien no correlacionara significativamente con el resto de ítems o lo hiciera con tamaños pequeños (apenas superaron el 0.30 las correlaciones con los ítems 6 y 17). Por otra parte, como se comprobó en este ítem 7, los participantes entre 30 y 55 años alcanzaron una media significativamente más alta, ya que se encuentran, especialmente los más mayores, en edades en las que la expectativa de la jubilación puede estar presente en alguna medida, mayor en todo caso que en aquellos que tienen entre 18 y 29 años.

Es importante señalar que todas las correlaciones entre los ítems y las puntuaciones total y factoriales, especialmente con el factor SSV, fueron significativas y en su mayoría de tamaño considerable. En cuanto a la puntuación total, se dio una correlación de rango de 0.40, una de 0.50, cuatro de 0.60 y cuatro de 0.70; es decir, las correlaciones entre los ítems y la puntuación total del PIL-10 fueron, en conjunto, altas o muy altas. La más baja fue la del ítem 7 (quizás por lo señalado más arriba, condicionado por el rango y edad media de los participantes). La más alta fue la del ítem 9 ("Mi vida es: vacía y llena de desesperación/un conjunto de cosas buenas y emocionantes"), también explicable por la edad de los participantes, en plena adultez joven y media, en la que los proyectos, las expectativas de logro y la generatividad dominan la dinámica vital (Erikson, 2000). Como es obvio, las correlaciones de los ítems con los factores a los que pertenecen fueron altas. Las correlaciones entre los factores y la puntuación total del PIL-10 fueron altas, especialmente, la del factor SSV (r = 0.95, p< 0.01), indicativo del mayor peso de la percepción de sentido y satisfacción vital en esta escala que las metas y propósitos vitales, aunque también estas últimas tienen una gran relevancia (r = 0.76, p < 0.01).

La correlación entre los factores SSV y MPV (r = 0.50, p < 0.01), fue muy próxima a la obtenida por García-Alandete et al. (2013) (r = 0.58, p < 0.01). Los factores SSV y MPV están relacionados, respectivamente, con aspectos evaluativos (percepción y valoración general del sentido de la vida, y satisfacción vital) y motivacionales (metas y propósitos vitales concretos). Disponer de objetivos vitales y estar dispuesto a alcanzarlos, así como experimentar que la vida está llena de sentido, es valiosa y excitante, son aspectos del sentido de la vida estrechamente relacionados.

Diferencias en función del género

Las diferencias entre hombres y mujeres fueron significativas en el ítem 7 ("Después de retirarme: holgazanearía el resto de mi vida/haría las cosas emocionantes que siempre deseé realizar") y en el factor MPV del PIL-10. Los resultados aquí presentados coinciden en parte con García-Alandete et al. (2013), quienes obtuvieron puntuaciones medias de las mujeres más altas que los hombres en la escala (M = 57.39, DT = 7.84 y M = 55.80, DT = 7.45, respectivamente), en el factor

SSV (M = 32.76, DT = 5.96 y M = 32.17, DT = 5.13, respectivamente); y en el factor MPV (M = 24.64, DT = 2.77 y M = 23.63, DT = 2.95, respectivamente), siendo las diferencias estadísticamente significativas en la escala (t(455) = 2.03, p = 0.043), y en el factor MPV, (t(455) = 3.50, p = 0.001), pero no en el factor SSV (t(455) = 1.01, p = 0.315).

Estos resultados coinciden con la significación estadística de las diferencias en el factor MPV, pero no en la puntuación total del PIL-10. Este factor, pues, podría ser el elemento más discriminativo de las diferencias entre hombres y mujeres, siendo ellas las que alcanzan puntuaciones más altas, es decir, que tienen metas y propósitos vitales más claros, definidos y concretos que los hombres. Las diferencias estadísticamente significativas en el ítem 7 indican, de manera más concreta, que las mujeres tienen unas expectativas de futuro tras la jubilación, en cuanto a metas y propósitos vitales, más positivas, constructivas, ilusionantes y activas que los hombres.

Trabajos previos obtuvieron resultados dispares en la puntuación total del PIL, usando una versión distinta a la del presente estudio: diferencias no significativas (Crumbaugh y Maholick, 1964; Gallego-Pérez y García-Alandete, 2004; García-Alandete et al., 2009; Jackson y Coursey, 1988; Meier y Edwards, 1974; Noblejas de la Flor, 1994; Preble, 1986; Robbins y Francis 2005; Sallee y Casciani, 1976); puntuaciones significativamente más altas en las mujeres (Crumbaugh, 1968; Doerries, 1970; García-Alandete et al., 2011; Molasso, 2006; Nygren et al., 2005); y puntuaciones significativamente más altas de los hombres (Crumbaugh, 1968; Jonsén et al., 2010; Mak y Shek, 1990; Nygren et al., 2005).

García-Alandete et al. (2011), utilizando la versión del PIL de Noblejas de la Flor (1994) hipotetizaron que la voluntad de sentido puede entenderse en términos de las leyes organizativas perceptuales formuladas por la Gestalt (Crumbaugh, 1973) y que sería un fenómeno perceptual por el que se percibe y se atribuye un sentido al ambiente, organizándose e interpretándose en términos de una totalidad significativa. Esto sugiere que la experiencia de sentido consistiría en la categorización e interpretación innata y adaptativa del medio por parte del ser humano. Teniendo en cuenta los resultados de este estudio, esta percepción global de sentido atañería de una manera especialmente significativa a las posibilidades de realización de sentido en el futuro (percepción proactiva de sentido), más que a la experiencia de satisfacción

vital (valoración retrospectiva de la vida). Esta es una interesante cuestión que se sugiere sea explorada en futuros trabajos.

Diferencias en función de la edad

En cuanto a esta variable, el grupo de 30-55 años obtuvo rangos promedio significativamente más altos en la puntuación total del PIL-10 y en los ítems 1 ("Generalmente me encuentro: completamente aburrido/exuberante, entusiasmado"; forma parte del factor SSV), 7 ("Después de retirarme: holgazanearía el resto de mi vida/haría las cosas emocionantes que siempre deseé realizar") y 20 ("He descubierto: ninguna misión o propósito en mi vida/metas claras y un propósito satisfactorio para mi vida"). Los dos últimos ítems forman parte del factor MPV. Según estos datos, los adultos de mediana edad reortan estar más satisfechos con su vida, experimentando un mayor sentido de la vida global y sintiéndose más motivados y con más metas y propósitos vitales que los adultos jóvenes.

Estos resultados, en lo que respecta al sentido de la vida en su conjunto, contrastan con los logrados por Valdivia (2007), quien no obtuvo diferencias significativas con una versión distinta del PIL, y con los obtenidos por García-Alandete et al. (2013) usando el PIL-10. Por el contrario, coinciden con los resultados de Meier y Edwards (1974) y Noblejas de la Flor (1994), quienes, con versiones distintas del PIL a la usada en este estudio, hallaron que los mayores de 25-30 años alcanzaban puntuaciones medias significativamente más altas que los más jóvenes en sentido de la vida.

Los participantes de nuestro estudio con edades entre los 30 y los 55 años se encontrarían, siguiendo el modelo de estadios del desarrollo psicosocial de Erikson (2000), en la etapa de generatividad (35 a 55-65 años, según Erikson), por lo que, aun cuando se encuentren cursando estudios universitarios, sus asuntos vitales fundamentales posiblemente estén relacionados con la estabilidad laboral, el mantenimiento del estatus familiar, social y económico.

A diferencia de esto, los participantes con edades entre 18 y 29 años podrían estar ocupados en la resolución de aspectos fundamentales de la etapa de intimidad (18 a 35 años, según Erikson): encontrar pareja, crear y mantener un proyecto de vida común estable, finalizar los estudios universitarios, encontrar un trabajo, emanciparse de los padres económicamente (Adamson y

Lyxell, 1996). Es decir, las diferencias evolutivas en clave psicosocial podrían explicar a su vez las diferencias en sentido de la vida, y el hecho de que tales diferencias descansen, fundamentalmente, en el peso que tienen las metas y propósitos vitales sobre el mismo (Cfr. Damon, Menon y Bronk, 2003). Esto podría tener una especial relevancia en la sociedad de nuestros días, en la que el joven adulto se encuentra viviendo una situación que, solo unas pocas décadas atrás, era propia de adolescentes (dependencia socioeconómica de los padres, moratoria en responsabilidades tales como establecer una relación afectiva estable en régimen de convivencia autónoma, dificultad en acceso al mercado laboral y/o en mantener puestos de trabajo o que estos satisfagan personalmente o permitan una vida autónoma, etc.)

En este orden de ideas, el sentido de la vida que es una categoría formal y universal (Frankl, 2003) se concretaría en una dinámica evolutiva psicosocial a través de las distintas tareas vitales que el individuo habría de ir enfrentando a lo largo de su existencia (Erikson, 2000; Marcia, 1993, 2002). En relación con estas ideas, Damon et al. (2003, p. 121) definen el propósito (*purpose*) como:

... a stable and generalized intention to accomplish something that is at once meaningful to the self and of consequence to the world beyond the self. We choose this definition because it highlights the following points: 1. Purpose is a goal of sorts, but it is more stable and far-reaching than low-level goals such as 'to get to the movie on time' or 'to find a parking place in town today.' 2. Purpose is a part of one's personal search for meaning, but it also has an external component, the desire to make a difference in the world, to contribute to matters larger than the self. 3. Unlike meaning alone (which may or may not be oriented towards a defined end), purpose is always directed at an accomplishment towards which one can make progress (...una intención estable y generalizada de alcanzar algo que a la vez es significativo para uno mismo y tiene consecuencias para el mundo más allá de uno mismo. Elegimos esta definición porque destaca los siguientes puntos: 1. El propósito es una clase de meta, pero más estable y de largo alcance que metas del tipo 'llegar a tiempo a ver la película` o 'encontrar un aparcamiento hoy en la ciudad. 2. El propósito es parte de la búsqueda personal de sentido, pero también tiene un componente externo, el deseo de marcar una diferencia en el mundo, de contribuir a los problemas más allá de uno mismo. 3. A diferencia del sentido por sí solo (el cual puede estar o no orientado hacia un fin definido), el propósito siempre se dirige a un logro hacia el cual uno puede progresar.) (p. 112).

Limitaciones de este estudio y sugerencias para futuras investigaciones

Las limitaciones de este trabajo están, fundamentalmente, relacionadas con (a) la representatividad de los participantes, exclusivamente estudiantes universitarios, (b) con un rango de edades que no ha permitido un análisis más extenso de los efectos de la edad sobre las distintas medidas del PIL-10 que se han considerado, y (c) con la naturaleza transversal de nuestro estudio.

Asimismo, la distribución de los participantes en los grupos de género (76.70% mujeres, 23.30% hombres) y edad (86.70% adultos jóvenes; 13.30% adultos de mediana edad) es bastante desbalanceada, siendo esto algo que debería evitarse en futuras investigaciones con el fin de poder establecer conclusiones más robustas sobre las posibles diferencias asociadas a estas variables. Por otra parte, habría sido conveniente usar más de una escala para la medida del sentido de la vida, lo cual habría enriquecido los resultados y su discusión.

Como futuras líneas de trabajo se señala la conveniencia de (a) seguir aportando evidencia empírica sobre las diferencias en sentido de la vida en función del género y de la edad, (b) utilizar diseños que permitan explicaciones causales que meramente descriptivos y comparativos, y diseños longitudinales más que transversales, (c) utilizar más de un instrumento para la medida del sentido de la vida (p. ej. Jaramillo et al., 2008; Martínez y Castellanos, 2013), (d) incluir en los análisis el efecto de variables que podrían explicar las diferencias en sentido de la vida asociadas al género y a la edad.

En suma, se sugiere que el sentido de vida sea estudiado desde una perspectiva diferencial centrada en las diferencias de género, y desde una perspectiva longitudinal. En relación con esto último, se podría analizar el cambio en la percepción y experiencia del sentido de la vida, la satisfacción vital y las metas existenciales considerando las etapas del desarrollo psicosocial de Erikson (2000), así como el rol fundamental que las expectativas de futuro positivas podrían tener en el conjunto del sentido de la vida (p. ej., Snyder, 2000).

Referencias

- Adamson, L. y Lyxell, B. (1996). Self-concept and questions of life: identity development during late adolescence. *Journal of Adolescence*, 19(6), 569-582. Doi:10.1006/jado.1996.0055
- Bentler, P. M. y Bonnet, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. doi:10.1037//0033-2909.88.3.588
- Bernabé, G. (2012). La gratitud como actitud existencial: papel predictivo de la religiosidad, la espiritualidad y el sentido de la vida [The gratitude as existential attitude: Predictive rol of the religiosity, the spirituality, and the meaning in life] (Tesis doctoral no publicada). Universidad Católica de Valencia "San Vicente Mártir", Valencia, España.
- Bollen, K. y Long, J. (1994). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Brunelli, C., Bianchi, E., Murru, L., Monformoso, P., Bosisio, M., Gangeri, L.... y Borreani, C. (2012). Italian validation of the Purpose In Life (PIL) test and the Seeking Of Noetic Goals (SONG) test in a population of cancer patients. *Supportive Care in Cancer*, 20(11), 2775-2783. doi:10.1007/s00520-012-1399-6
- Bryant, F. B. y Yarnold, P. R. (1995). Principal-components analysis and confirmatory factor analysis. En L. G. Grimm y P. R. Yarnold (Eds.), *Reading and understanding multivariate statistics* (pp. 99-136). Washington, DC: American Psychological Association.
- Coffield, K. E. y Buckalew, L. W. (1986). Student apathy: An analysis of relevant variables. *College Student Journal*, *20*(2), 211-214.
- Crumbaugh, J. C. (1973). The validation of logotherapy. En R. M. Jurjevich (Dir.), *Direct Psychotherapy* (pp. 34-76). University of Miami, FL: Coral Glabes.

- Crumbaugh, J. C. (1968). Cross-validation of Purpose in Life Test based on Frankl's concepts. *Journal of Individual Psychology*, 24(1), 74-81.
- Crumbaugh, J. C. y Maholick, L. T. (1964). An experimental study in existentialism: The psychometric approach to Frankl's concept of noogenic neurosis. *Journal of Clinical Psychology*, 20(2), 200-207. doi:10.1002/1097-4679 (196404) 20:2<200::AID-JCLP2270200203>3.0.CO;2-U
- Crumbaugh, J. C. y Maholick, L. T. (1969). Manual of instructions for the Purpose in Life Test. Saratoga, CA: Viktor Frankl Institute of Logotherapy.
- Damon, W., Menon, J. y Bronk, K. C. (2003). The Development of Purpose During Adolescence. Applied Developmental Science 7(3), 119–128. doi:10.1207/S1532480XADS0703_2
- DeVellis, R. F. (1991). Scale Development: Theory and Applications. Newbury Park, CA: Sage.
- Doerries, L. E. (1970). Purpose In Life and social participation. *Journal of Individual Psychology*, 26(1), 50-53.
- Erikson, E. H. (2000). *El ciclo vital completado* [*The life cycle completed*]. Barcelona: Paidós.
- Flood, M. y Boyd, M. (2008). Successful aging in a southern older adult sample. *Southern Online Journal of Nursing Research*, 8(3). Recuperado de http://snrs.org/publications/ SOJNR_articles 2/Vol08Num03Art06.html
- Frankl, V. E. (2003). *Ante el vacío existencial* [*The Unheard Cry for Meaning*]. Barcelona: Herder.
- Gallego-Pérez, J. F. y García-Alandete, J. (2004). Sentido en la vida y desesperanza en un grupo de estudiantes universitarios [Meaning in life and hopelessness amog undregraduates]. Nous. Boletín de Logoterapia y Análisis Existencial, 8, 49-64.
- García-Alandete, J., Gallego-Pérez, J. F. y Pérez-Delgado, E. (2009). Sentido de la vida y desesperanza: un estudio empírico [Meaning in life and hopelessness: An empirical study]. *Universitas Psychologica*, 8(2), 447-454.
- García-Alandete, J., Rosa, E. y Gallego-Pérez, J. F. (2012). Diferencias en puntuación total, factores e ítems del Purpose-In-Life Test en función del género [Differences in total score, factors, and ítems of the Purpose-In-Life Test according to gender]. Revista Mexicana de Logoterapia, 27, 12-25.
- García-Alandete, J., Rosa, E. y Sellés, P. (2013). Estructura factorial y consistencia interna de

- una versión española del Purpose-In-Life Test [Factorial structure and internal consistency of a Spanish version of the Purpose-In-Life Test]. *Universitas Psychologica*, 12(2), 517-530.
- García-Alandete, J., Rosa, E., Soucase, B. y Gallego-Pérez, J. F. (2011). Diferencias asociadas al sexo en las puntuaciones total y factoriales del *Purpose- In-Life Test* en universitarios españoles [Differences related to sex in the total and the factorial scores of the Purpose-In-Life Test among Spanish undergraduates]. *Universitas Psychologica*, 10(3), 927-938.
- Gronlound, N. E. (1985). *Measurement and Evaluation in Teaching*. New York, NY: Macmillan.
- Hoyle, R.H. (2000). Confirmatory factor analysis. En H. E. A. Tinsley y S. D. Brown (Eds.), Handbook of applied multivariate statistics and mathematical modeling (pp. 466–497). San Diego, CA: Academic Press.
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Coventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*(1), 1-55.
- Jackson, D. L. (2003). Revisiting sample size and number of parameter estimates: Some support for the N:q hypothesis. *Structural Equation Modeling, 10*(1), 128-141. doi:10.1207/S153 28007SEM1001_6
- Jackson, L. E. y Coursey, R. D. (1988). The relationship of God control and internal locus of control to intrinsic religious motivation, coping and purpose in life. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 27(3), 399-410. doi:10.2307/1387378
- Jaramillo, A. L., Carvajal, S. M., Marín, N. M. y Ramírez, A. M. (2008). Los estudiantes Universitarios Javerianos y su respuesta al sentido de la vida. *Pensamiento Psicológico*, 4(11), 199-208.
- Jonsén, E., Fagerström, L., Lundman, B., Nygren, B., Vähäkangas, M. y Strandberg, G. (2010). Psychometric properties of the Swedish version of the Purpose in Life scale. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 24(1), 41-48. doi:10.1111/j.1471-6712.2008.00682.x
- Kerlinger, F. N. y Lee, H. B. (2002). *Investigación* del comportamiento. Métodos de investigación en ciencias sociales [Foundations of Behavioral Research]. México: McGraw-Hill.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practices of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford.

- Lukas, E. y Hirsch, B. Z. (2002). Logotherapy. En R. F. Massey y S. D. Massey (Eds.), Comprehensive handbook of psychotherapy: Interpersonal/Humanistic/Existential, Vol. 3, (pp. 333-356). New York, NY: John Wiley and Sons.
- Mak, W. K. y Shek, D. T. L. (1990). Sex differences in the psychological well-being of Chinese dual-employed parents in Hong Kong. *CUHK Education Journal*, *18*(2), 115-120.
- Marcia, J. E. (1993). The ego identity status approach to ego identity. En J. E. Marcia, A. S. Waterman, D. R. Matteson, S. L. Archer y S. L. Orlofsky (Eds.), *Ego identity. A handbook for psychosocial research* (pp. 3-21). New York, NY: Springer-Verlag.
- Marcia, J. E. (2002). Identity and psychosocial development in adulthood. *Identity*, 2(1), 7-28. doi:10.1207/S1532706XID0201_02
- Martínez, E. y Castellanos, C. (2013). Percepción de sentido de vida en universitarios colombianos. *Pensamiento Psicológico, 11*(1), 71-82.
- Meier, A. y Edwards, H. (1974). Purpose-In-Life test: Age and sex differences. *Journal of Clinical Psychology*, 39(3), 384-386. doi:10.1002/1097-4679 (197407)30:3<384::AID-JCLP2270300351>3.0.CO;2-V
- Melton, A. M. A. y Schulenberg, S. E. (2007). On the relationship between meaning in life and boredom proneness: Examining a logotherapy postulate. *Psychological Reports*, *101*(3), 1016-1022. doi:10.2466/pr0.101.4.1016-1022
- Melton, A. M. A. y Schulenberg, S. E. (2008). On the meassurement of meaning: Logotherapy's empirical contributions to Humanistic psychology. *The Humanistic Psychologist*, *36*, 31-44. doi:10.1080/08873260701828870
- Molasso, W. R. (2006). Exploring Frankl's Purpose in Life with college students. *Journal of College and Character*, 7(1), 1-10. doi: 10.2202/1940-1639.1502
- Noblejas de la Flor, M. A. (1994). Logoterapia. Fundamentos, principios y aplicación. Una experiencia de evaluación del "logro interior de sentido" [Logotherapy. Foundations, principles, and aplication. An experience of assessment of the "internal achievement of the meaning"] (Tesis doctoral no publicada). Universidad Complutense, Madrid, España.
- Nunnally, J. (1978). *Psychometric Theory*. New York, NY: McGraw Hill.
- Nygren, B., Aléx, L., Jonsén, E., Gustafson, Y., Norberg, A. y 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 and Mental Health*, *9*(4), 354-362. doi:10.1080/1360500114415
- Preble, J. (1986). The LOGO-test: first North American norms. En F.H. Jones y J. Jones (Eds.), *Proceedings of the Fifth World Congress* of Logotherapy (pp. 196-217). Berkeley, CA: Institute of Logotherapy Press.
- Reker, G. T. (2000). Theoretical perspectives, dimensions, and measurement of existential meaning. En G. T. Reker y K. Chamberlain (Eds.), *Exploring existential meaning: Optimizing human development across the life span* (pp. 39-55). Thousand Oacks, CA: Sage.
- Robbins, M. y Francis, L. J. (2005). Purpose in life and prayer among Catholic and Protestant adolescents in Northern Ireland. *Journal of Research on Christian Education*, *14*(1), 73-93. doi:10.1080/10656210509484981
- Rosa, E., García-Alandete, J., Sellés, P., Bernabé, G. y Soucase, B. (2012). Análisis Factorial Confirmatorio de los principales modelos propuestos para el *Purpose-In-Life Test* en una muestra de universitarios españoles [Factor Confirmatory Analysis of the main models proposed for the Purpose-In-Life Test in a sample of Spanish undergraduates]. *Acta Colombiana de Psicología*, *15*(1), 67-76.
- Sallee, D. T. y Casciani, J. M. (1976). Relationship between sex drive and sexual frustration and purpose in life. *Journal of Clinical Psychology*, 32(2), 273-275. doi:10.1002/1097 4 6 7 9 (1 9 7 6 0 4) 3 2 : 2 < 2 7 3 :: A I D JCLP2270320214>3.0.CO;2-S
- Schulenberg, S. E. (2003). Empirical research and logotherapy. *Psychological Reports*, 93(1), 307-319. doi:10.2466/pr0.2003.93.1.307
- Schulenberg, S. E. (2004). A psychometric investigation of logotherapy measures and

- the outcome questionnaire (OQ-45.2). *North American Journal of Psychology*, 6(3), 477-492.
- Schulenberg, S. E. y 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. doi:10.1007/s10902-008-9124-3
- Sivberg, B. (2002). Coping strategies and parental attitudes: A comparison of parents with children with autistic spectrum disorders and parents with non-autistic children. *International Journal of Circumpolar Health*, 61(2), 36-50. doi:10.3402/ijch.v61i0.17501
- Snyder, C. R. (2000). *Handbook of Hope*. Orlando, FL: Academic Press.
- Snyder, C. R. y López, S. J. (2002). *Handbook of positive psychology*. New York, NY: Oxford University Press.
- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. En K. A. Bollen y 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.
- Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. En B. G. Tabachnick y L. S. Fidell (Eds.), *Using Multivariate Statistics* (pp. 653-771). Needham Heights, MA: Allyn and Bacon.
- Ullman, J. B. y Bentler, P. M. (2004). Structural Equation Modeling. En M. Hardy y A. Bryman (Dirs.), *Handbook of Data Analysis* (pp. 431-458). Newbury Park, CA: Sage.
- Valdivia, A. E. (2007). Vacío existencial y riesgo suicida en pacientes con trastorno de personalidad borderline [Existential vacuum and suicide risk in patiens with Borderline Personality Disorder]. *Persona, 10,* 179-197.

Anexo

Purpose-In-Life Test-10 Ítems (PIL-10; García-Alandete, Rosa y Sellés, 2013)

- 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.
- 5. Cada día es: exactamente igual/siempre nuevo y diferente.
- 6. Si pudiera elegir: nunca habría nacido/tendría otras nueve vidas iguales a esta.
- 7. Después de retirarme: holgazanearía el resto de mi vida/haría las cosas emocionantes que siempre deseé realizar.
- 9. Mi vida es: vacía y llena de desesperación/un conjunto de cosas buenas y emocionantes.
- 11. Al pensar en mi propia vida: me pregunto a menudo la razón por la que existo/siempre encuentro razones para vivir.
- 17. Considero que mi capacidad para encontrar un significado, un propósito o una misión en la vida es: prácticamente nula/muy grande.
- 20. He descubierto: ninguna misión o propósito en mi vida/metas claras y un propósito satisfactorio para mi vida.

Nota. Elaboración propia, con autorización de los autores.

Se ha conservado la númeración de los ítems de la escala original. Para cada uno de ellos se muestra el enunciado principal y los anclajes de las categorías 1 y 7 de respuesta.

Para citar este artículo/ to cite this article/ para citar este artigo: García-Alandete, J. (2014). Análisis factorial de una versión española del *Purpose-In-Life Test*, en función del género y edad. *Pensamiento Psicológico*, *12*(1), 83-98. doi:10.11144/Javerianacali. PPSI12-1.afve

