

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DEL “CUESTIONARIO DE SENTIDO EN LA VIDA” (MLQ) EN ADULTOS

José H. Marco^{1,2}, Jesús Privado³, Verónica Guillen^{1,2}, Sole Quero^{2,4},
Sandra Pérez⁵, Rosa Baños^{1,4} y Pilar Tormo³

¹Universidad de Valencia; ²Ciber Fisiopatología Obesidad y Nutrición (CB06/03), Instituto Salud Carlos III; ³Universidad Internacional de Valencia; ⁴Universidad Jaume I; ⁵Universidad Católica San Vicente Mártir (España)

Resumen

El autoinforme más utilizado para evaluar el sentido en la vida es el “Cuestionario de sentido en la vida” (MLQ). Hasta la fecha, ningún estudio ha analizado las características psicométricas del MLQ en población adulta española. Por tanto, nuestro objetivo fue analizar las propiedades psicométricas del MLQ en una muestra de adultos españoles. Participaron 683 personas, 80,4% mujeres. Se realizó un análisis factorial confirmatorio y un estudio de la invarianza factorial de los factores obtenidos en función del sexo y la edad de los participantes. Los datos ajustaron bien a un modelo con dos factores denominados Presencia y Búsqueda. Los dos factores estuvieron correlacionados de manera baja y positiva (0,19), sin embargo, no podemos asumir invarianza factorial para grupos de sexo y edad. El MLQ mostró una adecuada validez convergente con medidas de propósito en la vida, ansiedad y depresión. La presente investigación respalda las buenas propiedades psicométricas y la fiabilidad del MLQ en participantes adultos españoles para evaluar el sentido la vida.

PALABRAS CLAVE: *sentido en la vida, presencia, búsqueda, invarianza factorial, propósito.*

Abstract

The most widely used instrument to assess meaning in life is the Meaning in Life Questionnaire (MLQ). To date, no study has analyzed the psychometric characteristics in the Spanish adult population. Our aim is to analyze the psychometric properties of the MLQ in a sample of Spanish participants. The sample consisted of 683 adults, 80.4% women, from Spain. CFA and factorial invariance of the factors obtained as a function of the gender and age of the participants was

La financiación del estudio fue proporcionada por los Proyectos (I + D + i) de los Programa Estatal Orientado a los Retos de la Sociedad, dentro del marco del Plan Estatal de Investigación Científica y Técnica y de Innovación, con el Código: PID2019-111036RB-I00, del Ministerio de Ciencia e Innovación Español.

Correspondence: José H. Marco, [Universitat de València](mailto:jose.h.marco@uv.es), Facultad de Psicología, Dpto. de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico, Av. Blasco Ibañez, 21, 46010 Valencia (España). E-mail: jose.h.marco@uv.es

studied. The data had a good fit to a model with two factors called Presence and Search. The two factors showed a low and positive correlation (.19); however, we cannot assume factorial invariance for gender and age groups. The MLQ showed adequate convergent validity with measures of purpose in life, anxiety, and depression. The present research provides support for the good psychometric properties and reliability of the MLQ in adult Spanish participants to assess meaning in life.

KEYS WORDS: *meaning in life, presence, search, factorial invariance, purpose.*

Introducción

El estudio del “sentido en la vida” (SV) es sin duda de gran interés filosófico y psicológico, y es generalmente reconocido como una preocupación humana clave (Frankl, 1978). El término ha recibido atención en los últimos años y se ha visto reforzado por el surgimiento de la psicología positiva (Heintzelman y King, 2014; George y Park, 2016; Martela y Steger, 2016).

Un gran número de estudios han demostrado la asociación entre SV y la salud mental. La presencia de SV se asocia con un mejor ajuste psicológico (Park, 2010) y un SV baja se asocia negativamente con un mayor riesgo de suicidio (p. ej., Costanza *et al.*, 2019), síntomas depresivos (Volkert *et al.*, 2014), ansiedad clínica (Marco y Alonso, 2019), psicopatología propia de trastornos alimentarios (Marco *et al.*, 2020) y más síntomas centrales del trastorno límite de la personalidad (Marco *et al.*, 2017).

Aunque existen varios autoinformes para evaluar el SV, como el Purpose in Life (Crumbaugh y Maholick, 1969), el instrumento más utilizado es el Meaning in Life Questionnaire (MLQ). Este cuestionario fue desarrollado originalmente por Steger *et al.* (2006) para medir las dos dimensiones principales de SV: Presencia y Búsqueda de sentido en la vida. Es un cuestionario de autoinforme que consta de 10 ítems calificados en una escala de 7 puntos que va de 1 (absolutamente falso) a 7 (absolutamente cierto). El MLQ está compuesto por dos subescalas de cinco ítems cada una. Por un lado, la subescala Presencia de sentido está compuesta por los ítems 1, 4, 5, 6 y 9 (este último ítem es inverso). Esta escala mide el grado en que la persona ha encontrado un sentido genuino y auténtico a su vida. Algunos ítems representativos de la subescala son: “Entiendo el sentido de mi vida”; “Mi vida tiene un claro sentido de propósito”; y “Tengo una buena comprensión de lo que hace que mi vida tenga sentido”. Por otro lado, la subescala Búsqueda de sentido está compuesta por los ítems 2, 3, 7, 8 y 10. Esta subescala mide el grado en que la persona está buscando sentido en la vida. Algunos ítems representativos son: “Estoy buscando algo que le dé sentido a mi vida”; “Siempre estoy buscando el propósito de mi vida”; y “Estoy buscando un propósito o misión para mi vida”. Las puntuaciones van de 5 a 35, y las puntuaciones más altas muestran una mayor presencia de sentido o una mayor búsqueda de sentido en la vida.

Para desarrollar el MLQ se crearon originalmente 83 ítems que recogían los conceptos y principales constructos de las teorías y cuestionarios más relevantes sobre SV. De los 83 ítems, inicialmente se seleccionaron 44. Estos 44 elementos formaron un cuestionario de autoinforme que se administró a una muestra de 151 estudiantes universitarios estadounidenses. En un primer estudio, se realizó un

Análisis Factorial Exploratorio (AFE), en el que se identificaron dos factores principales, y el MLQ se redujo a 17 ítems (9 en la subescala de Presencia de sentido y 8 en la subescala de Búsqueda de sentido). Posteriormente, se realizaron dos Análisis Factoriales Confirmatorios (AFC) de un modelo de 10 ítems (5 de presencia y 5 de búsqueda) en dos muestras diferentes, identificándose dos factores independientes. El CFA indicó que el mejor modelo tenía cinco ítems en cada factor. Los factores de Presencia y Búsqueda se correlacionaron ($r = -0,19$), y la consistencia interna fue buena tanto para Presencia (.86) como para Búsqueda (.87). Los coeficientes de fiabilidad test-retest al un mes fueron .70 para Presencia y .73 para Búsqueda. Las puntuaciones no diferían entre sexo, raza o años de formación académica. De este modo, Steger *et al.*, (2006) sugirieron que los ambos factores eran relativamente independientes y podían evaluarse por separado.

La estructura factorial del MLQ ha sido analizada en diferentes muestras no clínicas, y los resultados mostraron que es una medida fiable con buena consistencia interna. La traducción al japonés se validó con una muestra de participantes japoneses ($n = 982$) y estadounidenses ($n = 1183$) con una edad media de edad de 20,4 años ($DT = 4,2$) (Steger, Kawabata y otros, 2008). Realizaron un AFC multigrupo y confirmaron la estructura original de dos factores en las dos culturas, mostrando invariancia. La asociación entre Presencia y Búsqueda en la muestra japonesa fue positiva ($r = 0,21$), y en la muestra americana fue negativa ($r = -0,21$). En Turquía, con una muestra de 837 participantes turcos con una edad media de 24,24 ($DT = 3,78$) y estadounidenses con una edad media de 28,34 ($DT = 11,10$), el AFC confirmó el modelo de dos factores y la invariancia estructural de esta escala en la muestra turca y estadounidense. Las subescalas de Presencia y Búsqueda se asociaron negativamente ($r = -0,41$) (Boyras *et al.*, 2013). En una muestra sudafricana compuesta por 326 adultos (Temane *et al.*, 2014), el AFC confirmó el modelo de dos factores en inglés, y las escalas de Presencia y Búsqueda se asociaron negativamente ($r = -0,19$). Los autores encontraron que las personas más jóvenes, en comparación con los adultos y las personas mayores, tendían a obtener una puntuación más alta en la Búsqueda. En una muestra de cuidadores de Hong Kong de pacientes con enfermedades crónicas ($n = 223$) con una edad media de 54,7 años ($DT = 14,2$), el AFC confirmó el modelo original con la misma estructura de dos factores: Presencia y Búsqueda. La correlación entre Presencia y Búsqueda fue positiva y moderada ($r = 0,47$) (Chan, 2014). En la adaptación brasileña (Damasio y Koller, 2015), se analizó la estructura factorial original en una muestra de 3020 participantes adultos ($M = 33,92$ años; $DT = 15,01$), y el AFC evidenció que las subescalas Presencia y Búsqueda presentaban mejor bondad-índices de ajuste cuando se evaluaban por separado. Además, un AFC de grupo múltiple logró una medición completa y una invariancia estructural para los grupos por sexo y edad (jóvenes, adultos y ancianos). Los resultados mostraron que las mujeres jóvenes presentaron mayores niveles de búsqueda que el grupo de adultos, mientras que en los hombres no se encontraron tales diferencias. Presencia y Búsqueda tuvieron una correlación baja y negativa ($r = -0,11$). En la versión griega (Pezirkianidis *et al.*, 2016) con participantes adultos ($n = 6287$) con una edad media de 37,49 ($DT = 13,65$), los dos factores principales del MLQ se encontraron en el AFE. En la adaptación china (Jiang *et al.*, 2016) ($M = 20,95$ años, $DT = 1,41$), en el que emplearon AFC, mostró

bondad de ajuste para el modelo original y el modelo de medición fue invariable entre hombres y mujeres. Presencia y Búsqueda tuvieron una asociación baja y positiva ($r = 0,12$). En India, con participantes adultos de habla hindi ($N = 826$), el AFC confirmó la estructura original de dos factores, explicando el 56,42% de la varianza. Presencia y Búsqueda se asociaron negativamente ($r = -0,36$) (Singh *et al.*, 2016). En Nigeria, con 809 adultos desplazados internos ($M = 33,69$ años, $DT = 13,8$) que hablaban hausa, se llevó a cabo un AFC. En cuanto a la edad, no se encontraron diferencias significativas entre participantes jóvenes y mayores, y en el caso del sexo, la única diferencia significativa fue en Presencia, encontrando que las mujeres puntuaban más alto que los hombres. En Italia, Negri *et al.* (2020), en un estudio con 464 adultos ($M = 39,34$ años; $DT = 10,86$), realizaron un AFC que apoyó la estructura de dos factores y las dos subescalas se correlacionaron negativamente ($r = -0,49$). No se detectaron diferencias de sexo, pero los participantes mayores reportaron mayor presencia y menor búsqueda que los participantes más jóvenes. En la población rumana (Balgiu, 2020), se analizó la estructura factorial original en una muestra de participantes universitarios con una edad media de 19.29 ($DT = 1,42$), y el AFC mostró un modelo de dos factores con invariancia de sexo. Sin embargo, la saturación factorial del ítem 9 fue baja (0,38). En estas muestras se encontró una asociación baja y positiva entre las dos escalas ($r = 0,17$). Las mujeres participantes obtuvieron puntuaciones más altas que los hombres. Además, el MLQ ha sido validado con adolescentes en Australia en una muestra de 135 participantes con una edad media de 15,18 años ($DT = 1,42$) (Rose *et al.*, 2017). La estructura original de dos factores se confirmó con AFC.

En cuanto a las características psicométricas del MLQ en los países de habla hispana, Steger, Frazier *et al.* (2008), probaron las propiedades psicométricas de la versión en español del MLQ con una muestra de conveniencia muy pequeña de 46 estudiantes universitarios españoles ($M = 22,2$ años; $DT = 3,6$), y el AFC apoyó la estructura de dos factores. En este estudio, Presencia y Búsqueda no se correlacionaron, y no se estudió la invariancia entre sexo y edad. En Argentina (Góngora y Solano, 2011), en una muestra de 707 adultos con una edad media de 34,12 años ($DT = 12,43$) y 128 adolescentes con una edad media de 15,5 años ($DT = 1,58$), el AFC mostró un mejor ajuste del modelo de dos factores si se eliminaba el ítem 9 de la escala de Presencia. Presencia y Búsqueda tuvieron una correlación baja y negativa ($r = -0,11$), y en los participantes adultos no se detectaron diferencias de sexo. Sin embargo, en los adolescentes, los hombres mostraron puntuaciones más altas en Presencia que las mujeres.

En resumen, hasta la fecha, las características psicométricas del MLQ han sido analizadas en numerosos países de habla inglesa y solo en un estudio con adolescentes españoles. Sin embargo, ningún estudio ha analizado las características psicométricas del MLQ en población adulta española. Por tanto, es necesario realizar estudios que demuestren las características psicométricas del MLQ en la población adulta española.

El presente estudio tiene como objetivo general analizar las propiedades psicométricas del MLQ en una muestra de participantes españoles. Para lograr este objetivo, primero estudiaremos la estructura interna del MLQ usando un modelo confirmatorio de dos factores y probando su consistencia interna. En segundo lugar,

analizaremos las diferencias en la invariancia de la estructura factorial del MLQ en función del sexo y la edad de los participantes. En tercer lugar, analizaremos si existen diferencias en las puntuaciones factoriales del MLQ en función de la edad y el sexo. Y cuarto, estudiaremos la evidencia de validez convergente y discriminante de la escala relacionándola con otras medidas: propósito en la vida, depresión, ansiedad y somatización.

Método

Participantes

La muestra consistió en 683 participantes españoles, de los cuales del 80,4% eran mujeres. La edad media fue de 35,05 años ($DT= 13,72$), con un rango de entre 18 y 83 años. El 42,0% eran solteros, el 5,9% separados, el 51,1% casados, y el 1,0% viudos. Respecto al nivel de estudios, el 49,6% eran graduados universitarios; el 33,1% tenía un nivel de máster universitario, el 16,3% tenía estudios secundarios y el 1,0% estudios primarios.

Instrumentos

- a) "Cuestionario de sentido en la vida" (*Meaning Life Questionnaire*, MLQ; Steger *et al.*, 2006), versión traducida al español por Steger, Frazier *et al.* (2008). El MLQ está compuesto por 10 ítems, y se desarrolló para evaluar las dos dimensiones principales del sentido en la vida: Presencia y Búsqueda del sentido en la vida. Los ítems se evalúan en una escala de 7 puntos, desde 1 (completamente falso) hasta 7 (completamente verdadero). Ambas subescalas están compuestas por 5 ítems y para interpretarlas se obtiene el sumatorio de los ítems que componen cada subescala (Steger *et al.*, 2006). Puntuaciones más altas indican mayor Presencia de Sentido y Búsqueda respectivamente. En estudios anteriores las dos subescalas han mostrado una adecuada fiabilidad con coeficientes $\alpha= 0,81$ para la subescala de Presencia y de $\alpha= 0,90$ para la subescala de Búsqueda (Steger *et al.*, 2008).
- b) "Inventario breve de síntomas" (*Brief Symptoms Inventory*, BSI-18; Derogatis, 2001), versión española de Andreu *et al.* (2008). El BSI-18 está compuesto de 18 ítems que hacen referencia a los síntomas físicos, ansiedad y depresión, con respuestas, con respuestas dadas en una escala tipo Likert de 4 puntos, desde 0 (nada en absoluto) a 4 (muchísimo). El BSI está compuesto por 3 subescalas: Depresión (6 ítems), Somatización (6 ítems) y Ansiedad (6 ítems). La puntuación de cada escala se computa con el sumatorio de cada uno de los ítems, a mayor puntuación mayor psicopatología. Este cuestionario ha mostrado una adecuada fiabilidad con coeficientes $\alpha= 0,88$ para la subescala de Depresión, $\alpha= 0,78$ para Somatización, y $\alpha= 0,71$ para Ansiedad (Andreu *et al.*, 2008).
- c) "Propósito en la vida-10" (*Purpose in Life-10*, PIL-10; García-Alandete *et al.*, 2013). El PIL es una escala tipo Likert con 7 categorías de respuesta (1 a 7). Ofrece una medida de distintos aspectos del sentido en la vida (p. ej., "En la vida tengo muchas metas y anhelos definidos", "Mi vida está vacía y llena de

desesperación", "Si muriera hoy, me parecería que mi vida ha sido muy valiosa", "Considero que mi capacidad para encontrar sentido a la vida es muy grande", "He descubierto metas claras y un propósito satisfactorio para mi vida"). El PIL-10 se compone de 2 subescalas compuestas por cinco ítems cada una: Sentido y satisfacción, y Metas vitales. La puntuación de cada subescala se computa con el sumatorio de cada uno de los ítems, a mayor puntuación mayor Sentido y Satisfacción, y mayores Metas vitales. En estudios anteriores ha mostrado una adecuada fiabilidad con coeficientes $\alpha = 0,81$ para la subescala de Sentido y Satisfacción y de $\alpha = 0,84$ para la subescala de Metas Vitales ($\alpha = 0,71$) (García-Alandete et al., 2013).

Procedimiento

La muestra se obtuvo a través de la distribución masiva de correos electrónicos en diversos institutos y universidades en España (a través de *Facebook*, *Twitter*, *LinkedIn*, y contactos personales) que contenían la descripción del estudio. Una vez los estudiantes habían leído sobre sus características decidían si querían participar. Los criterios de inclusión fueron: a) tenían que tener más de 18 años y hablar español perfectamente; b) tenían que firmar el consentimiento informado; y c) no podían tener ningún diagnóstico de trastorno mental. Todos los participantes dieron su consentimiento para participar en el estudio y contestaron a una encuesta de 20 minutos utilizando la plataforma *online Google Forms*. En esta encuesta online, se incluyó la siguiente pregunta: "¿Estás diagnosticado en la actualidad de algún trastorno mental?" "Indica cual". No recibieron ninguna compensación por participar en el estudio. El estudio fue aprobado por el comité ético de la Universidad de Valencia.

Análisis de datos

En primer lugar, la distribución de las principales variables contempladas en el estudio, incluyendo los ítems del MLQ, se analizó utilizando el programa estadístico SPSS V.18. En segundo lugar, la evidencia de la validez interna del MLQ se estudió utilizando AFC con el programa AMOS V.7.0 (Arbuckle, 2006). La muestra estuvo formada por 683 participantes para los 10 indicadores (10 ítems del test), arrojando una ratio de $183/10 \approx 18$ participantes por indicador, lo que supera el mínimo recomendado de 100 participantes y 10 veces el número de indicadores (Byrne, 2001). Los estadísticos de bondad absoluta de ajuste utilizados para medir el ajuste del modelo a los datos empíricos fueron: el cociente χ^2/df (Bentler y Bonett, 1980), con valores inferiores a 3 indicando un buen ajuste; y el índice de bondad de ajuste (*goodness of fit index*, GFI; Jöreskog y Sörbom, 1993), con valores superiores a 0,95 indican buen ajuste. Los índices de ajuste incremental que compararon el modelo resultante con el modelo nulo fueron: el índice de ajuste normalizado (*normed fit index*, NFI; Bentler y Bonett, 1980), valores superiores a 0,95 indican buen ajuste y que el modelo empírico es significativamente diferente del modelo nulo. Por otra parte, los índices de parsimonia que evaluaron el ajuste del modelo evaluado en función del número de estimadores fueron: el índice de bondad de ajuste de

parsimonia (*parsimony goodness of fit index*, PGFI; Jöreskog y Sörbom, 1993) y el índice de ajuste normalizado de parsimonia (*parsimony normed fit index*, PNFI; James *et al.*, 1982), con valores superiores a 0,50 indicando un buen ajuste. En tercer lugar, se calculó con el SPSS la consistencia interna (alfa de Cronbach) de los factores obtenidos con el AFC y la discriminación interna de la prueba (correlación biserial-puntual). En cuarto lugar, se estudió la invarianza factorial de los factores obtenidos en función de la edad y el sexo con el programa AMOS. Para ver las posibles diferencias grupales en los dos factores del MLQ, se realizó un ANOVA intersujetos para cada factor, utilizando la edad (23 años o menos y 46 años o más) y el sexo como factores independientes. Finalmente, se calculó la correlación de Pearson entre los factores del MLQ y el resto de medidas incluidas en el estudio para encontrar evidencias de validez convergente y discriminante con el SPSS.

Resultados

La tabla 1 muestra los principales estadísticos descriptivos de los 10 ítems del MLQ y las diferentes medidas aplicadas en el estudio. La asimetría y la curtosis fueron adecuadas para todos los valores según el criterio de West *et al.* (1995): asimetría menor de 2 en valor absoluto y curtosis en valor absoluto menor de 7.

Tabla 1

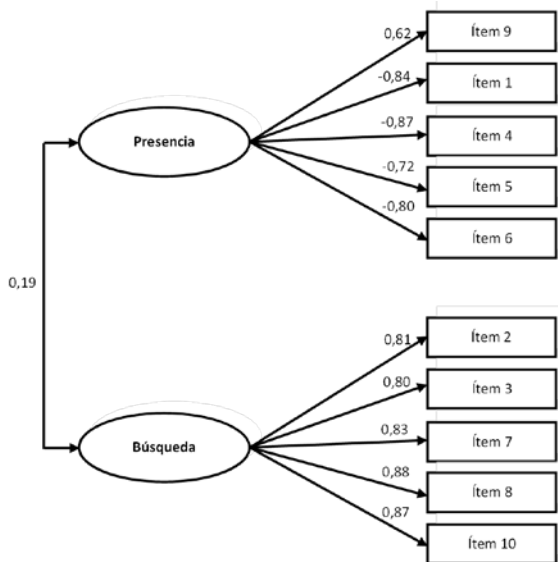
Estadísticos descriptivos, asimetría, curtosis, correlación biserial-puntual de los ítems del "Cuestionario de sentido en la vida" (MLQ) y las otras medidas empleadas

Instrumentos	M	DT	Asimetría	Curtosis	Correlación biserial-puntual
Cuestionario de sentido en la vida (ítems)					
1. Entiendo el sentido de mi vida	5,48	1,42	-1,01	0,83	0,753
2. Busco algo que haga que mi vida tenga sentido	3,96	2,00	-0,06	-1,29	0,760
3. Siempre estoy buscando encontrar el propósito de mi vida	4,28	1,87	-0,31	-1,00	0,780
4. Mi vida tiene un claro propósito	5,06	1,56	-0,67	-0,13	0,807
5. Tengo un buen sentido de lo que hace que mi vida tenga sentido	5,30	1,42	-0,90	0,60	0,714
6. He descubierto un propósito de vida satisfactorio	5,47	1,38	-1,00	0,87	0,759
7. Siempre estoy buscando algo que haga que mi vida la sienta significativa	4,16	1,88	-0,19	-1,08	0,802
8. Busco un propósito o misión para mi vida	4,21	1,87	-0,30	-1,03	0,844
9. Mi vida no tiene un propósito claro	2,71	1,83	0,80	-0,58	0,527
10. Busco sentido a mi vida	3,78	2,04	0,04	-1,30	0,801
Propósito en la vida	53,37	10,30	-0,99	1,49	
Inventario de síntomas breve (Somatización)	5,72	5,67	0,78	-0,52	
Inventario de síntomas breve (Ansiedad)	6,90	6,00	0,87	-0,16	
Inventario de síntomas breve (Depresión)	6,72	5,76	0,86	-0,17	

Evidencia de validez interna

Teniendo en cuenta que la curtosis multivariante presenta un valor de 41,45, se decidió usar como método de ajuste de Mínimos Cuadrados no Ponderados (Hair *et al.*, 1999). En la figura 1 se puede ver el AFC contrastado para el MLQ. El factor Presencia explica un 38,51% de la varianza total, el factor Búsqueda explica un 28,44% de la varianza total. Los dos factores tienen una baja correlación (0,19). Los índices de bondad de ajuste son bastante aceptables: $\chi^2/gf= 91,59$, GFI= 0,980, NFI= 0,970, PGFI= 0,606, PNFI= 0,733. Por lo tanto, podemos considerar que los datos ajustan bastante bien a un modelo factorial de dos factores independientes llamados Presencia y Búsqueda. Los pesos factoriales de los ítems en cada factor son más grandes de $|\pm 0,40|$, lo que indica que la contribución de los diferentes ítems a cada factor es bastante alta.

Figura 1
AFC para MLQ en la muestra total



Fiabilidad

La consistencia interna, medida con el alfa de Cronbach, fue de 0,870 para Presencia, 0,922 para Búsqueda y 0,88 para toda la escala, lo que son valores altos. Además, la correlación biserial-puntual de cada ítem con respecto al factor al que pertenece presenta valores $> 0,30$, que es el mínimo recomendado (Abad *et al.*, 2011) (tabla 1), específicamente son valores entre 0,527 y 0,844, que indica que la discriminación interna de la escala es muy buena.

Invarianza factorial

Comprobamos si la estructura factorial difería en función del sexo de los participantes. Tomando en cuenta que no había normalidad multivariante de los ítems del cuestionario, usamos como procedimiento de estimación Mínimos Cuadrados no Ponderados. La tabla 2 muestra que la χ^2 es estadísticamente significativa al 5% para los diferentes modelos comparados: A y B, B y C, y C y D. Por lo tanto, no podemos asumir invarianza factorial para ambos sexos (Cheung y Rensvold, 2002). La figura 2 muestra los pesos factoriales de los modelos para cada sexo. La principal diferencia es que para los varones la correlación entre los dos factores latentes es 0,05, mientras que para las mujeres es de 0,24. Ambos modelos presentan un muy buen ajuste a los datos, como puede verse en los índices de bondad de ajuste de la tabla 2: GFI, NFI, PGFI and PNFI.

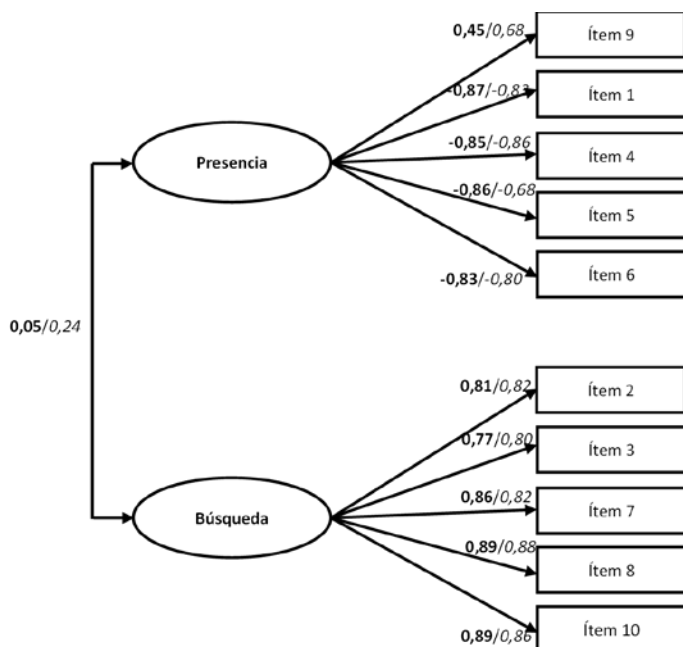
Tabla 2
Índices de bondad de ajuste para el sexo

Modelo especificado	χ^2	gl	χ^2/gl	GFI	NFI	PGFI	PNFI
Modelo A. Sin restricciones	1928,79	42	45,92	0,980	0,970	0,606	0,733
Modelo B. Pesos estructurales	2091,45	34	61,51	0,978	0,967	0,676	0,817
Modelo C. Covarianzas estructurales	2449,29	31	79,01	0,975	0,961	0,700	0,844
Modelo D. Residuos de medida	2498,67	21	118,98	0,974	0,961	0,788	0,950
Comparación de los modelos	$\Delta\chi^2$	Δgl	p				
Modelos A y B (invarianza métrica)	162,66	8	< 0,001				
Modelos B y C (invarianza métrica fuerte)	357,84	3	< 0,001				
Modelos C y D (invarianza métrica estricta)	49,38	10	< 0,001				

Nota: GFI= índice de bondad de ajuste; NFI= índice de ajuste normado; PGFI= índice de bondad de ajuste normado de parsimonia; PNFI= índice de ajuste normado de parsimonia.

Para comprobar la invarianza factorial en función de la edad, decidimos dividir la muestra en dos grupos de edad extremos. La edad no presenta una distribución normal: índice de asimetría= 8,34 y curtosis= -1,27. Por lo tanto, la muestra fue dividida según los valores del $Q_1= 23$ y $Q_3=45$. Así, el grupo de 23 años de edad o menos estuvo formado por 194 participantes y el grupo de 46 años o más por 164. A continuación, se testó la invarianza de los dos grupos de edad extremos. La tabla 3 muestra los resultados de la invarianza factorial entre los dos grupos en el MLQ. Porque no había distribución normal multivariante en los dos grupos de edad en el MLP, se usó el procedimiento de estimación de mínimos cuadrados no ponderados. Como puede verse, no hay invarianza factorial cuando comparamos los modelos en base al test χ^2 . Los resultados son estadísticamente significativos al 5%. Por lo tanto, la estructura factorial es diferente para los dos grupos de edad. Los resultados aparecen en la figura 3. Para los participantes más jóvenes, la correlación entre los dos factores es de 0,20 y para los mayores sube a 0,28. Ambos modelos presentan un muy buen ajuste a los datos, como puede verse en los índices de bondad de ajuste de la tabla 3.

Figura 2
AFC para MLQ para cada sexo



Nota: Los valores en negrita son de los hombres y en cursiva de las mujeres.

Tabla 3
Índices de bondad de ajuste para la edad

Modelo especificado	χ^2	gl	χ^2/gl	GFI	NFI	PGFI	PNFI
Modelo A. Sin restricciones	1739,08	42	41,41	0,967	0,948	0,598	0,716
Modelo B. Pesos estructurales	1864,12	34	54,83	0,965	0,944	0,667	0,797
Modelo C. Covarianzas estructurales	2325,74	31	75,02	0,956	0,931	0,687	0,817
Modelo D. Residuos de medida	2602,57	21	123,93	0,951	0,922	0,770	0,912
Comparación de los modelos	$\Delta\chi^2$	Δgl	p				
Modelos A y B (invarianza métrica)	124,04	8	< 0,001				
Modelos B y C (invarianza métrica fuerte)	461,62	3	< 0,001				
Modelos C y D (invarianza métrica estricta)	276,83	10	< 0,001				

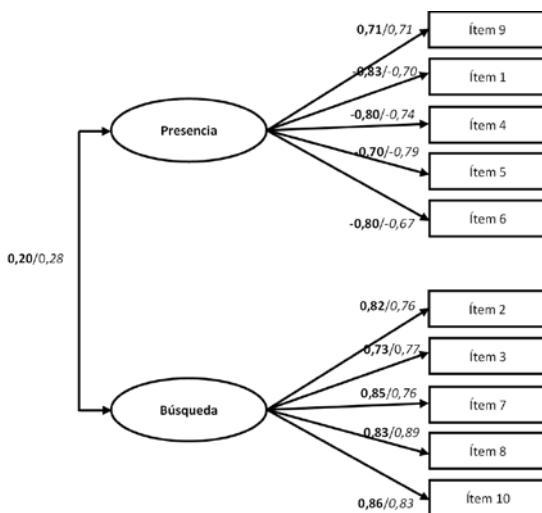
Nota: GFI= índice de bondad de ajuste; NFI= índice de ajuste normado; PGFI= índice de bondad de ajuste normado de parsimonia; PNFI= índice de ajuste normado de parsimonia.

Evidencia de diferencias entre grupos

En el factor Búsqueda, no hay interacción entre los dos factores, $F_{(2,676)}= 0,345$, $p= 0,709$, $\eta^2_{\text{parcial}}= 0,001$, $1 - \beta= 0,954$, no hay diferencias estadísticamente significativas en función del sexo, $F_{(1,676)}= 0,012$, $p= 0,914$, $\eta^2_{\text{parcial}}< 0,001$, $1 - \beta= 0,051$. Sin embargo, hay diferencias estadísticamente significativas en función de la edad de la muestra, $F_{(2,676)}= 7,93$, $p< 0,001$, $\eta^2_{\text{parcial}}= 0,023$, $1 - \beta= 0,954$, con un

pequeño tamaño del efecto. El test de comparaciones múltiples de Bonferroni encontró diferencias estadísticamente significativas entre las personas de hasta 23 años y las mayores de 45 años de edad ($t \text{ post hoc} = 3,22, p = 0,015$), con una puntuación más alta para el grupo de edad más joven ($M = 21,87$) comparado con el grupo mayor ($M = 18,24$). Hay también diferencias entre los grupos desde 24 a 45 años ($M = 21,27$) y el grupo mayor de 45 años ($M = 18,24$) ($t \text{ post hoc} = 3,27, p = 0,001$). Los estadísticos descriptivos aparecen en la tabla 4.

Figura 3
AFC para MLQ para cada edad



Nota: Los valores en negrita son de los participantes ≤ 23 años y en cursiva para > 45 años.

Tabla 4
Estadísticos descriptivos para edad y sexo en Búsqueda y Presencia

Sexo	Edad (años)	n	Búsqueda		Presencia	
			M	DT	M	DT
Mujer	≤ 23	173	21,97	7,52	24,23	6,30
	24 a 45	205	21,07	8,52	26,81	6,20
	> 45	170	18,18	8,50	29,20	4,89
	Total	548	20,46	8,35	26,74	6,17
Varón	≤ 23	21	21,05	8,73	23,86	6,81
	24 a 45	51	22,06	8,95	26,63	6,20
	> 45	62	18,40	8,42	26,50	6,35
	Total	134	20,21	8,78	26,13	6,40
Total	≤ 23	194	21,87	7,64	24,19	6,34
	24 a 45	256	21,27	8,60	26,78	6,19
	> 45	232	18,24	8,46	28,48	5,44
	Total	682	20,41	8,43	26,62	6,21

La tabla 4 muestra los estadísticos descriptivos para el factor Presencia. No hay interacción estadísticamente significativa entre edad y sexo, $F_{(2,676)} = 2,19$, $p = 0,113$, $\eta^2_{\text{parcial}} = 0,006$, $1 - \beta = 0,448$], ni entre sexos, $F_{(1,583)} = 1,31$, $p = 0,252$, $\eta^2_{\text{parcial}} = 0,002$, $1 - \beta = 0,208$. Sin embargo, hay diferencias estadísticamente significativas en función de la edad de la muestra, $F_{(2,676)} = 1,82$, $p < 0,001$, $\eta^2_{\text{parcial}} = 0,031$, $1 - \beta = 0,990$, con un pequeño tamaño del efecto. Las comparaciones post hoc indican diferencias entre el grupo hasta 23 años y el grupo desde 24 a 45 años ($t \text{ post hoc} = 2,67$, $p = 0,004$), y entre el grupo hasta 23 años y el grupo mayor de 45 años ($t \text{ post hoc} = 3,81$, $p < 0,001$). Hay un promedio más alto para los participantes mayores de 45 años ($M = 28,48$), seguido para los de entre 24 y 45 años ($M = 26,78$) y los de hasta 23 años ($M = 24,19$).

Evidencia de validez convergente y discriminante

La tabla 5 muestra las correlaciones entre los dos factores del MLQ y las diferentes medidas en el presente estudio. En el caso de la validez convergente, Presencia tiene asociaciones altas y positivas con Propósito en la Vida ($r = 0,683$), las dos subescalas de PIL (Sentido y Satisfacción y Metas Vitales) y moderadas y negativas con Depresión ($r = -0,495$). Búsqueda estuvo correlacionada positiva y moderadamente con Ansiedad ($r = 0,300$), Somatización ($r = 0,295$) y Depresión ($r = 0,335$). Respecto a la evidencia de validez discriminante, Búsqueda tiene una asociación negativa y baja con Propósito en la Vida ($r = -0,102$), y las subescalas del PIL. Presencia tuvo una relación negativa y baja con Ansiedad ($r = -0,282$) y Somatización ($r = -0,246$). Esto proporcionaría evidencia de validez discriminante de cada factor del MLQ.

Tabla 5

Correlaciones de Pearson entre los factores del "Cuestionario de sentido en la vida" (MLQ) y las otras medidas y consistencia interna (alfa de Cronbach)

Variable (instrumento)	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Búsqueda (MLQ)	--							
2. Presencia (MLQ)	-0,16*	--						
3. Sentido y satisfacción (PIL-10)	-0,12*	0,68*	--					
4. Metas vitales (PIL-10)	-0,05	0,71*	0,76*	--				
5. Total (PIL-10)	-0,10*	0,73*	0,96*	0,90*	--			
6. Somatización (BSI-18)	0,29*	-0,24*	-0,39*	-0,30*	-0,38*	--		
7. Ansiedad (BSI-18)	0,30*	-0,28*	-0,42*	-0,37*	-0,42*	0,79*	--	
8. Depresión (BSI-18)	0,33*	-0,49*	-0,63*	-0,53*	-0,63*	0,70*	0,77*	--
<i>M</i>	20,38	26,61	30,67	22,70	53,37	5,72	6,90	6,72
<i>DT</i>	8,44	6,22	6,73	4,20	10,30	5,67	6,00	5,76
Rango de puntuaciones	5-35	5-35	6-42	4-28	10-70	0-23	0-24	0-23
Alfa de Cronbach	0,992	0,870	0,898	0,855	0,925	0,872	0,884	0,884

Notas: MLQ= Cuestionario de sentido en la vida; PIL-10= Propósito en la vida-10; BSI-18= Inventario breve de síntomas. *Las correlaciones son estadísticamente significativas al 5%.

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo general analizar las propiedades psicométricas del MLQ en participantes españoles. En concreto, el primer objetivo fue estudiar la estructura interna del MLQ mediante un modelo confirmatorio de dos factores y su consistencia interna. El segundo objetivo fue analizar las diferencias en la invariabilidad de la estructura factorial del MLQ en función del sexo y la edad de los participantes. El tercer objetivo fue analizar si existen diferencias en las puntuaciones factoriales del MLQ en función de la edad y el sexo. Finalmente, el cuarto objetivo fue estudiar la evidencia de la validez convergente y discriminante de la escala al relacionarla con otras medidas: propósito en la vida, depresión, ansiedad y somatización.

En cuanto al primer objetivo, nuestros resultados mostraron que los datos tienen un buen ajuste a un modelo factorial con dos factores independientes denominados Presencia y Búsqueda. Este resultado confirma la estructura original de dos factores encontrada por Steger *et al.* (2006) para evaluar las dos dimensiones fundamentales del sentido de la vida: presencia y búsqueda de sentido de la vida, y también confirma las buenas propiedades psicométricas de ambos factores. Además, los datos del presente estudio confirman los resultados obtenidos con el MLQ en numerosos países: Japón (Steger, Kawabata *et al.*, 2008), Turquía (Boyraz *et al.*, 2013), Sudáfrica (Temane *et al.*, 2014), Hong Kong (Chan, 2014), Brasil (Damasio y Koller, 2015), Grecia (Pezirkianidis *et al.*, 2016), China (Jiang *et al.*, 2016), India (Singh *et al.*, 2016), Nigeria (Chukwuorji *et al.*, 2019), Italia (Negri *et al.*, 2020), Rumania (Balgiu, 2020), Australia (Rose *et al.*, 2017), y Argentina (Góngora y Solano, 2011).

Los resultados obtenidos en el presente estudio también muestran que estos factores había una correlación baja y positiva, lo que sería consistente con los resultados que indicaban una correlación tendente a cero, como los obtenidos en Brasil (Damasio y Koller, 2015), China (Jiang *et al.*, 2016), y Argentina (Góngora y Solano, 2011), e incluso serían bastante similares a los obtenidos inicialmente por Steger *et al.* (2006). Por lo tanto, nuestros resultados apoyarían la afirmación de este autor sobre la posibilidad de evaluar los dos factores de forma independiente. Además, la fiabilidad fue adecuada tanto para la subescala de Presencia como para la de Búsqueda.

No obstante, nuestros resultados estarían en contradicción con los obtenidos por algunos autores que informaron de altas correlaciones entre los factores de presencia y búsqueda, ya sea negativas, como en la India (Singh *et al.*, 2016), Italia (Negri *et al.*, 2020), Turquía (Boyraz *et al.*, 2013), o Japón (Steger, Kawabata *et al.*, 2008), o positivas, como en Hong Kong (Chan, 2014) o Nigeria (Chukwuorji *et al.*, 2019). La influencia del contexto sociocultural, religioso y ecológico en el sentido en la vida se ha demostrado en numerosos estudios (Heintzelman y King, 2014; Steger, Kawabata, *et al.*, 2008). Sin embargo, los estudios sobre sentido en la vida y sus dimensiones en diferentes países y culturas son escasos. Dadas estas diferencias en las relaciones obtenidas entre los dos factores del MLQ, las investigaciones futuras deberían tratar de profundizar y aclarar las posibles razones de estas diferencias (Steger, *et al.*, 2008) (por ejemplo, diferencias en la religión o la influencia

de las características culturales, sociedades occidentales más independientes frente a sociedades orientales más interdependientes).

En cuanto al segundo objetivo, nuestros resultados revelaron que no podemos asumir la invarianza factorial para ambos sexos (Cheung y Rensvold, 2002). Además, nuestros resultados mostraron que no podemos asumir la invarianza factorial para los grupos de edad. Este resultado indicaría que los pesos factoriales, la matriz de varianza-covarianza y las varianzas de error no son iguales en los dos modelos, lo que implica que la estructura factorial es diferente para ambos sexos y grupos de edad.

Estos resultados difieren de estudios anteriores que no encontraron diferencias de sexo en estudios con participantes adultos (Negri *et al.*, 2020; Steger *et al.*, 2006). Sin embargo, nuestros resultados serían bastante similares a los obtenidos por Góngora y Solano (2011) en adolescentes españoles de Argentina. La cultura en la que vivimos influye en nuestros valores y expectativas (Markus y Kitayama, 1991), en el desarrollo de nuestros esquemas mentales sobre el mundo, en nuestros propósitos y metas (Constantine y Sue, 2006) y en el sentido en la vida (Steger *et al.*, 2008). Por tanto, estos resultados indicarían que el marco cultural español para la elaboración de significados podría ser diferente para mujeres y hombres (de diferentes grupos de edad) posiblemente debido a las influencias sociales, la práctica de la religión (mayoritariamente católica), la cultura, las tradiciones y las estructuras familiares.

En cuanto al tercer objetivo, en la subescala de búsqueda, no hubo diferencias estadísticamente significativas en función del sexo. Sin embargo, hubo diferencias estadísticamente significativas en función de la edad de la muestra: los participantes mayores de 45 años mostraron puntuaciones más bajas en la subescala de búsqueda que los menores de 23 años y los participantes de entre 23 y 45 años. En la subescala de presencia, no hubo diferencias estadísticamente significativas en función del sexo. Sin embargo, sí hubo diferencias estadísticamente significativas en función de la edad de la muestra: los participantes menores de 23 años mostraron puntuaciones más bajas en la subescala de presencia que los participantes mayores de 45 años y los participantes de entre 23 y 45 años. Estos resultados son consistentes con estudios anteriores que encontraron que los participantes de mayor edad muestran una mayor presencia de sentido y una menor búsqueda que los participantes más jóvenes. Por otro lado, los participantes más jóvenes presentan mayor búsqueda y menor presencia de sentido (García-Alandete *et al.*, 2011). Este resultado muestra la necesidad de realizar intervenciones dirigidas a la construcción de una vida orientada a las fuentes de sentido funcionales en las etapas del desarrollo en las que las personas presentan una mayor búsqueda y una menor presencia de sentido en la vida, es decir, en los participantes menores de 23 años, adolescentes y adultos jóvenes (Frankl, 1978). Estos resultados confirman los estudios realizados desde el marco del Modelo de Elaboración de Sentido en los Trastornos Alimentarios, (MESTA) (Marco *et al.*, 2021) con el que se demostró que la construcción de una vida orientada hacia fuentes de sentido auténticas y funcionales es una forma de evitar que las personas vulnerables se orienten hacia fuentes de sentido disfuncionales y, por lo tanto, prevenir la aparición de algunos trastornos mentales como los trastornos alimentarios.

Por último, en relación con el cuarto objetivo del presente estudio, el MLQ mostró una adecuada validez convergente con las medidas de sentido en la vida y psicopatología, como también mostraron estudios anteriores (Steger, 2012). La Presencia resultó elevada y positivamente relacionada con el Propósito en la vida, mientras que la Búsqueda no lo hizo. Este resultado sugiere que la Presencia de sentido en la vida es bastante similar a otros constructos, como el Propósito en la vida evaluado por el PIL, pero la Búsqueda de significado es un constructo independiente del Propósito en la vida.

Además, nuestros resultados proporcionan pruebas de la validez divergente de cada factor del MLQ. La presencia mostró una correlación moderada y negativa con la depresión y muestra una correlación relación baja y negativa con la ansiedad y la somatización. Estos resultados son similares a otros estudios (Marco & Alonso, 2019; Negri *et al.*, 2020; Steger, 2012; Volkert *et al.*, 2014) que encontraron que el sentido de la vida se asoció negativamente con los síntomas depresivos y la ansiedad. La búsqueda de sentido se correlacionó moderada y positivamente con la ansiedad, la somatización y la depresión, lo que es similar a los resultados encontrados por estudios anteriores (Park, 2010).

A pesar de lo comentado previamente, somos conscientes que este estudio tiene varias limitaciones. En primer lugar, la muestra se obtuvo mediante la distribución masiva de correos electrónicos, y la participación fue voluntaria. Por tanto, la muestra no es representativa de la población española. Aunque los datos mostraron un ajuste adecuado al modelo bifactorial del MLQ, no mostraron invarianza con respecto al sexo y la edad. Esto puede deberse a que la muestra no era lo suficientemente grande. Por tanto, futuros estudios deberían comprobar si el modelo estructural del MLQ es invariante para hombres y mujeres y a diferentes edades en una muestra más amplia de participantes españoles. Además, nuestro estudio no incluye un análisis test-retest, por lo que futuras investigaciones deberían replicar nuestros resultados en un estudio longitudinal y analizar la fiabilidad test-retest. Por último, otra limitación del estudio es que la muestra se dividió por edades en grupos que no representan las etapas típicas del desarrollo.

En resumen, la presente investigación proporciona apoyo a las buenas propiedades psicométricas y la fiabilidad del MLQ en adultos hispanohablantes, y los resultados sugieren que el MLQ es una medida adecuada para evaluar el sentido en la vida y sus dos dimensiones, Presencia y Búsqueda.

Referencias

- Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V. y García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Síntesis.
- Andreu, Y., Galdón, M. J., Dura, E., Ferrando, M., Murgui, S., García, A. y Ibáñez, E. (2008). Psychometric properties of the Brief Symptoms Inventory-18 (BSI-18) in a Spanish sample of outpatients with psychiatric disorders. *Psicothema*, 20(4), 844-850.
- Arbuckle, J. L. (2006). *Amos 7.0 User's Guide*. Chicago, IL: SPSS.
- Balgiu, B. A. (2020). Meaning in Life Questionnaire: factor structure and gender invariance in a romanian undergraduates sample. *Revista Românească pentru Educație Multidimensională*, 12(2), 132-147.

- Bentler, B. M. y Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Boyras, G., Lightsey Jr., O. R. y Can, A. (2013). The Turkish version of the Meaning in Life Questionnaire: assessing the measurement invariance across Turkish and American adult samples. *Journal of Personality Assessment*, 95, 423-431. doi: 10.1080/00223891.2013.765882
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS basic concepts, applications, and programming*. Nueva Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Chan, W. C. H. (2014). Factor structure of the Chinese version of the Meaning in Life Questionnaire in Hong Kong Chinese caregivers. *Health and Social Work*, 393, 135-143. doi: 10.1093/hsw/hlu025
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Chukwuorji, C. J., Ekpedoho, E. A., Ifeagwazi, C. M., Iorfa, S. K. y Nwonyi, S. K. (2019). Psychometric properties of the Meaning in Life Questionnaire-Hausa version among internally displaced persons in Nigeria. *Transcultural Psychiatry*, 56(1), 103-122. doi: 10.1177/1363461518794218
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed). Nueva York, NY: Academic Press.
- Constantine, M. G. y Sue, D. W. (2006). Factors contributing to optimal human functioning in people of color in the United States. *The Counseling Psychologist*, 34, 228-244. doi: 10.1177/0011000005281318
- Costanza, A., Prelati, M. y Pompili, M. (2019). The meaning in life in suicidal patients: the presence and the search for constructs. A systematic review. *Medicina*, 55, 1-18. doi: 10.3390/medicina55080465
- Crumbaugh, J. C. y Maholick, L. T. (1969). *Manual of instructions for the Purpose in Life Test*. Saratoga, NY: Viktor Frankl Institute of Logotherapy.
- Damasio, B. y Koller, S. H. (2015). Meaning in Life Questionnaire: adaptation process and psychometric properties of the Brazilian version. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 47, 185-195. doi: 10.1016/j.rlp.2015.06.004
- Derogatis, L. R. (2001). *BSI 18, Brief Symptom Inventory 18: administration, scoring and procedures manual*. Minneapolis: NCS Pearson.
- Frankl, V. E. (1978). *The unheard cry for meaning. Psychotherapy and Humanism*. New York, NY: Simon & Schuster.
- García-Alandete, J., Rosa, E. y Sellés, P. (2013). Estructura factorial y consistencia interna de una versión española del Purpose-In-Life Test. *Universitas Psychologica*, 12(2), 517-530. doi: 10.11144/Javeriana.UPSY12-2.efci
- 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. *Universitas Psychologica*, 10(3), 681-692.
- George L. S. y Park, C. L. (2016). Meaning in life as comprehension, purpose, and mattering: toward integration and new research questions. *Review of General Psychology*, 20(3), 205-220. doi: 10.1037/gpr0000077
- Góngora, V. y Solano, A. C. (2011). Validación del Cuestionario de significado de la vida MLQ en población adulta y adolescente argentina. *Interamerican Journal of Psychology*, 45(3), 395-404.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1999). *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- Heintzelman, S. J. y King, L. A. (2014). (The feeling of) meaning-as information. *Personality and Social Psychology Review*, 18, 153-167. doi: 10.1177/1088868313518487

- James, L. R., Mulaik, S. A. y Brett, J. M. (1982). *Causal analysis: models, assumptions and data*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Jiang, Y., Bai, L. y Xue, S. (2016). Validation of the Meaning in Life Questionnaire (MLQ) in Chinese university students and invariance across gender. *International Journal of Humanities Social Sciences and Education*, 3, 41-48.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: user's guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Marco, J. H. y Alonso, S. (2019). Meaning in life buffers the association between clinical anxiety and global maladjustment in participants with common mental disorders on sick leave. *Psychiatry Research*, 271, 548-553. doi: 10.1016/j.psychres.2018.12.027
- Marco, J. H., Cañabate, M., Llorca, G. y Pérez, S. (2020). Meaning in life moderates hopelessness, suicide ideation, and borderline psychopathology in participants with eating disorders: a longitudinal study. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 27(2), 146-158. doi: 10.1002/cpp.2414
- Marco, J. H., Cañabate, M., Pérez, S., Guillén, V., Botella, C. y Baños, R. (2021). The meaning making model of eating disorders (MESTA): a preliminary analysis of the model. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 29(1), 5-28. doi: 10.51668/bp.8321101n
- Marco, J. H., Pérez, S., García-Alandete, J. y Moliner, R. (2017). Meaning in life in people with borderline personality disorder. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 24(1), 162-170. doi: 10.1002/cpp.1991
- Markus, H. R. y Kitayama, S. (1991). Culture and the self: implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224-253. doi: 10.1037/0033-295X.98.2.224
- Martela, F. y Steger, M. F. (2016). The three meanings of meaning in life: distinguishing coherence, purpose, and significance. *Journal of Positive Psychology*, 11(5), 531-545. doi: 10.1080/17439760.2015.1137623
- Negri, L., Bassi, M. y Delle Fave, A. (2020). Italian validation of the Meaning in Life Questionnaire: factor structure, reliability, convergent, and discriminant validity. *Psychological reports*, 123(2), 578-600. doi: 10.1177/0033294118821302
- Park, C. L. (2010). Making sense of the meaning literature: an integrative review of meaning making and its effects on adjustment to stressful life events. *Psychological Bulletin*, 136(2), 257-301. doi: 10.1037/a0018301
- Pezirkianidis, C., Galanakis, M., Karakasidou, I. y Stalikas, A. (2016). Validation of the Meaning in Life Questionnaire (MLQ) in a Greek sample. *Psychology*, 7, 1518-1530. doi: 10.4236/psych.2016.713148
- Rose, L. M., Zask, A. y Burton, L. J. (2017). Psychometric properties of the Meaning in Life Questionnaire (MLQ) in a sample of Australian adolescents. *International Journal of Adolescence and Youth*, 22(1), 68-77. doi: 10.1080/02673843.2015.1124791
- Singh, K., Junnarkar, M., Jaswal, S. y Kaur, J. (2016). Validation of Meaning in Life Questionnaire in Hindi (MLQ-H). *Mental Health, Religion & Culture*, 19(5), 448-458. doi: 10.1080/13674676.2016.1189759
- Steger, M. F. (2012). Experiencing meaning in life: optimal functioning at the nexus of spirituality, psychopathology, and well-being. En P. T. P. Wong y P. S. Fry (dirs.), *The human quest for meaning* (2ª ed., pp. 165-184). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Steger, M. F., Frazier, P., Oishi, S. y Kaler, M. (2006). The Meaning in Life Questionnaire: assessing the presence of and search for meaning in life. *Journal of Counseling Psychology*, 53(1), 80-93. doi: 10.1037/0022-0167.53.1.80
- Steger, M. F., Frazier, P. y Zacchanini, J. L. (2008). Terrorism in two cultures: traumatization and existential protective factors following the September 11th attacks and the Madrid train bombings. *Journal of Trauma and Loss*, 13, 511-527. doi: 10.1080/15325020802173660

- Steger, M. F., Kawabata, Y., Shimai, S. y Otake, K. (2008). The meaningful life in Japan and the United States: levels and correlates of meaning in life. *Journal of Research in Personality, 42*, 660-678. doi: 10.1016/j.jrp.2007.09.003
- Temane, L., Khumalo, I. P. y Wissing, M. P. (2014). Validation of the Meaning in Life Questionnaire in a South African context. *Journal of Psychology in Africa, 24*(12), 51-60. doi: 10.1080/14330237.2014.904088
- Volkert, J., Schulz, H., Brütt, A. L. y Andreas, S. (2014). Meaning in life: relationship to clinical diagnosis and psychotherapy outcome. *Journal of Clinical Psychology, 70*(6), 528-535. doi: 10.1002/jclp.22053
- West, S. G., Finch, J. F. y Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables. En R. H. Hoyle (dir.), *Structural equation modeling: concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.

RECIBIDO: 23 de agosto de 2021

ACEPTADO: 25 de febrero de 2022