

# Actividades de tiempo libre y el bienestar espiritual<sup>9</sup>

## **Minerva Thalía Juno Vanegas Farfano**

PhD. Filosofía con Orientación en Psicología  
Universidad Autónoma de Nuevo León  
México  
Correo electrónico: minerva.vanegas@gmail.com

## **Elías Alfonso Góngora Coronado**

PhD. Psicología  
Universidad Nacional Autónoma  
México  
Correo electrónico: gcorona@correo.uady.mx

## **Mónica T. González Ramírez**

PhD. Psicología  
UNED  
España  
Correo electrónico: monygz77@yahoo.com

## **Janeth Alejandra Maltos Martínez**

Psicóloga  
Universidad Autónoma de Nuevo León  
México  
Correo electrónico: alejandra.  
maltos.mtz@gmail.com

## **Iris Irene Vásquez Velázquez**

Mg. Psicología  
Universidad Nacional Autónoma  
México  
Correo electrónico: iris.vasquez.  
velazquez@gmail.com

Recibido: 31/05/2017  
Evaluado: 10/10/2017  
Aceptado: 20/10/2017

## Resumen

En esta investigación se analiza la estructura factorial de la Escala de Funciones Espirituales de las actividades de tiempo libre/pasatiempos (Spiritual Functions of Leisure Scale), en una muestra de 202 adultos pertenecientes a los estados de Nuevo León y Yucatán, México, con una edad media de 28 años ( $DE=9.57$ ). Su validez convergente fue obtenida mediante las escalas de Espiritualidad y Creencias sobre las actividades del tiempo libre (LCBS-M). Ambas escalas, de Espiritualidad y LCBS-M, dieron evidencia de validez convergente. Tras un análisis de competencia de modelos, se logró una estructura factorial similar al modelo original. Este modelo incluye las mismas tres dimensiones y 20 ítems; dos ítems menos al modelo original. Los resultados revelaron que la adaptación mexicana mantuvo un adecuado grado de confiabilidad en la escala general.

## Palabras clave

Espiritualidad, Actividades de tiempo libre, Funciones de los pasatiempos.

9 Para citar este artículo: Vanegas-Farfano, M., González-Ramírez, M.T., Góngora-Coronado, E., Maltos-Martínez, J. & Vásquez-Velázquez, I. (2018). Actividades de tiempo libre y el bienestar espiritual. *Informes Psicológicos*, 18(1), pp. 167-184 <http://dx.doi.org/10.18566/infpsic.v18n1a09>

# Leisure activities of and spiritual well-being

## Abstract

This research analyzes the factorial structure of the *Leisure Coping Belief Scale* (LCBS-M) in a sample of 202 adults belonging to the states of Nuevo León and Yucatan, Mexico, with an average age of 28 years ( $DE = 9.57$ ). Its convergent validity was obtained through the Spirituality and Leisure Coping Belief Scales (LCBS-M) about their leisure activities. Both scales, the Spirituality and the LCBS-M, gave evidence of convergent validity. Following an analysis of competition of models, a factorial structure similar to the original model was obtained. This model includes the same three dimensions and 20 items; two items less than the original model. The results revealed that the Mexican adaptation maintained an adequate degree of reliability on a general scale.

---

### Keywords

Spirituality, leisure activities, hobbies functions.

---

# Atividades de lazer e bem-estar espiritual

## Resumo

Nesta pesquisa analisa-se a estrutura fatorial da *Leisure Coping Belief Scale* (LCBS-M) em uma amostra de 202 adultos pertencentes aos estados de Nuevo León e Yucatán, México, com uma idade média de 28 anos ( $DE=9.57$ ). Sua validade convergente foi obtida através das escalas de espiritualidade e LCBS-M. As duas escalas evidenciaram uma validade convergente. Depois de uma análise da competência de modelos, foi lograda uma estrutura fatorial similar ao modelo original. Os resultados revelaram que a adaptação mexicana manteve um adequado grau de confiabilidade na escala geral.

---

### Palavras chave

Espiritualidade, atividades de lazer, funções dos passatempos.

---

## Introducción

La espiritualidad como área relevante de estudio en la psicología se ha integrado en las últimas décadas al ámbito de la psicoterapia. Estudiada por sus beneficios en diversas poblaciones, permite a la fecha ampliar las reflexiones sobre su lugar, tanto en la clínica como en la vida cotidiana. Este artículo muestra un resumen de la literatura en torno a la espiritualidad y su investigación desde la psicología. Posteriormente, da cuenta de los espacios que, sin ser propiamente terapéuticos, han evidenciado beneficios para la salud psicológica, y explora el argumento sobre la relación entre la espiritualidad y el tiempo libre, haciendo especial hincapié en la naturaleza. Finalmente, da pie a un estudio empírico que plantea la validación de una escala sobre las funciones espirituales que pueden ser encontradas en espacios recreativos, para población mexicana.

## Espiritualidad, salud y bienestar subjetivo

La espiritualidad, definida como una experiencia interna o sistema de creencias en torno a la búsqueda de una conexión con algo superior o sagrado (Hill et al., 2000; Labbé & Fobes, 2010), se estudia desde hace ya varias décadas por su relación con la salud y el bienestar subjetivo (Miller & Thoresen, 2003; Seligman & Csikszentmihalyi, 2000), siendo este último considerado como el resultado de la evaluación, tanto cognitiva como afectiva, de la persona sobre su

propia vida (Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999). La relación entre ambos constructos se ha analizado contemplando las asociaciones negativas y positivas realizadas entre estos y otros constructos, por ejemplo, la religiosidad (Miller & Thoresen, 2003). Por ello, es posible plantear que, tanto uno como otro, pueden tener efectos en la vida de la persona de acuerdo a sus funciones y los efectos derivados de éstas.

En las últimas décadas, el énfasis del estudio de la espiritualidad y su relación con el bienestar subjetivo aumentó. Debido a ello, hoy se sabe que puede tener efectos positivos en la sintomatología relacionada con enfermedades crónicas o post trauma (Galvis-López & Pérez-Giraldo, 2011; Ochoa, Casellas-Grau, Vives, Font, & Borràs, 2016; Rivera & Montero, 2007). Así mismo, se tiene en cuenta para consideraciones como si puede o no ser elemento clave en el tratamiento de pacientes psiquiátricos (Weisman, Tuchman, & Duarte, 2010) o su lugar y ética dentro de la terapia (Ulrichová, 2015), por mencionar algunos.

Considerada como fuente de fortaleza, relajación y/o felicidad, tanto en pacientes como en población no clínica (Galvis-López & Pérez-Giraldo, 2011; Yadav & Khanna, 2014), la espiritualidad es objeto de estudio dentro de la esfera de lo cotidiano por sus efectos paliativos. Pues, si bien no todas las personas viven situaciones que pongan en riesgo su vida, tanto la espiritualidad como la búsqueda de un apoyo en ella es real y común a muchos individuos. Por ejemplo, en el ámbito de la psicología, estudios empíricos como el de Yadav y Khanna (2014) muestran cómo la espiritualidad en jóvenes adultos se relaciona

negativamente con el estrés cotidiano, aun cuando no se consideren fieles a una religión.

Más aún, aparte de su relación con el manejo de situaciones críticas, ésta es investigada por su vínculo con algunas características de la personalidad y la forma como se afrontan los estresores (Labbé & Fobes, 2010) o su relación con constructos como la agresividad (Ashraf & Fatima, 2014). En Latinoamérica, y desde la sociología, su estudio también abarca la reinterpretación de tradiciones y prácticas culturales diversas, las cuales tienen entre sus objetivos, la búsqueda del bienestar y la superación personal (Sarrazin, 2012).

## La espiritualidad: área de la vida alcanzable desde lo recreativo

Dadas las demandas propias de la sociedad, el desarrollo de los intereses o preocupaciones espirituales y existenciales, si bien tienen un impacto en la forma como uno percibe la vida, éstas existen dentro del denominado *tiempo libre* (Heintzman, 2002). El tiempo libre, periodo que ocupan las actividades que no son ni académicas ni laborales (Vanegas & González, 2015), da cabida al desarrollo de otras actividades que van desde el entretenimiento hasta al desarrollo y/o fortalecimiento de habilidades y relaciones en distintos ámbitos (Aran, 2014). Es por ello que su estudio abarca desde las funciones hasta las negociaciones y las motivaciones de aquellas actividades que, perteneciendo al ámbito de lo cotidiano, dan pie a la satisfacción

y/o a mejoras en la salud mental y física (Heintzman & Mannell, 2003; Lloyd, King, McCarthy, & Scanlan, 2007).

Desde la psicología, los estudios del tiempo libre en relación estricta con la espiritualidad han comprendido la asistencia a parajes turísticos con el fin de reafirmar vínculos sagrados (Zuefle, 1999), las motivaciones para asistir a retiros espirituales (Oullette, Heintzman & Carette, 2005) y, recientemente, la participación en prácticas de meditación o yoga, como parte de la búsqueda de un sentido de equilibrio con la vida y/o para aminorar el estrés (Auletta & Dakduk, 2013). De estos, el estudio sobre los efectos de la exposición a ambientes naturales destaca por permitir observar cómo la naturaleza se vincula al bienestar psicológico, tanto al estudiarse en ambientes experimentales como fuera de estos (Kamitsis & Francis, 2013) y abarcando diversas etapas del desarrollo, lo que da prueba de la capacidad de los ambientes naturales para amortiguar el impacto de los estresores cotidianos sobre el bienestar (Wells & Evans, 2003).

Dentro de la población hispanohablante, la relación entre la espiritualidad y los espacios propios del tiempo libre no es tema que suela ser estudiado. Dicho vínculo es tocado tangencialmente a través del estudio de prácticas *new age*, como parte de estudios etnográficos (Sarrazin, 2012), pero no con el objetivo de explorar la búsqueda del bienestar o crecimiento personal. Así mismo, dentro de población hispanohablante, son pocos los instrumentos enfocados a evidenciar un vínculo entre las actividades de tiempo libre y los beneficios que éstas aportan a la salud, siendo los de Vanegas-Farfano y González-Ramírez (2014a;

2014<sup>b</sup>), los únicos que se encuentran ya validados para población mexicana. Por otro lado, si bien existen instrumentos que evalúan la relación entre la espiritualidad y sus beneficios psicológicos, estos no buscan proporcionar una relación con el espacio y/o práctica, más allá que el que proporciona los datos demográficos relacionados al estudio.

Con este antecedente, y tras considerar que en México existen actividades de tiempo libre enfocadas al desarrollo espiritual, este estudio planteó como su objetivo la validación de la *Spiritual Functions of Leisure Scale* o Escala de Funciones Espirituales de las Actividades de tiempo libre/pasatiempos (EFE por sus siglas en español; Heintzman & Mannell, 2003), a fin de contribuir con la generación de instrumentos que posibilite la investigación de este campo. Dicha escala fue seleccionada considerando que es el único instrumento diseñado para evaluar la relación entre los aspectos espirituales y las posibilidades que pueden llegar a presentar las actividades de tiempo libre, como los pasatiempos, para funcionar como un actividad con la capacidad de impactar el bienestar espiritual de la persona, incluyendo el análisis de las posibilidades que entablan, tanto la actividad como el espacio donde se ejecuta.

La Escala de Funciones Espirituales de las Actividades de tiempo libre/pasatiempos (EFE; Heintzman & Mannell, 2003) fue diseñada con el objetivo de evaluar las funciones espirituales de las actividades realizadas en el tiempo libre tras considerar que diversas actividades realizadas durante este periodo no sólo permiten el logro de un bienestar físico o subjetivo, sino también proporcionan la

posibilidad de continuar con el desarrollo espiritual de la persona. El instrumento se compone de veintidós ítems divididos en tres subescalas: Sacralización, Represión y Sentido del espacio. Operacionalmente cada una de estas responde a:

- a) Sacralización: Se refiere a las funciones espirituales de la actividad recreativa como una forma de nutrir la dimensión espiritual de la vida, tales como el permitirle a la persona darse cuenta de que su vida presenta esta dimensión, forma parte de su identidad y que su pasatiempo le provee de tiempo y espacio para desarrollarle.
- b) Represión: Búsqueda consciente o inconsciente de evitar o negar las tendencias espirituales dentro del espacio recreativo; por ejemplo, negando o inhibiendo la apertura al asombro, lo sublime o Nuevo, o bien evitando involucrarse en actividades que le permitan el desarrollo espiritual.
- c) Sentido del espacio: Tendencia a considerar los ambientes naturales como espacios que permiten el desarrollo espiritual y bienestar y las posibilidades que entablan en esto las construcciones elaboradas por el ser humano.

Este instrumento fue diseñado con un formato tipo Likert de cinco puntos (desde *totalmente de acuerdo a totalmente en desacuerdo*). En su versión original (Heintzman & Mannell, 2003), la confiabilidad de la escala fue de  $\alpha = .79$ . Por subescala, los coeficientes alfa presentaron valores de  $\alpha = .89$ , para Sacralización;  $\alpha = .69$ , para Represión y  $\alpha = .78$  para Sentido del espacio.

# Método

## Participantes

Se contempló como tamaño de muestra mínimo la participación de 100 personas para lograr la validación del instrumento, de acuerdo a las recomendaciones aportadas por Hair, Anderson, Tatham, & Black (1998) sobre el tamaño de muestra necesario para efectuar análisis factoriales: “mínimo de 50 observaciones y preferentemente muestras de 100 (participantes) o mayores” (p. 98). Se utilizó como criterio de inclusión la mayoría de edad y de exclusión contar con menos de 18 años cumplidos.

Participaron voluntaria y anónimamente 202 personas, residentes de dos estados de la república mexicana: Nuevo León (66.84%) y Yucatán (33.16%). Los participantes fueron contactados en espacios recreativos y aledaños a las universidades, sede del área metropolitana en ambas localidades, mediante un método de muestreo no probabilístico de autoselección (Meltzoff, 2011). El grupo estuvo constituido por un 60.4% de género femenino ( $n = 122$ ) y un 39.1% de género masculino ( $n = 79$ ), con una edad media de 28 años ( $DE = 9.57$ ) al momento del estudio.

Los participantes declararon pertenecer a las siguientes religiones/creencias: católica (50%,  $n = 101$ ), cristiana (13.9%,  $n = 28$ ), evangélica y agnóstico (1%,  $n = 2$ , respectivamente) y metodista, adventista o ateísmo (5%,  $n = 1$ ), por categoría. Las

ocupaciones realizadas por los participantes se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1.  
*Ocupaciones de los participantes*

	Frecuencia	Porcentaje
NA	7	3.5
Área educativa	13	6.4
Área administrativa	32	15.8
Estudiante	73	36.1
Hogar	12	5.9
Desempleado	4	2
Ingeniería/diseño	7	3.5
Ciencias exactas	3	1.5
Arte	2	1
Empleado	44	21.8
Empresario	2	1
Jubilado	1	.5
Ciencias sociales	2	1
Técnico	1	.5
Total	202	100

Nota: NA, dato no proporcionado por el participante.

## Instrumentos

Para cumplir con el objetivo de estudiar la validez de la EFE (Heintzman & Mannell, 2003), ésta se administró conjuntamente con otros cuestionarios, en ambas sedes, que midiesen los constructos de espiritualidad y el empleo de los pasatiempos. Específicamente, las escalas utilizadas para desarrollar la validez convergente fueron:

La *Escala de Espiritualidad* de Vásquez-Velázquez y Góngora-Coronado (2012), cuyo objetivo es el evaluar la espiritualidad como un conjunto de pensamientos, emociones y acciones orientadas a lo

sagrado, y con repercusiones en el bienestar existencial. Conformada por 23 reactivos pictóricos con cinco opciones de respuesta que van desde “totalmente en acuerdo” a “totalmente en desacuerdo”. Esta escala integra las siguientes dimensiones: *estados positivos derivados de la espiritualidad, percepción de la espiritualidad y experiencias espirituales*. Sus índices de fiabilidad, en el mismo orden son:  $\alpha = .95$ ,  $\alpha = .88$  y  $\alpha = .85$ .

La *Escala de Creencias del uso de los pasatiempos como estrategias de afrontamiento* (Leisure Coping Beliefs Strategies de Iwasaki & Mannell, 2000, en su adaptación de Vangas-Farfano & González, 2014). Diseñada para conocer las creencias asociadas al uso de los pasatiempos y tiempo libre como estrategia de afrontamiento. Cuenta con 30 ítems divididos en seis subescalas, que se responden en una escala tipo Likert de siete alternativas de respuesta. En el presente estudio se incluyeron las primeras cuatro subescalas, que corresponden a las dimensiones de: *Autodeterminación, Empoderamiento, Apoyo emocional y Apoyo y estima*. Sus índices de fiabilidad, son:  $\alpha = .72$ ,  $\alpha = .83$ ,  $\alpha = .68$  y  $\alpha = .85$ .

## Procedimiento

La validación de la *EFE* (Heintzman & Mannell, 2003) contempló como primer paso su adaptación semántica y cultural. Para ello, se hizo la traducción de la escala por uno de los autores del presente estudio (MV) y, siguiendo las recomendaciones de Carretero-Dios y Pérez (2005), la redacción resultante fue revisada por un traductor de la lengua inglesa con apoyo de las definiciones conceptuales de la

escala original. Tras verificar la equivalencia conceptual y lingüística del instrumento, fue aplicado a una muestra piloto de cinco individuos con características similares a la población objetivo.

La aplicación del instrumento piloto se realizó dentro de la zona metropolitana de Nuevo León, siguiendo un método de entrevista. A este grupo también se le dio a conocer su participación voluntaria y anónima. Posteriormente, las tres escalas fueron distribuidas en ambas entidades (Nuevo León y Yucatán) dentro de los espacios mencionados, bajo el método de muestreo ya señalados. En ambos casos, todo cuestionario entregado contó con una leyenda al inicio donde se declaraba tanto el propósito del estudio como su carácter anónimo y voluntario, siendo además señaladas la no obtención de beneficios y/o riesgos por participar en el mismo.

## Análisis

Siguiendo el objetivo del proyecto, la adaptación de la escala a población mexicana, se contempló como análisis idóneo la comparación de la estructura factorial entre el modelo proporcionado por los autores del instrumento original y los patrones de respuesta recogidos en ambas entidades. Como un primer paso se corroboró que ambos grupos de participantes -Nuevo León y Yucatán- pudiesen ser incluidos en una única muestra. Se efectuó para ello una prueba de contraste de grupos (prueba T para grupos independientes) con el valor general de las tres escalas. Una vez corroborado este dato, fueron obtenidos los valores de tendencia central, dispersión y contraste de la escala *EFE*. Tras ello, fueron revisados los valores

de confiabilidad de cada una de las escalas utilizadas. Se incluyeron tanto los datos por escala, como subescala y límites con un intervalo de confianza de 95%. Los análisis convergentes de las escalas se realizaron tomando como muestra el total de los participantes ( $n = 202$ ). Se empleó en ambos análisis el programa SPSS 19 para Windows.

A pesar de que existía a priori un modelo hipotético de la escala, se decidió comenzar con un análisis factorial exploratorio para indagar su dimensionalidad. Esta decisión se tomó dado que el objetivo del presente estudio era evaluar la estructura factorial en una población distinta a la utilizada en la construcción original del instrumento (Reise, Waller, & Comrey, 2000). Para este análisis se seleccionó como método de extracción una factorización de rangos mínimos (*minimum rank factor analysis*) con rotación oblicua PROMIN ya que éste permite la correlación entre factores (Baglin, 2014; Reise et al., 2000). Se utilizó la varianza total explicada como medida adecuada para la selección de los factores a extraer. Estos análisis se realizaron con el programa *FACTOR*, versión 10.3.01 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2015). Así mismo, dada la naturaleza ordinal de las variables, fue efectuada una correlación policórica entre los ítems para corroborar la relación entre estos, considerando que dicho dato también permite estimar su confiabilidad (Zumbo, Gadermann, & Zeisser, 2007).

Los resultados en varianza entre grupos (original y muestra mexicana) dieron pie al desarrollo de posteriores análisis confirmatorios comparativos entre modelos. La prueba de competencia de modelos (Byrne, 2008) comprendió la revisión de tres diseños: a) modelo 1, arreglo hipotético

propuesto por el análisis factorial exploratorio; b) modelo 2, arreglo hipotético de acuerdo a la escala original (Heintzman & Mannell, 2003); y c) modelo 3, variante del modelo hipotético original (Heintzman & Mannell, 2003) en donde se eliminan dos ítems.

El modelo que presentó un mejor ajuste, modelo 3, fue corroborado mediante un análisis factorial confirmatorio con el programa *MPlus*, versión 6.12 (Muthén & Muthén, 2011). En éste se utilizó el método de máxima verosimilitud robusta (WLS-MV) recomendada para datos ordinales. Fueron tomados en cuenta los índices de bondad de ajuste: chi cuadrado entre los grados de libertad ( $X^2/d.f.$ ), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), CFI (Comparative Fit Index) y TLI (Tucker-Lewis Index). Se consideraron como prueba de buen ajuste que en estos: el valor de TLI estuviese cercano al .90, para el CFI un valor cercano al .90 y para el RMSEA valores dentro del rango de .05 a .08.

## R esultados

La consistencia interna de la EFE en la muestra de esta investigación ( $n = 202$ ), de acuerdo al arreglo original de sus ítems, fueron:  $\alpha = .82$  en la escala general;  $\alpha = .83$  en la subescala de sacralización;  $\alpha = .60$  en la subescala de represión y  $\alpha = .71$  en la subescala de sentido del espacio. Los coeficientes de confiabilidad de las otras dos escalas utilizadas, la *Escala de espiritualidad* (Vásquez-Velázquez & Góngora-Coronado, 2012) y *Escala de Creencias del uso de los pasatiempos*



como estrategias de afrontamiento (Iwasaki & Mannell, 2000; adaptación de Vanegas-Farfano & González, 2014) fueron:  $\alpha = .77$  y  $\alpha = .95$ , respectivamente.

La equivalencia entre grupos fue comprobada mediante la comparación de sus valores generales de las tres escalas, las cuales arrojaron diferencias no significativas entre ambas sedes. *Espiritualidad*:  $t(200) = .837$ ,  $p = .404$ ; *Escala de creencias del uso de los pasatiempos como estrategias de afrontamiento*:  $t(200) = .389$ ,  $p = .698$ ; *Escala de Funciones Espirituales de las actividades de tiempo libre/pasatiempos*:  $t(200) = .444$ ,  $p = .657$ . Por ello, el resto de los análisis se realizaron considerando ambos grupos como una sola muestra.

En la Tabla 2 se muestran los resultados de la media, intervalo de confianza y estadísticos de variabilidad de los ítems de la escala *EFE*. Como se aprecia en las últimas dos columnas, existen valores mayores a uno, lo que demuestra asimetría en la distribución de los datos, dando lugar a la estimación del uso de correlaciones policóricas. Este análisis evidenció la ausencia de correlaciones con valores igual a cero. En cuanto al análisis factorial exploratorio, tanto el estadístico de Bartlett como la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) mostraron un buen ajuste de la muestra para continuar con los análisis (Bartlett = 1316.2, d.f. = 231,  $p = .001$ ; KMO = .871).

Tabla 2  
Estadísticos por ítem de la escala *EFE*

Ítem	Media	Intervalo de confianza	Varianza	Sesgo	Curtosis
1	3.874	3.70 - 4.04	.798	-.859	1.612
2	3.667	3.49 - 3.84	.856	-.371	-.309
3	4.377	4.23 - 4.53	.628	-1.444	2.297
4	4.328	4.19 - 4.47	.537	-.686	-.546
5	3.404	3.25 - 3.56	.689	-.587	.544
6	3.689	3.50 - 3.87	.936	-.434	-.148
7	3.481	3.29 - 3.67	1.015	-.431	-.081
8	4.164	4.01 - 4.32	.673	-.731	-.084
9	3.699	3.52 - 3.88	.899	-.488	.016
10	3.404	3.16 - 3.65	1.651	-.447	-.778
11	4.235	4.07 - 4.40	.726	-1.057	.816
12	3.464	3.29 - 3.64	.872	-.362	-.226
13	3.585	3.41 - 3.76	.877	-.730	.570
14	4.027	3.85 - 4.21	.879	-.775	.107
15	4.082	3.90 - 4.26	.928	-1.124	1.035
16	4.120	3.94 - 4.30	.947	-1.102	.881
17	4.104	3.91 - 4.30	1.044	-1.292	1.401
18	4.033	3.88 - 4.19	.687	-.756	.528
19	3.197	2.98 - 3.42	1.360	-.140	-.821
20	3.087	2.85 - 3.33	1.621	-.069	-1.131
21	3.251	3.01 - 3.49	1.554	-.180	-1.010
22	3.322	3.08 - 3.56	1.617	-.415	-.671

Considerando el porcentaje de varianza real de los datos, se tomó la decisión de solicitar la rotación factorial con un arreglo de tres dimensiones bajo el método *PROMIN*. La distribución de las

cargas factoriales se muestra en la Tabla 3, donde se suprimen aquellas menores a .30. En total, se obtuvo una proporción de varianza acumulada en los tres factores de 46.37%.

Tabla 3.

*Distribución de los ítems de la Escala EFE de acuerdo con el análisis exploratorio.*

	Sacralización	Represión	Sentido del espacio
1. Algunas de las actividades que realizo en mi tiempo libre me dan la oportunidad de trabajar las dificultades espirituales que se presentan en mi vida		.428	
2. En general, mis pasatiempos me ayudan a tener presente la dimensión espiritual de mi vida		.844	
3. Realizar pasatiempos en espacios naturales me inspira sensaciones de asombro y me maravillan	.622		
4. Mis pasatiempos contribuyen a mi bienestar espiritual cuando visito mis lugares favoritos o aquellos que guardan recuerdos especiales	.400		
5. Algunas veces mi pasatiempo me distrae y no me da la oportunidad de pensar en las cosas importantes de la vida		<b>.760</b>	
6. En general, mis pasatiempos me ayudan a darme cuenta de la dimensión espiritual en las actividades de tiempo libre		.792	
7. En general, mis pasatiempos me proveen de la oportunidad de crecer espiritualmente.		.598	
8. Cuando he ignorado cuestiones espirituales, mi pasatiempo me ayudan a retomar estos temas	<b>.542</b>		
9. Tener una actitud de apertura a ver las cosas de una forma nueva es importante, si deseo crecer espiritualmente durante mi tiempo libre			
10. Durante mi tiempo libre, me enfoco tanto en actividades y cosas materiales que no pienso en mi espiritualidad	<b>.424</b>		
11. Mi pasatiempo, al eliminar las restricciones normales de mi tiempo y energía, usualmente me permite reflexionar sobre temas más grandes acerca de la vida	.508		
12. Las actividades al aire libre me permiten conectarme con un poder superior/Dios		<b>.643</b>	
13. La libertad que me da mis pasatiempos de "ser quien verdaderamente soy" es importante para mi salud espiritual		.614	
14. Algunas veces me aburro en mi pasatiempo, no permitiendo mi desarrollo espiritual	<b>.605</b>		
15. Mi pasatiempo me provee del tiempo y espacio necesario para mi desarrollo espiritual	<b>.852</b>	-.355	
16. Mi pasatiempo usualmente me ayuda a sensibilizarme a lo espiritual	<b>.900</b>		

	Sacralización	Represión	Sentido del espacio
17. Mi pasatiempo me ayuda más a mi desarrollo espiritual cuando presento una actitud receptiva para maravillarme	<b>.459</b>		
18. Pasar mi tiempo libre en lugares remotos me aleja de las complejidades y las responsabilidades diarias; y me ayuda a enfocarme en los aspectos básicos de la vida		.493	
19. La diversidad y riqueza de los espacios naturales me ayuda a rejuvenecerme espiritualmente			<b>.555</b>
20. Es importante que mi pasatiempo incluya periodos de tranquilidad y soledad para realizar reflexiones espirituales			<b>.645</b>
21. Mis actividades de tiempo libre contribuyen a mi bienestar espiritual al ayudarme a expresar quien soy			<b>.626</b>
22. Algunos de mis pasatiempos crean tensión y des confort que no beneficia mi bienestar espiritual			.698

Nota: (\*) en bold los ítems que no corresponden con las dimensiones propuestas en el instrumento original. No se muestran los pesos factoriales menores a .30

## Análisis confirmatorio

Se procedió al análisis confirmatorio con el programa *MPlus*, tanto del modelo resultante del análisis exploratorio como de dos modelos más: uno que contemplase el modelo factorial publicado originalmente y un tercero, resultado de las modificaciones del segundo modelo. El resultado se presenta en la Tabla 4. Como puede observarse, en el caso del modelo 1 -recomendado por el análisis factorial exploratorio-, ninguno de los criterios de bondad de ajuste se acerca a los criterios recomendados. Cabe recalcar que este modelo, tal como se observa en la Tabla 3, presentaba una correspondencia de ítems con la escala original de 1 a 6 ítems como máximo y la mitad de los ítems en dimensiones distintas a las sugeridas.

El segundo modelo, como ya se señaló, contempló la configuración factorial publicada por los autores de la escala original (Heintzman & Mannell, 2003) tanto

en su cantidad de factores e ítems, como en la distribución de estos últimos. Como se presenta en la misma Tabla 4, éste tuvo mejoras en dos criterios de bondad (CFI y TLI), pero aún fuera de los rangos señalados como aceptables.

En un tercer modelo, se ubica una mejoría en tres de los criterios de bondad de ajuste, encontrándose tanto la RMSEA como el TLI cercanos al valor recomendado y el CFI dentro del rango considerado como bueno. Este modelo mantuvo el mismo arreglo trifactorial de la escala original: los ítems ubicados en su subescalas originales con excepción a los ítems 20 y 21, correspondientes a las subescalas de sacralización y represión. Estos mismos fueron eliminados para obtener valores más cercanos a lo aceptable, de acuerdo a los criterios de bondad de ajuste señalados en la subsección de análisis. Dichos ítems fueron seleccionados tras analizar los pesos de regresión estandarizados de cada uno de los 22 ítems originales siguiendo las recomendaciones de Byrne (2008).

Tabla 4  
Bondad de ajuste de los modelos

	X <sup>2</sup> /d.f.	RMSEA	CFI	TLI
Modelo 1*	783.580/186, $p = .001$	.126	.781	.752
Modelo 2 <sup>b</sup>	425.036/206, $p = .001$	.103	.852	.834
Modelo 3c	412.430/167, $p = .001$	.085	.903	.890

Nota: Modelo 1, arreglo hipotético propuesto por el análisis factorial exploratorio; Modelo 2, arreglo hipotético de acuerdo con la escala; y Modelo 3, variante del modelo hipotético original en donde se eliminan dos ítems.

En la Tabla 5 se incluyen los datos de confiabilidad de acuerdo al Alfa de Cronbach de la escala resultante, con 20 ítems. Se observa en ésta que, tanto la escala completa como dos de las tres subescalas, presentan una adecuada

confiabilidad, excepto la subescala de Represión, la cual tiene una cantidad reducida de ítems (4), lo que posiblemente influye en dicho valor, pero que mantiene el mismo nivel de confiabilidad que la subescala original.

Tabla 5  
Alpha de Cronbach de la escala EFE total y sus sub escalas de acuerdo con modelo 3.

Subescala	Número de ítems	Intervalo de confianza 95%		Alpha de Cronbach
		Límite Inferior	Límite Superior	
Sacralización	8	.820	.882	.84
Represión	8	.695	.799	.68
Sentido del espacio	4	.572	.728	.71
Escala General	20	.806	.870	.79

## Análisis convergente Discusión

Por último, en cuanto a la validez convergente, el análisis muestra que la validación mexicana de la EFE (20 ítems) presenta correlaciones positivas significativas con ambas escalas: con la Escala de Espiritualidad:  $r(200) = .370$ ,  $p = .001$ ; y con la *Escala de Creencias del uso de los pasatiempos como estrategias de afrontamiento*:  $r(200) = .257$ ,  $p = .001$ .

## Discusión

En la actualidad la psicología no sólo se centra en el apoyo al restablecimiento de la salud, también tiene un énfasis en el crecimiento personal (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000). Es por ello que, tanto el desarrollo espiritual como el bienestar derivado de éste, presentan una mayor atención de los investigadores,

incrementándose su evaluación tanto dentro como fuera del ámbito clínico (Galvis-López & Pérez-Giraldo, 2011; Ochoa et al., 2016; Rivera & Montero, 2007; Sarrazin, 2012), siendo, a su vez, evidente la necesidad de considerar de qué manera éste se relaciona con las distintas áreas y actividades de la vida.

El bienestar espiritual, compromiso relacionado con el sistema de creencias sobre la existencia en general y que da sentido a la vida, puede desarrollarse o encontrarse mediante actividades realizadas durante el tiempo libre (Heintzman, 2002; Heintzman & Mannell, 2003; Zuefle, 1999) como, por ejemplo, mediante la caminata o el yoga. Es por ello que, buscando conocer cómo repercuten en la espiritualidad este tipo de actividades, el presente estudio tuvo como objetivo el examen de las propiedades psicométricas de una escala diseñada en Canadá para evaluar las funciones espirituales que pueden ser cometidas mediante actividades de tiempo libre en población mexicana.

La validación de la escala *EFE* (Heintzman & Mannell, 2003) incluyó el análisis de su confiabilidad, la evaluación del modelo original con un análisis factorial exploratorio, el desarrollo de un análisis confirmatorio por competencia de modelos y el estudio de su validez convergente, a fin de obtener un modelo compatible para esta población. Para lograrlo, se formó una muestra de participantes de dos entidades del norte y sur de la república, la cual no presentaba diferencias significativas en los valores generales de las escalas utilizadas.

De acuerdo al análisis de confiabilidad, todas las escalas presentaron

valores de fiabilidad superiores al .70, a un nivel general. El análisis factorial exploratorio de la escala utilizando el programa *FACTOR*, por la naturaleza de las variables, dio lugar a una versión de la escala con una distribución distinta en los ítems a la presentada por Heintzman & Mannell (2003), de acuerdo a las cargas factoriales de cada dimensión. Dado el buen ajuste de la muestra y los valores proporcionados por la correlación polidimensional entre los ítems, se prosiguió a la revisión de este modelo en un posterior análisis confirmatorio.

El análisis factorial confirmatorio realizado siguió un método de comparación de modelos. En el caso del modelo recomendado por el análisis exploratorio, mostró valores bajos en su ajuste en tres de los cuatro índices seleccionados. La búsqueda de modelos alternativos incluyó la revisión del modelo teórico original y el desarrollo de un modelo derivado de éste. En el caso del análisis del modelo teórico original de la escala (Heintzman & Mannell, 2003) se encontró una ligera mejora del ajuste en dos de los índices (CFI y TLI). Tras el análisis de los pesos de regresión estandarizados, un tercer modelo fue desarrollado: en éste fueron eliminados dos ítems, uno correspondiente a la subescala de sacralización y otro de la escala de represión, lo que dio lugar a un modelo de mejor ajuste y similares características teóricas a las contempladas en Canadá. La confiabilidad de este último modelo es semejante a la presentada en el instrumento original, con adecuadas propiedades psicométricas en dos de sus tres subescalas.

En términos generales, la validación mexicana de la escala *EFE* presenta un Alfa de Cronbach general de .79. Esta

escala, que se diferencia de la escala original por contar con 20 ítems, les mantiene en cada una de las subescalas originales respetando con ello el modelo presentado por Heintzman y Mannell (2003) y fue corroborada con población del norte y sur de México. Además, muestra valores de confiabilidad por subescala semejantes a los presentados en el desarrollo original: subescala de Sacralización,  $\alpha = .84$  (Canadá: .89); subescala de Sentido del espacio,  $\alpha = .71$  (Canadá: .78); y subescala de Represión  $\alpha = .68$  (Canadá: .69).

Por último, el análisis de la validez convergente, realizado con la escala de Espiritualidad de Vásquez-Velázquez y Góngora-Coronado (2012) y la *Escala de Creencias del uso de los pasatiempos como estrategias de afrontamiento* (Iwasaki & Mannell, 2000; adaptación de Vanegas-Farfano & González, 2014), mostró correlaciones de Pearson significativas entre sus ítems, lo que aseguró una correspondencia teórica con los constructos.

Entre las principales limitaciones del estudio sobresalen las diferencias culturales entre la muestra utilizada para el diseño del instrumento original y las muestras mexicanas. El uso de una única muestra para la revisión del instrumento, la cual presentaba una edad media de 28 años, pudo haber incidido en los resultados. Entre sus fortalezas, cabe señalar el uso de análisis más adecuados a la naturaleza de los datos recabados, logrando que estos sean resultados más robustos. Por otro lado, si bien este estudio no contempló la toma de datos para la obtención de la validez predictiva del instrumento, su grado de confiabilidad final ( $\alpha = .79$ ), el mantener

un arreglo de dimensiones e ítems igual al original (con sólo dos eliminaciones), le permite no sólo posicionarse como un estudio pionero en el área, sino también ampliar las investigaciones iniciadas en su país de origen, así como posibilitar la elaboración de otros instrumentos.

Como recomendación para continuar ampliando esta área de estudio, consideramos adecuado emplear esta escala con poblaciones de otros países hispanohablantes, con muestras de edades diversas para un mejor análisis de su comportamiento, además de efectuar revisiones del mismo con grupos de expertos para ampliar los hallazgos en función a su validez de contenido.

En síntesis, los resultados de esta adaptación y validación de la escala *EFE* (Heintzman & Mannell, 2003) muestran que es un inventario útil para la medición de las funciones espirituales de las actividades realizadas en el tiempo libre, así como que puede ser utilizado en poblaciones mexicanas, tanto del norte como el sur de la república.

## Agradecimientos

Agradecemos al Parque Ecológico Chipinque A.B.P. (Nuevo León, México) por su apoyo y a Leslie y Carlos por ayudar en el mismo.

# R

## Referencias

- Aran, S. (2014). A case study on defining leisure time motivation of recreation students. *Procedia, Social and Behavioral Sciences*, 152, 734-739.
- Auletta, N. & Dakduk, S. (2013). Bienestar del consumidor: Un recorrido por la salud, el hedonismo, la espiritualidad y las relaciones. *Debate IESA*, 18(2), 10-15.
- Ashraf, R. & Fatima, I. (2014). Role of personality and spirituality in nonviolent behavior in Young adults. *Journal of Behavioural Sciences*, 24(1), 57-70.
- Baglin, J. (2014). Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: A demonstration using FACTOR. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19(5), 1-15. Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=19&n=5>.
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming* (2 ed.) Nueva York: Routledge.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125, 276-302.
- Galvis-López, M. & Pérez-Giraldo, B. (2011). Perspectiva espiritual de la mujer con cáncer. *Aquichan*, 11(3), 256-273.
- García, E., Gallo, P. & Miranda, R. (1998). Bondad de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psicothema*, 10(3), 717-723. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72710317>
- Heintzman, P. (2002). A conceptual model of leisure and spiritual well-being. *Journal of Park and Recreation Administration*, 20(4), 144-169.
- Heintzman, P. & Mannell, R. (2003). Spiritual Functions of Leisure and Spiritual Well-Being: Coping with Time Pressure. *Leisure Science*, 25, 207-230. doi: 10.1080/01490400390211835
- Hill, P., Pargament, K., Hood, R., McCullough, M., Swyers, J., Larson, D., & Zinnbauer, B. (2000). Conceptualizing religion and spirituality: Points of commonality, points of departure. *Journal of the Theory of Social Behaviour*, 30(1), 51-77.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: -Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6, 53-60.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1998). *Multivariate Data Analysis* (5a. Edición). New Jersey: Prentice Hall.

- Iwasaki, Y. & Mannell, R. (2000). Hierarchical dimensions of leisure stress coping. *Leisure Sciences, 22*, 163-181. doi:10.1080/01490409950121843
- Kamitsis, I. & Francis, A. (2013). Spirituality mediates the relationship between engagement with nature and psychological wellbeing. *Journal of Environmental Psychology, 36*, 136-143.
- Labbé, E. & Fobes, A. (2010). Evaluating the interplay between spirituality, personality and stress. *Applied Psychophysiology and Biofeedback, 35*, 141-146.
- Lloyd, C., King, R., McCarthy, M., & Scanlan, M. (2007). The association between leisure motivation and recovery: A pilot study. *Australian Occupational Therapy Journal, 54*, 33-41. doi:10.1111/j.1440-1630.2006.00648.x
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2015). POLYMAT-C: A comprehensive SPSS program for computing the polychoric correlation matrix. *Behavior Research Methods, 47*(3), 884-889. doi:10.3758/s13428-014-0511-x
- Meltzoff, J. (2011). *Critical thinking about research. Psychology and related fields*. Estados Unidos: American Psychological Association.
- Miller, W. & Thoresen, C. (2003). Spirituality, religion, and health. An emerging research field. *American Psychologist, 58*(1), 24-35. DOI: 10.1037/0003-066X.58.1.24
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2011). *Mplus user's guide* (5th ed.) Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Ochoa, C., Casellas-Grau, A., Vives, J., Font, A., & Borràs, J. (2016). Positive psychotherapy for distressed cancer survivors: Posttraumatic growth facilitation reduces posttraumatic stress. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 17*(1), 28-37.
- Oullette, P., Heintzman, P., & Carette, R. (2005, Mayo). *Les motivations et les effets d'une retraite faite par des personnes agees dans un monastere Benedictin*. Publicación presentada en el Eleventh Canadian Congress on Leisure Research, Vancouver, Canada.
- Reise, S., Waller, N., & Comrey, A. (2000). Factor Analysis and Scale Revision. *Psychological Assessment, 12*(3), 287-297.
- Rivera, A. & Montero, M. (2007). Ejercicio clínico y espiritualidad. *Anales de Psicología, 23*(1), 125-136.
- Sarrazin, J. (2012). New Age en Colombia y la búsqueda de la espiritualidad indígena. *Revista Colombiana de Antropología, 48*(2), 139-162.
- Seligman, M. & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology. An introduction. *American Psychologist, 55*(1), 5-14. Doi: 10.1037/0003-066X.55.1.5
- Ulrichová, M. (2015). Ethical aspects in the psychotherapy of graduates with an accent on spirituality and religion. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 171*, 654-660.
- Vanegas-Farfano, M. & González, M. (2014<sup>a</sup>). Estructura factorial del inventario Leisure Coping Beliefs Strategies en una muestra mexicana. *Liberabit, 20*(2), 261-266.



- Vanegas-Farfano, M. & González, M. (2014<sup>b</sup>). Versión mexicana de la Escala de uso del tiempo libre para el afrontamiento (LCSS-M). *Summa Psicológica UST*, 11(1), 105-113.
- Vanegas, M. & González, M. (2015). *Los pasatiempos y la salud: Creencias, evaluación y usos. Implicaciones y beneficios de disfrutar lo cotidiano*. Madrid: Editorial Académica Española.
- Vásquez-Velázquez, I. I. & Góngora-Coronado, E. A. (2012). Explorando relaciones y diferencias ¿Son más felices las personas espirituales? En *Presencia psicológica: Aportes de investigación psicológica*, Vol. 1. México: Universidad Autónoma de Yucatán.
- Weisman, A., Tuchman, N., & Duarte, E. (2010). Incorporating religion/spirituality into treatment for serious mental illness. *Cognitive and behavioral practice*, 17(4), 348-357.
- Wells, N. & Evans, G. (2003). Nearby nature. A buffer of life stress among rural children. *Environment and Behavior*, 35(3), 311-330. DOI: 10.1177/0013916503251445
- Yadav, R. & Khanna, A. (2014). Impact of spirituality on stress: With the special reference of engineering students of Indian Institute of Technology. *Research on Humanities and Social Sciences*, 4(5), 29-35. Recuperado de <http://www.iiste.org/Journals/index.php/RHSS/article/viewFile/17550/17748>
- Zumbo, B., Gadermann, A. & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients Alpha and Theta for Likert Rating Scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 21-28.
- Zuefle, D.M. (1999). *The Spirituality of Recreation*. Recuperado de <https://www.questia.com/magazine/1P3-45203091/the-spirituality-of-recreation>