



Universidad de Costa Rica

www.revistas.ucr.ac.cr/index.php/actualidades


Análisis psicométrico de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias en adolescentes y jóvenes argentinos

Daily Spiritual Experiences Scale Psychometric Analysis among Argentinian Adolescents and Young Adults

María Emilia Oñate ¹

 <https://orcid.org/0000-0003-3277-4011>

Lucas Marcelo Rodriguez ³

 <https://orcid.org/0000-0001-5525-1155>

Belén Mesurado ²

 <https://orcid.org/0000-0002-5907-5854>

^{1,2,3} Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina

^{1,2} Instituto de Filosofía, Universidad Austral, Argentina

³ Centro de Investigación Interdisciplinaria en Valores, Integración y Desarrollo Social, Universidad Católica Argentina, Argentina

¹ ✉ monate@austral.edu.ar ² ✉ bmesurado@austral.edu.ar ³ ✉ lucasmrodriguez@uca.edu.ar

Recibido: 31 de mayo del 2021. Aceptado: 27 de julio del 2022.

Resumen. *Objetivo.* El objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias (DSES). Se analiza específicamente la consistencia interna, la discriminación de los ítems, la estructura factorial exploratoria y confirmatoria, y la validez constructiva. *Método.* Se conformó una muestra de 692 adolescentes y jóvenes entre los 12 y los 28 años. Se aplicó además la Escala de Experiencias Espirituales Diarias y la dimensión bienestar emocional de la Escala Multidimensional de Flourishing. *Resultados.* Se evidenciaron ítems discriminativos y buena consistencia interna. Se comprobó la estructura unifactorial, y se halló correlación entre la espiritualidad y el bienestar emocional, lo cual respalda la validez constructiva. Se concluye que la DSES presenta adecuadas propiedades psicométricas que apoyan su uso para la evaluación de la espiritualidad en adolescentes y jóvenes argentinos.

Palabras clave. Análisis psicométrico, espiritualidad, adolescentes, jóvenes

Abstract. *Objective.* The present work aimed to evaluate the psychometric properties of the Daily Spiritual Experience Scale (DSES), specifically analyzing the internal consistency, the discrimination of the items, the exploratory and confirmatory factorial structure, and the constructive validity. *Method.* A sample of 692 adolescents and young adults aged between 12 and 28 years old was collected. In addition, the Daily Spiritual Experiences Scale and the emotional well-being dimension of the Multidimensional Flourishing Scale were applied. *Results.* Discriminatory items and good internal consistency were evidenced. The unifactorial structure was verified, and a correlation between spirituality and emotional well-being was found, which supports the construct's validity. It is concluded that the DSES has adequate psychometric properties that support its use for the evaluation of spirituality in Argentine adolescents and young adults.

Keywords. Psychometric analysis, spirituality, adolescents, young adults



Introducción

Quienes se dedican al cuidado de la salud de las personas han empezado a ampliar su concepción de lo que significa ser humano al tener en cuenta la dimensión espiritual en conjunto con el aspecto físico, psicológico y social (Underwood, 1999). Las experiencias religiosas y espirituales influyen en diversos aspectos de la vida y hasta en la personalidad. Afectan la forma en que afrontamos e interpretamos la realidad, y la manera cómo sentimos, actuamos y tomamos decisiones; además, estructuran nuestra identidad y orientan la forma en la que queremos vivir y morir (Ferguson et al., 2018; Wink & Dillon, 2002).

A medida que avanzaba el desarrollo de la Psicología de la Religión, evolucionaron del mismo modo las conceptualizaciones de los constructos de religiosidad y espiritualidad. Estos dos conceptos, en un principio, compartían la misma acepción, es decir, podían significar la misma realidad indistintamente (Paloutzian, 2006). Sin embargo, fueron cambiando para volverse más independientes entre sí, y tomaron eventualmente diferentes sentidos. El concepto de religiosidad comenzó progresivamente a referirse a las tradiciones de fe consolidadas. Simultáneamente, las personas empezaron a buscar su orientación espiritual fuera de estructuras religiosas organizadas. De ese modo, comenzaron a evidenciarse formas no religiosas de espiritualidad (Paloutzian, 2017).

Para distinguir los constructos de religiosidad y espiritualidad, Hill et al. (2000) consideraron que tanto ambos términos comprenden sentimientos, pensamientos y comportamientos subjetivos que surgen de una búsqueda de lo sagrado. Lo sagrado se refiere a un ser u objeto divino, realidad o verdad última. Sin embargo, la religiosidad comprende los medios y métodos de búsqueda, por ejemplo los rituales y comportamientos característicos que reciben apoyo y validación por parte de un grupo identificado de personas (Emmons & Paloutzian, 2003).

Teniendo como base estas nociones teóricas, Piedmont et al. (2009) han captado esta diferenciación conceptual también en el campo empírico. Hallaron que la religiosidad y la espiritualidad son constructos que están vinculados, pero son disímiles ya que empíricamente se correlacionan con distintos criterios externos, como la prosocialidad, la orientación sexual y el materialismo.

Actualmente existe un interés cada vez mayor por conocer la manera en la que la espiritualidad interactúa con variables psicológicas (Hackney & Sanders, 2003). Producto de este interés, se ha acumulado abundante evidencia empírica acerca de la existencia de una correlación positiva entre las creencias religiosas y espirituales y la salud física y mental, la respuesta al tratamiento y la calidad de vida (Koenig, 2012), y la gratitud y satisfacción con la vida (Pérez et al., 2021). También se ha encontrado que la espiritualidad se correlaciona negativamente con la adicción a las compras (Charzyńska et al., 2021), la depresión (Soósová & Mauer, 2021; Whitaker et al., 2021), el estrés, la fragilidad (Moehling et al., 2021) y la desesperanza (Gülerce & Maraj, 2021).

Tay et al. (2014), tras hacer un análisis de distintos estudios realizados a lo largo del mundo, concluyen que entre religiosidad, espiritualidad y bienestar existe una pequeña relación positiva, aunque consistente. Piedmont (2007a), en una muestra de 654 filipinos entre los 16 y 75 años, halló correlaciones significativas y positivas entre espiritualidad y afecto positivo. Sumado a esto, demostró que la espiritualidad es relevante para los niveles generales de bienestar, estilo interpersonal, autoestima y madurez psicológica en una muestra de 397 estadounidenses entre los 17 y 62 años (Piedmont, 2007b). Chang et al. (2018) indicaron que la espiritualidad, pero no la religiosidad, estaba asociada con sentimientos de felicidad. Murtaza y Bashir (2020) hallaron una correlación positiva y significativa entre la religiosidad, la espiritualidad, la satisfacción y el bienestar emocional. Evidenciaron además que el bienestar espiritual incluso mejora la experiencia de la sintomatología

en pacientes con cáncer (Albusoul et al., 2022) y la calidad de vida (Cheawchanwattan et al., 2022).

La espiritualidad es un poderoso recurso para sostener a los adolescentes y jóvenes a través de la adversidad, representa una de las formas más amplias de conexión ya que favorece a nivel profundo la sensación de tener un lugar en el mundo (Eckersley et al., 2006). Sin embargo, como lo han hecho notar otros autores, son pocos los estudios que examinan estas variables en la adolescencia y la adultez joven (Barry & Abo-Zena, 2014).

Estos temas de investigación son muchas veces dejados de lado o desvalorizados debido a que se enfocan en la adolescencia y la juventud (Smith & Snell, 2009). No obstante, necesitan mayor atención, debido a que hay mucho para profundizar en torno a las variaciones individuales que existen alrededor del rol de lo espiritual sobre la motivación de la persona durante su vida (Nelson, 2009).

Para poder avanzar en el estudio de la religiosidad y la espiritualidad como aspectos psicológicos durante la adolescencia y la juventud, los autores recomiendan, en primer lugar, construir y adaptar instrumentos que permitan acumular conocimiento a lo largo del tiempo y a través de las culturas (Benson et al., 2003). En este sentido, la Escala de Experiencias Espirituales Diarias (Underwood, 2006) se configura como una excelente opción, ya que ha demostrado buenas propiedades psicométricas en diferentes estudios alrededor del mundo, siendo traducida a más de 40 idiomas (Underwood, 2019).

Si bien la Escala de Experiencias Espirituales Diarias (DSES; Underwood, 2006) fue traducida al español y se utilizó en Latinoamérica, los datos obtenidos dejaron constatar que las muestras estudiadas eran muy pequeñas. Por ejemplo, un estudio realizado en Colombia tuvo una muestra de 19 personas que padecían cáncer (Sierra et al., 2013); otro estudio realizado en México obtuvo una muestra de 206 personas entre los 15 y los 70 años, e indagó la estructura factorial de manera exploratoria, la confiabilidad a través del Alpha de Cronbach y la validez constructiva a través de la relación de la

espiritualidad con la satisfacción. Para futuros estudios, los autores de este estudio recomendaron ampliar la muestra y establecer análisis confirmatorios (Mayoral et al., 2013).

A partir de todo lo expuesto, este trabajo tiene la intención general de llevar al campo empírico la Escala de Experiencias Espirituales Diarias para evaluar sus propiedades psicométricas. De manera específica, busca analizar la consistencia interna y el poder discriminativo de los ítems, determinar la estructura factorial de manera exploratoria y confirmatoria, y explorar su validez constructiva con la finalidad de poder profundizar en el estudio de la espiritualidad en adolescentes y jóvenes en Argentina.

Método

Tipo de estudio

Este trabajo se enmarca en el modelo cuantitativo e implicó un diseño descriptivo-correlacional, transversal y de campo (Hernández et al., 2014).

Participantes

Para responder a los objetivos de investigación, se constituyó una muestra intencional, no probabilística, de 692 adolescentes y jóvenes entre los 12 y 28 años, siendo la edad media de 18.11 años y el desvío de 3.69. El 56.6% fue de sexo femenino y el 43.4% de sexo masculino, todos ellos provenientes de la provincia de Entre Ríos, Argentina.

En cuanto al nivel educativo, solo el .2% no había finalizado el nivel primario y el 1.9% no había finalizado el secundario. El 54.5% estaba realizando el nivel secundario, el 9.9% finalizó el secundario pero no continuó estudiando, el 31.2% estaba realizando la universidad y el 2.3% había finalizado sus estudios universitarios.

Con el fin de realizar los análisis factoriales, se dividió la muestra en dos grupos aleatorios. En el primero, se aplicó el análisis factorial exploratorio (AFE, $n = 202$, aproximadamente el 30% de la muestra) y en el segundo grupo se aplicó el análisis factorial confirmatorio (AFC, $n = 490$, aproximadamente el 70% de la muestra).

La muestra para el AFE estuvo compuesta por 202 sujetos entre los 12 y 28 años, siendo la media de 17.89 años y $DT = 3.68$. El 55.4% fue de sexo femenino y el 44.6% de sexo masculino.

La muestra para el AFC estuvo compuesta por 490 sujetos entre los 12 y 28 años, siendo la media de 18.20 años y $DT = 3.69$. El 57.1% fue de sexo femenino y el 42.9% de sexo masculino.

Se explicó a los participantes las características y el propósito de investigación, así como también el tratamiento absolutamente confidencial de la información proporcionada por ellos, con fines de investigación. Además, se les explicó que la participación era voluntaria y retirarse no les causaría ningún perjuicio; también se les brindó los datos del investigador por si eventualmente quisieran comunicarse. Quienes aceptaron participar firmaron ellos, o sus padres o tutores legales en el caso de los menores de edad, un consentimiento informado con toda la información antes expuesta y luego completaron los cuestionarios. Todos los participantes aceptaron participar voluntariamente.

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico

Se realizó un cuestionario sociodemográfico estructurado en el que se consultaba la edad, el sexo, el nivel educativo, entre otros aspectos de los participantes. Los tres modos de valoración de la situación que operacionaliza el instrumento son:

Instrumento de evaluación

La Escala de Experiencias Espirituales Diarias, (Underwood, 2006; Underwood & Teresi, 2002) desarrollada por Lynn Underwood, fue adaptada al español en México (Mayoral et al., 2013) y en Colombia (Sierra et al., 2013). Contiene 16 ítems que evalúan las experiencias cotidianas de conexión con lo trascendente, las experiencias místicas extraordinarias o creencias y comportamientos particulares, las experiencias que trascienden los límites de lo religioso (Underwood & Teresi, 2002). De los reactivos evaluados, 15 se puntúan en una escala de Likert de

seis puntos desde “muchas veces al día” a “nunca”; el último ítem tiene una escala de respuesta de Likert de cuatro puntos, desde “para nada cercano” a “tan cercano como es posible”. Para trabajar este instrumento y facilitar su interpretación, se invierten los valores de las respuestas de los primeros 15 ítems y luego se suman al ítem 16 para obtener el puntaje total, de modo que, a mayor puntaje, mayor espiritualidad. Los ítems consultan sobre nociones como la paz interior, gratitud, respeto, piedad, amor compasivo, entre otros.

Este instrumento ha demostrado tener buenas propiedades psicométricas de validez y confiabilidad en los diferentes estudios que se han realizado alrededor del mundo (Underwood, 2011). En cuanto a la estructura factorial, la mayoría de los estudios informan una estructura unifactorial (Underwood & Teresi, 2002). En cambio, otros han hallado dos factores denominados “teístico” y “no teístico”; sin embargo, los resultados no son mejores que los de la estructura de un único factor (Ellison & Fan, 2008; Kimura et al., 2012; Bailly & Roussiau, 2010). Dentro de los estudios de validez factorial, se observó que los ítems 13 y 14, referidos al amor compasivo, han presentado cargas factoriales más débiles (Kalkstein & Tower, 2009; Underwood, 2019).

La escala fue solicitada a su creadora, quien envió la versión en español que han utilizado en los países hispanohablantes; además, brindó su autorización para probar el instrumento en nuestro medio.

Instrumento de evaluación complementario

Para determinar la validez constructiva, se consideró la medición del bienestar emocional, una variable psicológica que, a nivel teórico, está vinculada con la espiritualidad. Para evaluarla, se utilizó la escala de bienestar emocional perteneciente a la Escala Multidimensional de Flourishing (Mesurado et al., 2018).

La Escala Multidimensional de Flourishing tiene tres factores: el bienestar social, el bienestar psicológico y el bienestar emocional. Este último factor es el que se utiliza en esta investigación. Este con-

tiene cuatro ítems que miden las emociones positivas y negativas a lo largo de dos semanas.

La forma de respuesta de este factor está estructurada con una escala de diferencial semántico de cinco niveles para medir las dimensiones emocionales (por ejemplo, de positivo = 5 a negativo = 1). La escala y este factor específico demostraron buenas propiedades psicométricas de consistencia interna, validez factorial y validez de constructo (Mesurado et al., 2018).

Procedimiento de recolección de datos

Los datos fueron recabados de forma intencional, no probabilística, con dos formas de muestreo, ya que la intención era obtener una muestra que no fuera exclusivamente universitaria. Una de las formas de muestreo fue acceder a muestras cautivas mediante instituciones educativas, y la otra forma fue la de *snowballing* o bola de nieve, también conocida como muestras en cadena o por redes, la cual consiste en aprovechar o utilizar para el estudio las personas disponibles en un momento dado, localizando a algunos individuos, los cuales conducen a otros y estos a otros (Hernández et al., 2014).

Procedimiento de análisis de datos

Para llevar a cabo los objetivos de investigación, siguiendo los lineamientos de la *International Test Commission* (2017), se procedió inicialmente a contactar a la autora de la escala a fin de solicitarle el instrumento en su versión en español y pedirle su autorización para utilizarla en nuestro medio y con fines investigativos.

Con la información obtenida a través de los cuestionarios, se realizaron el procesamiento y análisis estadístico de los datos, utilizando el *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) versión 26, el programa a FACTOR 10.10.01 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) y el programa Mplus 6.12. En el proceso de carga, se dejaron de lado aquellos casos que no respondieron a los instrumentos de forma completa.

Inicialmente se realizaron análisis de estadística descriptiva básica como el cálculo de medias, desvíos,

frecuencias y porcentajes para caracterizar las variables demográficas de los participantes. Luego se llevaron a cabo procedimientos estadísticos relativos a la evaluación psicométrica de las pruebas; por lo tanto, se realizaron pruebas *t* de diferencia de medias entre los grupos extremos para corroborar la discriminación de los ítems. Se calculó el alfa de Cronbach, el Coeficiente Omega y el gran límite inferior de la fiabilidad para determinar la confiabilidad interna.

Como se describió anteriormente, para explorar la validez factorial, se dividió la muestra en dos grupos aleatorizados. En el primero, se aplicó el análisis factorial exploratorio (AFE, $n = 202$, aproximadamente el 30% de la muestra) y al segundo análisis factorial confirmatorio (AFC, $n = 490$, aproximadamente el 70% de la muestra). La muestra es adecuada para el AFE teniendo en cuenta el criterio de 5 participantes por variable (Pérez & Medrano, 2010) y también es adecuada para el AFC, en el que se requieren muestras grandes, que superen los 200 casos, con un mínimo de 10 observaciones por cada variable (Arias, 2008).

Para determinar la cantidad de factores que emergerían de la escala, teniendo en cuenta que los datos se alejaban de la distribución normal, se utilizaron correlaciones policóricas y se llevó a cabo un análisis paralelo (AP; Freiberg et al., 2013). Para dicho análisis, se usó la rotación *Normalized Direct Oblimin* debido a que las correlaciones entre los ítems eran altas ($> .7$; Lorenzo-Seva, 2013).

Seguidamente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el método WLSMV (mínimos cuadrados no ponderados) debido a la naturaleza de las variables y a que los ítems eran ordinales (Lloret et al., 2017). Para evaluar el ajuste del modelo confirmatorio, se tuvieron en cuenta los índices CFI, TLI y RMSEA. Varios autores consideran un ajuste aceptable un valor mínimo de .90 para el CFI y el TLI, y un máximo de .10 para el RMSEA (Bentler & Bonett, 1980; Browne & Cudeck, 1993; Jöreskog & Sörbom, 1993; MacCallum et al., 1996). No se tuvo en cuenta la significación del χ^2 , ya que es sensible al tamaño de la muestra (Byrne, 2010).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

El análisis descriptivo de los ítems de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias (Underwood, 2006; $M = 47.64$, $DT = 18.190$, $n = 202$), como se puede ver en la Tabla 1, sugiere una colinealidad y homogeneidad aceptables, descartando la presencia multicolinealidad, ya que la correlación ítem-test, la correlación inter-ítem y la correlación total de elementos corregida resultaron adecuadas para todos los ítems excepto para los ítems 13 y 14 (Martínez, 1999).

Siguiendo los análisis sugeridos por Pérez y Medrano (2010), luego de chequear la existencia

de casos atípicos, se procedió a evaluar la normalidad. Los ítems cumplen con los valores esperados entre ± 1.0 de asimetría y curtosis recomendados por George y Mallery (2012). Sin embargo, otros análisis advirtieron que los ítems no se desempeñan bajo el criterio de normalidad. Por ejemplo, el análisis de Mardia (1970) indica un coeficiente de asimetría de 50.979, $gl = 816$, $p = 1.00$ y un coeficiente de curtosis de 351.841, $p < .001$, lo que señala la ausencia de una distribución normal. Sumado a esto, las pruebas de Kolmogorov-Smirnov resultaron significativas para todos los ítems ($p < .001$; Pérez, 2004).

Tabla 1. Análisis descriptivo de los ítems de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias ($n = 202$)

	Mín.	Max.	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>S</i>	<i>K</i>	$r_{(i-t)}$	$r_{(itc)}$	$r_{(tec)}$	<i>K-S</i>
Ítem 1	1	6	2.87	1.575	.307	-1.207	.817**	.628	.785	< .001
Ítem 2	1	6	3.41	1.514	.017	-.994	.666**	.526	.617	< .001
Ítem 3	1	6	2.63	1.656	.707	-.721	.797**	.63	.760	< .001
Ítem 4	1	6	2.77	1.633	.540	-.933	.824**	.643	.791	< .001
Ítem 5	1	6	2.76	1.751	.604	-1.019	.814**	.64	.777	< .001
Ítem 6	1	6	3.23	1.428	.338	-.655	.617**	.49	.566	< .001
Ítem 7	1	6	3.01	1.709	.345	-1.140	.775**	.605	.733	< .001
Ítem 8	1	6	2.71	1.653	.500	-1.065	.837**	.653	.806	< .001
Ítem 9	1	6	2.84	1.775	.388	-1.290	.857**	.66	.827	< .001
Ítem 10	1	6	2.84	1.656	.388	-1.163	.786**	.622	.748	< .001
Ítem 11	1	6	2.61	1.539	.554	-.953	.723**	.57	.678	< .001
Ítem 12	1	6	3.54	1.596	-.182	-1.141	.754**	.596	.713	< .001
Ítem 13	1	6	3.42	1.589	.067	-1.111	.367**	.283	.289	< .001
Ítem 14	1	6	3.62	1.417	-.096	-.933	.265**	.228	.193	.002
Ítem 15	1	6	3.20	1.762	.119	-1.381	.830**	.647	.796	< .001
Ítem 16	1	4	2.15	.880	.281	-.711	.784**	.629	.764	< .001

Nota. *S* = Asimetría; *K* = Curtosis; $r_{(i-t)}$ = Correlación ítem-test; $r_{(itc)}$ = Correlación inter-ítem promedio; $r_{(tec)}$ = Correlación total de elementos corregida; *K-S* = Kolmogorov-Smirnov.

** $p < .001$.

Poder discriminativo de los ítems y confiabilidad interna

Se llevó a cabo un análisis del poder discriminativo de los ítems de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias (Underwood, 2006). Para tal fin, se calcularon, en la muestra de 202 participantes, el puntaje total de la escala. Seguidamente se realizó una agrupación visual generando cuatro grupos del 25% de la varianza cada uno. Finalmente se realizó una prueba *t*, ubicando los ítems como variables de prueba y en la variable de agrupación utilizamos el cuartil superior y el inferior. Tal como se muestra en la Tabla 2, los hallazgos indican que todos los ítems resultaron discriminativos.

Para calcular la confiabilidad, se estimó la consistencia interna del instrumento mediante el alfa de Cronbach en la muestra de 202 sujetos; la úni-

ca dimensión “espiritualidad” presentó un alfa de .938. Además, se calculó el coeficiente omega de McDonald, que es un método más robusto ya que se basa en las comunalidades entre ítems y resultó de .950 (Dunn et al., 2014; Hayes & Coutts, 2020; McNeish, 2018). Por otra parte, teniendo en cuenta que la muestra no era demasiado grande, se estimó el gran límite inferior de la fiabilidad que fue de .976 (Woodhouse & Jackson, 1977). Todos estos índices resultaron muy satisfactorios.

Análisis factorial exploratorio

Inicialmente, para evaluar si la matriz de datos era factorizable, se recurrió a la medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = .94) y a la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2(120) = 2243.1, p \leq .001$). Se obtuvieron resultados positivos de ambas pruebas.

Tabla 2. Análisis discriminativo y confiabilidad interna de los ítems de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias

	Grupo bajo <i>n</i> = 50		Grupo alto <i>n</i> = 63		Valores estadísticos		
	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	α - <i>x</i>
Ítem 1	1.26	.565	4.52	.981	-22.175	< .001	.931
Ítem 2	2.02	1.270	4.54	1.075	-11.420	< .001	.935
Ítem 3	1.10	.303	4.35	1.334	-18.734	< .001	.932
Ítem 4	1.10	.303	4.33	1.380	-18.062	< .001	.931
Ítem 5	1.12	.480	4.56	1.317	-19.163	< .001	.931
Ítem 6	2.28	1.161	4.27	1.322	-8.379	< .001	.936
Ítem 7	1.48	.931	4.70	1.159	-16.369	< .001	.932
Ítem 8	1.10	.364	4.46	1.060	-23.478	< .001	.931
Ítem 9	1.04	.198	4.86	.931	-31.661	< .001	.930
Ítem 10	1.22	.545	4.48	1.242	-18.659	< .001	.932
Ítem 11	1.20	.452	3.98	1.326	-15.568	< .001	.934
Ítem 12	1.90	1.015	4.94	.998	-15.943	< .001	.933
Ítem 13	2.68	1.392	3.94	1.480	-4.602	< .001	.943
Ítem 14	3.12	1.480	3.97	1.307	-3.231	.002	.944
Ítem 15	1.20	.535	5.00	1.000	-25.863	< .001	.931
Ítem 16	1.22	.418	2.95	.658	-16.188	< .001	.934

Nota. α -*x* = Alfa de Cronbach si se elimina el elemento.

La estructura factorial se estudió mediante un análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) con la rotación oblicua (*Normalized Direct Oblimin*). Se fundamentó esta decisión en la naturaleza de los datos y en que algunas de las correlaciones entre ítems superaban de .70, lo que favorece la simplicidad factorial, a su vez que la autora de la teoría lo propone de esta manera.

La decisión final fue la de retener una solución unifactorial. Para esto, se consideró que el programa FACTOR así lo aconsejaba debido a que el primer factor explicaba el 59.81% de la variancia y superaba el autovalor 1 de Kaiser. Si bien existía un segundo factor posible que superaba el valor 1 de Kaiser, solo explicaba el 8% de la variancia, razón por la cual fue descartado.

Además, para determinar la cercanía de los datos con la solución unifactorial, se tomaron otros estadísticos recomendados por los autores (Ferrando & Loren-

zo-Seva, 2018; Garrido et al., 2019) que sugieren que los datos pueden ser tratados como unidimensionales (*Unidimensional Congruence*, UniCo = .908; *Explained Common Variance*, ECV = .900; *Mean of Item Residual Absolute Loadings*, MIREAL = .199). Finalmente, al ser unifactorial, se analizó la matriz sin rotar.

Como se puede observar en la [Tabla 3](#), la mayoría de los ítems saturan muy bien en el factor, por encima del .60, excepto el ítem 13, "Siento cariño desinteresado por otros" y el ítem 14 "Acepto a otros aun cuando hacen cosas que pienso que están mal", que tiene una carga factorial inferior a .30.

Análisis factorial confirmatorio

Se llevaron a cabo análisis confirmatorios para poner a prueba el modelo original propuesto por Underwood (2006). Para realizar este estudio, se trabajó con una muestra de 490 sujetos que representan aproximadamente el 70% de la muestra total.

Tabla 3. Cargas factoriales y comunalidades de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias

Ítems	Factor	Comunalidades
1. Siento la presencia de Dios	.844	.712
2. Siento una conexión con todo lo que es vid	.639	.408
3. Mientras estoy orando, o en otros momentos cuando me conecto con Dios, siento una felicidad o júbilo que me levanta de mis preocupaciones diarias	.844	.713
4. Encuentro consuelo en mi religión o espiritualidad	.861	.741
5. Encuentro mi fortaleza en mi religión o creencias espirituales	.856	.732
6. Siento gran paz interior o armonía	.601	.361
7. Le pido ayuda a Dios en medio de mis actividades diarias	.807	.651
8. Me siento guiado por Dios en medio de mis actividades diarias	.878	.770
9. Siento directamente el amor que Dios me tiene	.885	.782
10. Siento el amor que Dios tiene por mí a través de otros	.819	.671
11. La belleza de la creación me mueve espiritualmente	.727	.528
12. Me siento agradecido por mis bendiciones	.771	.595
13. Siento cariño desinteresado por otros	.288	.083
14. Acepto a otros aun cuando hacen cosas que pienso que están mal	.213	.045
15. Deseo estar más cercano a Dios o en unión con Dios	.853	.728
16. ¿En general, cuán cercano te sientes a Dios?	.847	.717

Se utilizó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados robusto, ya que los ítems eran categóricos y no seguían una distribución normal (WLSMV; Lloret et al., 2017). La Tabla 4 presenta el ajuste del modelo original propuesto por Underwood (2006), en la cual se evidencian muy buenos resultados. Varios autores consideran un ajuste aceptable un valor mínimo de .90 para el CFI y el TLI, y un máximo de .10 para el RMSEA (Bentler & Bonett, 1980; Browne & Cudeck, 1993; Jöreskog & Sörbom, 1993; MacCallum et al., 1996). Tal como se puede apreciar en la Tabla 4, siguiendo estos criterios, los valores de CFI y del TLI podrían considerarse razonables, aunque el valor del error es pobre.

Tabla 4. Ajustes de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias

	χ^2	<i>p</i>	GI	CFI	TLI	RMSEA
Modelo original del autor	1020.751	<.001	104	.955	.948	.134

Confiabilidad

Para calcular la confiabilidad de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias, se calculó el coeficiente omega de McDonald para esta muestra de 490 sujetos, que resultó en .941. Además, se estimó gran límite inferior de la fiabilidad (Glb) el cual fue de .973. Estos índices resultaron muy satisfactorios.

Validez convergente

Partiendo de la hipótesis de que la espiritualidad conlleva a mayores niveles de bienestar emocional (Ellison & Fan, 2008; Kalkstein & Tower, 2009; Mayoral et al., 2013), se evaluó la relación entre estas variables. La correlación entre espiritualidad y bienestar emocional fue positiva y significativa ($r = .217, p \leq .001$). Por lo tanto, este resultado aporta evidencia de validez convergente de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias, ya que se encontró empíricamente la relación que se esperaba teóricamente.

Discusión

Este trabajo fue realizado siguiendo el objetivo general de llevar al campo empírico la Escala de Experiencias Espirituales Diarias (Underwood, 2006) para evaluar sus propiedades psicométricas, analizando la consistencia interna y el poder discriminativo de los ítems, determinar validez de constructo y explorar su validez convergente con el bienestar emocional, ello con la finalidad de poder profundizar en el estudio de la espiritualidad en adolescentes y jóvenes en Argentina.

En el análisis psicométrico, se observó que todos los ítems resultaron discriminativos, es decir, que permitieron diferenciar entre quienes tienen más y menos cantidad del atributo que se pretende medir. Respecto a la fiabilidad, se presentaron resultados muy buenos de consistencia interna, tanto en la muestra que se utilizó para realizar el AFE como en la que se usó para realizar el AFC. Si bien el alfa de Cronbach fue muy adecuada, teniendo en cuenta la naturaleza de las variables y el tamaño de la muestra, se calcularon el coeficiente omega de McDonald, que es un método más robusto (Dunn et al., 2014; Hayes & Coutts, 2020; McNeish, 2018), y el gran límite inferior de la fiabilidad (Woodhouse & Jackson, 1977). Todos los índices mencionados fueron mayores al .90 por lo que resultaron muy satisfactorios.

Esta escala ha demostrado su buena fiabilidad en distintos estudios alrededor del mundo; por ejemplo, la confiabilidad interna calculada con el alfa de Cronbach tiene en general un valor que ronda el .90; uno de los valores más elevados se obtuvo en la muestra china, con un valor de .97, y uno de los valores más bajos en la muestra mexicana, con un valor de .91 (Ng et al., 2009; Mayoral et al., 2013; Underwood, 2011). En este estudio realizado en Argentina el valor fue de .94 por lo que también en nuestro contexto se halló evidencia de confiabilidad interna.

Habiendo realizado un AFE, el análisis paralelo sugirió una estructura unidimensional que explicaba

cerca del 60% de la variancia. Además, se calcularon otros estadísticos recomendados por los autores, como la congruencia unidimensional (UniCo), la variancia común explicada (ECV), y el promedio de la carga residual absoluta (MIREAL), que también apoyaron la solución unifactorial (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018; Garrido et al., 2019). La mayoría de los ítems saturan muy bien en el factor, por encima del .60, excepto el ítem 13 y el ítem 14 que tienen una carga factorial inferior a .30. Sin embargo, dentro de los estudios de validez factorial realizada por otros autores, también se observó que los ítems 13 y 14, referidos al amor compasivo, han presentado cargas factoriales más débiles, pero los autores sugieren no retirarlos debido a la importancia teórica de los mismos (Kalkstein & Tower, 2009; Underwood, 2019).

Seguidamente se realizó el AFC, en el que se probó el modelo original propuesto por la autora (Underwood, 2006) y que ya había sido analizado de manera exploratoria. Utilizando el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados robusto, se hallaron índices de bondad de ajuste óptimos para la solución unifactorial (Lloret et al., 2017). Siguiendo los criterios propuestos por los autores, los valores de CFI y del TLI podrían considerarse muy buenos, aunque el valor del error no es suficientemente satisfactorio, razón por la cual puede decirse que el ajuste fue aceptable pero no excelente (Bentler & Bonett, 1980; Browne & Cudeck, 1993; Jöreskog & Sörbom, 1993; MacCallum et al., 1996).

Cabe destacar que ninguno de los estudios factoriales previos realizaron análisis estadísticos ajustados a la naturaleza ordinal de los datos, pero, de igual manera, en cuanto a la estructura factorial, la mayoría de los estudios informan una estructura unifactorial (Underwood & Teresi, 2002), incluyendo la versión en chino (Ng et al., 2009), en español (Mayoral et al., 2013) y en francés (Bailly & Roussiau, 2010). En cambio, otros han hallado dos factores denominados "teístico" y "no teístico"; sin embargo, los resultados no son mejores a la estructura de un único factor (Ellison & Fan, 2008; Kimura et al., 2012; Bailly

& Roussiau, 2010), lo cual confirma nuestro estudio a través de sus resultados.

Por último, para analizar la validez convergente, se procedió a determinar la asociación entre la espiritualidad y el bienestar emocional. Los resultados evidenciaron que, a mayores niveles de espiritualidad, son mayores los niveles de bienestar emocional; esta asociación positiva fue significativa estadísticamente, pero de potencia pequeña. Este último hallazgo puede explicarse por el hecho de que los constructos en psicología tienen múltiples causas. No obstante, se han detectado resultados similares en otros estudios en los que se indica que entre espiritualidad y bienestar existe una pequeña relación positiva, aunque consistente (Tay et al., 2014).

Sumado a lo anterior, otros estudios informaron que la espiritualidad es relevante para los niveles generales de bienestar (Piedmont, 2007b), y, de manera específica, se ha informado una correlación positiva significativa entre religiosidad, espiritualidad, satisfacción y bienestar emocional (Murtaza & Bas-hir, 2020). También, se detectó que la espiritualidad está asociada con sentimientos de felicidad (Chang et al., 2018) y afecto positivo (Piedmont, 2007a).

De manera global, siempre es interesante reflexionar acerca de los beneficios y los perjuicios que conlleva la aplicación de escalas que han sido elaboradas en otros contextos ya que esta es una cuestión controvertida. Como perjuicio, se puede tener en cuenta el hecho de que se dejan de lado cuestiones socioculturales y ecológicas específicas de la sociedad a la que pertenece el sujeto evaluado, perdiendo ciertos matices que el fenómeno estudiado puede presentar en nuestro medio (Fernández et al., 2010). Como beneficios, se puede considerar el hecho de que sirve como contribución a la psicología como una ciencia, en cuanto a la posibilidad de generalizar y acumular conocimiento utilizando un mismo instrumento de medición y en cuanto a la facilidad en la comunicación entre científicos pensando en la creciente globalización (Muñiz et al., 2013). Otra ventaja es la posibilidad de poder publicar en revistas internacionales y llevar a

cabo estudios sobre las semejanzas y diferencias interculturales (Fernández et al., 2010). Además, para poder avanzar en un campo de estudio, los autores recomiendan iniciar con la construcción y adaptación de instrumentos que permitan acumular conocimiento a lo largo del tiempo y a través de las culturas (Benson et al., 2003).

De manera particular, este estudio se configura como un aporte al campo de estudio de la espiritualidad pues brinda un instrumento válido y confiable. La Escala de Experiencias Espirituales Diarias (DSES; Underwood, 2006) fue traducida al español y se utilizó en Latinoamérica anteriormente, pero en muestras muy pequeñas (Sierra Matamoros et al., 2013), y fue analizada de manera exploratoria (Mayoral et al., 2013). En este estudio, se profundiza el análisis psicométrico al realizarlo en una muestra más amplia y analizarlo de manera confirmatoria y con estadísticos ajustados a la naturaleza de los datos que demuestran empíricamente que el uso de esta escala es una excelente opción.

Con relación a las limitaciones del trabajo, es necesario mencionar la dificultad para generalizar los resultados debido al tipo de muestreo no probabilístico y que la muestra pertenece a sólo una ciudad de Argentina. Por otra parte, la muestra comprendió cierta amplitud en cuanto a la edad, de 12 a 28 años, por lo que es recomendable en futuras investigaciones segmentar los grupos etarios, ampliar las muestras e idealmente que los sujetos sean elegidos al azar. Finalmente, sería interesante realizar estudios que aporten otras evidencias de confiabilidad y validez, como la estabilidad a través del tiempo y también la utilización de otros instrumentos de probada bondad psicométrica para establecer la validez discriminante.

A la luz de estos resultados, se concluye que la Escala de Experiencias Espirituales Diarias (Underwood, 2006) presenta adecuadas propiedades psicométricas de confiabilidad y validez que apoyan su uso para la evaluación de la espiritualidad en adolescentes y jóvenes argentinos.

Referencias

- Albusoul, R. M., Hasanien, A. A., Abdalrahim, M. S., Zeilani, R. S., & Al-Maharma, D. Y. (2022). The effect of spiritual well-being on symptom experience in patients with cancer. *Supportive Care in Cancer*, *30*(8), 6767-6774. <https://doi.org/10.1007/s00520-022-07104-4>
- Arias, B. (2008). Desarrollo de un ejemplo de análisis factorial confirmatorio con LISREL, AMOS y SAS. En M. Á. Verdugo Alonso, M. Crespo, M. Badia Corbella, & B. Arias (Eds.), *Metodología en la investigación sobre discapacidad. Introducción al uso de las ecuaciones estructurales*. Publicaciones del INICO.
- Bailly, N., & Roussiau, N. (2010). The Daily Spiritual Experience Scale (DSES): Validation of the short form in an elderly French population. *Canadian Journal on Aging/La Revue canadienne du vieillissement*, *29*(2), 223-231. <https://doi.org/10.1017/S0714980810000152>
- Barry, C. M., & Abo-Zena, M. M. (2014). Emerging adults' religious and spiritual development. In C. M. Barry & M. M. Abo-Zena (Eds.), *Emerging Adults' Religiosity and Spirituality: Meaning Making in an Age of Transition* (pp. 21-38). Oxford University Press.
- Benson, P. L., Roehlkepartain, E. C., & Rude, S. P. (2003). Spiritual development in childhood and adolescence: Toward a field of enquiry. *Applied Developmental Science*, *7*(3), 203-213. https://doi.org/10.1207/S1532480XADS0703_12
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*(3), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136-162). Sage.
- Byrne, B. M. (2010). *Multivariate Applications Series. Structural Equation Modelling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2° ed.). Routledge.
- Chang, Y. Y., Wang, L. Y., Liu, C. Y., Chien, T. J., Chen, I. J., & Hsu, C. H. (2018). The Effects of a mindful-

- ness meditation program on quality of life in cancer outpatients: An exploratory study. *Integrative Cancer Therapies*, 17(2), 363-370. <https://doi.org/10.1177/1534735417693359>
- Charzyńska, E., Sitko-Dominik, M., Wysocka, E., & Olszanecka-Marmola, A. (2021). Exploring the roles of daily spiritual experiences, self-efficacy, and gender in shopping addiction: A moderated mediation model. *Religions*, 12(5), 223-231. <https://doi.org/10.3390/rel12050355>
- Cheawchanwattana, A., Kanjanabuch, T., Puapatanakul, P., Narenpitak, S., Halue, G., Tungsanga, K., Tatiyanupanwong, S., Lorvinitnun, P., Sritippayawan, S., Chieochanthanakij, R., Tungsanga, S., Thamcharoen, N., Pongpirul, K., Shen, J., Johnson, D. W., Davies, S. J., Finkelstein, F. O., Perl, J., Robinson, B., & Thailand PDOPPS Steering Groups. (2022). Spiritual well-being and its relationship with patient characteristics and other patient-reported outcomes in peritoneal dialysis patients: Findings from the PDOPPS. *Nephrology*, 27(7), 621-631. <https://doi.org/10.1111/nep.14034>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Eckersley, R., Wierenga, A., & Wyn, J. (2006). *Flashpoints & Signposts: Pathways to Success and Wellbeing for Australia's Young People*. Australia 21.
- Ellison, C. G., & Fan, D. (2008). Daily spiritual experiences and psychological well-being among US adults. *Social Indicators Research*, 88(2), 247-271. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9187-2>
- Emmons, R. A., & Paloutzian, R. F. (2003). The psychology of religion. *Annual Review of Psychology*, 54(1), 377-402. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.54.101601.145024>
- Ferguson, M. A., Nielsen, J. A., King, J. B., Dai, L., Giangrasso, D. M., Holman, R., Korenberg, J. R., & Anderson, J. S. (2018). Reward, salience, and attentional networks are activated by religious experience in devout Mormons. *Social Neuroscience*, 13(1), 104-116. <https://doi.org/10.1080/17470919.2016.1257437>
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, M. C., & Liporace, M. F. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar*, 10(1), 60-74. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v10.n1.459>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development, and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-241. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Freiberg, A., Stover, J. B., De la Iglesia, G., & Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias psicológicas*, 7(2), 151-164. http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?pid=S1688-42212013000200005&script=sci_abstract
- Garrido, C. C., González, D. N., Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Multidimensional or essentially unidimensional? A multi-faceted factor-analytic approach for assessing the dimensionality of tests and items. *Psicothema*, 31(4), 450-457. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.153>
- George, D., & Mallery, P. (2012). *IBM SPSS Statistics 19 Step by Step a Simple Guide and Reference* (12th ed.). Routledge.
- Gülerce, H., & Maraj, H. A. (2021). Resilience and hopelessness in Turkish society: Exploring the role of spirituality in the COVID-19 pandemic. *Journal of Economy Culture and Society*, (63), 1-15. <https://cdn.istanbul.edu.tr/file/JTA6CLJ8T5/DF472CD-3F34543AA943D86D83DC27287>
- Hackney, C. H., & Sanders, G. S. (2003). Religiosity and mental health: A meta-analysis of recent studies.

- Journal for the scientific study of religion*, 42(1), 43-55. <https://doi.org/10.1111/1468-5906.t01-1-00160>
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *But.... Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hernández, R., Fernández, C., & Baptista, M. P. (2014). *Metodología de la investigación* (6.ª ed.). Mc Graw Hill.
- Hill, P. C., Pargament, K. I., Hood, R. W., McCullough Jr, M. E., Swyers, J. P., Larson, D. B., & Zinnbauer, B. J. (2000). Conceptualizing religion and spirituality: Points of commonality, points of departure. *Journal for the Theory of Social Behaviour*, 30(1), 51-77. <https://doi.org/10.1111/1468-5914.00119>
- International Test Commission. (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (2nd ed.). International Test Commission.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Scientific Software International.
- Kalkstein, S., & Tower, R. B. (2009). The daily spiritual experiences scale and well-being: Demographic comparisons and scale validation with older Jewish adults and a diverse internet sample. *Journal of Religion and Health*, 48(4), 402-417. <https://doi.org/10.1007/s10943-008-9203-0>
- Kimura, M., Oliveira, A. L. D., Mishima, L. S., & Underwood, L. G. (2012). Adaptação cultural e validação da Underwood's Daily Spiritual Experience Scale - versão brasileira. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 46, 99-106. <https://doi.org/10.1590/S0080-62342012000700015>
- Koenig, H. G. (2012). Religion, spirituality, and health: The research and clinical implications. *International Scholarly Research Network ISRN Psychiatry*, 1(1), 1-33. <https://doi.org/10.5402/2012/278730>
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2017). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Análisis guiado según los datos empíricos y el software. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 33(2), 417-432. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.2.270211>
- Lorenzo-Seva, U. (2013). *How to report the percentage of explained common variance in exploratory factor analysis* [Bachelor's thesis, Universitat Rovira i Virgili]. Semantic Scholar. <https://www.semanticscholar.org/paper/How-to-report-the-percentage-of-explained-common-in-Lorenzo-Seva/5a87ecf6131e-535fc9ca4642d20050afe1919153>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological methods*, 1(2), 130-149. <https://doi.org/1082-989X/96/S3.00>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Martínez, M. R. (1999). *El análisis multivariante en la investigación científica*. La Muralla.
- Mayoral, E. G., Underwood, L. G., Laca, F. A., & Mejía, J. C. (2013). Validation of the Spanish version of Underwood's Daily Spiritual Experience Scale in Mexico. *International Journal of Hispanic Psychology*, 6(2), 191-202. https://www.academia.edu/9669165/Validation_of_the_Spanish_version_of_Underwoods_Daily_Spiritual_Experience_Scale_in_Mexico
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
- Mesurado, B., Crespo, R. F., Rodríguez, O., Debeljuh, P., & Carlier, S. I. (2018). The development and initial validation of a multidimensional flourishing scale. *Current Psychology*, 40, 1-10. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9957-9>
- Moehling, K. K., Nowalk, M. P., Zimmerman, R. K., Bromberger, J. T., Lin, C. J., Ford, S. E., & Bertolet, M. (2021). Spirituality, quality of life and frailty in community-dwelling adults \geq 50 years. *Psychology of Religion and Spirituality*, 14(2), 200-207. <https://doi.org/10.1037/rel0000387>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>

- Murtaza, F., & Bashir, Z. (2020). Religiosity, spirituality, emotional well-being, and contentment among muslim religious scholars. *Journal of Religious Studies*, 3(2), 63-86. <https://doi.org/10.33195/uochjrs-v3i21862020>
- Nelson, J. M. (2009). *Psychology, religion, and spirituality*. Springer Science. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-87573-6>
- Ng, S. M., Fong, T. C., Tsui, E. Y., Au-Yeung, F. S., & Law, S. K. (2009). Validation of the Chinese version of underwood's daily spiritual experience scale—transcending cultural boundaries? *International Journal of Behavioral Medicine*, 16(2), 91-97. <https://doi.org/10.1007/s12529-009-9045-5>
- Paloutzian, R. F. (2006). Psychology, the human sciences, and religion. In P. Clayton (Ed.), *The Oxford Handbook of Religion and Science* (pp. 236-252). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxford-hb/9780199543656.001.0001>
- Paloutzian, R. F. (2017). *Invitation to the Psychology of Religion* (3rd ed.). Guilford Publications.
- Pérez, C. (2004). *Técnicas de Análisis Multivariante de Datos. Aplicaciones con SPSS*. Pearson Education.
- Pérez, E. R., & Medrano, L. A. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*, 2(1), 58-66. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108>
- Pérez, J. A., Peralta, C. O., & Besa, F. B. (2021). Gratitude and life satisfaction: The mediating role of spirituality among Filipinos. *Journal of Beliefs & Values*, 42(4), 511-522. <https://doi.org/10.1080/13617672.2021.1877031>
- Piedmont, R. L. (2007a). Cross-cultural generalizability of the Spiritual Transcendence Scale to the Philippines: Spirituality as a human universal. *Mental Health, Religion & Culture*, 10(2), 89-107. <https://doi.org/10.1080/13694670500275494>
- Piedmont, R. L. (2007b). Spirituality as a robust empirical predictor of psychosocial outcomes: A cross-cultural analysis. In R. J. Estes (Ed.), *Advancing quality of life in a turbulent world* (pp. 119-136). Springer.
- Piedmont, R. L., Ciarrochi, J. W., Dy-Liacco, G., & Williams, J. E. (2009). The empirical and conceptual value of the Spiritual Transcendent and Religious Involvement Scales for personality research. *American Psychological Association. Psychology of Religion and Spirituality*, 1(3), 162-179. <https://doi.org/10.1037/a0015883>
- Sierra, F. A., Sánchez, R., & Ibanez, C. I. (2013). Adaptación transcultural de la escala Daily Spiritual Experience Scale para su uso en Colombia. *Revista colombiana de cancerología*, 17(4), 149-157. <http://www.scielo.org.co/pdf/rcc/v17n4/v17n4a04.pdf>
- Smith, C., & Snell, P. (2009). *Souls in transition: The religious and spiritual lives of emerging adults*. Oxford University Press.
- Soósová, M. S., & Mauer, B. (2021). Psychometrics properties of the daily spiritual experience scale in Slovak elderly. *Journal of Religion and Health*, 60(1), 563-575. <https://doi.org/10.1007/s10943-020-00994-w>
- Tay, L., Li, M., Myers, D., & Diener, E. (2014). Religiosity and subjective well-being: An international perspective. In C. Kim-Prieto (Ed.), *Religion and spirituality across cultures* (pp. 163-175). Springer.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Underwood, L. G. (1999). Daily spiritual experiences. In Fetzer Institute & National Institute on Aging Working Group (Ed.), *Multidimensional measurement of religiousness/spirituality for use in health research*. Fetzer Institute.
- Underwood, L. G. (2019). *Using the Daily Spiritual Experience Scale in Research and Practice*. Applelane Press.
- Underwood, L. G. (2006). Ordinary spiritual experience: Qualitative research, interpretive guidelines, and population distribution for the Daily Spiritual Experience Scale. *Archive for the Psychology of Religion/Archiv für Religions psychologie*, 28(1), 181-218. <https://doi.org/10.1163/008467206777832562>

- Underwood, L. G. (2011). The Daily Spiritual Experience Scale: Overview and results. *Religions, 2*(1), 29-50. <https://doi.org/10.3390/rel2010029>
- Underwood, L. G., & Teresi, J. A. (2002). The Daily Spiritual Experience Scale: Development, theoretical description, reliability, exploratory factor analysis, and preliminary construct validity using health-related data. *Annals of Behavioral Medicine, 24*(1), 22-33. https://doi.org/10.1207/S15324796ABM2401_04
- Whitaker, R. C., Dearth-Wesley, T., & Herman, A. N. (2021). The association of daily spiritual experiences with depression among Head Start staff. *Early childhood research quarterly, 56*, 65-77. <https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2021.03.001>
- Wink, P., & Dillon, M. (2002). Spiritual development across the adult life course: Findings from a longitudinal study. *Journal of Adult Development, 9*(1), 79-94. <https://doi.org/10.1023/A:1013833419122>
- Woodhouse, B., & Jackson, P. H. (1977). Lower bounds for the reliability of the total score on a test composed of non-homogeneous items: II: A search procedure to locate the greatest lower bound. *Psychometrika, 42*(4), 579-591. <https://doi.org/10.1007/BF02295980>