

1 Paideia XXI, Vol. 12, N°1, Lima, enero-junio 2022, pp. XX-XX.

2 <https://doi.org/10.31381/paideia%20xxi.v12i1.4900>

3

4 Este artículo es publicado por la revista Paideia XXI de la Escuela de posgrado (EPG), Universidad Ricardo Palma, Lima,  
5 Perú. Este es un artículo de acceso abierto, distribuido bajo los términos de la licencia Creative Commons Atribución 4.0  
6 Internacional (CC BY 4.0) [<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.es>] que permite el uso, distribución y  
7 reproducción en cualquier medio, siempre que la obra original sea debidamente citada de su fuente original.

8

9

ORIGINAL ARTICLE / ARTÍCULO ORIGINAL

10

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE RELIGIOUS ATTITUDE SCALE (EAR)

11

DURING THE COVID-19 PANDEMIC, LIMA, PERU

12

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE ACTITUD RELIGIOSA

13

(EAR) DURANTE LA PANDEMIA POR COVID-19, LIMA, PERÚ

14

Mónica Tamayo-Toro<sup>1\*</sup> & Giancarlo Ojeda-Mercado<sup>1</sup>

15

<sup>1</sup>Universidad Peruana Cayetano Heredia, Lima, Perú.

16

\*Corresponding author: [monica.tamayo@upch.pe](mailto:monica.tamayo@upch.pe)

17

Tamayo-Toro & Ojeda-Mercado

Titulillo: Psychometric properties of the religious attitude scale

Mónica Tamayo-Toro:  <https://orcid.org/0000-0003-0470-4200>

Giancarlo Ojeda-Mercado:  <https://orcid.org/0000-0001-6088-0327>

## ABSTRACT

The present study analyzes the psychometric properties of the Religious Attitude Scale of Orozco-Parra and Dominguez-Espinoza - 2014, adapted by Rivera-Encinas and Huarcaya-

Victoria - 2019, finally composed of 14 items, with five Likert-type response alternatives. The participants were 137 students of different professional careers from private universities in Metropolitan Lima, Peru of both sexes, men and women, whose ages ranged between 18 and 30 years. Exploratory Factor Analysis suggested the existence of a single factor. Additionally, a Confirmatory Factor Analysis was carried out, obtaining adequate goodness-of-fit indices. Finally, reliability was analyzed using the omega coefficient, obtaining a value of 0.95, and using Cronbach's alpha coefficient, obtaining a value of 0.95. In conclusion, based on the Exploratory Factor Analysis and the Confirmatory Factor Analysis, adequate goodness-of-fit indices are observed, complying with the necessary validity aspects, as well as reliability, based on Cronbach's omega and alpha coefficients.

**Keywords:** religious attitude - religion, religious beliefs - exploratory factor analysis - confirmatory factor analysis – reliability

## RESUMEN

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas de la Escala de Actitud Religiosa de Orozco-Parra y Domínguez-Espinoza - 2014, adaptada por Rivera-Encinas y Huarcaya-Victoria - 2019, compuesta finalmente por 14 ítems, con cinco alternativas de respuesta tipo Likert. Los participantes fueron 137 estudiantes de diferentes carreras profesionales de universidades privadas de Lima Metropolitana, Perú de ambos sexos, varones y mujeres, cuyas edades fluctuaron entre los 18 y los 30 años. El Análisis Factorial Exploratorio sugirió la existencia de un solo factor. Adicionalmente se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio, obteniéndose adecuados índices de bondad de ajuste. Finalmente, la confiabilidad fue analizada mediante el coeficiente omega, obteniendo un valor de 0,95, y mediante el coeficiente de alfa de Cronbach, obteniendo un valor de 0.95. En conclusión, a

partir del Análisis Factorial Exploratorio y del Análisis Factorial Confirmatorio, se observan adecuados índices de bondad de ajuste, cumpliendo con los aspectos de validez necesarios, así como de confiabilidad, a partir del coeficiente omega y alfa de Cronbach.

**Palabras clave:** actitud religiosa – religión - creencias religiosas - análisis factorial exploratorio - análisis factorial confirmatorio - confiabilidad

## INTRODUCCIÓN

En la actualidad aún hay personas que mencionan que la religión y todo lo asociado a ella no es algo científico y no debería estudiarse y mucho menos medirse. Una creencia religiosa está asociada con asumir una forma de vida y una imagen del mundo de una manera particular (Rivera-Novoa, 2017). El diccionario conciso de psicología de la *American Psychological Association* (APA) (Viveros, 2010), describe la religión como un sistema de creencias y/o prácticas espirituales, organizadas en torno a la adoración de uno o más dioses todopoderosos y que comprende acciones tales como oraciones, meditación y participación en rituales públicos. Por otra parte, las personas religiosas también creen que ciertas enseñanzas morales tienen una autoridad de índole divino y el reconocimiento de que ciertas personas, lugares, textos u objetos son santos o sagrados. Aparte, se propone una distinción entre la religión extrínseca y la religión intrínseca, definiendo a la primera como una orientación religiosa en que la práctica es generalmente un medio para otros fines, como la moralidad social o el bienestar individual, en lugar de ser un fin en sí misma, mientras que, la contraparte, viene a ser la orientación religiosa en que la práctica religiosa es un fin en sí mismo y no un medio para otros fines (Viveros, 2010).

Por su parte, Pikaza (1999) menciona que el ser humano es un animal religioso y define la religión como una forma específicamente profunda de experiencia de sentido, de apertura

trascendente y de reconocimiento agradecido de la presencia gratuita y salvadora de la realidad suprema que se manifiesta confiriendo un valor de plenitud a su existencia, al mundo y a la historia. Añade que lo que distingue al creyente del no creyente es el lugar o paradigma experiencial en que se apoyan.

Hay muchas personas en todo el mundo que poseen alguna creencia religiosa, incluso muchos jóvenes practican fervientemente su fe. Lippman & McIntosh (2010), citados por Ulloa-Brenes (2013), hacen referencia a que la creencia de algún tipo de divinidad sigue siendo elevada entre los jóvenes de 18 a 24 años.

Es importante empezar a estudiar este tipo de variables ya que existe evidencia que la posesión de una creencia religiosa y su práctica están asociadas con variables positivas como la felicidad y la gratitud. Por ejemplo, en Perú, Arias *et al.* (2012) e Hidalgo-Rivera (2017) encuentran relación entre la espiritualidad y la felicidad en miembros de una iglesia. Salgado (2014) concluye que la religión, religiosidad y espiritualidad son factores protectores y ayudan al incremento de la autoestima, satisfacción con la vida, fortaleza, esperanza, capacidad de perdón y bienestar espiritual.

A nivel internacional, Gosling *et al.* (2013) encuentran que la religión ofrece una justificación ideológica del orden social existente y que ayuda a las personas a ser más felices o que estén más satisfechas con su vida. Por otro lado, Ferre *et al.* (2008) concluyen que las personas que practican su fe tienen una mayor probabilidad de estar satisfechos con la vida a comparación de aquellos que no practican ninguna creencia religiosa.

Es por tal motivo que se decide buscar algún instrumento que mida la actitud religiosa de jóvenes estudiantes universitarios de Lima Metropolitana y encontrar sus propiedades psicométricas para que este pueda ser cada vez más utilizado y otros investigadores se animen a investigar más sobre este tema.

De esta forma, se decide trabajar con la Escala de Actitud Religiosa (EAR), desarrollada por Orozco-Parra & Dominguez-Espinosa (2014). Este instrumento mide la presencia de creencias religiosas en personas que creen en una religión teísta. Este test fue construido a partir de otras escalas orientadas a medir actitudes hacia el cristianismo, judaísmo, hinduismo e islán, propuestas por Francis *et al.* (citados por Orozco-Parra & Domínguez-Espinosa, 2014). Por tal motivo, las autoras decidieron estudiar todos estos instrumentos para poder modificar los ítems y, de esta manera, fueran incluidas todas las tradiciones religiosas teístas. Para esta escala, se han encontrado coeficientes alfa de Cronbach mayores a 0,89 (Francis & Enger, citados por Orozco-Parra & Dominguez-Espinosa, 2014). Orozco-Parra & Domínguez-Espinosa (2014) realizaron la prueba de consistencia interna de alfa de Cronbach y evaluaron la correlación ítem-escala, la varianza explicada (correlación al cuadrado) con los otros reactivos y el valor de la fiabilidad si se eliminaba el reactivo. Obtuvieron un coeficiente alfa de 0,93; aún así, decidieron eliminar un ítem, quedando la escala con 17 ítems. De esta manera, obtuvieron una fiabilidad de 0,94. En cuanto a validez, se realizó un análisis factorial con los 17 ítems a través de una extracción de componentes principales con rotación ortogonal (Varimax), siendo la prueba de esfericidad de Bartlett's significativa y la medida de adecuación del tamaño de muestra KMO fue adecuada (0,96). Todos los reactivos terminaron teniendo cargas factoriales superiores a 0,40 y comunalidades por encima de 0,20.

En otra instancia, se identificó que las versiones de estas escalas siempre muestran una estructura de un solo factor (Lewis & Francis, 2004; Tiliopoulos *et al.*, 2013, Yablon *et al.*, 2014, citados por Orozco-Parra & Dominguez-Espinosa, 2014). De la misma manera, Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019), llevaron a cabo un análisis factorial confirmatorio, utilizando un modelo de un solo factor latente. Encontraron que la escala a una sola dimensión tiene un ajuste aceptable (GFI "Goodness of Fit Index" – Índice de

Bondad de Ajuste) = 0,91, TLI (“Tucker-Lewis Index” – Índice Tucker-Lewis) = 0,92, RMSE (“Root Mean Square Error of Approximation” – Error Cuadrático Medio de Aproximación) = 0,08, RMR (“Root Mean Square” – Media cuadrática) = 0,69). Es importante mencionar que la escala contiene cinco puntos que van desde Totalmente de acuerdo (5) hasta Totalmente en desacuerdo (1). Del total de ítems (17), ocho fueron invertidos. Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019) también realizaron un análisis de validez de la escala calculando la medida de adecuación muestral KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) y obtuvieron un resultado satisfactorio con la prueba de esfericidad de Bartlett y medida KMO = 0,95. Por otro lado, encontraron una consistencia interna aceptable (alfa de Cronbach = 0,94); sin embargo, si se eliminaban los ítems 7, 12 y 14 del instrumento original, el coeficiente alfa incrementaba a 0,95, por lo que optaron por hacerlo, quedando tan solo 14 ítems. Luego de ello, aplicaron el test de esfericidad de Bartlett o KMO. A través de una extracción de componentes principales con rotación Varimax y normalización de Kaiser, se encontraron dos factores con autovalores de 8,67 y 1,15, respectivamente, cada uno aporta el 44,92% y el 25,24% de la varianza total explicada en la rotación y en conjunto son el 70,1% de la varianza total.

Entonces, en base a la información mencionada, el presente estudio tiene como propósito analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Actitud Religiosa de Orozco-Parra & Domínguez-Espinoza (2014), adaptada por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019), evaluando su validez y confiabilidad. De esta manera, en vista de la información presentada previamente, se busca evidenciar que la Escala de Actitud Religiosa cuenta con adecuadas propiedades psicométricas de validez y confiabilidad.

## **MATERIALES Y MÉTODOS**

El presente estudio es de tipo instrumental, ya que demostrar las propiedades psicométricas de un instrumento de medición (Montero & León, 2007). Los participantes fueron 137 estudiantes de diferentes carreras profesionales de universidades privadas de Lima Metropolitana, Perú de ambos sexos, varones y mujeres, cuyas edades fluctuaron entre los 18 y los 30 años.

La selección de los participantes se realizó mediante un muestreo no probabilístico intencional, haciendo uso de la herramienta de Soper para identificar el número adecuado de muestra, obteniendo un tamaño de muestra recomendable de 137 personas, cantidad con la que se trabajó. Sánchez-Carlessi & Reyes-Meza (2015) mencionan que en un muestreo no probabilístico el investigador busca que la muestra sea representativa de la población de donde es extraída, y que lo importante es que dicha representatividad se dé en base a una opinión o intención particular (para la investigación) y por lo tanto la evaluación de la representatividad termina siendo subjetiva (p. 161). Por su parte, Vara-Horna (2015) refiere que este muestreo es el mejor y el más frecuente usado en las investigaciones científicas. “El muestreo se realiza sobre la base del conocimiento y criterios del investigador. Se basa, prioritariamente, en la experiencia con la población” (p. 268).

Se aplicó la Escala de Actitud Religiosa (EAR) originalmente desarrollada por Orozco-Parra & Domínguez-Espinosa (2014) y finalmente adaptada por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019). Esta escala mide la presencia de creencias religiosas en personas que creen que una religión teísta. Inicialmente este instrumento fue creado a partir de otras escalas orientadas a medir actitudes hacia el cristianismo, judaísmo, hinduismo e islán, propuestas por Francis *et al.* (citados por Orozco-Parra & Domínguez-Espinosa, 2014). Fue por tal razón que las autoras deciden modificar los ítems para que sean incluidas todas las religiones tradicionalmente teístas.

La escala contiene cinco puntos que van desde Totalmente de acuerdo (5) hasta Totalmente en desacuerdo (1). Del total de ítems (17), ocho fueron invertidos. Finalmente, este instrumento fue adaptado a estudiantes universitarios peruanos en el año 2019 por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria. Realizaron un análisis de validez de la escala calculando la medida de adecuación muestral KMO y se obtuvo un resultado satisfactorio con la prueba de esfericidad de Bartlett. También se encontró una consistencia interna aceptable con tan solo 14 ítems, como ya se ha descrito a detalle previamente.

Se realizó un Análisis Factorial Exploratorio partiendo de una matriz de correlaciones policóricas (escala ordinal tipo Likert), teniendo en cuenta el índice de esfericidad de Bartlett y el índice de adecuación de tamaño de muestra de KMO (Burga-León, 2019). Luego, se utilizan como criterios el gráfico de sedimentación de Catell (“screen plot”) y la relación entre los autovalores del primer y segundo factor extraídos ( $\lambda_1/\lambda_2 \geq 5$ ). También se utilizó una Matriz Factorial de la solución con dos factores con rotación de tipo varimax, así como una matriz factorial con solución unidimensional, y se elaboró un gráfico de componentes. Adicionalmente se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio. Finalmente, para encontrar el coeficiente de confiabilidad del instrumento, se utilizó el alfa de Cronbach y el Omega.

Dentro de las limitaciones del presente estudio, debido a la coyuntura actual (pandemia por COVID-19), varios estudiantes no pudieron colaborar con la investigación por temas de acceso a internet, de salud, entre otros personales. Debido al primer punto, se complicó, en algunos casos, el poder hacer seguimiento a que los estudiantes estén respondiendo correctamente al instrumento y estén entendiendo adecuadamente todos los ítems. Finalmente, es importante destacar que el trabajo de investigación se realizó en un contexto



de pandemia por COVID-19, por lo que podría no ser tan generalizable, pero tiene una proyección de gran utilidad fuera de este contexto.

**Aspectos éticos:** Antes de la aplicación del instrumento, fue entregado un formato de consentimiento informado a los participantes para que ellos puedan decidir participar o no del estudio. Solo fueron evaluados aquellos estudiantes que estuvieron de acuerdo con colaborar con la investigación. Luego, se evitó realizar cualquier daño o incomodidad a cualquiera de los participantes respetando, por ejemplo, la confidencialidad de cada uno de ellos, salvaguardando su información personal. Es importante recordar siempre los principios de beneficencia, autonomía y justicia para la realización de cualquier trabajo de investigación (Siurana-Aparisi, 2010). Finalmente, pero no menos importante, se publicarán los resultados del trabajo realizado para conocimiento de los participantes y de la comunidad científica.

## RESULTADOS

Se llevó a cabo un Análisis Factorial Exploratorio partiendo de una matriz de correlaciones policóricas, debido a que los ítems se encuentran en una escala de medición ordinal tipo Likert con puntajes que van del 1 al 5.

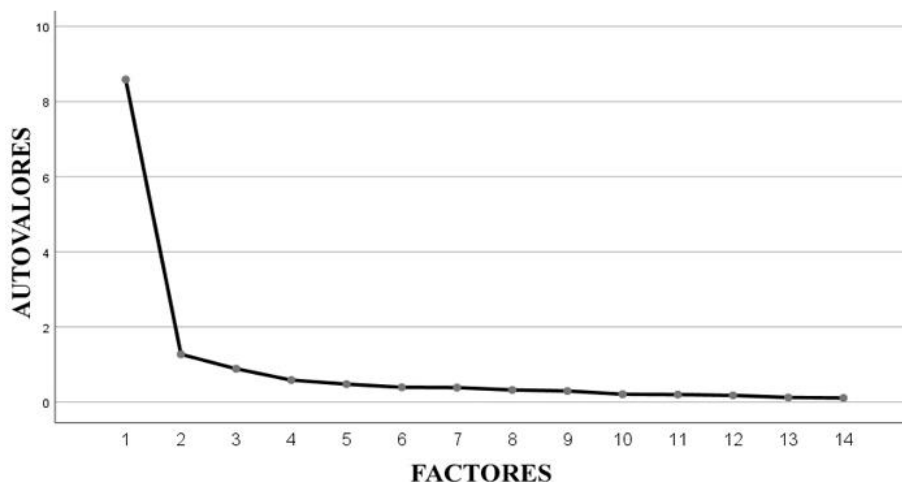
Los análisis preliminares indicaron que era factible proceder con el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) ya que se obtuvieron valores de 2078,1 ( $df = 91$ ;  $p = 0,00001$ ) para el índice de esfericidad de Bartlett que indica que la matriz de correlaciones policóricas es distinta a una matriz identidad y de 0,91 para el índice de adecuación de tamaño muestra de KMO. Los resultados de este análisis se observan en las Tablas 1, 2 y 3.

**Tabla 1.** Varianza Explicada en base a los autovalores de los reactivos en la investigación de las propiedades psicométricas de la Escala de Actitud Religiosa de Orozco-Parra &

Domínguez-Espinoza (2014), adaptada por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019).

Factor	Autovalor	Proporción de varianza explicada	Proporción de varianza explicada acumulada
1	9,56	0,68	0,68
2	1,18	0,08	0,76
3	0,76	0,05	
4	0,51	0,03	
5	0,38	0,02	
6	0,34	0,02	
7	0,27	0,01	
8	0,24	0,01	
9	0,20	0,01	
10	0,14	0,01	
11	0,12	0,008	
12	0,09	0,007	
13	0,07	0,005	
14	0,04	0,003	

La Tabla 1 indica que existen dos factores con autovalores superiores a 1, lo que en un primer momento podría estar indicando que el instrumento evalúa dos factores. Para el presente estudio se utilizan como criterios el gráfico de sedimentación y la relación entre los autovalores del primer y segundo factor extraídos ( $\lambda_1/\lambda_2 \geq 5$ ).



**Figura 1.** Gráfico de sedimentación de los autovalores por cada factor del instrumento en la investigación de las propiedades psicométricas de la Escala de Actitud Religiosa de Orozco-Parra & Domínguez-Espinoza (2014), adaptada por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019).

En la figura 1 que muestra el gráfico de sedimentación de Catell (*screen plot*) se puede observar los dos factores con autovalores superiores a 1 que se han obtenido en el presente análisis (9,56 y 1,18, respectivamente). El gráfico sugiere optar por una solución factorial de tipo unidimensional. Al calcular la relación entre los autovalores del primer y segundo factor extraídos se obtiene un valor de 8,10 superior al valor de 5 ( $\lambda_1/\lambda_2 \geq 5$ ), por lo que este criterio también sugiere optar por una solución de tipo unidimensional.

En la tabla 2 se puede apreciar la Matriz Factorial de la solución con dos factores con rotación de tipo varimax. Un aspecto relevante es que la matriz muestra nueve ítems que no son puros o sea que tienen cargas factoriales altas ( $\geq 0,30$ ).

**Tabla 2.** Matriz Factorial con dos factores con rotación Varimax en la investigación de las propiedades psicométricas de la Escala de Actitud Religiosa de Orozco-Parra & Domínguez-

Espinoza (2014), adaptada por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019).

Ítem	F1	F2
1	0,70	0,60
2	0,69	0,54
3		-0,82
4	0,64	0,60
5	0,66	0,61
6	0,66	0,58
7	0,67	0,62
8		-0,89
9	0,85	0,35
10		-0,81
11	0,88	
12	-0,33	-0,64
13	0,82	
14	0,70	0,37

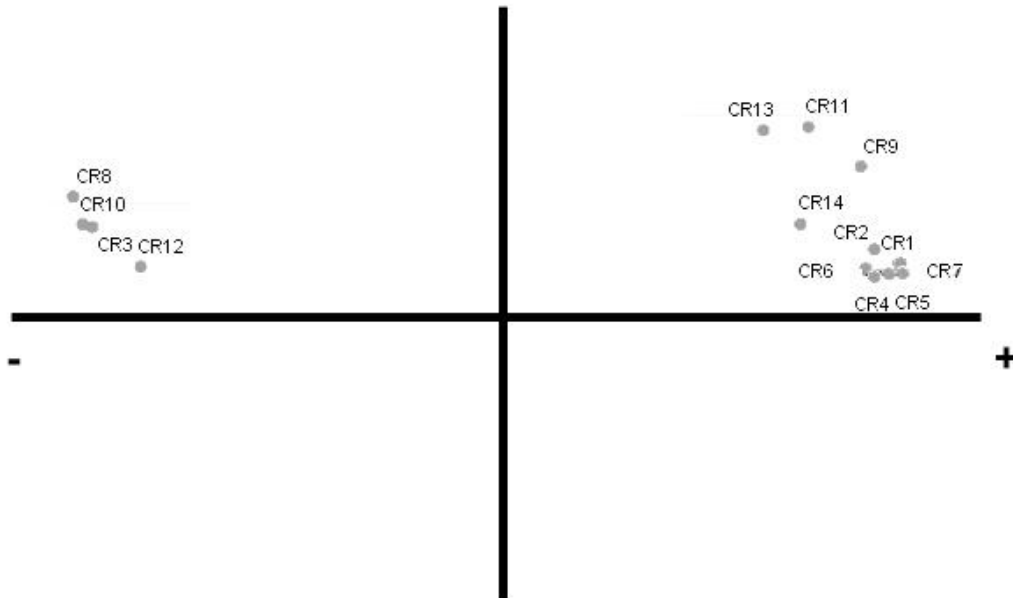
La tabla 3 muestra la Matriz Factorial de la solución con un solo factor. En esta matriz se aprecian ítems directos e inversos (3, 8, 10 y 12) lo que estaría representando las actitudes favorables (ítems directos) y las actitudes desfavorables (ítems inversos).

**Tabla 3.** Matriz Factorial con un solo factor en la investigación de las propiedades psicométricas de la Escala de Actitud Religiosa de Orozco-Parra & Domínguez-Espinoza (2014), adaptada por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019).

Ítem	F1	Comunalidad
1	0,924	0,854
2	0,877	0,770
3	-0,753	0,568
4	0,887	0,787

5	0,909	0,827
6	0,885	0,783
7	0,921	0,847
8	-0,798	0,637
9	0,865	0,749
10	-0,757	0,573
11	0,776	0,603
12	-0,676	0,457
13	0,721	0,520
14	0,772	0,596

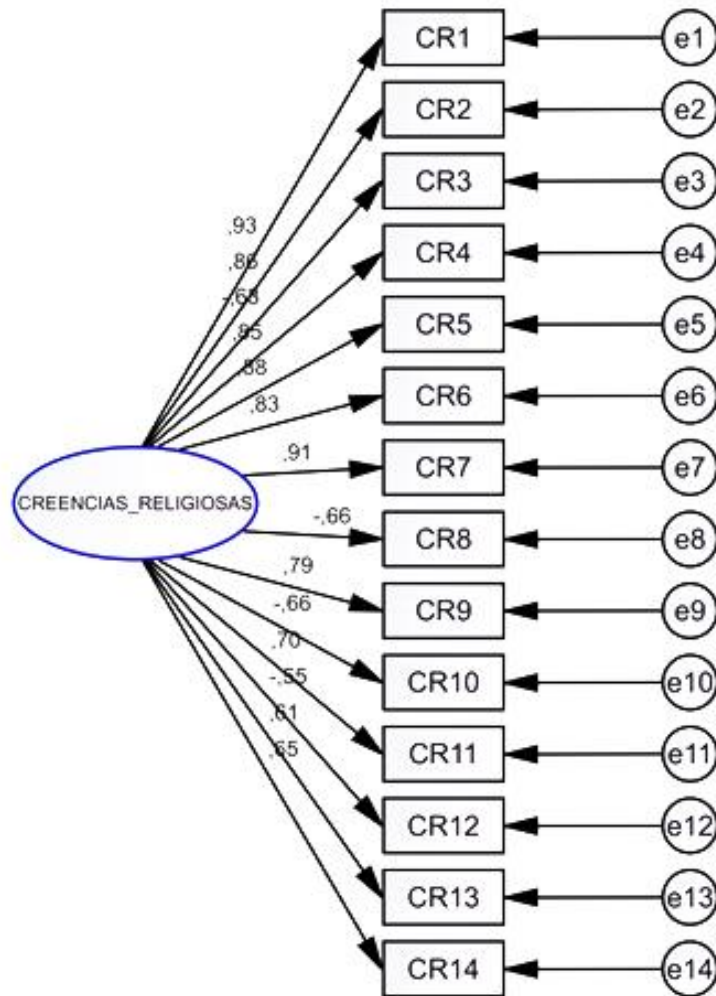
En la figura 2 se aprecia el gráfico de componentes en donde se puede ver la agrupación de los ítems inversos y directos como los dos polos de una sola dimensión.



**Figura 2.** Gráfico de componentes principales en la investigación de las propiedades psicométricas de la Escala de Actitud Religiosa de Orozco-Parra & Domínguez-Espinoza (2014), adaptada por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019). CR1 a CR14 = Creencias Religiosas 1 al 14.

En consideración a los resultados anteriormente señalados se optó por la solución unidimensional como la mejor solución. Adicionalmente se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio, el cual puede observarse en la Figura 3, obteniéndose adecuados índices de bondad de ajuste (GFI = 0,92; AGFI (“Adjusted Goodness of Fit Index” – Índice de Bondad de Ajuste Ajustado) = 0,97; NFI (“Normed Fit Index” – Índice de Ajuste Normado) = 0,95; CFI (“Comparative Fit Index” – Índice de Ajuste Comparativo) = 0,97; RMSA = 0,06).

Manuscript Accepted. Early View.



**Figura 3.** Análisis Factorial Confirmatorio de la Escala de Actitudes Religiosas de Orozco-Parra & Domínguez-Espinoza (2014), adaptada por Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019). CR1 a CR14 = Creencias Religiosas 1 al 14.

Finalmente, respecto a la confiabilidad del instrumento, se encontró un coeficiente de consistencia interna Omega de 0,95 y un coeficiente alfa de Cronbach de 0,95. El primero trabaja con cargas factoriales (Gerbing & Anderson, 1988, citados por Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017), mientras que el segundo mide el grado en que las respuestas son

consistentes a través de los ítems dentro de la medición (Kline, 2011, citado por Maese-Núñez *et al.*, 2016).

## **DISCUSIÓN**

Como se mencionó previamente, se llevó a cabo un Análisis Factorial Exploratorio partiendo de una matriz de correlaciones policóricas, ya que los ítems se encuentran en una escala de medición ordinal tipo Likert con puntajes que van del 1 al 5, por lo que no cumplen con los requisitos para aplicar la correlación de Pearson, como son el nivel de medición en escala de intervalo y distribución normal de la variable.

Los análisis preliminares indicaron que era factible proceder con el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) ya que se obtuvieron valores de 2078,1 ( $df = 91$ ;  $p = 0,000010$ ) para el índice de esfericidad de Bartlett que indica que la matriz de correlaciones policóricas es distinta a una matriz identidad y de 0,91 para el índice de adecuación de tamaño muestra de KMO.

La Tabla 1 indica que existen dos factores con autovalores superiores a 1, lo que en un primer momento podría estar indicando que el instrumento evalúa dos factores. Esto coincide con los resultados de los creadores de la prueba Orozco-Parra & Domínguez-Espinosa (2014), quienes en su análisis de validación identificaron dos factores con autovalores de 9,5 y 1,33, cada uno; sin embargo, basándose en el gráfico de sedimentación (“screen test”), decidieron llevar a cabo un segundo análisis con una solución unidimensional, obteniendo un único factor que alcanzó a explicar un total del 55% de la varianza, por lo que optaron por esta solución.

Lo anterior fue de manera semejante a lo hallado en el primer análisis por Orozco-Parra &



Domínguez-Espinosa (2014), Rivera-Encinas & Huarcaya-Victoria (2019) quienes analizaron la validez del instrumento en una muestra de estudiantes de medicina en el Perú en el análisis factorial realizado a través de una extracción de componentes principales con rotación Varimax y normalización de Kaiser. Encontraron dos factores con autovalores de 8,67 y 1,15 respectivamente, concluyendo que a diferencia de los anteriores estudios (Lewis & Francis, 2004; Tiliopoulos *et al.*, 2013; Yablon *et al.*, 2014, citados por Orozco-Parra & Domínguez-Espinosa, 2014), no pueden afirmar que el instrumento pueda reducirse a un solo factor, estando este compuesto por dos factores: actitud positiva hacia la religión y actitud negativa hacia la religión.

Desde el punto de vista psicológico esta última conclusión no se considera pertinente ya que las actitudes positivas o negativas son los dos polos de una misma dimensión o factor, por lo que se considera necesario llevar a cabo un análisis de la dimensionalidad del instrumento; para ello se debe resaltar que según Wright & Linacre (1989), en la práctica, ningún instrumento es perfectamente unidimensional, o sea que la forma como se responde a sus ítems no obedece exclusivamente a único atributo, lo importante es que la manera como los ítems son contestados sea debida a un solo factor dominante. Bejar (1983) propone otras formas de entender la unidimensionalidad; sin embargo, en el presente estudio se asume la postura de Wright & Linacre (1989).

Dentro de la perspectiva factorial no hay un único criterio para determinar la unidimensionalidad de un instrumento; se puede usar la cantidad de varianza explicada por el primer factor extraído como lo señala Reckase (1979), de igual manera lo hacen autores como Carmines & Zeller (1979), Reckase (1979) y Zwick (1985), o se puede usar como criterio la relación entre los autovalores del primer y segundo factor extraídos como lo

propone Hattie (1985) entre otros criterios. Para el presente estudio se utilizan como criterios el gráfico de sedimentación y la relación entre los autovalores del primer y segundo factor extraídos ( $\lambda_1/\lambda_2 \geq 5$ ).

En la figura 1 que muestra el gráfico de sedimentación de Catell (“screen plot”) se puede observar los dos factores con autovalores superiores a 1 que se han obtenido en el presente análisis (9,56 y 1,18 respectivamente). El gráfico sugiere optar por una solución factorial de tipo unidimensional. Al calcular la relación entre los autovalores del primer y segundo factor extraídos se obtiene un valor de 8,10 superior al valor de 5 ( $\lambda_1/\lambda_2 \geq 5$ ), por lo que este criterio también sugiere optar por una solución de tipo unidimensional.

En consideración a los resultados anteriormente señalados y a la discusión presentada se optó por la solución unidimensional como la mejor solución.

#### **REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- Arias, W.; Masías, M.A.; Muñoz, E. & Arpasi, M. 2012. Espiritualidad en el ambiente laboral y su relación con la felicidad del trabajador. *Revista de Investigación (Arequipa)*, 4: 9-33.
- Bejar, I. 1983. Subject matter expert's assesment of item statistics. *Applied Psychological Measurement*, 7: 303-310.
- Burga-León, A. 2019. *Tamaño de muestra para el análisis factorial exploratorio usando ítems politómicos*. Universidad de Lima, Instituto de Investigación Científica.
- Carmines, E. G. & Zeller, R. A. 1979. *Reliability and Validity Assesment*. Sage Publications.

- Ferre, Z.; Gerstenblüth, M. & Rossi, M. 2008. *Satisfacción con la vida, fe religiosa y asistencia al templo en Uruguay*. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República Montevideo, Uruguay.
- Gosling, S.D.; Graham, J.; Hawkins, C.B.; Hennes, E.P.; Jost, J.T.; Nosek, B.A. & Stern, C. 2013. Creencia en un Dios justo: La religión como una forma de justificación del sistema. *Psicología política*, 47: 55-89.
- Hidalgo-Rivera, K.E. 2017. *Bienestar espiritual y felicidad en miembros de la Iglesia Adventista del Séptimo Día del distrito de Lince, 2016*. (Tesis inédita de licenciatura), Universidad Peruana Unión, Lima, Perú.
- Hattie, J. 1985. Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items. *Applied Psychological Measurement*, 9: 139-164.
- Maese-Núñez, J. de D.; Alvarado-Iniesta, A.; Valles-Rosales, D.J. & Báez-López, Y.A. 2016. Coeficiente alfa de Cronbach para medir la fiabilidad de un cuestionario difuso. *Cultura Científica y Tecnológica, Culcyt*, 59: 146-156.
- Montero, I. & León, O.G. 2007. A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7: 847-862.
- Orozco-Parra, C.L. & Domínguez-Espinosa, A. del C. 2014. Diseño y validación de la Escala de Actitud Religiosa. *Revista de Psicología*, 23: 3-11.
- Pikaza, X. 1999. *El fenómeno religioso: Curso fundamental de religión*. Trotta.
- Reckase, M.D. 1979. Unifactor latent trait models applied to multifactor tesis. *Journal of Educational Statistics*, 4: 207-230.
- Rivera-Encinas, M.T. & Huarcaya-Victoria, J. 2019. Escala de actitud religiosa en estudiantes de medicina humana. *Horizonte Médico (Lima)*.19: 4.

- Rivera-Novoa, A. 2017. Creencias religiosas, infabilidad y verdad. *Franciscanum*, 168: 23-61.
- Salgado, A.C. 2014. Revisión de estudios empíricos sobre el impacto de la religión, religiosidad y espiritualidad como factores protectores. *Propósitos y Representaciones*, 2: 121-159.
- Sánchez-Carlessi, H. & Reyes-Meza, C. 2015. *Metodología y diseños en la investigación científica*. Business Support Aneth.
- Siurana-Aparisi, J.C. 2010. Los principios de la bioética y el surgimiento de una bioética intercultural. *Veritas*, 22: 121-157.
- Ulloa-Brenes, G. 2013. Orientaciones éticas y religiosas de jóvenes que participan en la pastoral universitaria de la parroquia de San Pedro. *Reflexiones*, 92: 109:121.
- Vara-Horna, A.A. 2015. *7 pasos para elaborar una tesis*. Macro.
- Ventura-León, J.L. & Caycho-Rodríguez, T. 2017. El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales*, 15: 625-627.
- Viveros, S. 2010. *APA Diccionario conciso de psicología*. Manual Moderno.
- Wright, B.D. & Linacre, J.M. 1989. Observations are always ordinal; measurements, however, must be interval. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 70: 857-860.
- Zwick, R. 1985. Nonparametric one-way multivariate analysis of variance: A computational approach based on the Pillai-Bartlett trace. *Psychological Bulletin*, 97: 148–152.

Received March 27, 2022.

Accepted April 16, 2022.