

# Diseño y validación de la escala de pensamiento pseudocientífico

## Design and validation of the pseudoscientific thinking scale

**Víctor García-Belaunde Velarde<sup>1</sup>**

Universidad San Ignacio de Loyola

v.garciabelaunde@usil.pe

ORCID: 0000-0002-7898-1609

**Freddy Roberpierre Jaimes Alvarez<sup>2</sup>**

Universidad Científica del Sur

fjaimes@cientifica.edu.pe

ORCID: 0000-0002-7128-6830

**Fabrizio Eliseo López De Pomar<sup>3</sup>**

Universidad de Washington

lopezdepomar.fabrizio@ssh.org.pe

ORCID: 0000-0002-9972-8987

**Citar como:** García-Belaunde, V., Jaimes, F. y López, F. (2023). Diseño y validación de la escala de pensamiento pseudocientífico. *Desde el Sur*, 15(1), e0010.

### RESUMEN

El objetivo de esta investigación fue diseñar y validar una escala de pensamiento pseudocientífico. El estudio es de tipo instrumental y su muestra estuvo compuesta por 686 participantes adultos peruanos (42 % mujeres). Para la validez de constructo se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), y para la evidencia de confiabilidad, se utilizó el coeficiente omega de McDonald. Los resultados del AFE evidenciaron un modelo unidimensional de 8 ítems. El AFC presentó un ajuste adecuado,  $\chi^2(20) = 35,5$ , CFI = ,995, RMSEA = ,047, SRMR = ,026, TLI = ,994. De este modo, se confirmó la estructural unidimensional con cargas factoriales entre los valores de

1 Magíster por la Universidad Nacional Mayor de San Marcos y magíster por la Universidad Nacional de Australia.

2 Licenciado por la Universidad de San Martín de Porres. Magíster en Epistemología por la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Docente en la Universidad de la Universidad Científica del Sur.

3 Licenciado en la Universidad de Lima y asistente de investigación en la Universidad de Washington.

$\lambda = ,68$  y  $\lambda = ,86$  ( $\omega = ,92$ ). Finalmente, se discute las implicancias académicas y sociales de este nuevo instrumento psicométrico.

#### **PALABRAS CLAVE**

Pseudociencia, pensamiento pseudocientífico, validez, confiabilidad

#### **ABSTRACT**

The objective of this research was to design and validate a pseudoscientific thinking scale. The study is of an instrumental type, whose sample consisted of 686 Peruvian adult participants (42% women). Regarding construct validity, an exploratory (EFA) and confirmatory (CFA) factor analysis were performed; and for reliability evidence, McDonald's omega coefficient was used. The results of the EFA showed a unidimensional model of 8 items. The CFA presented an adequate fit,  $\chi^2(20) = 35.5$ , CFI = .995, RMSEA = .047, SRMR = .026, TLI = .994 thus confirming the one-dimensional structure with factor loadings between the values of  $\lambda = .68$  and  $\lambda = .86$  ( $\omega = .92$ ). Finally, the academic and social implications of this new psychometric instrument are discussed.

#### **KEYWORDS**

Pseudoscience, pseudoscientific thinking, validity and reliability

## **Introducción**

En 1995 el astrofísico y divulgador de la ciencia Carl Sagan hizo una preclara afirmación: «la ciencia es más que un cuerpo de conocimiento, es una manera de pensar» (2017, p. 43). Ciertamente, la ciencia no se limita a un conjunto de informaciones o ideas sobre la realidad; la actividad científica es también la forma de cómo el ser humano describe y resuelve problemas. De este modo, cuando se habla de ciencia se apela a una forma de pensar que consiste en la capacidad para plantear problemas, hacer hipótesis, buscar evidencias, y en función de estas últimas, establecer conclusiones. Pensar científicamente es utilizar las mejores teorías para comprender la realidad. Esta forma de pensamiento es una apuesta por la búsqueda de la verdad, aunque sea provisional, con actitud escéptica que ofrece la garantía de no quedarse con la respuesta más fácil o complaciente. Sin embargo, las pseudociencias utilizan la jerga científicista para hacerse pasar por ciencia legítima.

Una pseudociencia es una falsa ciencia, definida tradicionalmente por Bunge como «un cuerpo de creencias y prácticas cuyos cultivadores desean, ingenua o maliciosamente, dar como ciencia, aunque no comparten con esta ni el planteamiento, ni las técnicas, ni el cuerpo de conocimientos» (2000, p. 32). En otras palabras, una pseudociencia implica errores epistemológicos e imitación de la ciencia, de acuerdo con autores más recientes (Fasce, 2020; Hansson, 2009). Así, a lo largo de la historia, la pseudociencia aparece no solo como un adversario teórico de la ciencia, sino también como una amenaza para su comprensión y para el progreso social, como sucede en los campos de la educación y la salud pública (Lilienfeld *et al.*, 2003). Lo antedicho se vuelve más importante en el contexto de la pandemia por el covid-19, pues la promoción de pseudociencias fue un obstáculo para combatir la pandemia e infodemia (Escola-Gascón *et al.*, 2020; Gratz *et al.*, 2021; Teovanović *et al.*, 2021), ya que se evidenció que el aislamiento social elevó significativamente los niveles de creencias pseudocientíficas y síntomas relacionados con la distorsión de la realidad (Escola-Gascón *et al.*, 2020). En este sentido, el problema de la demarcación y lucha contra las pseudociencias se mantiene vigente y urgente por sus consecuencias para la sociedad.

Para abordar el problema de la demarcación, se revisó el trabajo de Fasce (2017), el cual consistió en un análisis de 21 criterios de demarcación. Así, Fasce propone identificar a una pseudociencia cuando (1) se hace referencia a una entidad o proceso fuera del dominio de la ciencia; (2) presenta una metodología deficiente; (3) no goza de evidencia científica; y (4) es presentada como ciencia. El mismo autor indica que las tres primeras condiciones pueden darse en simultáneo o alguna de esas tres, pero siempre tiene que estar presente la cuarta condición, para asegurar que se está frente a una pseudociencia.

El actual estudio se apoya en los trabajos de Fasce para insertarse en la presente investigación psicológica, la cual busca entender el proceso que lleva a las personas a adoptar y defender creencias pseudocientíficas. Si bien las creencias pseudocientíficas han sido abordadas en distintas poblaciones, y entre ellos se encuentra un importante y reciente instrumento (Fasce *et al.*, 2021), la presente investigación parte de la definición de pseudociencia de Fasce (2017) y se concentra en el pensamiento pseudocientífico.

Con base en lo anterior, se propone un nuevo concepto denominado pensamiento pseudocientífico (PP), caracterizado por la predisposición para adjudicar causas extracientíficas o establecer contradicciones entre principios y teorías científicas con creencias populares. Se decidió utilizar el término *pensamiento* en vez de creencia porque las creencias

pseudocientíficas pueden variar de acuerdo con cada contexto cultural, y en ese sentido pueden llegar a ser ilimitadas; sin embargo, un pensamiento pseudocientífico sería lo medular entre todas ellas, al ser responsable de la generación de creencias pseudocientíficas. Además, en esta propuesta se defiende la idea de que, así como existe un pensamiento científico que se caracteriza por actitudes y operaciones cognitivas concretas, es posible proponer la existencia de un pensamiento pseudocientífico que se caracteriza por un razonamiento apresurado, que prefiere las respuestas basadas en el sentido común, pensamiento mágico o en mitos urbanos.

Los razonamientos causales no científicos pueden aludir a causas sobrenaturales o naturales, pero que han sido tergiversadas. Las causas sobrenaturales están en principio fuera del alcance del método científico, el cual trabaja sobre una epistemología naturalista. Así, en primer lugar, el pensamiento pseudocientífico toma en cuenta el pensamiento mágico, entendido como un tipo de razonamiento predominantemente afectivo e irreflexivo, que necesariamente apela a mecanismos y entidades sobrenaturales para explicar el mundo, los cuales son invalidados por la ciencia estándar, pues confunden la ontología conocida de lo físico, biológico y psicológico (López De Pomar, 2019).

En segundo lugar, el pensamiento pseudocientífico también se refiere a causas naturales, pero que han sido trastocadas y mal interpretadas por la cultura popular. Esto incluye las creencias en mitos científicos que son popularizados en los medios, pero que suelen contradecir las teorías vigentes en las distintas ramas de la ciencia. Estos mitos científicos pueden partir de historias apócrifas, pero, en general, tienen su origen en una inadecuada comprensión de cómo funciona la ciencia, lo que puede ser consecuencia de un deficiente sistema educativo. Estos mitos asumen causas naturales erradas, como la creencia de que se usa solo el 10 % del cerebro o de que la Luna afecta el agua del cuerpo humano debido a que afecta las mareas.

Por todo lo expuesto, el objetivo de la investigación fue diseñar y validar la escala del pensamiento pseudocientífico para ser utilizado dentro de la población peruana, con la visión de llegar a ser útil para otros países en estudios posteriores. Se espera así que su creación permita llevar a cabo investigaciones psicológicas para seguir comprendiendo el fenómeno de las pseudociencias y planteando estrategias de intervención en aras de una mejor educación científica y salud pública en el Perú.

## Método

### Participantes

Se tuvo un total de 686 sujetos de nacionalidad peruana que fueron convocados a participar de forma voluntaria y sin recompensa mediante Facebook, seleccionados a través de un muestreo no probabilístico. La información fue recopilada de manera anónima por medio de un cuestionario virtual en la plataforma Google Forms. Los criterios de inclusión comprendían que el participante tuviera como mínimo 18 años de edad y estudios universitarios en proceso o concluidos. Se excluyeron todas aquellas respuestas en las que el participante afirmó estar recibiendo alguna medicación o encontrarse en estado de convalecencia por alguna enfermedad o accidente. En cuanto al nivel educativo de los participantes, 30 contaban con doctorado (4,3 %), 121 con maestría (17,6 %) y 535 con estudios universitarios de pregrado (72,9%).

Un primer grupo de 340 sujetos fue considerado para el análisis factorial exploratorio, en los que el 58 % fueron hombres y 42 % mujeres, con edades comprendidas entre 18 y 75 años con  $M = 42,1$ ,  $DE = 15,7$ . Además, de estos, el 42 % (143) se consideraron creyentes, y el resto como no creyentes. Para el segundo grupo de 346 sujetos, con el que se realizó el análisis factorial confirmatorio, la edad osciló entre 18 y 73 años, con  $M = 35,6$ ,  $DE = 12,9$ , de los que el 48 % (167) se consideran creyentes.

### Procedimiento de análisis de datos

Inicialmente se realizó el análisis descriptivo de los ítems de la escala, incluyendo información de la distribución mediante las medidas de asimetría y curtosis. A continuación, se realizó el análisis de validez basado en la estructura interna en una muestra de 340 sujetos mediante el análisis factorial exploratorio (AFE). Se usó el estimador de mínimos residuales no ponderados (ULS), el más recomendado por ser un método robusto que, además de ofrecer índices de ajuste, permite la estimación con distribuciones que se desvían de la normalidad (Lloret-Segura *et al.*, 2014), así como el método paralelo (Horn, 1965) para la determinación de factores y la rotación oblicua de Oblimin. Estos análisis se realizaron considerando la matriz de correlaciones policóricas, debido a la naturaleza ordinal de los ítems. Como índices de ajuste se usaron la raíz media cuadrática residual (RMSR), tomando en cuenta valores alrededor ,05 como un buen ajuste (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010).

Posteriormente, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con una muestra de 346 sujetos. El estimador usado fue el de WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas) y se indicó

en el cálculo el uso de la matriz de correlaciones policóricas. Se eligió este estimador por su robustez para el tratamiento con escalas de indicadores de tipo ordinal (Kline, 2016; Lei y Wu, 2012). La evaluación global del ajuste del modelo se obtuvo con el índice de ajuste comparativo (CFI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) y el índice de ajuste no normado o índice de Tucker-Lewis (TLI). Se interpretan los valores  $\geq ,90$  en CFI como evidencia favorable de ajuste al modelo (Bentler, 1990), así como de  $\leq ,08$  en RMSEA (MacCallum *et al.*, 1996), SRMR  $< ,080$  y TLI  $> 0,90$  (Browne y Cudeck, 1992). Para el análisis de confiabilidad se consideró el análisis de consistencia con el coeficiente omega (McDonald, 1999). Este coeficiente es una alternativa ante las limitaciones ampliamente discutidas del coeficiente alfa (Cho, 2016; Sijtsma, 2009).

El análisis de datos se realizó con el *software* R en versión 4.0.5 (R Development Core Team, 2007) y se usaron las librerías *psych* en su versión 2.1.6, «lavaan» (Rosseel, 2012) y *GPArotation* en su versión 2014.11-1.

## Resultados

Inicialmente se propusieron 19 ítems, los cuales fueron discutidos teóricamente por los autores de acuerdo con criterios de pertinencia, suficiencia y claridad. En este proceso se removieron 9 ítems y quedaron 10 para los siguientes procedimientos psicométricos, para finalmente removerse 2.

Para el análisis empírico inicial de los ítems se realizaron análisis descriptivos, que se colocaron en la tabla 1. Las medias se encontraron en el rango de 1,6 y 2,6, mientras que los valores de asimetría, entre 0,1 y 1,6, y curtosis entre los valores -1,0 y 2,2, que corresponden a valores adecuados de distribución no alejados de la normalidad (Finney y DiStefano, 2013).

Se realizó el AFE con una primera muestra de 360 sujetos, lo que resultó en un KMO de ,91. El test de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativo,  $\chi^2(28) = 1216,3$ ,  $p < ,001$ , lo que confirmó las condiciones requeridas para el análisis factorial exploratorio. El resultado con el método paralelo para la determinación de factores, estimador de mínimos residuales y la rotación Oblimin indica una solución unidimensional de 8 ítems, luego de retirar 2. La varianza acumulada fue de 58 % y el RMSR fue de ,04, el cual es un valor adecuado (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). La tabla 1 también muestra las cargas factoriales para los ítems de la estructura final de 8 ítems. Todas estas cargas factoriales se encuentran entre los valores de  $\lambda = ,63$  y  $\lambda = ,89$ , que son adecuados al ser mayores de ,30 (Bandalos y Finney, 2010).

**TABLA 1.** Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial exploratorio (n = 340)

Ítem	M	DE	g1	g2	F1	h2
01. Algunas personas tienen la capacidad de hacer curaciones milagrosas.	2,4	1,3	0,4	-1,0	,82	,67
02. Los fallos de luces o sonidos extraños en un velorio se pueden deber a un intento de comunicación del fallecido.	1,9	1,0	1,0	0,4	,85	,72
03. Algunas piedras tienen propiedades curativas.	2,6	1,2	0,1	-1,2	,76	,58
04. Si maldigo al equipo contrario, se incrementan las probabilidades de que este pierda.	1,6	,9	1,6	2,2	,67	,45
05. Algunas civilizaciones antiguas han sido visitadas por extraterrestres porque existen miles de millones de planetas habitables.	2,5	1,1	0,3	-0,8	,67	,45
06. Rezarles a los santos puede generar milagros.	2,1	1,2	0,7	-0,9	,79	,62
07. Existen cámaras especiales que captan la energía del alma.	2,2	1,1	0,5	-0,8	,89	,79
08. La ciencia ha probado que el agua tiene memoria.	2,4	1,1	0,4	-0,6	,63	,40
09. Cuando tengo una opinión bien formada, es difícil que me haya equivocado (*)	3,0	1,1	0,2	-1,2	,23	,05
10. La corrupción existe porque los políticos son corruptos (*)	2,9	1,3	0,2	-1,2	,32	0,10

Nota: M = media; DE= desviación estándar; g<sub>1</sub> = valores de asimetría; g<sub>2</sub> = valores de curtosis; F1= carga factorial; h<sup>2</sup> = comunalidad

(\*) Estos ítems se retiraron previo a la estructura final

Con los 8 ítems resultantes del AFE, se realizó el AFC en una muestra de 346 participantes para el modelo unidimensional. La matriz de correlaciones policóricas correspondiente a este análisis se muestra en la tabla 2, y sus valores se encuentran entre  $r = ,45$  y  $r = ,69$ . Se debe reportar los otros 2 ítems que se quitaron y sus cargas factoriales.

**TABLA 2.** Matrices de correlaciones policóricas de los ítems de la escala TPP (n = 346)

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Ítem 1	–							
Ítem 2	,64	–						
Ítem 3	,67	,62	–					
Ítem 4	,55	,62	,58	–				
Ítem 5	,51	,30	,52	,43	–			
Ítem 6	,63	,34	,60	,60	,50	–		

Ítem 7	,69	,72	,65	,59	,61	,69	–
Ítem 8	,47	,52	,57	,45	,49	,53	,56

Nota: Todas las correlaciones son estadísticamente significativas  $p < ,001$

**TABLA 3.** Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio (n = 346)

Ítem	M	DE	g1	g2	F1
01. Algunas personas tienen la capacidad de hacer curaciones milagrosas.	2,4	1,3	0,5	-1,2	,80
02. Los fallos de luces o sonidos extraños en un velorio se pueden deber a un intento de comunicación del fallecido.	1,9	1,1	1,0	0,1	,82
03. Algunas piedras tienen propiedades curativas.	2,4	1,3	0,4	-1,2	,79
04. Si maldigo al equipo contrario, se incrementan las probabilidades de que este pierda.	1,6	,8	1,5	2,0	,71
05. Algunas civilizaciones antiguas han sido visitadas por extraterrestres porque existen miles de millones de planetas habitables.	2,6	1,2	0,2	-1,1	,68
06. Rezarles a los santos puede generar milagros.	2,1	1,2	0,7	-0,9	,79
07. Existen cámaras especiales que captan la energía del alma.	2,1	1,2	0,6	-0,7	,86
08. La ciencia ha probado que el agua tiene memoria.	2,2	1,1	0,4	-1,0	,66

En el AFC el ajuste obtenido fue adecuado,  $\chi^2(20) = 35,5$ , CFI = ,995, RMSEA = ,047, SRMR = ,026, TLI = ,994, lo que confirma la estructural unidimensional. Las cargas factoriales se encuentran entre los valores de  $\lambda = ,68$  y  $\lambda = ,86$ . Lo anterior se puede visualizar en la tabla 3. Además, se calculó el coeficiente omega para esta estructura obteniéndose  $\omega = ,92$ .

## Discusión

Dado un contexto en el cual las noticias falsas y las pseudociencias presentan una férrea amenaza a la salud pública (Escola-Gascón *et al.*, 2020), la presente investigación tuvo como objetivo diseñar y validar una escala de pensamiento pseudocientífico para la población peruana.

Se considera importante señalar que inicialmente se abordó el diseño de la escala hipotetizando tres factores: 1) pensamiento mágico, 2) comisión de sesgos y falacias, y 3) mitos científicos. Una posterior discusión de resultados preliminares llevó a reducir los factores a dos (pensamiento mágico y mitos científicos); sin embargo, los últimos análisis psicométricos acá reportados demostraron una mejor solución: una escala unidimensional de 8 ítems con un buen ajuste adecuado del modelo ( $\chi^2(20) = 35,5$ , CFI = ,995, RMSEA = ,047, SRMR = ,026, TLI = ,994), cargas factoriales



significativas (entre  $\lambda = ,68$  y  $\lambda = ,86$ ) y buena evidencia de confiabilidad para dicha estructura ( $\omega = ,92$ ).

Esta nueva definición de pensamiento pseudocientífico hace énfasis en un tipo de pensamiento causal no científico, que puede ser descrito por dos tipos de contenido en los ítems prevalecientes: 1) un encadenamiento causal sobrenaturalista, como creer que los espíritus se comunican con los vivos, y 2) uno que pretende ser naturalista y científico, pero mal entendido por la cultura popular. Ambos tipos de contenido son consecuencia de un conjunto de creencias socialmente compartidas y que se presentan de forma transversal en un contexto social.

Sobre la base del hallazgo de una sola dimensión del pensamiento pseudocientífico, se considera que el pensamiento mágico y la promoción de mitos científicos constituyen extremos de un continuo, el cual genera explicaciones causales, pero con menor o mayor grado de mecanismos sobrenaturales o anticientíficos. La presente investigación encuentra concordancia con el trabajo de Fasce *et al.* (2021), quienes además de revisar y reducir su escala de creencias pseudocientíficas a ocho reactivos, remarcaron la presencia de explicaciones conceptualmente pobres y desafiantes a las teorías científicas cuando se defiende una creencia pseudocientífica.

Como anteriormente se indicó, en un contexto cultural que refuerza la expresión de este tipo de creencias, las personas hacen uso de un pensamiento pseudocientífico porque resulta más conveniente y efectivo a la hora de comprender eventos desconcertantes o angustiantes, como lo es una pandemia, por ejemplo. El instrumento aquí presentado busca ser una herramienta psicométrica útil y válida para la detección de niveles de pensamiento pseudocientífico, en donde a mayor pensamiento pseudocientífico, mayor disposición a apoyarse en mecanismos y entidades anticientíficas, entendido como el desafío al conocimiento básico que tiene la ciencia sobre física, biología y psicología, o enmarcado en confusiones ontológicas (Lindeman *et al.*, 2015). Asimismo, mayores niveles de pensamiento pseudocientífico también implican mayor disposición hacia una mala comprensión de la ciencia y una inadecuada construcción del conocimiento, y llevan a las personas a adoptar mitos científicos, lo que también se ha asociado con una pobre literacidad científica (Fasce y Picó, 2019).

El ejercicio del pensamiento científico no es tarea fácil, pues necesita del concurso de un sistema educativo competente y que promueva la ciencia como una forma de conocimiento que resuelve problemas y con suficiente prestigio social para convertirse en una opción de vida profesional. Una forma de promover el pensamiento científico se lograría al

identificar adecuadamente su contraparte, el pensamiento pseudocientífico, para comprenderlo y desarmarlo, pues la literatura viene demostrando no solo sus efectos perniciosos, sino que este pensamiento es más intuitivo (Pennycook *et al.*, 2012), más proclive a presentar ilusiones de causalidad (Torres *et al.*, 2020) y a correlacionar positivamente con otras creencias anticientíficas, como las creencias paranormales o creencias conspirativas (Fasce *et al.*, 2021).

El contexto de la pandemia, la literatura y los resultados de esta investigación permiten también considerar la existencia de una relación entre la dificultad para tolerar la incertidumbre y el rechazo (por parte de un porcentaje de la población) hacia una comunidad experta (científicos), la cual suele ofrecer explicaciones a las crisis sociales, sanitarias o ambientales que obligan a cambiar hábitos o reestructurar creencias sobre el mundo. Es oportuno señalar que un reciente estudio aportó evidencias en esa dirección, al indicar que las personas que creen firmemente que el mundo es un lugar justo, ordenado y estable son quienes presentan mayores probabilidades de adherirse a creencias pseudocientíficas específicas del covid-19, minimizar los riesgos la pandemia, y desobedecer el distanciamiento social y otras medidas sanitarias (Gratz *et al.*, 2021). De igual forma, otro estudio en el contexto peruano evidenció que la confianza en las prácticas pseudocientíficas se correlaciona positivamente con creencias conspirativas y se correlaciona de manera negativa con el ejercicio de un pensamiento reflexivo para solucionar problemas (López De Pomar y Lira Luttgés, 2022). Este último estudio citado señala también evidencias de validez convergente y divergente para este trabajo, y para ser tomadas en cuenta en posteriores replicaciones locales y regionales.

En suma, el presente estudio se enmarcó en el esfuerzo de proponer un instrumento que mida el pensamiento pseudocientífico y, a la vez, de promover la importancia de un sistema educativo democrático, de calidad y con suficiente capacidad para atender las necesidades educativas de la sociedad sin hacer diferencias sobre su condición económica, social, de género y otras. La fortaleza del sistema educativo es la mejor garantía para promover el pensamiento científico y, de este modo, enfrentar con mayor eficiencia el pensamiento pseudocientífico.

Los futuros trabajos en esta línea podrán tener en cuenta la importancia de estudiar factores cognitivos y afectivos asociados al pensamiento pseudocientífico en poblaciones diversas, incluyendo variables socio-demográficas como distintas cosmovisiones sobre el mundo, filiación política, etc. Una de las limitaciones de este estudio es quizás no haber contado con mayor presencia de población no creyente, para lo cual será oportuno contrastar con muestras variadas. Ahora es posible realizar estas

investigaciones al presentar a la comunidad un nuevo instrumento con buenas propiedades psicométricas para el estudio de los factores psicológicos detrás de las pseudociencias en el contexto peruano y ser adaptado a otros contextos.

### **Contribución de los autores**

Víctor García-Belaunde Velarde y Freddy Roberpierre Jaimes Alvarez se encargaron de la introducción, el método y discusión. Fabrizio Eliseo López De Pomar se encargó del método, los resultados y la discusión.

### **Fuente de financiamiento**

Autofinanciado.

### **Potenciales conflictos de interés**

Ninguno.

### **Agradecimientos**

Sociedad Secular Humanista del Perú, Humanist International.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bandalos, D. L. y Finney, S. J. (2010). *Factor analysis: Exploratory and confirmatory*. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (eds.), *Reviewer's guide to quantitative methods*. Routledge.
- Bentler, P. M. (1990). Índices de ajuste comparativo de modelos estructurales. *Boletín Psicológico*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21, 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Bunge, M. (2000). *La investigación científica*. Siglo XXI Editores.
- Cho, E. (2016). Making reliability reliable. *Organizational Research Methods*, 19(4), 651-682. <https://doi.org/10.1177/1094428116656239>
- Escolà-Gascón, A., Marín, F.-X., Rusiñol, J. y Gallifa, J. (2020). Creencias pseudocientíficas y riesgos psicopatológicos aumentan tras la cuarentena social por COVID-19. *Salud Global*, 16, 72. <https://doi.org/10.1186/s12992-020-00603-1>
- Fasce, A. (2017). What do we mean when we speak of pseudoscience? The development of a demarcation criterion based on the analysis of twenty-one previous attempts. *Disputatio. Philosophical Research Bulletin*, 6(7), 459-488. <https://zenodo.org/record/1433737/files/2017FascePseudoscience.pdf?download=1>
- Fasce, A. y Picó, A. (2019). Conceptual foundations and validation of the Pseudoscientific Belief Scale. *Applied Cognitive Psychology*, 33(4), 617-628. <https://doi.org/10.1002/acp.3501>
- Fasce, A., Adrián-Ventura, J. y Avendaño, D. (2020). Do as the Romans do: On the authoritarian roots of pseudoscience. *Public Understanding of Science*, 29(6), 597-613. <https://doi.org/10.1177/0963662520935078>
- Fasce, A., Avendaño, D. y Adrián-Ventura, J. (2021). Revised and short versions of the pseudoscientific belief scale. *Applied Cognitive Psychology*, 35(3), 828-832. <https://doi.org/10.1002/acp.3811>
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Finney, S. J. y DiStefano, C. (2013). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (eds.), *Structural equation modeling. A second course*. (2.ª ed.) (pp. 439-492). Information Age Publishing.

- Hansson, S. O. (2009). Cutting the gordian knot of demarcation. *International Studies in the Philosophy of Science*, 23(3), 237-243. <https://doi.org/10.1080/02698590903196007>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in a factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Gratz, K. L., Richmond, J. R., Woods, S. E., Dixon-Gordon, K. L., Scamaldo, K. M., Rose, J. P. y Tull, M. T. (2021). Adherence to social distancing guidelines throughout the COVID-19 Pandemic: The roles of pseudoscientific beliefs, trust, political party affiliation, and risk perceptions. *Annals of Behavioral Medicine*, 55(5), 399-412. <https://doi.org/10.1093/abm/kaab024>
- Kline, R. B. (2016). *Principios y práctica del modelado de ecuaciones estructurales*. (4.ª ed.). The Guilford Press.
- Lilienfeld, S., Lynn, S. y Lohr, J. (2003). *Science and pseudoscience in clinical psychology*. Guilford.
- Lindeman, M., Svedholm-Häkkinen, A. M. y Lipsanen, J. (2015). Ontological confusions but not mentalizing abilities predict religious belief, paranormal belief, and belief in supernatural purpose. *Cognition*, 134, 63-76. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2014.09.008>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López De Pomar, F. (2019). La psicología: pasado, presente y problemas. *Persona*, 022(2), 143-145. [https://doi.org/10.26439/persona2019.n022\(2\).4642](https://doi.org/10.26439/persona2019.n022(2).4642)
- López De Pomar, F. y Lira Luttgés, B. (2022). Evaluación psicométrica de una escala de creencias conspirativas para población peruana. *Persona*, 025(1), 33-51. [https://doi.org/10.26439/persona2022.n025\(1\).5870](https://doi.org/10.26439/persona2022.n025(1).5870)
- MacCallum, R. C., Browne, M. W. y Sugawara, H. M. (1996). Análisis de potencia y determinación del tamaño de la muestra para el modelado de estructuras de covarianza. *Métodos Psicológicos*, 1(2), 130-149. <https://doi.org/10.1037//1082-989X.1.2.130>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified approach*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Pennycook, G., Fugelsang, J. A. y Koehler, D. J. (2012). Are we good at detecting conflict during reasoning? *Cognition*, 124(1), 101-106. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2012.04.004>
- RosseeL, Y. (2012). lavaan: An R Package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>

Sagan, C. (2017). *El mundo y sus demonios*. Crítica.

Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>

Teovanović, P., Lukić, P., Zupan, Z., Lazić, A., Ninković, M. y Zelzej, I. (2021). Irrational beliefs differentially predict adherence to guidelines and pseudoscientific practices during the COVID-19 pandemic. *Applied Cognitive Psychology*, 35(2), 486-496. <https://doi.org/10.1002/acp.3770>

Torres, M. N., Barberia, I. y Rodríguez-Ferreiro, J. (2020). Causal illusion as a cognitive basis of pseudoscientific beliefs. *British Journal of Psychology*, 111(4), 840-852. <https://doi.org/10.1111/bjop.12441>

Recepción: 25/6/2022

Aceptación: 12/10/2022