



Este artículo se encuentra disponible
en acceso abierto bajo la licencia Creative
Commons Attribution 4.0 International License

Ciencia y Psique

Revista del Instituto de Investigación en Salud Mental

Vol. 3, n.º 4, enero-junio, 2024 • Publicación semestral. Lima, Perú

ISSN: 2961-2004 (En línea) • DOI: 10.59885/cienciaypsique.2024.v3n4.01

Desarrollo e invarianza transcultural de una medida breve de miedo a la vacuna contra la COVID-19 en 13 países latinoamericanos¹

The development and cross-cultural invariance of a brief measure of fear of COVID-19 vaccine in 13 Latin American countries

TOMÁS CAYCHO-RODRÍGUEZ
Universidad Científica del Sur
(Lima, Perú)

Contacto: tcaycho@cientifica.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-5349-7570>

LINDSEY W. VILCA
South American Center for Education and Research in Public Health,
Universidad Norbert Wiener
(Lima, Perú)

Contacto: lwquiro@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-8537-9149>

JOSÉ VENTURA-LEÓN
Universidad Privada del Norte
(Lima, Perú)

Contacto: jose.ventura@upn.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0003-2996-4244>

-
- 1 Declaración de contribución de autoría: Tomás Caycho-Rodríguez proporcionó la concepción inicial, la organización y la redacción principal del texto. Lindsey W. Vilca analizó los datos y preparó todas las figuras y las tablas. José Ventura-León, Pablo D. Valencia, Carlos Carbajal-León, Mario Reyes-Bossio, Claudio Rojas-Jara, Roberto Polanco-Carrasco, Miguel Gallegos, Mauricio Cervigni, Pablo Martino, Diego Alejandro Palacios, Rodrigo Moreta-Herrera, Antonio Samaniego-Pinho, Marlon Elías Lobos Rivera, Andrés Buschiazzi Figares, Diana Ximena Puerta-Cortés, Walter L. Arias Gallegos, Olimpia Petzold y Julio Torales participaron en la recopilación de datos y fueron consultores y contribuyentes al diseño de investigación, el análisis de datos y la redacción de textos. El primer borrador del manuscrito fue escrito por Tomás Caycho-Rodríguez y todos los autores comentaron las versiones anteriores del manuscrito final. Asimismo, todos los autores leyeron y aprobaron el manuscrito final.

PABLO D. VALENCIA
Universidad Nacional Autónoma de México
(Tlalneantla de Baz, Estado de México, México)
Contacto: pabvalenciam@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-6809-1805>

CARLOS CARBAJAL-LEÓN
Universidad de San Martín de Porres
(Lima, Perú)
Contacto: ccarbajall@usmp.pe
<https://orcid.org/0000-0001-6714-519X>

MARIO REYES-BOSSIO
Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas
(Lima, Perú)
Contacto: mario.reyes@upc.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0003-4655-1927>

CLAUDIO ROJAS-JARA
Universidad Católica del Maule
(Talca, Chile)
Contacto: crojasj@ucm.cl
<https://orcid.org/0000-0002-1698-6949>

ROBERTO POLANCO-CARRASCO
Cuadernos de Neuropsicología
(Rancagua, Chile)
Contacto: polanco.roberto@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-5064-9049>

MIGUEL GALLEGOS
Universidad Católica del Maule (Talca, Chile), Universidad Nacional de Rosario (Rosario, Argentina) y Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Buenos Aires, Argentina)
Contacto: maypsi@yahoo.com.ar
<https://orcid.org/0000-0001-6891-7833>

MAURICIO CERVIGNI
Centro Interdisciplinario de Investigaciones en Ciencias de la Salud y del Comportamiento, Universidad Adventista del Plata, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Rosario, Argentina), Universidad Nacional de Rosario (Rosario, Argentina) y Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Buenos Aires, Argentina)
Contacto: mcervigni@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-9951-1737>

PABLO MARTINO
Laboratorio de Investigaciones en Ciencias del Comportamiento (LICIC), Universidad Nacional de San Luis (San Luis, Argentina)
Contacto: p.martino@hotmail.com
<https://orcid.org/0000-0003-3827-777X>

DIEGO ALEJANDRO PALACIOS
Centro de Desarrollo Humano, Universidad Mariano Gálvez (Guatemala, Guatemala)
Contacto: diegopalacios@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0001-6526-6334>

RODRIGO MORETA-HERRERA
Pontificia Universidad Católica del Ecuador
(Ambato, Ecuador)
Contacto: rmoreta@pucesa.edu.ec
<https://orcid.org/0000-0003-0134-5927>

ANTONIO SAMANIEGO-PINHO
Universidad Nacional de Asunción
(Asunción, Paraguay)
Contacto: asamaniegopinho@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0003-4178-6639>

MARLON ELÍAS LOBOS RIVERA
Universidad Tecnológica de El Salvador
(San Salvador, El Salvador)
Contacto: marlon.lobos28@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-7995-6122>

ANDRÉS BUSCHIAZZO FIGARES
Instituto Alfred Adler Uruguay, Centro de Estudios Adlerianos
(Montevideo, Uruguay)
Contacto: abuschiazozfigares@centroadleriano.org
<https://orcid.org/0000-0003-2462-9025>

DIANA XIMENA PUERTA-CORTÉS
Universidad de Ibagué
(Ibagué, Colombia)
Contacto: diana.puerta@unibague.edu.co
<https://orcid.org/0000-0003-4134-2421>

WALTER L. ARIAS GALLEGOS
Universidad Católica San Pablo
(Arequipa, Perú)
Contacto: warias@ucsp.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-4183-5093>

OLIMPIA PETZOLD
Lone Star College-Conroe Center (Texas, Estados Unidos) y
Université Libre de Bruxelles (Bruselas, Bélgica)
Contacto: olipr@hotmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-6254-1772>

JULIO TORALES
Universidad Nacional de Asunción (San Lorenzo, Paraguay), Universidad Sudamericana
(Pedro Juan Caballero, Paraguay) e Instituto Regional de Investigación en Salud de la
Universidad Nacional de Caaguazú (Coronel Oviedo, Paraguay)
Contacto: jtorales@med.una.py
<https://orcid.org/0000-0003-3277-7036>

RESUMEN

La presencia de instrumentos invariantes es útil para la evaluación de las emociones en diferentes culturas. El presente estudio tuvo como objetivo desarrollar y evaluar la invarianza de medición de la escala de miedo

a la vacunación contra la COVID-19 (EMV-COVID) en 13 países latinoamericanos. La muestra estuvo conformada por 5775 participantes seleccionados por un muestreo no probabilístico intencional, residentes de 13 países de Latinoamérica. Se realizaron análisis factorial confirmatorio, *multi-group factor analysis alignment* para evaluar la invarianza y modelo de respuesta graduada basado en la teoría de respuesta al ítem. El EMV-COVID demostró ser una medida breve y unidimensional conformada por 4 ítems, con adecuadas evidencias de fiabilidad, e invariante en la población general de 13 países latinoamericanos. Adicionalmente, los ítems pueden diferenciar entre las respuestas de una persona con mayor miedo a la vacunación y otra con niveles moderados o bajos de miedo a la vacunación. Los resultados sugieren que la EMV-COVID es una escala breve válida que mide el miedo a la vacunación contra la COVID-19 en estudios transculturales realizados en Latinoamérica.

Palabras claves: COVID-19; invarianza, Latinoamérica; miedo; vacunas.

ABSTRACT

The existence of invariant instruments is useful for the assessment of emotions in different cultures. The current study aimed to develop and evaluate the measurement invariance of the COVID-19 fear of vaccination scale (EMV-COVID) in 13 Latin American countries. The sample consisted of 5775 participants selected by non-probability purposive sampling, residents of 13 Latin American countries. Confirmatory Factor Analysis, Multi-Group Factor Analysis Alignment to assess invariance and a Graded Response Model based on Item Response Theory were conducted. The EMV-COVID proved to be a brief, unidimensional 4-item measure with adequate evidence of reliability and invariance in the general population of 13 Latin American countries. Additionally, the items can differentiate between the responses of a person with a higher fear of vaccination and one with moderate or low levels of fear of vaccination. The results suggest that the VME-COVID is a valid brief scale measuring fear of vaccination against COVID-19 in cross-cultural studies in Latin America.

Keywords: COVID-19; invariance; Latin America; fear; vaccines.

Recibido: 17/02/2023 Aceptado: 15/03/2024 Publicado: 30/06/2024

1. INTRODUCCIÓN

La pandemia de la COVID-19 ha tenido consecuencias importantes en la vida social, económica y sanitaria a nivel mundial y, especialmente, en América Latina (Angulo, 2020; Gallegos, Cervigni et al., 2020; Gallegos, Zalaquett et al., 2020; Haleem et al., 2020; Scholten et al., 2020). Hasta el 2 de marzo de 2022, los casos confirmados de COVID-19 en el mundo sumaron 439 619 749 y el número de muertes fue de 5 971 414. En este contexto de incertidumbre, los esfuerzos globales para mitigar el impacto de esta infección son imperiosos (Kotta et al., 2021). Por tanto, las vacunas son una intervención importante de salud pública que tienen el potencial de controlar la propagación de dicha pandemia (Freeman et al., 2021; Moore et al., 2021). Sin embargo, se ha observado vacilación y rechazo hacia la vacuna contra la COVID-19 en diferentes países (Dror et al., 2020; Dubé & MacDonald, 2020; Murphy et al., 2021). Este no es un fenómeno propio de esta pandemia, ya que desde hace años existe un deterioro de la aceptación de las vacunas (Opel et al., 2013) que amenaza los logros en la reducción de las enfermedades prevenibles mediante su aplicación (Pimlott, 2019). Es más, se ha identificado que la reticencia a vacunarse es una de las 10 principales amenazas para la salud mundial (World Health Organization, 2019). Debido a esta coyuntura, existe interés por conocer los factores que afectan la aceptación a la vacunación (Malas & Tolsá, 2021).

Un estudio reciente reportó que la ausencia de instrumentos de medición válidos son un obstáculo para la evaluación de la confianza en las vacunas (De Figueiredo et al., 2020); son pocos los instrumentos que evalúan las reacciones emocionales asociadas al rechazo de estas (Malas & Tolsá, 2021). Una de dichas emociones es el miedo, que es una respuesta psicológica universal ante una amenaza percibida (Yeşiltepe et al., 2021) y una de las que presenta mayor prevalencia durante períodos de enfermedades pandémicas (Ahorsu et al., 2020). El miedo tiene un papel funcional al fomentar un conjunto de comportamientos que promueven la seguridad durante la pandemia (Harper et al., 2021). No obstante, condiciones adversas características de la pandemia de la COVID-19, como la incertidumbre, los problemas financieros, la pérdida de familiares producto de esta enfermedad, entre otros, han incrementado este tipo

de emoción (Bitan et al., 2020; Smith et al., 2020). Niveles extremos de miedo pueden ser dañinos e impiden que las personas respondan de forma racional frente a la pandemia de la COVID-19 (Ahorsu et al., 2020); específicamente, se ha sugerido que el miedo puede ser un predictor importante de la aceptación de la vacuna (Bendau et al., 2021).

Existen numerosas escalas que miden el miedo en diferentes situaciones (Pakpour & Griffiths, 2020). En el caso de la vacunación, se han desarrollado escalas para medir el miedo a las inyecciones y cómo interfieren en este procedimiento (Mulder et al., 2013). Asimismo, recientemente se desarrolló la Vaccination Fear Scale (VFS-6) (Malas & Tolsá, 2021), conformada por 6 ítems agrupados en dos factores que miden reacciones emocionales y fisiológicas del miedo a la vacunación. Sin embargo, la VFS-6 se ha desarrollado en un contexto europeo y sus propiedades psicométricas se evaluaron solo mediante métodos derivados de la teoría clásica de los test (TCT). Los análisis con base en este método se realizan considerando a una prueba como un todo; por lo tanto, no hay análisis a nivel de ítem. Además, la TCT asume que las personas poseen un atributo inherente, expresado en la puntuación verdadera, que está conformado por la puntuación observada y el error aleatorio. Si la varianza de error es menor, entonces las puntuaciones observadas serán un reflejo más preciso de las puntuaciones verdaderas (Crocker & Algina, 1986). A diferencia de la TCT, la teoría de respuesta al ítem (TRI) evalúa la relación entre los rasgos latentes y sus variables observadas (ítems). De esa forma, se asume una relación entre las propiedades de los ítems, las respuestas de las personas a estos ítems y el rasgo latente a medir (Steinberg & Thissen, 2013). Asimismo, el rasgo latente y el desempeño de los ítems se organizan en un continuo, donde uno de los objetivos de la TRI es establecer la posición de la persona en ese continuo.

Por otro lado, si bien existen estudios que han evaluado la equivalencia de medición transcultural de instrumentos que miden emociones asociadas a la pandemia de la COVID-19, entre ellas el miedo (Caycho-Rodríguez, Tomás et al., 2021; Caycho-Rodríguez et al., 2022; Lin et al., 2021; Sawicki et al., 2022), no se han reportado investigaciones de este tipo respecto a emociones vinculadas con la vacunación contra la COVID-19. Esta clase de estudios es importante, ya que anteriormente se ha sugerido que las diferencias culturales y las

diversas acciones realizadas por los Gobiernos en el mundo para afrontar la pandemia han afectado el estado psicológico de las personas y han generado que respondan de diferentes maneras a los ítems de medidas de miedo asociados a la COVID-19 (Lin et al., 2021). De igual forma, se ha indicado que factores contextuales y culturales, así como diferencias en los niveles de acceso a servicios de salud en diversos países, han originado variaciones en las tasas de miedo a la COVID-19 (Luo et al., 2021).

La comparabilidad de los resultados sobre el miedo a vacunarse contra la COVID-19 entre variados contextos culturales dependerá de que el instrumento utilizado para medir el miedo presente evidencias de invarianza de la medición (IM). La IM permite evaluar el grado en que los resultados relevantes para un instrumento aplicado en diferentes culturas o grupos son producto de las diferencias reales entre esas culturas o grupos (Cieciuch et al., 2019; Milfont & Fischer, 2010). Esto se basa en el supuesto de que los elementos del instrumento funcionan de forma equivalente en diversas poblaciones (Muthén & Muthén, 2017). La no invarianza genera que los resultados derivados de comparaciones de grupo, ya sea de medias o asociaciones entre variables, sean probablemente inválidas, debido a que estas diferencias podrían ser producto de errores en los instrumentos (Caycho, 2017). Por lo tanto, se recomienda no utilizar una escala para realizar comparaciones entre grupos hasta que se confirme la IM (Marsh et al., 2011). La evaluación de la IM es vital en la medida en que se incrementan los estudios sobre el impacto de la COVID-19 en la salud mental de las personas a nivel mundial. Para evaluar la IM se ha utilizado mayoritariamente el análisis factorial confirmatorio multigrupo, el cual brinda evidencia de si los parámetros en el modelo (cargas factoriales y residuos) son iguales entre los grupos; sin embargo, este método se considera exigente, más aún si se evalúa un gran número de países (Cieciuch et al., 2019). Ante eso, se ha propuesto el método de alineación, basado en el modelo bayesiano que brinda una IM aproximada y permite extraer medias más confiables e invariantes (Muthén & Asparouhov, 2014).

Ante la ausencia de instrumentos que miden emociones asociadas a la vacunación contra la COVID-19, como el miedo, este estudio tuvo como objetivo desarrollar y evaluar la IM de la escala de miedo a la vacunación contra la COVID-19 (EMV-COVID) en 13 países

latinoamericanos. Se realizó en este espacio geográfico, debido a que la alta tasa de informalidad laboral, el hacinamiento, la pobre infraestructura hospitalaria, la baja capacidad para realizar un monitoreo temprano de casos y la alta prevalencia de comorbilidades (como la obesidad y la diabetes, entre otras) han hecho que Latinoamérica sea una de las regiones más afectadas por este virus (Gallegos et al., 2020b). Pese a que todos los Gobiernos adoptaron medidas universales para controlar la pandemia, como el cierre de fronteras, las cuarentenas, el distanciamiento físico y demás, no lograron cambiar estas condiciones previas (Ashktorab et al., 2021). El gran porcentaje de personas en pobreza extrema y el hacinamiento son condiciones propicias para la transmisión comunitaria y la rápida propagación de la infección (Barreto et al., 2012; Gallegos et al., 2021). Esto contribuyó a que países como el Perú y Brasil estén entre los de mayor tasa de muertes por la COVID-19 en el mundo.

Si bien no hay estudios psicométricos previos sobre medidas de miedo a la vacunación contra la COVID-19, las hipótesis se formulan con base en información derivada de estudios transculturales sobre otras medidas de miedo asociadas a la pandemia (Caycho-Rodríguez, Tomás et al., 2021; Caycho-Rodríguez et al., 2022; Lin et al., 2021; Sawicki et al., 2022). Así, se espera que la EMV-COVID muestre la IM transcultural y adecuados índices de fiabilidad, presente adecuados parámetros de discriminación y dificultad, y se requiera una mayor presencia del miedo a la vacunación para responder las categorías de respuesta más altas, tal como se observó en una medida de miedo asociada a la pandemia (Caycho-Rodríguez, Tomás et al., 2021). La IM transcultural de la EMV-COVID tiene implicaciones teóricas y prácticas. Por ello, la EMV-COVID puede ser útil para identificar predictores y consecuencias del miedo a la vacunación contra la COVID-19 a nivel latinoamericano y diseñar políticas, ya sean nacionales e internacionales, que prevengan las consecuencias psicológicas negativas de la pandemia.

2. MÉTODO

2.1. PARTICIPANTES

La muestra estuvo conformada por 5775 participantes seleccionados por un muestreo no probabilístico intencional, residentes de 13

países de Latinoamérica (Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, México, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela). Se incluyeron solo participantes mayores de edad que dieron su consentimiento informado en cada país. La mayor edad promedio pertenece a los participantes que viven en Guatemala ($M = 44$; $SD = 13.6$ años) y Venezuela ($M = 43.6$; $SD = 16.7$ años); mientras que la edad promedio más baja pertenece a los participantes que viven en México ($M = 24.9$; $SD = 8.7$ años) y Perú ($M = 27$; $SD = 8.1$ años). Además, se aprecia que, en general, hay una mayor proporción de mujeres ($> 60\%$) que varones ($< 40\%$) y una mayor proporción de solteros en la mayoría de los países ($> 40\%$). Respecto al nivel educativo de los participantes, se observa que la mayoría han terminado los estudios universitarios ($> 50\%$), excepto en Argentina (43.8%), Ecuador (43.2%), México (26.4%), Colombia (26%) y El Salvador (2.7%), donde la proporción es mucho menor. Por otro lado, se aprecia que la mayoría de los participantes tienen un trabajo fijo, excepto en Colombia (26.7%), Ecuador (35.2%), México (32.6%) y Perú (37%). También se puede notar que la mayoría de los participantes residen en un área urbana ($> 70\%$). En cuanto a la pandemia, la mayoría de los participantes señalan que no han tenido COVID-19 ($> 40\%$), excepto en Perú (28%); no obstante, la mayoría de los participantes, en casi todos los países, refieren que sus familiares ($> 50\%$) y amigos ($> 50\%$) sí lo tuvieron. Así también, se advierte que la mayoría de los participantes de Venezuela (59.5%) y El Salvador (40%) utilizan las redes sociales como fuentes de información sobre la vacuna contra la COVID-19. Finalmente, se observa que la mayoría de los participantes de Bolivia (55.2%), Guatemala (49.3%) y Venezuela (52.7%) creen que el SARS-CoV-2 fue creado en un laboratorio. Los datos sociodemográficos y de salud de los participantes pueden observarse en detalle en el material suplementario 1 en el siguiente enlace: <https://osf.io/d2e58>

2.2. INSTRUMENTOS

2.2.1. Cuestionario sociodemográfico

Este fue un cuestionario elaborado específicamente para este estudio; en él se solicitaba información sobre sexo, edad, nivel educativo, estado

civil, trabajo, lugar de residencia, diagnóstico de COVID-19 (personal, familiar y amical) y fuentes de información sobre las vacunas y creencias sobre el origen de la COVID-19.

2.2.2. Escala de miedo a la vacunación contra la COVID-19 (EMV-COVID)

La escala se desarrolló con base en la versión castellana de la Fear of COVID-19 Scale (Caycho-Rodríguez et al., 2022; Caycho-Rodríguez, Tomás et al., 2021), que ha demostrado ser invariante en siete países latinoamericanos (Caycho-Rodríguez, Valencia et al., 2021) para medir el miedo asociado a la vacunación contra la COVID-19. En este sentido, se cambiaron los ítems originales de la Fear of COVID-19 Scale, al reemplazar la palabra «COVID-19» por «vacunarme contra la COVID-19». Este mismo procedimiento se ha utilizado en el desarrollo de otras escalas que miden emociones asociadas a la COVID-19, como la preocupación por su contagio (Ruiz Mamani et al., 2020). De igual forma, anteriormente, la VFS-6 (Malas & Tolsá, 2021) fue desarrollada con esta misma metodología; sin embargo, esta reformuló el ítem-4 y eliminó otro, diferenciándose así de la EMV-COVID. Al igual que la Fear of COVID-19 Scale en español, los siete ítems iniciales de la EMV-COVID tienen cinco opciones de respuesta tipo Likert, desde 1 (muy en desacuerdo) hasta 5 (totalmente de acuerdo). La suma de los puntajes de los ítems brinda un puntaje total, donde los valores más altos expresan un mayor miedo a la vacunación contra la COVID-19. Los de la versión final de la EMV-COVID, luego del análisis de resultados, pueden verse en la tabla 1.

Tabla 1

Ítems de la versión final de la EMV-COVID

-
1. Tengo mucho miedo de vacunarme contra la COVID-19.
 2. Me incomoda pensar en vacunarme contra la COVID-19.
 3. Mis manos se humedecen o sudan cuando pienso en vacunarme contra la COVID-19.
 4. Tengo miedo de perder la vida por vacunarme contra la COVID-19.
 5. Cuando veo noticias e historias sobre la vacuna contra la COVID-19 en las redes sociales, me pongo nervioso o ansioso.

6. No puedo dormir porque me preocupa tener que vacunarme contra la COVID-19.

7. Mi corazón se acelera cuando pienso en vacunarme contra la COVID-19.

2.3. PROCEDIMIENTO

El procedimiento de recolección de datos fue el mismo en todos los países participantes. Los datos se recolectaron entre el 15 de septiembre y el 25 de octubre de 2021, mediante un formulario en línea, creado en Google Forms. Durante la recolección de datos, los países participantes del estudio reportaron que entre el 29 % y el 87 % de sus ciudadanos estaban total o parcialmente vacunados contra la COVID-19. En ese período, Chile (77 %) y Uruguay (75 %) reportaron el mayor porcentaje de personas totalmente vacunadas; mientras que Guatemala era el país que tenía el menor porcentaje de personas total o parcialmente vacunadas (17 %). Los participantes fueron invitados a ser parte del estudio por correos electrónicos o redes sociales (Facebook e Instagram), donde se incluía el enlace del cuestionario en línea. Luego de leer los objetivos y la metodología del estudio, los participantes dieron su consentimiento informado. No se ofreció remuneración económica a los individuos por su participación. Asimismo, el estudio siguió las pautas éticas de la Asociación Americana de Psicología (APA, 2010) y la Declaración de Helsinki, lo que aseguró que se cumplieran los aspectos éticos de este tipo de investigaciones, como el anonimato y la participación voluntaria, la confidencialidad de los datos y la posibilidad de abandonar el estudio cuando lo desearan.

2.4. ANÁLISIS DE DATOS

El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se realizó con el estimador *Robust Maximum Likelihood* (MLR) (Yuan & Bentler, 2000), ya que los ítems presentaban cinco categorías de respuesta (Rhemtulla et al., 2012). La evaluación del ajuste del modelo se basó en el test chi-cuadrado (χ^2), el índice RMSEA y el índice SRMR, donde valores inferiores a .05 indican un buen ajuste, mientras que valores entre .05 y .08 indican un ajuste aceptable (Kline, 2015). Asimismo, se utilizaron los índices CFI y TLI, donde valores superiores a .95 indican buen ajuste y valores mayores

a .90 expresan un ajuste aceptable (Schumacker & Lomax, 2015). Se utilizó el coeficiente omega (McDonald, 1999) para estimar la fiabilidad, mediante el método de consistencia interna, donde un valor mayor a .70 es considerado como adecuado (Viladrich et al., 2017).

En cuanto a la evaluación de la IM según el país, se realizó con el enfoque Approximate Measurement Invariance (AMI). Específicamente, se utilizó el Multi-Group Factor Analysis Alignment para probar la invarianza métrica y escalar (Asparouhov & Muthén, 2014), la cual consiste en dos pasos: primero, se evaluó el ajuste de un modelo configural sin restricciones en todos los grupos de países; segundo, este modelo configural se optimizó, mediante una función de pérdida de componentes, con el objetivo de minimizar la invarianza en las medias de los factores y las varianzas de los factores para cada grupo (Asparouhov & Muthén, 2014). Aquí, se establecieron los criterios de tolerancia de invarianza para las cargas factoriales ($\lambda = .40$) y los interceptos ($\nu = .20$), de acuerdo con lo recomendado en la literatura (Robitzsch, 2020). Asimismo, se estableció el poder de *alignment* a .25 para ambos parámetros (Fischer & Karl, 2019). La evaluación de la invarianza de los parámetros se interpretó con base en el índice R^2 , donde valores cercanos a 1 indican un mayor grado de invarianza y valores cercanos a 0 indican un menor grado de invarianza (Asparouhov & Muthén, 2014). Para evaluar el porcentaje de parámetros no invariantes (λ y ν) se estableció un límite de 25 % para considerar que la escala es no invariante (Asparouhov & Muthén, 2014). La evaluación de las diferencias entre los países, de manera conveniente, se realizó con base en puntuaciones compuestas a partir de la suma de los ítems de la escala final. La prueba d de Cohen se utilizó para evaluar la magnitud de las diferencias.

El análisis con base en la teoría de respuesta al ítem (TRI) se realizó con el modelo de respuesta graduada (GRM, Samejima, 1997), que es una extensión del modelo logístico de 2 parámetros (2-PLM) para ítems politómicos de naturaleza ordinal (Hambleton et al., 2010). La estimación del ajuste del modelo se realizó con el test C_2 para ítems ordinales (Cai & Monroe, 2014), basado en los siguientes criterios de ajuste: $RMSEA \leq .05$ (Maydeu-Olivares & Joe, 2014) y $SRMSR \leq .05$ (Maydeu-Olivares, 2013). De igual forma, se consideró el mismo criterio de ajuste del

CFI y TLI ($\geq .95$) en modelos SEM (Lubbe & Schuster, 2019). Para evaluar el ajuste de los ítems, se utilizó el índice $S-X^2$ generalizado y su RMSEA correspondiente como medida del tamaño de efecto (Kang & Chen, 2011). La evaluación del supuesto de independencia local de los ítems se realizó con base en el índice G^2 (Chen & Thissen, 1997), específicamente, el coeficiente V de Cramer que toma valores entre -1 y 1 (Chalmers, 2012), donde un valor absoluto grande indica un potencial caso de dependencia local (Paek & Cole, 2020). Se inspeccionó también el cumplimiento del supuesto de monotonicidad utilizando las parcelas de residuos sin procesar (Wells & Hambleton, 2016).

En el modelo de GRM, se estimaron dos tipos de parámetros: discriminación (a) y dificultad (b). El parámetro a indica la pendiente en la que las respuestas a los ítems varían en función del nivel en el rasgo latente. Los parámetros b señalan la cantidad del rasgo latente que necesita el ítem para ser respondido. Debido a que la escala tiene cinco categorías de respuesta, existen cuatro estimaciones de dificultad, una por umbral. Las estimaciones de estos umbrales indican el nivel de la variable latente en el que un individuo tiene cerca del 50 % de posibilidad de tener un puntaje igual o mayor a una categoría de respuesta específica. Finalmente, se calcularon las curvas de información de los ítems (CII) y la curva de información del test (CIT).

El AFC se realizó con el paquete «lavaan» (Rosseel, 2012); el paquete «semTools» (Jorgensen et al., 2018) se utilizó para la invarianza factorial; el paquete «sirt» (Robitzsch, 2020), para el método Alignment; y el paquete «mirt», para el GRM (Chalmers, 2012). Todos los análisis se realizaron en el entorno de RStudio (RStudio Team, 2018) para R (R Core Team, 2019).

3. RESULTADOS

3.1. ANÁLISIS DESCRIPTIVO

El ítem 5 («Cuando veo noticias e historias sobre la vacuna contra la COVID-19 en las redes sociales, me pongo nervioso o ansioso») presenta la puntuación promedio más alta en todos los países, excepto en Colombia, Perú y Uruguay. Respecto a los índices de asimetría y curtosis,

se aprecia que los ítems presentan un patrón de respuesta marcadamente asimétrico en la mayoría de los países, superando los índices aceptables ($As < \pm 2$; $Ku < \pm 7$) planteados por Finney y DiStefano (2006). Este patrón se aprecia claramente en la tasa de respuesta de los ítems, donde la mayoría de los participantes eligieron las categorías de respuesta más bajas. Este fenómeno se observa con mayor claridad en los ítems 3 («Mis manos se humedecen o sudan cuando pienso en vacunarme contra la COVID-19») y 7 («Mi corazón se acelera cuando pienso en vacunarme contra la COVID-19»). Los resultados sobre el análisis descriptivo de los ítems de la EMV-COVID pueden verse con mayor detalle en el material suplementario 2 en el siguiente enlace: <https://osf.io/mwtze>.

3.2. VALIDEZ BASADA EN LA ESTRUCTURA INTERNA

En la tabla 2 se aprecia que el modelo unidimensional de 7 ítems (modelo 1) no evidencia adecuados índices de ajuste en todos los países. De manera similar, el modelo de dos dimensiones relacionadas (modelo 2) tampoco refleja adecuados índices de ajuste en todos los países. Frente a eso, se quitaron los ítems 3 y 7, que evidenciaban una mayor severidad de los síntomas, y, en consecuencia, muy pocas personas habían marcado las categorías superiores ($< 5\%$). Este tercer modelo no presentó adecuados índices de ajuste en todos los países. En el modelo 4, siguiendo el criterio de Saris et al. (2009) para evaluar la relevancia de los índices de modificación (MI) y, de acuerdo con el análisis de contenido de los ítems, se especificó una correlación entre los errores de los ítems 1 («Tengo mucho miedo de vacunarme contra la COVID-1») y 2 («Me incomoda pensar en vacunarme contra la COVID-19»). Este cuarto modelo evidenció adecuados índices de ajuste en la mayoría de los países, excepto en Paraguay, Uruguay y Venezuela. Por último, en el modelo 5 se eliminó el ítem 2, ya que representaba un indicador similar al ítem 1. Asimismo, en la tabla 3 se aprecia que este último modelo presenta adecuados índices de ajuste en la mayoría de los países, excepto en Colombia, Uruguay y Venezuela, donde obtuvo índices aceptables. Tanto el modelo 4 como el 5 presentan un ajuste similar en la mayoría de los países; no obstante, se utilizará el modelo 5 para los siguientes análisis, dado que el modelo 4 tiene errores correlacionados e incumple el supuesto de independencia local en los modelos TRI.

Tabla 2
Índices de ajuste, pesos factoriales y fiabilidad del modelo unidimensional en los países de América

Modelo	País	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [90 % CI]	Peso factorial (λ)							Fiabilidad (ω)		
									F3	F7	F6	E1	E2	E4	E5	F	E	
1	Argentina (1)	47.63	14	.000	.93	.89	.049	.137 [.096 - .181]	.82	.79	.83	.71	.67	.77	.58	.88		
	Bolivia (2)	168.30	14	.000	.87	.81	.063	.199 [.173 - .226]	.77	.86	.89	.64	.66	.74	.67	.86		
	Chile (3)	80.60	14	.000	.90	.86	.050	.169 [.134 - .206]	.78	.78	.83	.71	.79	.78	.68	.90		
	Colombia (4)	93.77	14	.000	.91	.87	.045	.199 [.162 - .238]	.85	.90	.89	.75	.80	.84	.81	.93		
	Cuba (5)	73.15	14	.000	.88	.81	.061	.199 [.156 - .246]	.82	.81	.89	.72	.72	.73	.66	.89		
	Ecuador (6)	59.04	14	.000	.96	.94	.030	.141 [.105 - .179]	.87	.90	.91	.83	.81	.82	.82	.94		
	Guatemala (7)	100.83	14	.000	.86	.80	.071	.207 [.170 - .246]	.79	.88	.89	.62	.63	.71	.73	.86		
	México (8)	61.06	14	.000	.95	.92	.035	.129 [.097 - .163]	.83	.83	.87	.75	.78	.63	.70	.91		
	Paraguay (9)	119.59	14	.000	.87	.80	.057	.210 [.176 - .246]	.80	.88	.81	.74	.77	.72	.67	.89		
	Perú (10)	65.93	14	.000	.95	.93	.037	.137 [.105 - .171]	.87	.87	.74	.80	.74	.86	.88	.94		
	Uruguay (11)	135.59	14	.000	.92	.89	.043	.217 [.185 - .251]	.93	.95	.96	.80	.75	.89	.88	.95		
	Venezuela (12)	127.97	14	.000	.84	.75	.064	.240 [.203 - .279]	.78	.76	.82	.79	.77	.86	.67	.91		
	El Salvador (13)	117.97	14	.000	.92	.88	.048	.136 [.114 - .159]	.78	.77	.53	.70	.74	.77	.74	.88		
2	Argentina (1)	33.94	13	.000	.96	.91	.046	.112 [.067 - .159]	.81	.82	.87	.77	.73	.79	.56	.88		.81
	Bolivia (2)	100.50	13	.000	.93	.89	.052	.147 [.121 - .175]	.74	.89	.94	.76	.76	.78	.69	.90		.84
	Chile (3)	70.72	13	.000	.93	.89	.050	.151 [.118 - .186]	.77	.81	.89	.77	.83	.79	.66	.87		.86
	Colombia (4)	68.08	13	.000	.95	.91	.041	.160 [.124 - .198]	.84	.93	.93	.81	.86	.86	.80	.93		.90
	Cuba (5)	78.50	13	.000	.91	.86	.068	.175 [.139 - .214]	.83	.83	.92	.86	.85	.71	.58	.89		.84
	Ecuador (6)	35.74	13	.001	.98	.97	.024	.098 [.061 - .137]	.87	.92	.93	.87	.85	.83	.82	.93		.91

Guatemala (7)	71.91	13	.000	.92	.87	.053	.163 [.128 - .201]	.79	.89	.92	.73	.73	.78	.76	.90	.83
México (8)	46.53	13	.000	.96	.93	.034	.113 [.079 - .150]	.83	.85	.89	.79	.82	.65	.69	.89	.83
Paraguay (9)	88.69	13	.000	.91	.86	.054	.175 [.142 - .211]	.79	.92	.85	.84	.83	.75	.64	.89	.86
Perú (10)	58.78	13	.000	.96	.93	.034	.135 [.101 - .171]	.87	.89	.76	.81	.75	.86	.88	.87	.88
Uruguay (11)	100.64	13	.000	.95	.91	.035	.190 [.157 - .226]	.92	.96	.97	.85	.79	.92	.88	.97	.91
Venezuela (12)	97.60	13	.000	.91	.85	.072	.186 [.152 - .221]	.75	.84	.93	.88	.87	.83	.63	.88	.89
El Salvador (13)	100.42	13	.000	.94	.90	.046	.127 [.104 - .151]	.81	.80	.54	.73	.77	.78	.73	.73	.84
Argentina (1)	20.43	5	.001	.95	.89	.043	.138 [.079 - .203]	-	-	.70	.80	.74	.79	.53	.83	
Bolivia (2)	82.73	5	.000	.91	.82	.048	.197 [.161 - .235]	-	-	.70	.77	.78	.76	.68	.86	
Chile (3)	47.76	5	.000	.92	.84	.050	.196 [.147 - .248]	-	-	.69	.78	.83	.79	.64	.87	
Colombia (4)	39.31	5	.000	.95	.89	.035	.195 [.141 - .253]	-	-	.81	.82	.88	.85	.78	.92	
Cuba (5)	66.82	5	.000	.87	.74	.076	.249 [.198 - .304]	-	-	.62	.88	.88	.68	.54	.81	
Ecuador (6)	28.01	5	.000	.97	.94	.025	.153 [.101 - .211]	-	-	.84	.88	.86	.82	.81	.92	
Guatemala (7)	81.74	5	.000	.87	.73	.062	.253 [.206 - .302]	-	-	.74	.74	.72	.78	.75	.86	
México (8)	22.58	5	.000	.96	.92	.032	.130 [.079 - .187]	-	-	.77	.79	.84	.67	.67	.86	
Paraguay (9)	45.83	5	.000	.91	.82	.047	.218 [.163 - .278]	-	-	.77	.86	.83	.75	.63	.87	
Perú (10)	28.15	5	.000	.96	.93	.031	.161 [.106 - .222]	-	-	.85	.82	.76	.87	.86	.92	
Uruguay (11)	51.65	5	.000	.94	.88	.036	.239 [.182 - .300]	-	-	.89	.86	.80	.92	.87	.94	
Venezuela (12)	69.66	5	.000	.90	.79	.064	.245 [.196 - .298]	-	-	.60	.90	.88	.81	.61	.88	
El Salvador (13)	50.74	5	.000	.94	.88	.041	.163 [.124 - .205]	-	-	.72	.73	.78	.79	.71	.86	
Argentina (1)	5.38	4	.251	.99	.99	.023	.045 [.000 - .132]	-	-	.73	.72	.65	.82	.56	.78	
Bolivia (2)	8.33	4	.080	.99	.99	.014	.052 [.000 - .102]	-	-	.75	.66	.67	.80	.73	.81	
Chile (3)	6.11	4	.191	.99	.99	.019	.049 [.000 - .123]	-	-	.74	.67	.73	.84	.70	.82	
Colombia (4)	7.45	4	.114	.99	.99	.016	.068 [.000 - .144]	-	-	.82	.75	.82	.87	.82	.89	
Cuba (5)	7.19	4	.126	.99	.98	.021	.071 [.000 - .154]	-	-	.74	.67	.67	.80	.68	.80	
Ecuador (6)	1.98	4	.738	1.00	1.00	.006	.000 [.000 - .071]	-	-	.87	.83	.80	.84	.84	.90	

Guatemala (7)	5.02	4	.285	.99	.99	.015	.034 [.000 - .110]	-	-	.77	.63	.61	.81	.80	.80
México (8)	3.88	4	.422	1.00	1.00	.013	.000 [.000 - .105]	-	-	.82	.69	.76	.69	.71	.83
Paraguay (9)	27.02	4	.000	.96	.89	.031	.171 [.113 - .235]	-	-	.81	.77	.73	.79	.70	.85
Perú (10)	6.49	4	.165	.99	.99	.013	.056 [.000 - .132]	-	-	.86	.79	.72	.87	.87	.90
Uruguay (11)	11.96	4	.018	.99	.98	.015	.104 [.039 - .174]	-	-	.91	.83	.76	.92	.88	.91
Venezuela (12)	22.58	4	.000	.97	.93	.032	.143 [.089 - .204]	-	-	.70	.76	.75	.89	.67	.84
El Salvador (13)	7.83	4	.098	.99	.99	.016	.051 [.000 - .103]	-	-	.74	.65	.71	.81	.74	.82
5															
Argentina (1)	4.52	2	.104	.99	.96	.025	.093 [.000 - .209]	-	-	.74	.72	-	.82	.57	.79
Bolivia (2)	3.88	2	.144	.99	.99	.014	.054 [.000 - .135]	-	-	.74	.66	-	.80	.74	.82
Chile (3)	6.01	2	.050	.99	.96	.021	.095 [.003 - .186]	-	-	.75	.66	-	.83	.70	.82
Colombia (4)	6.05	2	.049	.99	.97	.016	.104 [.007 - .205]	-	-	.85	.75	-	.86	.82	.89
Cuba (5)	2.72	2	.257	.99	.99	.018	.050 [.000 - .180]	-	-	.73	.67	-	.81	.68	.81
Ecuador (6)	1.17	2	.556	1.00	1.00	.006	.000 [.000 - .114]	-	-	.86	.83	-	.84	.84	.91
Guatemala (7)	3.51	2	.173	.99	.98	.016	.065 [.000 - .174]	-	-	.77	.63	-	.80	.80	.84
México (8)	1.97	2	.374	1.00	1.00	.013	.000 [.000 - .138]	-	-	.80	.70	-	.70	.72	.81
Paraguay (9)	1.17	2	.558	1.00	1.00	.010	.000 [.000 - .145]	-	-	.79	.77	-	.79	.72	.85
Perú (10)	1.46	2	.483	1.00	1.00	.007	.000 [.000 - .138]	-	-	.87	.79	-	.86	.88	.91
Uruguay (11)	7.67	2	.022	.99	.97	.014	.140 [.046 - .250]	-	-	.91	.83	-	.91	.88	.93
Venezuela (12)	6.76	2	.034	.98	.95	.025	.117 [.028 - .220]	-	-	.72	.77	-	.87	.68	.84
El Salvador (13)	5.06	2	.080	.99	.98	.014	.064 [.000 - .136]	-	-	.76	.65	-	.79	.75	.82

Nota: χ^2 = Chi-cuadrado; df = grados de libertad; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual; TLI = Tucker-Lewis Index; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; ω = Omega de McDonald. Modelo 1 = Modelo unidimensional con todos los ítems; Modelo 2 = modelo de dos factores correlacionados con todos los ítems; Modelo 3 = Modelo unidimensional con cinco ítems; Modelo 4 = Modelo unidimensional con cinco ítems y un error correlacionado (1~2); Modelo 5 = Modelo unidimensional con cuatro ítems.

3.3. FIABILIDAD DE LA ESCALA

Para evaluar la consistencia interna de la escala (modelo 5), se utilizaron los resultados del análisis factorial confirmatorio (CFA). Como se aprecia en la tabla 3, la escala evidencia adecuados índices de fiabilidad en todos los países ($\omega = .79 - .93$).

3.4. INVARIANZA FACTORIAL SEGÚN PAÍS

El método Aligment evidenció que la estructura factorial de la escala es invariante tanto para las cargas factoriales ($R^2 = .99$) como para los interceptos de los ítems ($R^2 = .99$), como se aprecia en la tabla 5. Respecto al porcentaje de parámetros no invariantes por país, se observa que todos los pesos factoriales son invariantes (0 %). Respecto a los interceptos, el hallazgo de 5 parámetros no invariantes evidencia que, a nivel general, el porcentaje de parámetros no invariantes es notablemente bajo (9.6 %). Por tanto, estos hallazgos evidencian la invarianza métrica y escalar de la escala.

Tabla 3
ML Invariance aligent (IA) en países de América

Parámetros	Ítems	Med	SD	Mín	Max	Países			Países			R ²	%							
Peso factorial	I1	.82	.09	.64	1.01	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	.99	0.0 %
	I2	.88	.05	.75	.93	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13		
	I3	.85	.01	.79	.86	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13		
	I4	.68	.09	.57	.84	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13		
Intercepto	I1	1.36	.09	1.13	1.44	1	2	3	4	5	(6)	7	8	9	10	11	12	13	.99	9.6 %
	I2	1.26	.08	1.04	1.34	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	(11)	12	13		
	I3	1.40	.15	1.12	1.57	1	2	3	4	5	(6)	7	8	9	(10)	(11)	12	13		
	I4	1.11	.08	.95	1.22	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13		

Nota: % = Porcentaje de parámetros de ítem sin invarianza. Los paréntesis indican que el parámetro no es invariante para ese grupo específico (país).

3.5. MODELO DE TEORÍA DE RESPUESTA AL ÍTEM: MODELO DE RESPUESTA GRADUAL (GRM)

Los resultados encontrados en el CFA permiten cumplir con el supuesto de unidimensionalidad. Respecto al supuesto de independencia local, en la tabla 6 se aprecia que los valores estandarizados de V de Cramer oscilaron entre -.118 a .170. Por tanto, se confirma el cumplimiento del supuesto de independencia local de los ítems. Además, los gráficos de residuos sin procesar no evidencian una fuerte desviación de la monotonicidad (ver figura 1).

Tabla 4
Dependencia local de los valores V de Cramer del modelo GRM

Ítems	1	4	5	6
1	NA	.147	-.118	-.134
2		NA	-.140	-.164
3			NA	.170
4				NA

Figura 1
Gráficos residuales sin procesar de los ítems

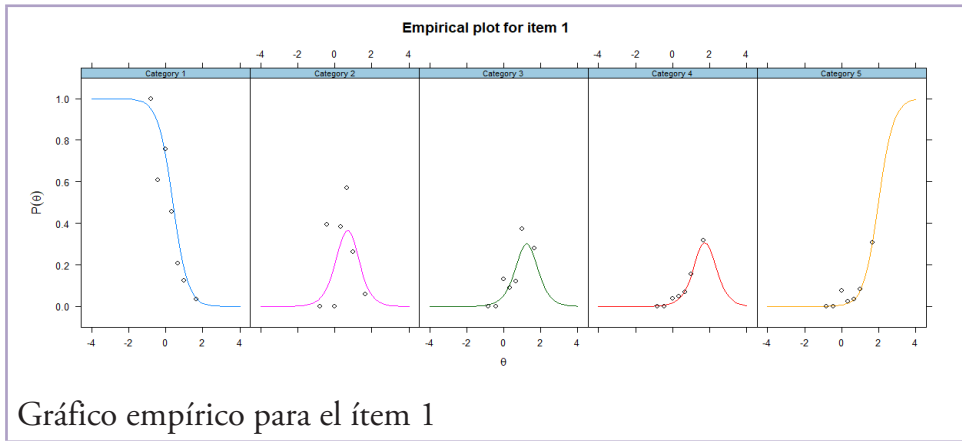


Gráfico empírico para el ítem 1

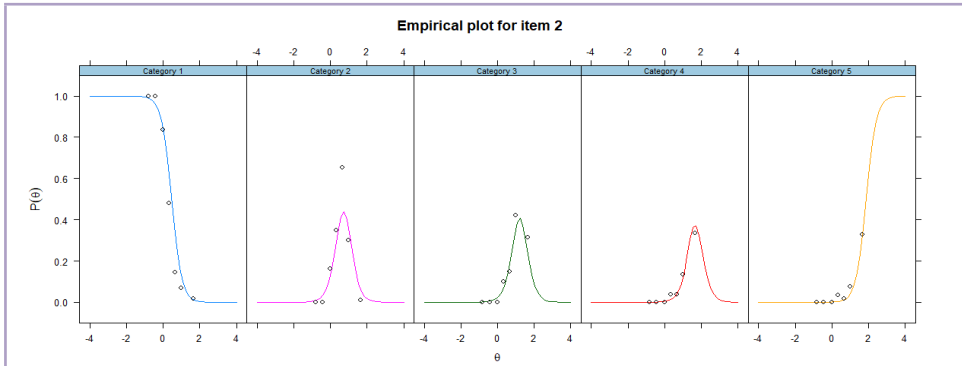


Gráfico empírico para el ítem 2

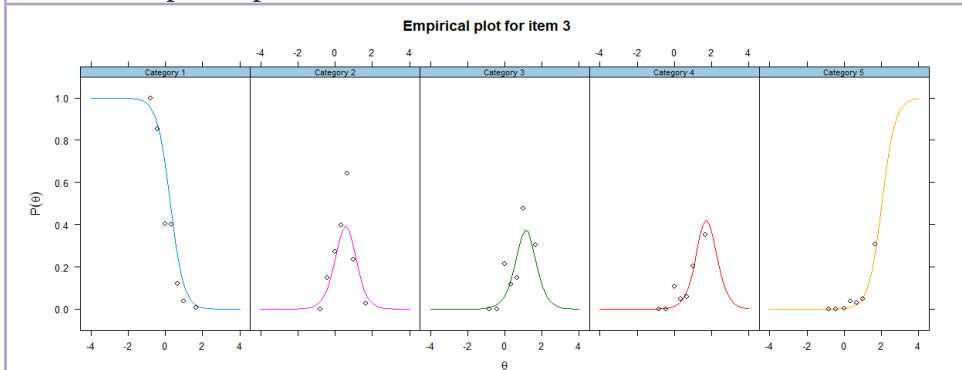


Gráfico empírico para el ítem 3

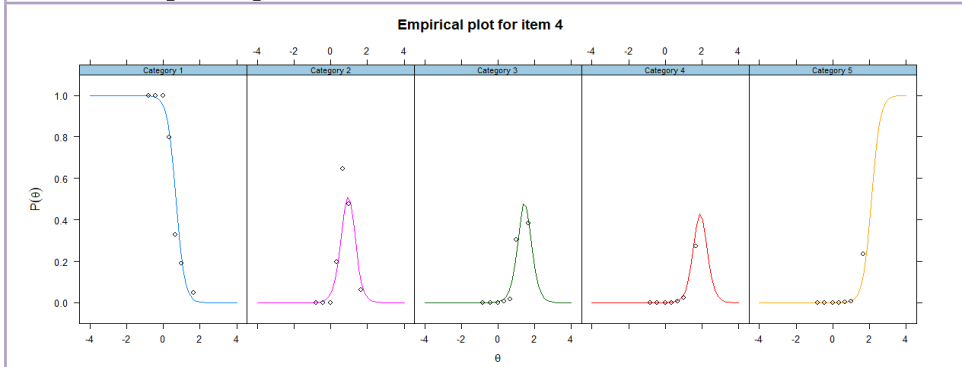


Gráfico empírico para el ítem 4

Para estimar el modelo se utilizó un modelo de respuesta gradual (GRM), específicamente una extensión del modelo logístico de 2 parámetros (2-PLM) para ítems politómicos ordenados. En la tabla 4, se aprecia que el modelo GRM presenta adecuados índices de ajuste

($C2[df] = 75.77[2]$; $p < .01$; $RMSEA = .079$; $SRMRS = .041$; $TLI = .98$; $CFI = .99$). Respecto a los índices de ajuste de los ítems, el índice de RMSEA tomó valores de entre .029 a .043, lo cual evidencia una baja desviación de los ítems.

También en la tabla 5 se observa que todos los ítems presentan parámetros de discriminación por encima del valor de 1, generalmente considerado como buena discriminación (Zickar et al., 2002). Respecto a los parámetros de dificultad, todos los estimadores de los umbrales aumentaron monótonicamente.

Tabla 5
Parámetros e índices de ajuste de los ítems y los índices de ajuste del modelo GRM

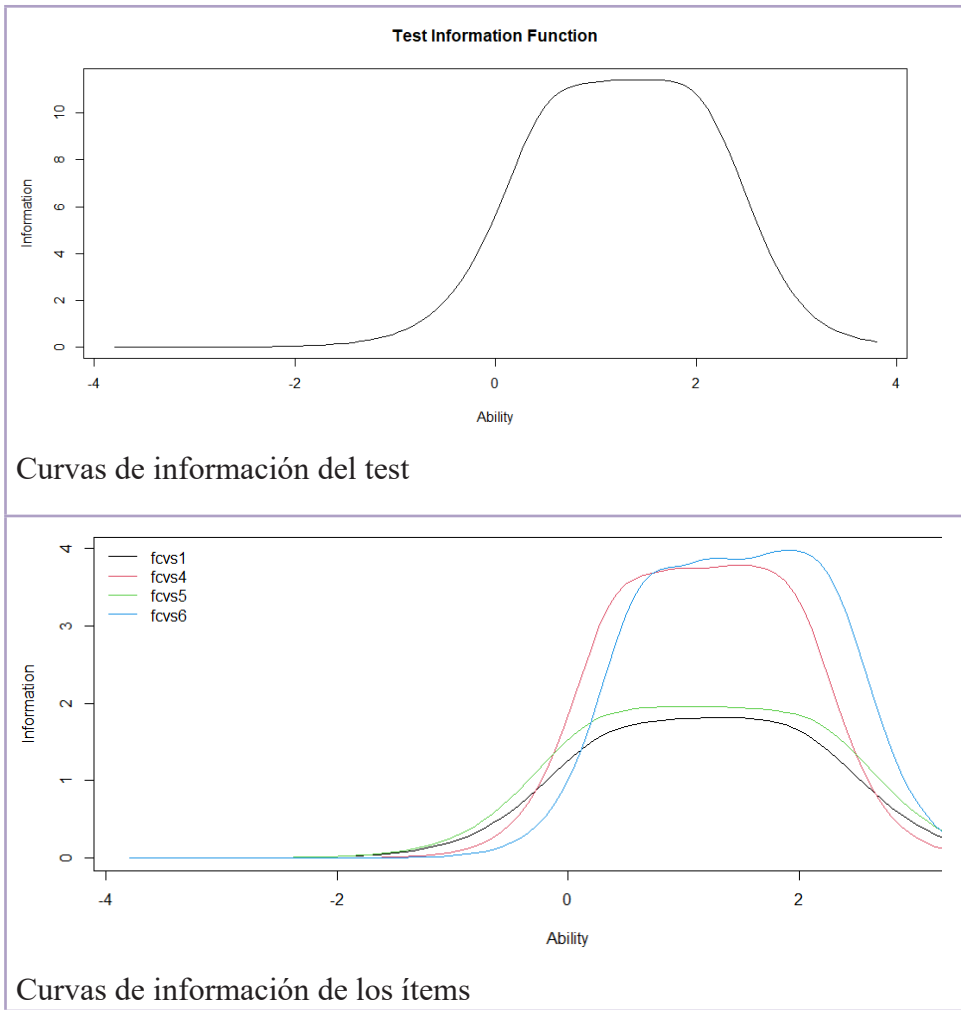
Modelo	Parámetros de los ítems				Índices de ajuste de los ítems			Índices de ajuste del modelo							
	Ítem	a	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	S-X ² (df)	RMSEA	p	C2 (df)	p	RMSEA	SRMRS	TLI	CFI
Unidimensional	I1	2.40	.34	.98	1.52	2.01	238.81 (29)	.035	< .01	75.77 (2)	< .01	.079	.041	.98	.99
	I2	3.53	.43	.96	1.47	1.94	247.82 (28)	.037	< .01						
	I3	2.52	.22	.85	1.46	2.15	166.33 (29)	.029	< .01						
	I4	3.64	.66	1.25	1.81	2.25	286.03 (25)	.043	< .01						

Nota: a = parámetros de discriminación; b = parámetros de dificultad.

En la figura 2 se aprecian las curvas de información para los cinco ítems y la escala (IIC y TIC, respectivamente). En la IIC se observa que los ítems 3 y 4 son los más precisos de la escala para evaluar el rasgo latente. Además, la TIC muestra que el test es más confiable (preciso) en el rango de la escala entre .5 y 2.5.

Figura 2

Curvas de información de ítems y test para la escala



4. DISCUSIÓN

El presente estudio desarrolló y evaluó la IM de una medida de miedo a la vacunación contra la COVID-19 en 13 países latinoamericanos. En primer lugar, los resultados indicaron que los modelos uni- y bidimensionales, relacionados con el EMV-COVID original de siete ítems, no mostraron un buen ajuste en ninguno de los 13 países. Por lo tanto, las estructuras de factor único y de dos dimensiones del EMV-COVID, probadas a partir de la evidencia estructural de la Fear of COVID-19 Scale de la cual se derivan, no se replicó en estos países. En respuesta a estos resultados, se probó un tercer modelo donde se eliminaron los ítems 3 («Mis manos se humedecen o sudan cuando pienso en vacunarme contra la COVID-19») y 7 («Mi corazón se acelera cuando pienso en vacunarme contra la COVID-19»), los cuales expresan una mayor severidad de los síntomas y, en consecuencia, ocasionaron que muy pocas personas marcaran las categorías de respuesta superiores. Un estudio anterior en Latinoamérica sugiere también eliminar los ítems 3 y 7 de la Fear of COVID-19 Scale, de la cual se deriva EMV-COVID (Mercado-Lara et al., 2021); además, estos mismos ítems han mostrado bajos indicadores en otras versiones de la Fear of COVID-19 Scale (Alyami et al., 2021; Bitan et al., 2020). No se consideró que estos ítems conformen un factor diferente, al sugerirse que factores con menos de tres ítems no capturan toda la complejidad de una dimensión (Gorsuch, 1997; Streiner, 1994); sin embargo, este tercer modelo tampoco presenta un ajuste adecuado.

Ante esta situación, se probó un cuarto modelo que presentó una correlación entre errores de los ítems 1 y 2, que evidenció adecuados índices de ajuste en algunos países, pero en otros no. La presencia de fuentes de error similares, que lleva a la correlación entre estas, puede ser resultado de una redundancia en el contenido de los ítems, la proximidad en el significado debido a la presencia de palabras similares o los usos idiosincráticos de las mismas (Dominguez-Lara, 2019). Si bien este modelo con errores correlacionados presentó un mejor ajuste, es un procedimiento cuestionable, ya que no conlleva necesariamente a una mejor comprensión del modelo al incrementar de forma espuria los índices de ajuste y la fiabilidad, orientando erróneamente tales conclusiones (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2017; Dunn et al., 2014). Mantener

esta práctica llevaría a seleccionar medidas psicológicas con insuficientes criterios de calidad, partiendo del supuesto de que, si la mayoría lo hace, está bien, pero sin evaluar las implicancias en la medición psicológica (Credé, 2018). Además, la presencia de errores correlacionados viola el supuesto de independencia local, el cual establece que la probabilidad de respuesta a un ítem no está afectada por la manera en que se han respondido los otros ítems, debido a que estos pueden estar encadenados entre sí (Montero, 2000).

Ante estos argumentos, se probó un quinto modelo eliminando uno de los ítems que presentaban correlaciones entre errores. Se optó por eliminar el ítem 2, ya que el contenido del ítem 1 estaba directamente asociado a la medición del miedo a vacunarse contra la COVID-19 («Tengo mucho miedo de vacunarme contra la COVID-19»). Este modelo presentó adecuados índices de ajuste, con excepción de los valores del RMSEA en algunos países, donde fueron mayores a los permitidos ($\text{RMSEA} \geq .80$). Esto es esperable, debido a que el RMSEA tiene un mal desempeño en modelos con pequeños grados de libertad, como este quinto modelo conformado por 4 ítems (Kenny et al., 2015; Taasoobshirazi & Wang, 2016). No obstante, se sugiere que los modelos con mayores valores de RMSEA y pequeños grados de libertad no deben ser descartados sin antes evaluar otra información como las derivadas de los demás índices de ajuste (Kenny et al., 2015). Lo anterior permite elegir el quinto modelo, conformado por 4 ítems, como el modelo base para realizar los análisis de IM. Tener una medida unidimensional, breve y precisa es útil en contextos como atención primaria, donde el tiempo puede ser escaso para la aplicación de instrumentos con gran cantidad de ítems. Además, las medidas cortas y unidimensionales suelen mostrar indicadores psicométricos más reproducibles en diversos contextos o muestras (Smith et al., 2000), y favorecer así la realización de estudios transculturales. Finalmente, los resultados sobre la fiabilidad indican que el EMV-COVID mide de forma precisa el miedo a vacunarse contra la COVID-19 en todos los países.

Comparar significativamente puntuaciones de las variables latentes entre países supone que las estructuras subyacentes a estas variables deben ser estables o «invariantes» (Davidov et al., 2014); sin embargo, la IM

de los instrumentos entre diferentes grupos culturales o países es muy difícil de lograr (Davidov et al., 2018). Esto se debe, muchas veces, a que los métodos tradicionales para evaluar la IM, como el análisis factorial multigrupo, tienden a ser demasiados estrictos (Kim et al., 2017). Por tal motivo, en este estudio la IM se evaluó con el método Multi-Group Factor Analysis Alignment, que permite obtener formas aproximadas de IM y toma en cuenta la variabilidad cultural y la presencia de incertidumbre en la medición (Muthén & Asparouhov, 2013b; Van de Schoot et al., 2013). Así, el método de alineación permite comparar adecuadamente las medias con base en el supuesto de que es aceptable la presencia de cierta cantidad de no invarianza (Asparouhov & Muthén, 2014) y que es útil cuando se analizan datos provenientes de una gran cantidad de grupos (Muthén & Asparouhov, 2014).

Para que el método Aligment funcione adecuadamente, deben cumplirse dos requisitos: primero, un adecuado ajuste de un modelo configuracional y, segundo, encontrar un patrón de invarianza en los datos, con una presencia mínima de parámetros no invariantes. En general, el presente estudio logró estos requisitos al aplicar un modelo unidimensional de 4 ítems para el conjunto de datos agrupados. Es así como, mediante el método Aligment, se reportó que la estructura factorial de la escala es invariante tanto para las cargas factoriales como para los interceptos de los ítems entre los 13 países. De esta manera, se proporciona evidencia para utilizar la EMV-COVID para comparar las medias de los factores latentes, simplificando los análisis de IM. Además, el método Aligment brinda una descripción detallada de la invarianza de los parámetros del modelo en cada país. Así, se observa que existe una mayor no invarianza asociada a los interceptos de los ítems y no en las cargas factoriales. Esto lleva a sugerir que dentro del conjunto de 4 ítems diseñados para medir el miedo a la vacunación contra la COVID-19 existen diferencias importantes. Por ejemplo, el ítem 3 del EMV-COVID («Cuando veo noticias e historias sobre la vacuna contra la COVID-19 en las redes sociales, me pongo nervioso o ansioso») fue no invariante en Ecuador, Perú y Uruguay.

Regularmente, una mayor exposición a noticias, muchas veces falsas, sobre la COVID-19 puede generar síntomas de ansiedad, miedo y

depresión (Rocha et al., 2021); es más, el miedo a la vacunación agudizó la difusión de noticias falsas sobre el tema en Latinoamérica (Ceron et al., 2021). El que el ítem 3 sea no invariante en Ecuador, Perú y Uruguay puede explicarse por diferentes razones. El Perú ha sido uno de los países con mayor interés en la COVID-19 (Aragón-Ayala et al., 2021); las redes sociales fueron las principales fuentes de información sobre la enfermedad, lo cual está asociado con el malestar psicológico en la población general (Gómez-Salgado et al., 2022). En Uruguay se ha tenido relativo éxito para enfrentar la pandemia; por ello, este se convirtió en uno de los países con menos casos diagnosticados y muertes por COVID-19 en Latinoamérica (Taylor, 2020). En el caso de Ecuador, se indica la pérdida de confianza en los medios de comunicación tradicionales y del Gobierno; mientras que existe una mayor credibilidad a la información brindada por amigos y familiares (Mullo et al., 2021). Así, la pandemia de la COVID-19 ha generado la necesidad de intervenir las noticias falsas desde diferentes sectores, estableciendo una mayor presencia de los sistemas de salud en las redes sociales (Alvarez-Risco et al., 2020). La información acerca de la falta de invarianza del ítem 3 en estos países puede ser útil para desarrollar o revisar la EMV-COVID o escalas similares en futuros estudios.

Adicionalmente, y luego de tener una estructura invariante del EMV-COVID, se realizó un análisis con base en la TRI, lo cual permitiría una mejor comprensión de las propiedades psicométricas de la escala. Así, los ítems son altamente discriminantes y pueden diferenciar significativamente las respuestas según el nivel de miedo a la vacunación contra la COVID-19. En otras palabras, los ítems pueden diferenciar entre las respuestas de una persona con mayor miedo a la vacunación y otra con niveles moderados o bajos de miedo a la vacunación. Por lo tanto, la mayoría de los ítems del EMV-COVID permitirían evaluar una gama más amplia de niveles de miedo a la vacunación contra la COVID-19. En cuanto a las estimaciones de los parámetros de dificultad, estos aumentaron de forma incremental. En ese sentido, una persona con bajo miedo a la vacunación contra la COVID-19 tenderá a elegir las alternativas de respuesta más bajas del EMV-COVID; en contraste, las personas con mayor miedo a la vacunación contra la COVID-19 elegirán alternativas de mayor respuesta. Así, los ítems del EMV-COVID permiten tener respuestas en todas las alternativas sin perder información.

Cabe anotar que el estudio presenta limitaciones; por ello, los resultados deben considerarse con precaución. En primer lugar, el estudio utilizó una muestra seleccionada mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, que limitaría la generalización de resultados. En segundo lugar, existió un mayor número de mujeres en comparación con la cantidad de hombres, lo cual es importante si se considera que las mujeres presentan una mayor prevalencia de miedo frente a la pandemia que los hombres (Broche-Pérez et al., 2022). En este caso, es importante también mencionar que se preguntó a los participantes sobre su sexo y no sobre su identidad de género. Esto puede limitar la generalización de los hallazgos a las personas que se identifican con un género en particular; por ello, los próximos estudios deberían investigar la IM de la EMV-COVID entre sexos para evaluar si hombres y mujeres responden los ítems de manera similar. En tercer lugar, si bien la muestra general incluyó a más de 5000 participantes, el número de personas en los países fue desigual, lo que limitaría la capacidad para evaluar las diferencias dentro de cada país. La pandemia se ha propagado a distintos ritmos durante el período de recopilación de datos. Esto ha llevado a que las personas de diversos países y regiones dentro de un mismo país se encuentren en variados niveles de amenaza frente a la pandemia, lo que, a su vez, estaría asociado a diferentes niveles de miedo a la vacunación. En cuarto lugar, el estudio se limitó a las personas que tuvieran conexión a Internet para completar el cuestionario en línea, lo que imposibilitó la participación de personas que no tenían este acceso. A partir de estas cuatro primeras limitaciones se recomienda que los estudios futuros utilicen muestras más representativas, equilibradas y provenientes de más países. En quinto lugar, el estudio utilizó un diseño transversal y los datos fueron recopilados en un período específico, por lo que no se evaluó la IM a lo largo de la pandemia. En sexto lugar, no se analizaron las políticas que los países implementaron para mitigar la pandemia ni las tasas de mortalidad, las cuales pueden haber sido importantes predictores del incremento del miedo a la vacunación. En séptimo lugar, se utilizaron medidas de autoinforme que podrían estar asociadas a una información insuficiente o excesiva del miedo de los participantes debido a la vergüenza o la deseabilidad social. Finalmente, no se examinaron las relaciones del miedo a la vacunación con otras medidas externas. Se necesitan estudios futuros que evalúen la

validez convergente o divergente de la EMV-COVID para identificar las similitudes o las diferencias con el miedo asociado a otras facetas de la COVID-19.

A pesar de las limitaciones, el estudio proporciona evidencia para considerar que la EMV-COVID es una medida breve de cuatro ítems, unidimensional, fiable e invariante en la población general de 13 países latinoamericanos. Esta medida ha demostrado ser adecuada para medir el miedo a la vacunación contra la COVID-19 entre personas adultas de diferentes países. Se destaca que se ha brindado evidencia sobre la utilidad de una medida breve, como la EMV-COVID, para comparar significativamente el miedo a la vacunación entre estos países, sin comprometer la integridad psicométrica de la escala. Además, el hallazgo principal se relaciona con la importancia de las pruebas de IM de los instrumentos cuando se realizan estudios transculturales (Milfont & Fischer 2010). Por lo tanto, sin la certeza de IM, no es posible asumir que los hallazgos transculturales sean válidos (Chen, 2008). Es así como los estudios futuros deben orientarse a evaluar la IM entre otros países de Latinoamérica y otras regiones del mundo para garantizar comparaciones internacionales válidas dentro de la investigación transcultural de las emociones asociadas a la vacunación. Esto permitiría a los profesionales de la salud mental y los epidemiólogos tomar mejores decisiones con base en la información del grado de miedo a la vacunación contra la COVID-19 en diferentes países.

REFERENCIAS

- Ahorsu, D. K., Lin, C. -Y., Imani, V., Saffari, M., Griffiths, M. D., & Pakpour, A. H. (2020). The Fear of COVID-19 Scale: development and initial validation. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20, 1537-1545. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00270-8>
- Alvarez-Risco, A., Mejía, C. R., Delgado-Zegarra, J., Del-Aguila-Arcentales, S., Arce-Esquivel, A. A., Valladares-Garrido, M. J., Rosas-del-Portal, M., Villegas, L. F., Curioso, W. H., Sekar, M. C., & Yáñez, J. A. (2020). The Peru approach against the COVID-19

- infodemic: insights and strategies. *The American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, 103(2), 583-586. <https://doi.org/10.4269/ajtmh.20-0536>
- Alyami, M., Henning, M., Krägeloh, C. U., & Alyami, H. (2021). Psychometric evaluation of the Arabic version of the Fear of COVID-19 Scale. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 19(6), 2219-2232. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00316-x>
- Angulo, R. (2020). Vulnerabilidad social y vulnerabilidad psicológica: el gran desafío de la salud mental en Latinoamérica ante el covid-19. *Cuadernos de Neuropsicología*, 14(2), 10-15. <https://www.cnps.cl/index.php/cnps/article/view/418>
- Aragón-Ayala, C. J., Copa-Uscamayta, J., Herrera, L., Zela-Coila, F., & Quispe-Juli, C. U. (2021). Interest in COVID-19 in Latin America and the Caribbean: an infodemiological study using Google Trends. *Cadernos de Saúde Pública*, 37(10), e00270720. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00270720>
- Ashktorab, H., Pizuomo, A., Fierro, N. A., Copado, E. D., Herrera-Solís, M. E., Cardenas, G., Zavala-Alvarez, D., Oskrochi, G., Awoyemi, E., Adeleye, F., Mehdipour, M., Laiyemo, A. O., Lee, E. E., Aduli, F., Sherif, Z. A., & Brim, H. (2021). A comprehensive analysis of COVID-19 impact in Latin America. *Research Square*. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-141245/v1>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Multiple-Group Factor Analysis Alignment. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(4), 495-508. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.919210>
- Barreto, S. M., Miranda, J. J., Figueroa, J. P., Schmidt, M. I., Munoz, S., Kuri-Morales, P. P., & Silva Jr., J. B. (2012). Epidemiology in Latin America and the Caribbean: current situation and challenges. *International Journal of Epidemiology*, 41(2), 557-571. <https://doi.org/10.1093/ije/dys017>
- Bendau, A., Plag, J., Petzold, M. B., & Ströhle, A. (2021). COVID-19 vaccine hesitancy and related fears and anxiety. *International*

- Immunopharmacology*, 97, 107724. <https://doi.org/10.1016/j.intimp.2021.107724>
- Bitan, D. T., Grossman-Giron, A., Bloch, Y., Mayer, Y., Shiffman, N., & Mendlovic, S. (2020). Fear of COVID-19 scale: Psychometric characteristics, reliability and validity in the Israeli population. *Psychiatry Research*, 289, 113100. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113100>
- Broche-Pérez, Y., Fernández-Fleites, Z., Jiménez-Puig, E., Fernández-Castillo, E., & Rodríguez-Martin, B. C. (2020). Gender and fear of COVID-19 in a Cuban population sample. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20, 83-91. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00343-8>
- Cai, L., & Monroe, S. (2014). *A New Statistic for Evaluating Item Response Theory Models for Ordinal Data*. University of California.
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en Ciencias de la Salud. *Revista Cubana de Educación Médica Superior*, 31(2), 1-3. <https://ems.sld.cu/index.php/ems/rt/printFriendly/1043/495>
- Caycho-Rodríguez, T., Vilca, L. W., Cervigni, M., Gallegos, M., Martino, P., Portillo, N., Barés, I., Calandra, M., & Burgos Videla, C. (2020). Fear of COVID-19 scale: Validity, reliability and factorial invariance in Argentina's general population. *Death Studies*, 46(3), 543-552. <https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1836071>
- Caycho-Rodríguez, T., Tomás, J. M., Barboza-Palomino, M., Ventura-León, J., Gallegos, M., Reyes-Bossio, M., & Vilca, L. W. (2021). Assessment of fear of COVID-19 in older adults: Validation of the fear of COVID-19 scale. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 1-15. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00438-2>
- Caycho-Rodríguez, T., Valencia, P. D., Vilca, L. W., Cervigni, M., Gallegos, M., Martino, P., Barés, I., Calandra, M., Rey-Anaconda, C. A., López-Calle, C., Moreta-Herrera, R., Chacón-Andrade, E. R., Lobos-Rivera, M. E., Del Carpio, P., Quintero, Y., Robles, E., Panza-Lombardo, M., Gamarra-Recalde, O., Buschiazzi-Figares, A., White, M., & Burgos-Videla, C. (2021). Cross-cultural

- measurement invariance of the fear of COVID-19 scale in seven Latin American countries. *Death Studies*, 46(8), 2003-2017. <https://doi.org/10.1080/07481187.2021.1879318>
- Caycho-Rodríguez, T., Valencia, P. D., Vilca, L. W., Carbajal-León, C., Vivanco-Vidal, A., Saroli-Araníbar, D., Reyes-Bossio, M., White, M., Rojas-Jara, M., Polanco-Carrasco, R., Gallegos, M., Cervigni, M., Martino, P., Palacios, D. A., Moreta-Herrera, R., Samaniego-Pinho, A., Lobos-Rivera, M. E., Buschiazzi-Figares, A., Puerta-Cortés, D. X., ... Flores-Mendoza, C. (2022). Cross-cultural validation of the new version of the Coronavirus Anxiety Scale in twelve Latin American countries. *Current Psychology*, 1-18. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02563-0>
- Ceron, W., Gruszynski Sanseverino, G., De Lima Santos, M. F., & Quiles, M. G. (2021). COVID-19 fake news diffusion across Latin America. *Social Network Analysis and Mining*, 11, 47. <https://doi.org/10.1007/s13278-021-00753-z>
- Chalmers, R. P. (2012). Mirt: A multidimensional item response theory package for the R environment. *Journal of Statistical Software*, 48(6). <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i06>
- Chen, F. F. (2008). What happens if we compare chopsticks with forks? The impact of making inappropriate comparisons in cross-cultural research. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1005-1018. <https://doi.org/10.1037/a0013193>
- Chen, W. H., & Thissen, D. (1997). Local dependence indexes for item pairs using item response theory. *Journal of Educational Behavioral Statistics*, 22(3), 265-289. <https://doi.org/10.2307/1165285>
- Cieciuch, J., Davidov, E., Schmidt, P., & Algesheimer, R. (2019). How to obtain comparable measures for cross-national comparisons. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 71(Supl. 1), 157-186. <https://doi.org/10.1007/s11577-019-00598-7>
- Credé, M. (2018). What shall we do about grit? A critical review of what we know and what we don't know. *Educational Researcher*, 47(9), 606-611. <https://doi.org/10.3102/0013189X18801322>

- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Holt, Rinehart and Winston.
- Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P., & Billiet, J. (2014). Measurement equivalence in cross-national research. *Annual Review of Sociology*, *40*, 55-75. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043137>
- Davidov, E., Muthen, B., & Schmidt, P. (2018). Measurement invariance in cross-national studies: Challenging traditional approaches and evaluating new ones. *Sociological Methods & Research*, *47*(4), 631-636. <https://doi.org/10.1177/0049124118789708>
- De Figueiredo, A., Simas, C., Karafillakis, E., Paterson, P., & Larson, H. J. (2020). Mapping global trends in vaccine confidence and investigating barriers to vaccine uptake: a large-scale retrospective temporal modelling study. *The Lancet*, *396*(10255), 898-908. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)31558-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)31558-0)
- Dominguez-Lara, S. (2019). Correlación entre residuales en análisis factorial confirmatorio: una breve guía para su uso e interpretación. *Interacciones. Revista de Avances en Psicología*, *5*(3), e207. <https://doi.org/10.24016/2019.v5n3.207>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2017). Una modificación del coeficiente alfa de Cronbach por errores correlacionados. *Revista Médica de Chile*, *145*(2), 269-274. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872017000200018>
- Dror, A. A., Eisenbach, N., Taiber, S., Morozov, N. G., Mizrachi, M., Zigron, A., Srouji, S., & Sela, E. (2020). Vaccine hesitancy: the next challenge in the fight against COVID-19. *European Journal of Epidemiology*, *35*(8), 775-779. <https://doi.org/10.1007/s10654-020-00671-y>
- Dubé, E., & MacDonald, N. E. (2020). How can a global pandemic affect vaccine hesitancy? *Expert Review of Vaccines*, *19*(10), 899-901. <https://doi.org/10.1080/14760584.2020.1825944>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, 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>
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2006). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 439-492). IAP Information Age Publishing.
- Fischer, R., & Karl, J. A. (2019). A primer to (cross-cultural) multi-group invariance testing possibilities in R. *Frontiers in Psychology*, 10, 1-18. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01507>
- Freeman, D., Lambe, S., Yu, L. -M., Freeman, J., Chadwick, A., Vaccari, C., Waite, F., Rosebrock, L., Petit, A., Vanderslott, S., Lewandowsky, S., Larkin, M., Innocenti, S., McShane, H., Pollard, A. J., & Loe, B. S. (2021). Injection fears and COVID-19 vaccine hesitancy. *Psychological Medicine*, 1-11. <https://doi.org/10.1017/S0033291721002609>
- Gallegos, M., Cervigni, M., Consoli, A. J., Caycho, T., Polanco, F. A., Martino, P., De Castro, V., Burgos, C., Polanco-Carrasco, R., & Cusinato, A. M. (2020). COVID-19 in Latin America: A bibliometric analysis of scientific publications in health. *Electronic Journal of General Medicine*, 17(6), em261. <https://doi.org/10.29333/ejgm/8460>
- Gallegos, M., Zalaquett, C., Luna Sánchez, S. E., Mazo-Zea, R., Ortiz-Torres, B., Penagos-Corzo, J. C., Portillo, N., Torres Fernández, I., Urzúa, A., Morgan Consoli, M., Polanco, F. A., Florez, A. M., & Lopes Miranda, R. (2020). Coping with the Coronavirus (Covid-19) pandemic in the Americas: recommendations and guidelines for mental health. *Revista Interamericana de Psicología/ Interamerican Journal of Psychology*, 54(1), e1304. <https://doi.org/10.30849/ripijp.v54i1.1304>
- Gallegos, M., Consoli, A., Franco Ferrari, I., Cervigni, M., De Castro Pecanha, V., Martino, P., Caycho-Rodríguez, T., & Razumovskiy, A. (2021). COVID-19: Psychosocial impact and mental health in Latin America. *Fractal: Revista de Psicología*, 33(3), 226-232. <https://doi.org/10.22409/1984-0292/v33i3/51234>

- Gómez-Salgado, J., Palomino-Baldeón, J. C., Ortega-Moreno, M., Fagundo-Rivera, J., Allande-Cussó, R., & Ruiz-Frutos, C. (2022). COVID-19 information received by the Peruvian population, during the first phase of the pandemic, and its association with developing psychological distress: Information about COVID-19 and distress in Peru. *Medicine*, *101*(5), e28625. <https://doi.org/10.1097/MD.00000000000028625>
- Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: Its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment*, *68*(3), 532-560. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6803_5
- Haleem, A., Javaid, M., & Vaishya, R. (2020). Effects of COVID-19 pandemic in daily life. *Current Medicine Research and Practice*, *10*(2), 78-79. <https://doi.org/10.1016/j.cmrp.2020.03.011>
- Hambleton, R. K., Van der Linden, W. J., & Wells, C. S. (2010). IRT models for the analysis of polytomously scored data: Brief and selected history of model building advances. In M. Nering & R. Ostini (eds.), *Handbook of polytomous item response theory models* (pp. 21-42). Routledge; Taylor & Francis Group.
- Harper, C. A., Satchell, L. P., Fido, D., & Latzman, R. D. (2021). Functional fear predicts public health compliance in the COVID-19 pandemic. *International Journal of Mental Health and Addiction*, *19*(5), 1875-1888. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00281-5>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2018). *semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-1*. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kang, T., & Chen, T. T. (2011). Performance of the generalized S-X² item fit index for the graded response model. *Asia Pacific Education Review*, *12*(1), 89-96. <https://doi.org/10.1007/s12564-010-9082-4>
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research*, *44*(3), 486-507. <https://doi.org/10.1177/0049124114543236>

- Kim, E. S., Cao, C., Wang, Y., & Nguyen, D. T. (2017). Measurement invariance testing with many groups: A comparison of five approaches. *Structural Equation Modeling*, 24(4), 524-544. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1304822>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). The Guilford Press.
- Kotta, I., Kalcza-Janosi, K., Szabo, K., & Marschalko, E. E. (2021). Development and Validation of the Multidimensional COVID-19 Vaccine Hesitancy Scale. *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 18(1), 1-10. <https://doi.org/10.1080/21645515.2021.2007708>
- Lin, C. -Y., Hou, W. -L., Mamun, M. A., Aparecido da Silva, J., Broche-Pérez, Y., Ullah, I., Masuyama, A., Wakashima, K., Mailliez, M., Carre, A., Chen, Y. -P., Chang, K. -C., Kuo, Y. -J., Soraci, P., Scarf, D., Broström, A., Griffiths, M. D., & Pakpour, A. H. (2021). Fear of COVID-19 Scale (FCV-19S) across countries: Measurement invariance issues. *Nursing Open*, 8(4), 1892-1908. <https://doi.org/10.1002/nop2.855>
- Lubbe, D., & Schuster, C. (2019). A Graded Response Model Framework for Questionnaires With Uniform Response Formats. *Applied Psychological Measurement*, 43(4), 290-302. <https://doi.org/10.1177/0146621618789394>
- Luo, F., Ghanei Gheshlagh, R., Dalvand, S., Saedmoucheshi, S., & Li, Q. (2021). Systematic review and meta-analysis of fear of COVID-19. *Frontiers in Psychology*, 12, 1311. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.661078>
- Malas, O., & Tolsá, M. D. (2021). Vaccination Fear Scale (VFS-6): Development and Initial Validation. *Mediterranean Journal of Clinical Psychology*, 9(2), 1-19. <https://doi.org/10.13129/2282-1619/mjcp-2971>
- Marsh, H. W., Liem, G. A. D., Martin, A. J., Morin, A. J., & Nagengast, B. (2011). Methodological measurement fruitfulness of exploratory structural equation modeling (ESEM): New approaches to key substantive issues in motivation and engagement. *Journal of*

- Psychoeducational Assessment*, 29(4), 322-346. <https://doi.org/10.1177/0734282911406657>
- Maydeu-Olivares, A. (2013). Goodness-of-Fit Assessment of Item Response Theory Models. *Measurement: Interdisciplinary Research and Perspectives*, 11(3), 71-101. <https://doi.org/10.1080/15366367.2013.831680>
- Maydeu-Olivares, A., & Joe, H. (2014). Assessing Approximate Fit in Categorical Data Analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 49(4), 305-328. <https://doi.org/10.1080/00273171.2014.911075>
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A Unified Treatment*. Taylor & Francis.
- Mercado-Lara, M. F., Campo-Arias, A., & Monterrosa-Castro, Á. (2021). Validity and reliability of the Spanish version of fear of COVID-19 scale in Colombian physicians. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20, 1122-1129. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00430-w>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Montero, E. (2000). La teoría de respuesta a los ítemes: una moderna alternativa para el análisis psicométrico de instrumentos de medición. *Revista de Matemática: Teoría y Aplicaciones*, 7(1-2), 217-228. <https://doi.org/10.15517/RMTA.V7I1-2.191>
- Moore, D. C. B. C., Nehab, M. F., Camacho, K. G., Reis, A. T., Junqueira-Marinho, M., Abramov, D. M., Azevedo, Z. M. A., Menezes, L. A., Salú, M. D. S., Figueiredo, C. E. D. S., Moreira, M. E. L., Vasconcelos, Z. F. M., Carvalho, F. A. A., Mello L. R., & Correia, R. F. (2021). Low COVID-19 vaccine hesitancy in Brazil. *Vaccine*, 39(42), 6262-6268. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2021.09.013>
- Mulder, M., Hoog, J. O. T., Buytene, S., & De Vries, J. (2013). Validation of a screening instrument for the fear of injection in

- dialysis patients. *Journal of Renal Care*, 39(4), 214-221. <https://doi.org/10.1111/j.1755-6686.2013.12039.x>
- Mullo, A., De Casas, P., & Balseca, J. M. (2021). Tratamiento informativo y competencias mediáticas sobre la COVID-19 en Ecuador. *Revista de Comunicación*, 20(1), 137-152. <http://dx.doi.org/10.26441/rc20.1-2021-a8>
- Murphy, J., Vallières, F., Bentall, R. P., Shevlin, M., McBride, O., Hartman, T. K., McKay, R., Bennett, K., Mason, L., Gibson-Miller, J., Levita, L., Martinez, A. P., Stocks, T. V. A., Karatzias, T., & Hyland, P. (2021). Psychological characteristics associated with COVID-19 vaccine hesitancy and resistance in Ireland and the United Kingdom. *Nature Communications*, 12(1), 1-15. <https://doi.org/10.1038/s41467-020-20226-9>
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2013). BSEM measurement invariance analysis. *Mplus web notes*, 17, 1-48. <https://www.statmodel.com/examples/webnotes/webnote17.pdf>
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2014). IRT studies of many groups: The alignment method. *Frontiers in Psychology*, 5, 978. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00978>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus user's guide* (8th ed.). Muthén & Muthén.
- Opel, D. J., Taylor, J. A., Zhou, C., Catz, S., Myaing, M., & Mangione-Smith, R. (2013). The relationship between parent attitudes about childhood vaccines survey scores and future child immunization status: a validation study. *JAMA Pediatrics*, 167(11), 1065-1071. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2013.2483>
- Paek, I., & Cole, K. (2020). *Using R for item response theory model applications*. Routledge.
- Pakpour, A. H., & Griffiths, M. D. (2020). The fear of COVID-19 and its role in preventive behaviors. *Journal of Concurrent Disorders*, 2(1), 58-63.
- Pimlott, N. (2019). Vaccine hesitancy and the art of family medicine. *Canadian Family Physician*, 65(3), 159.

- R Core Team. (2019). *R: A language and environment for statistical computing* (R version 3.6.1). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://www.r-project.org/>
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. E., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, *17*(3), 354-373. <https://doi.org/10.1037/a0029315>
- Robitzsch, A. (2020). *sirt: Supplementary Item Response Theory Models* (R package version 3.9-4). <https://cran.r-project.org/package=sirt>
- Rocha, Y. M., De Moura, G. A., Desidério, G. A., De Oliveira, C. H., Lourenço, F. D., & De Figueiredo Nicolete, L. D. (2021). The impact of fake news on social media and its influence on health during the COVID-19 pandemic: A systematic review. *Journal of Public Health*, *31*, 1007-1016. <https://doi.org/10.1007/s10389-021-01658-z>
- Rosseel, Y. (2012). Iavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, *48*(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- RStudio Team. (2018). *RStudio: Integrated Development Environment for R*. RStudio, Inc. <http://www.rstudio.com/>
- Ruiz Mamani, P. G., Morales-García, W. C., White, M., & Marquez-Ruiz, M. S. (2020). Propiedades de una escala de preocupación por la COVID-19: análisis exploratorio en una muestra peruana. *Medicina Clínica*, *155*(12), 535-537. <https://doi.org/10.1016/j.medcli.2020.06.022>
- Samejima, F. (1997). Graded response model. In W. J. Van der Linden & R. K. Hambleton (eds.), *Handbook of modern Item Response Theory* (pp. 85-100). Springer.
- Saris, W. E., Satorra, A., & Van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation models or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, *16*(4), 561-582. <https://doi.org/10.1080/10705510903203433>

- Sawicki, A. J., Żemojtel-Piotrowska, M., Balcerowska, J. M., Sawicka, M. J., Piotrowski, J., Sedikides, C., Jonason, P. K., Maltby, J., Adamovic, M., Agada, A. M. D., Ahmed, O., Al-Shawaf, L., Appiah, S. C. Y., Ardi, R., Babakr, Z. H., Bălțătescu, S., Bonato, M., Cowden, R. G., Chobthamkit, P., ... Zand, S. (2022). The fear of COVID-19 scale: Its structure and measurement invariance across 48 countries. *Psychological Assessment, 34*(3), 294-310. <https://doi.org/10.1037/pas0001102>
- Scholten, H., Quezada-Scholz, V. E., Salas, G., Barria-Asenjo, N. A., Molina, R., García, J. E., Juliá, M. T., Marinero, A., Zambrano, A., Gómez, E., Cheroni, A., Caycho-Rodriguez, T., Reyes, T., Pinochet, N., Binde, J. P., Uribe, J., Rojas, C., Bernal, J., & Somarriva, F. (2020). Abordaje psicológico del COVID-19: una revisión narrativa de la experiencia latinoamericana. *Revista Interamericana de Psicología, 54*(1), e1287. <https://doi.org/10.30849/ripijp.v54i1.1287>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2015). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (4th ed.). Routledge.
- Smith, B. M., Twohy, A. J., & Smith, G. S. (2020). Psychological inflexibility and intolerance of uncertainty moderate the relationship between social isolation and mental health outcomes during COVID-19. *Journal of Contextual Behavioral Science, 18*, 162-174. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2020.09.005>
- Smith, G. T., McCarthy, D. M., & Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment, 12*(1), 102-111. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.12.1.102>
- Steinberg, L., & Thissen, D. (2013). Item response theory. In J. S. Comer & P. C. Kendall (eds.), *The Oxford handbook of research strategies for clinical psychology* (pp. 336-373). Oxford University Press.
- Streiner, D. L. (1994). Figuring out factors: the use and misuse of factor analysis. *The Canadian Journal of Psychiatry, 39*(3), 135-140. <https://doi.org/10.1177/070674379403900303>
- Taasoobshirazi, G., & Wang, S. (2016). The performance of the SRMR, RMSEA, CFI, and TLI: An examination of sample size, path size,

- and degrees of freedom. *Journal of Applied Quantitative Methods*, 11(3), 31-39. https://www.jaqm.ro/issues/volume-11,issue-3/pdfs/2_GI_SH_.pdf
- Taylor, L. (2020). Uruguay is winning against covid-19. This is how. *BMJ*, 370. <https://doi.org/10.1136/bmj.m3575>
- Van de Schoot, R., Kluytmans, A., Tummers, L., Lugtig, P., Hox, J., & Muthén, B. (2013). Facing off with Scylla and Charybdis: a comparison of scalar, partial, and the novel possibility of approximate measurement invariance. *Frontiers in Psychology*, 4, 770. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00770>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/analesps.33.3.268401>
- Wells, C. S., & Hambleton, R. K. (2016). Model Fit with Residual Analyses. In W. J. van der Linden (ed.), *Handbook of Item Response Theory: statistical tools. V. 2. Statistical tools* (pp. 395-413). CRC Press.
- World Health Organization (WHO). (2019). Ten threats to global health in 2019. *World Health Organization*. <https://www.who.int/news-room/spotlight/ten-threats-to-global-health-in-2019>
- Yeşiltepe, A., Aslan, S., & Bulbuloglu, S. (2021). Investigation of perceived fear of COVID-19 and vaccine hesitancy in nursing students. *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 17(12), 5030-5037. <https://doi.org/10.1080/21645515.2021.2000817>
- Yuan, K. -H., & Bentler, P. M. (2000). Three likelihood-based methods for mean and covariance structure analysis with nonnormal missing data. *Sociological Methodology*, 30(1), 165-200. <https://doi.org/10.1111/0081-1750.00078>
- Zickar, M. J., Russel, S. S., Smith, C. S., Bohle, P., & Tilley, A. J. (2002). Evaluating two morningness scales with item response theory. *Personality and Individual Differences*, 33(1), 11-24. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00131-3](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00131-3)