



Evidencia de Validez de la Adaptación de la Escala de Miedo al Coronavirus en Colombia

Evidence of Validity of the Adaptation of the Coronavirus Fear Scale in Colombia

Javier Andrés Gómez-Díaz *¹, Leonardo Barón-Birchenall¹

1 - Corporación Universitaria Minuto de Dios - UNIMINUTO, Bogotá, Colombia.

Recibido: 16/02/2023 **Revisado:** 20/02/2023 **Aceptado:** 21/02/2023

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Resumen

Este artículo presenta las evidencias de validez de la adaptación de la Escala de Miedos al Coronavirus (EMC; Sandín et al., 2020) en Colombia. Se utilizó un diseño transversal con una muestra de 1853 ciudadanos colombianos. La adaptación redujo la escala de cuatro a tres factores: (F1) miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID; (F2) miedo a perder el trabajo o a reducir los ingresos económicos, y (F3) miedo al aislamiento social o a sus efectos. Tanto el análisis factorial exploratorio como el confirmatorio se desarrollaron con el método de máxima verosimilitud con estándares aceptables (SRMR = .06; RMSEA = .11; IC 90% [.106, .115]). Los factores extraídos varían significativamente entre sí, guardan similitud psicométrica con la escala original y presentan consistencia interna alta (ω de McDonald entre .83 y .89). Los resultados demuestran que la EMC puede ser usada en la población colombiana, por ejemplo, para apoyar el diagnóstico de secuelas emocionales o conductuales derivadas de la pandemia por COVID-19.

Abstract

In this paper, we present evidence of the validity of the adaptation of the Fears of Coronavirus Scale (EMC; Sandín et al., 2020) in Colombia. A cross-sectional analysis with a sample of 1853 Colombian citizens was employed. During the adaptation, the scale was reduced from four to three factors: (F1) fear of getting infected, getting sick, and dying from COVID; (F2) fear of losing job or reducing income and (F3) fear of social isolation or its effects. Both exploratory and confirmatory factor analyses were conducted using the maximum likelihood method with acceptable standards (SRMR = .06; RMSEA = .11; CI 90% [.106, .115]). The extracted factors significantly vary with each other, are psychometrically similar to the original scale, and present a high internal consistency (McDonald's ω between .83 and .89). Results show that the EMC can be used in the Colombian population; for instance, to support the diagnosis of emotional or behavioural sequelae derived from the COVID-19 pandemic.

Palabras clave: *escala de miedos al coronavirus, adaptación psicométrica, pandemia, aislamiento, población colombiana, COVID-19*

Keywords: *fears of Coronavirus Scale, psychometric adaptation, pandemics, lockdown, Colombian population, COVID-19*

*Correspondencia a: Javier Andrés Gómez-Díaz. Dirección: Carrera 73a N° 81b-70, Bogotá, Colombia. Teléfono: (+571) 5933004.

E-mail: javier.gomezdz@uniminuto.edu

Nota de autor: Este artículo es resultado de una investigación patrocinada por el Parque Científico de Innovación Social - PCIS de la Corporación Universitaria Minuto de Dios - UNIMINUTO, en la Convocatoria de Investigación Científica y Creación Artística 2020, y registrado con el código C121-200-001. Los autores declaran no tener conflicto de interés alguno con los contribuyentes o participantes de esta investigación. Los autores agradecen a los asistentes de investigación involucrados en el trabajo.

Cómo citar este artículo: Gómez-Díaz, J. A., & Barón-Birchenall, L. (2023). Evidencias de Validez de la Adaptación de la Escala de Miedos al Coronavirus en Colombia. *Revista Evaluar*, 23(1), 40-50. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Vanesa Toledo, Andrea Suárez, Juan Cruz Balverdi, Pablo Carpintero, Agustina Mangieri, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Jorge Bruera, Eugenia Barrionuevo.

Introducción

La rápida propagación del virus SARS-CoV-2 (popularmente conocido como COVID-19), debida a su versatilidad de transmisión mediante diferentes medios de contagio (Sohrabi et al., 2020), impulsó la declaración de una pandemia mundial, la cual, a su vez, requirió de diversas formas de control como la cuarentena, el aislamiento social y la vacunación (World Health Organization, 2020). Desde la confirmación del primer caso de contagio detectado en Colombia hasta el mes de febrero de 2023, se han reportado más de 6.300.000 casos, de los cuales cerca de 142.000 han resultado en la muerte. Esto sucede a pesar de que la cobertura de vacunación ha alcanzado ya más del 80% de la población con al menos una dosis y más del 70% con el esquema completo (World Health Organization, 2023).

El estrés experimentado durante las primeras etapas de la pandemia se ha mantenido durante los diferentes picos de la infección, dado que el temor a contagiarse, o a contagiar a los más allegados, sumado a otras circunstancias socioeconómicas desfavorables, tiende a superar la capacidad de adaptación de los individuos. Según el modelo de demanda-control de Karasek (1998), las medidas tomadas para contener la propagación prevalecen sobre los recursos de la población para enfrentar la pandemia y sus implicaciones, lo que minimiza así el dominio que habitualmente se tiene sobre situaciones cotidianas. Además, los esfuerzos para sobreponerse a las situaciones adversas que implica la pandemia no suelen ser equivalentes a los resultados esperados por las personas, pues las recompensas recibidas tienden a ser pocas o insuficientes en comparación con las acciones realizadas para obtenerlas. Esto constituye una fuente importante de estrés, de acuerdo con el modelo de desbalance esfuerzo-recompensa de Siegrist (1996).

Adicionalmente, los sobrevivientes al contagio y el personal de salud en ocasiones han sido estigmatizados, lo que les ha provocado síntomas de depresión y estrés asociados con ansiedad, aún después de haber superado el contagio (Caballero-Domínguez et al., 2022; Campo-Arias et al., 2020; Trejos-Herrera et al., 2020; Vargas-Ramírez & Rodríguez-Corredor, 2022). En docentes, se han detectado síntomas de burnout (Ruiz-González et al., 2021), mientras que en el resto de la población se han hallado trastornos del sueño (Waich et al., 2022) y de alimentación (Martínez-Rodríguez et al., 2021), así como un incremento en el consumo de alcohol, los casos de violencia de género y la preocupación por las situaciones que suelen estar vinculadas a estos comportamientos (Caicedo-Moreno et al., 2022).

Las denuncias ciudadanas, especialmente las relacionadas con las políticas de estado y dirigidas a las entidades que atendieron la pandemia, fueron notables en redes sociales (Botero-Rodríguez et al., 2021; Caicedo-Moreno et al., 2022). Asimismo, las condiciones sociales resultantes de la pandemia limitaron la práctica voluntaria del autoaislamiento (Escandon-Barbosa et al., 2021). Estos y otros efectos negativos han sido más notorios en personas y familias con bajos ingresos, así como con expectativas negativas a corto y mediano plazo (Andia et al., 2022), al igual que en aquellos quienes perdieron su empleo por el aislamiento social decretado al inicio de la pandemia, o quienes se mantuvieron en sus cargos, pero asumieron responsabilidades laborales de quienes habían sido despedidos (Rodríguez-Gama, 2021).

Por otra parte, también se han reportado cambios positivos en la población colombiana, como un mejor control de las situaciones asociadas a la pandemia y un nivel de estrés moderado, en comparación con otras regiones del mundo (Mækela et al., 2020). Igualmente, se ha detectado una disminución de la intención para desper-

diciar comida (Mejía et al., 2021), un aumento de la solidaridad y el optimismo (Botero-Rodríguez et al., 2021), especialmente entre padres y madres para apoyar las labores académicas de sus hijos y las de sus compañeros de curso (Torres-Andrade et al., 2022), y un incremento de las emociones positivas y la prosocialidad (Mesurado et al., 2021). Incluso, se ha observado que el aumento en la frecuencia de prácticas religiosas generó una mejoría en la sensación de tranquilidad, principalmente en mujeres (Meza, 2020).

Desarrollo de diferentes escalas que miden el miedo al COVID-19

Aparte de la Escala de Miedos al Coronavirus (EMC), otro de los instrumentos que miden los miedos asociados al COVID-19, es el de Taylor et al. (2020), el cual abarca (1) el temor a infectarse, (2) el temor a estar en contacto con objetos o superficies contaminadas, (3) el temor a interactuar con extraños que puedan ser portadores (xenofobia relacionada con la enfermedad), (4) el temor a las consecuencias socioeconómicas de la pandemia (ej. pérdida laboral), y (5) síntomas traumáticos relacionados con la pandemia (ej. pensamientos intrusivos, incluidas las pesadillas).

También existe la Escala de Miedo al COVID-19 (FC-19S, por sus siglas en inglés) de Ahorsu et al. (2022), la cual tiene una estructura unidimensional y siete ítems que se puntúan en una escala Likert de cuatro puntos que, en la versión original, alcanzó una correlación ítem-total entre .47 y .56, con una consistencia interna alta ($\alpha = .82$). Este instrumento también se verificó con el modelo Rasch, cuyos valores *infit MnSq* estuvieron entre 0.80 y 1.26, mientras que los valores *oufit MnSq* se encontraron entre 0.84 y 1.25. Esta escala cuenta con una adaptación al español para estudiantes chilenos que presentó

desempeños similares al instrumento original de Ahorsu et al. (2022) y cuenta con validez concurrente junto con la versión chilena abreviada de las escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (Martínez-Líbano et al., 2023).

Aunque la EMC de Sandín et al. (2020) ha sido utilizada en varios estudios en Colombia (Amaya et al., 2021; Giral-Oliveros et al., 2022; Obando et al., 2021), de acuerdo con la revisión de la literatura, no hay evidencia de la adaptación de esta escala para la población colombiana. Por otra parte, al considerar la necesidad inmediata de medir los efectos del coronavirus en el temor de los colombianos, se decidió hacer una adaptación de la EMC en vez de construir un nuevo instrumento, lo cual hubiese demandado más tiempo (ver Fernández et al., 2010), con el cual no se contaba debido a la coyuntura. En consecuencia, en el presente artículo se presentan las evidencias de validez de la adaptación de la EMC en Colombia.

Método

Sujetos y tipo de estudio

Se contó con una muestra de 1853 ciudadanos colombianos (1155 mujeres, 681 hombres, 17 personas de sexo no binario), con una edad promedio de 32.8 años ($DE = 12.25$), distribuidos en los siguientes niveles socioeconómicos: bajo = 44.41%; medio = 53.1%; alto = 2.48%. De estos participantes, 48 contaban con nivel de escolaridad básico (primaria), 708 con secundaria, 868 con pregrado, y 229 con posgrado. El 66.4% de los participantes reportaron residir en la ciudad capital (Bogotá), mientras que el restante 33.6% en otras ciudades y regiones de Colombia. Al momento de la encuesta, 1210 participantes mantenían su trabajo y 643 no trabajaban. De estos últimos, 198 perdieron su empleo a causa del COVID. Para llevar a cabo la adaptación, se usaron los muestreos

incidentales y por referidos en un diseño transversal (ver *Procedimiento*, más adelante).

Instrumento

Se usó la Escala de Miedos al Coronavirus (EMC) (Sandín et al., 2020), la cual cuenta con 18 ítems que describen diferentes situaciones y preocupaciones relacionadas con el contagio o con la potencial escasez de productos percibida en las primeras etapas de la pandemia. Se basa en una escala Likert de cinco puntos, de los cuales 1 equivale a *Nada* o *Casi nada* y 5 equivale a *Mucho* o *Extremadamente*. La escala mide cuatro factores: (1) Miedo a contagiarse, a enfermarse y a morir por COVID; (2) miedo a la escasez de productos básicos; (3) miedo al aislamiento social; y (4) miedo relacionado con el trabajo o con ingresos económicos. La revisión de la literatura no indica la existencia de reportes de validez de esta escala.

Procedimiento

El cuestionario se ajustó para ser respondido en la plataforma LimeSurvey e incluyó la toma de las variables sociodemográficas, un consentimiento informado y un formulario de cesión de derechos para la recolección y uso académico-científico de los datos recolectados (*Habeas Data*), el cual se debía aceptar con el fin de cumplir con las normas vigentes (Ley 1090, 2006; Ley Estatutaria 1581 - *Habeas Data*, 2012).

Debido a las restricciones impuestas por el gobierno nacional, algunos ítems no se ajustaban a la realidad de los participantes en el momento de la investigación, por lo tanto, no se incluyeron en el cuestionario, ya que, a juicio de los investigadores, no aportarían variabilidad a las escalas

o entrarían en contradicción con lo que se quería medir. Estos ítems fueron: *No poder celebrar eventos importantes*, *No poder estar con familiares o amigos íntimos* y *Estar aislado socialmente*.

Luego de pilotear el desempeño del cuestionario en la plataforma de encuestas, se procedió a difundirlo a familiares y amigos de estudiantes de la Corporación Universitaria Minuto de Dios, a quienes se les solicitó que sus conocidos participaran en la investigación. Simultáneamente, se difundió la invitación a la encuesta por medio de redes sociales. Los datos recolectados fueron auditados manualmente con el propósito de depurarlos y se verificó que los participantes fueran mayores de edad y que hubiesen respondido la totalidad del cuestionario. Enseguida, los datos fueron procesados con el programa SPSS v. 23 (IBM Corp., 2015).

Para el análisis factorial exploratorio (AFE) se usó la técnica de máxima verosimilitud robusta (MVR), con rotación oblicua (Oblimin), que extrajo un total de 36 reactivos, con los cuales se usó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con la misma técnica (MVR). Los indicadores de bondad de ajuste fueron (1) la raíz cuadrada de la media estandarizada (SRMR), ya que esta se encuentra entre las técnicas más sensibles a las correlaciones de factores no especificados; (2) el error de aproximación a la raíz cuadrada de la media (RMSEA), por ser sensible a las cargas factoriales no especificadas y; (3) el índice comparativo de ajuste (CFI), según los indicadores sugeridos por Hu y Bentler (1998, 1999). La consistencia interna se basó en el Omega de McDonald (1981), el cual brinda un mejor ajuste que el Alpha de Cronbach para escalas ordinales como las Likert de cuatro puntos (Dunn et al., 2014).

Resultados

Se inició por revisar los supuestos de esfericidad y de adecuación de la muestra antes de realizar los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio. La prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa [$\chi^2(105) = 15979; p < .001$] y la muestra resultó adecuada según el estadígrafo Kaiser-Meyer-Olsen ($KMO = .919$).

Análisis factorial exploratorio

A diferencia de la escala original, los resultados del AFE indican una solución de 3 y no de 4 factores, particularmente por el retiro de algunos ítems que a juicio de los investigadores no aportaban valor en el momento de la toma de datos, en el cual las normas de circulación y movilidad prohibían las actividades sociales (ver detalles en

el apartado *Procedimiento*). Los primeros tres autovalores se registraron así: 6.60, 0.99 y 0.65. Los factores se correlacionaron entre sí con puntajes de entre .30 y .59. Los factores extraídos corresponden a las variables (F1) miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID, (F2) miedo a perder el trabajo o a ver reducidos los ingresos económicos, y (F3) miedo al aislamiento social o a sus efectos (ver Tabla 1).

El miedo a la escasez de productos incluyó un solo ítem, por lo cual no cumple con las condiciones para considerarse un factor en sí mismo. Igualmente, la carga factorial de cada ítem supera en .15, por lo menos, a la que aparece en otros factores, lo cual demuestra la pertenencia de estos ítems respecto a los factores extraídos. Correlativamente, cada factor corresponde a cada una de las escalas, excepto por la del miedo a la escasez de productos, la cual incluyó solo un ítem.

Tabla 1

Cargas factoriales basadas en el análisis factorial exploratorio.

| Factores | Ítems | Factores extraídos | | |
|--|-------|--------------------|------|------|
| | | 1 | 2 | 3 |
| (F1) Miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID | TPEPP | .77 | .01 | -.03 |
| | TPFPT | .76 | -.02 | .15 |
| | TPPIE | .74 | .04 | -.01 |
| | TPOGV | .58 | .07 | .05 |
| | TPCEP | .54 | .08 | .04 |
| (F2) Miedo a perder el trabajo o a reducir los ingresos económicos | TPPCV | -.04 | .93 | .04 |
| | TPNCV | .00 | .78 | -.02 |
| | TPPPS | .10 | .65 | -.05 |
| | TPIFP | .17 | .46 | .01 |
| (F3) Miedo al aislamiento social o a sus efectos | TPFCV | .00 | .00 | .90 |
| | TPSCV | .06 | -.02 | .85 |
| | TPMCV | .10 | .08 | .48 |
| | TPCCV | -.05 | .21 | .48 |
| | TPNPC | .17 | .20 | .37 |

Nota. El AFC se basó en el modelo de ‘Máxima verosimilitud’ como método de extracción en combinación con una rotación ‘Oblimin’.

Confiabilidad de las escalas

Al revisar la consistencia interna de los factores extraídos con el AFC, los valores calculados del ω de McDonald estuvieron entre .83 y .89, lo que permite determinar que todas las escalas son fiables. De hecho, ninguno de los ítems de cada escala tuvo valores superiores a los ω calculados por cada escala, y las correlaciones ítem-test estuvieron en un rango entre .57 y .74, lo cual permite clasificarlas como moderadas y altas (ver Tabla 2). La confiabilidad de la escala, sumados todos los ítems, fue alta (ω de McDonald = .93), lo cual indica que tanto en sus factores como en su totalidad esta escala posee consistencia interna.

Análisis factorial confirmatorio

Los tres factores extraídos con el AFE fueron probados con un AFC bajo el modelo de máxima verosimilitud y se encontró que la raíz cuadrada de

la media estandarizada es aceptable (SRMR = .06). No obstante, el error de aproximación a la raíz cuadrada es superior al esperado, ya que se acercó al límite superior (RMSEA = .11; IC 90% [.106, .115]), y el CFI es sensiblemente inferior al esperado (Calculado = .89; Esperado = .93 para una escala con 3 factores y al menos 12 ítems, según [Xia & Yang, 2019](#)). La Tabla 3 contiene los autovalores y los datos descriptivos para cada ítem y su pertenencia en cada factor extraído por el AFE.

Adicionalmente, las covarianzas entre los factores son relativamente altas y significativas (ver Tabla 4) y la prueba exacta de ajuste al modelo también es significativa [$\chi^2(74) = 1734; p < .001$].

La covarianza más alta se dio entre el miedo al contagio (F1) y a perder el trabajo o reducir los ingresos (F2), mientras que la menor fue entre esta última y el miedo al aislamiento social o sus efectos (F3). Todas las covarianzas fueron significativas (ver Tabla 4).

Tabla 2
Consistencia interna de los factores de la Escala de Miedos al Coronavirus.

| Factores | Ítems | Correlación ítem-test | ω de McDonald * | ω de McDonald de la Escala |
|--|--------|-----------------------|------------------------|-----------------------------------|
| (F1) Miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID | TPEPP | .74 | .81 | .86 |
| | TPFPPT | .66 | .83 | |
| | TPPIE | .63 | .84 | |
| | TPOGV | .68 | .82 | |
| | TPCEP | .63 | .84 | |
| (F2) Miedo a perder el trabajo o a reducir los ingresos económicos | TPPCV | .77 | .73 | .83 |
| | TPNCV | .70 | .77 | |
| | TPPPS | .57 | .82 | |
| | TPIFP | .58 | .82 | |
| (F3) Miedo al aislamiento social o a sus efectos | TPFCV | .74 | .86 | .89 |
| | TPSCV | .72 | .86 | |
| | TPMCV | .75 | .86 | |
| | TPCCV | .71 | .86 | |
| | TPNPC | .69 | .87 | |

Nota. * El valor reportado corresponde a la escala sin el ítem. Este debe ser igual o inferior al ω de McDonald de la escala.

Tabla 3

Descriptivos y autovalores de cada ítem en cada factor.

| Factores | Ítems | Valor estimado | DE | Inferior | Superior | Z | p |
|--|-------|----------------|------|----------|----------|------|-------|
| (F1) Miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID | TPEPP | 1.02 | 0.03 | 0.97 | 1.07 | 39.5 | <.001 |
| | TPFPT | 0.78 | 0.02 | 0.73 | 0.83 | 31.8 | <.001 |
| | TPPIE | 0.87 | 0.03 | 0.81 | 0.93 | 30.2 | <.001 |
| | TPOGV | 1.04 | 0.03 | 0.98 | 1.09 | 38.6 | <.001 |
| | TPCEP | 1.02 | 0.03 | 0.97 | 1.08 | 34.1 | <.001 |
| (F2) Miedo a perder el trabajo o a reducir los ingresos económicos | TPPCV | 1.05 | 0.02 | 1.01 | 1.10 | 44.5 | <.001 |
| | TPNCV | 0.97 | 0.03 | 0.92 | 1.02 | 38.7 | <.001 |
| | TPPPS | 0.76 | 0.03 | 0.71 | 0.82 | 28.9 | <.001 |
| | TPIFP | 0.74 | 0.02 | 0.69 | 0.79 | 30.3 | <.001 |
| (F3) Miedo al aislamiento social o a sus efectos | TPFCV | 0.92 | 0.02 | 0.87 | 0.97 | 37.7 | <.001 |
| | TPSCV | 0.93 | 0.03 | 0.88 | 0.98 | 36.8 | <.001 |
| | TPMCV | 1.09 | 0.03 | 1.04 | 1.15 | 40.7 | <.001 |
| | TPCCV | 0.91 | 0.02 | 0.86 | 0.95 | 37.7 | <.001 |
| | TPNPC | 0.93 | 0.02 | 0.89 | 0.98 | 37.6 | <.001 |

Tabla 4

Covarianzas entre los factores extraídos.

| Factores Covariantes | Covarianza Estimada | DE | Intervalo de confianza 95% | | Z | p | |
|----------------------|---------------------|-----|----------------------------|----------|-----|-------|-------|
| | | | Inferior | Superior | | | |
| F2 | F3 | .60 | 0.02 | .56 | .64 | 31.40 | <.001 |
| | F1 | .74 | 0.01 | .72 | .77 | 52.00 | <.001 |
| F3 | F1 | .66 | 0.02 | .62 | .69 | 38.20 | <.001 |

Conclusiones y discusión

La Escala de Miedos al Coronavirus (EMC) original cuenta con cuatro subescalas, aunque la versión adaptada en este estudio contó con solo tres de ellas (F1) miedo a contagiarse, a enfermarse y a morir por COVID, (F2) miedo a perder el trabajo o a ver reducidos los ingresos económicos y (F3) miedo al aislamiento social o a sus efectos. La necesidad de suprimir algunos ítems se debió a que podrían no aportar suficiente variabilidad y a que las restricciones gubernamentales impuestas limitaban la posibilidad de reunirse a celebrar

eventos que congregaban a más de diez personas, así como el contacto con familiares y amigos.

Las escalas resultaron confiables y similares en comparación con los valores calculados y presentados en la escala original (Sandín et al., 2020), tanto entre los factores medidos como en la totalidad de la escala. Tanto el AFE como el AFC mostraron equivalencias con la agrupación de los ítems extraídos con la escala original, excepto que aquellos asociados con el miedo a la escasez de productos y a otras circunstancias de la pandemia (Factor 2 de la escala original) no fueron incluidos en el presente análisis.

Aunque el único ítem que medía el factor de escasez se comportó aisladamente, no constituye un factor en sí mismo por ser un solo ítem. Aun así, convendría llevar a cabo un análisis bajo los principios de la teoría de respuesta al ítem (TRI) y el modelo Rasch, de manera equivalente a lo que Ahorsu et al. (2022) hicieron con su escala FC-19S, a fin de verificar la potencia predictiva de este u otros ítems respecto al comportamiento de las personas en tiempos de pospandemia. En este caso, se hace necesario tener en cuenta los principios de la TRI y analizar cada factor de forma independiente para calcular la fortaleza de su unidimensionalidad. También convendría medir su validez predictiva y su validez concurrente con otros instrumentos que miden factores similares (por ejemplo, Ahorsu et al., 2022; Taylor et al., 2020), con el fin de hacer más confiable su uso pospandemia.

La EMC y sus factores muestran evidencias de validez suficientes para considerarla una herramienta útil para medir los miedos al COVID-19 y demás circunstancias asociadas, aun en tiempos en que la pandemia ha minimizado sus efectos. Esto, teniendo en cuenta que los efectos psicológicos pueden permanecer durante un determinado tiempo, lo que permite el diagnóstico de las secuelas de ansiedad o de síndromes relacionados con la exposición a la pandemia y al virus. De igual manera, el uso de la EMC podría apoyar la investigación de fobias generalizadas al contagio de otros patógenos o de patrones de comportamiento desadaptativo con el propósito de no perder el trabajo o los ingresos económicos, incluso en tiempos en los que el aislamiento social ya no aplique como medio preventivo. En el ámbito de la salud pública, la EMC puede coadyuvar a ubicar recursos pertinentes para las intervenciones en salud mental, lo que permitiría a su vez prepararse para contrarrestar posibles efectos emocionales o comportamentales de individuos proclives a presentar efectos adversos o postraumáticos, aun

después de que la pandemia haya sido controlada.

Por otra parte, una limitación de la EMC consiste en no basarse en los indicadores del DSM-V o el CIE-10, que hubieran sido un insumo importante al momento de definir y evaluar criterios de validez en poblaciones afectadas por ansiedad generalizada o por trastorno obsesivo-compulsivo, en comparación con sujetos no clínicos. Otra limitación consiste en que, debido a las restricciones de la pandemia, la toma de datos se tuvo que hacer por medios virtuales, a modo de autoreporte. Esto se podría compensar si se realizan investigaciones con participantes presenciales con quienes se pueda explorar posibles mejoras al instrumento y así (re)adaptarlo a nuevas situaciones asociadas con los ajustes requeridos en la pospandemia. Por ejemplo, conductas de escape/evitación o el involucrarse en comportamientos de autoprotección, como indicadores marginales de respuestas emocionales disfuncionales.

En cualquier caso, a pesar de estas limitaciones, se espera que la EMC pueda ser utilizada en futuras investigaciones relacionadas con las reacciones adversas o adaptativas al COVID-19 u otros virus similares y se realicen los ajustes necesarios que se ejemplifican en este estudio.

Referencias

- Ahorsu, D. K., Lin, C., Imani, V., Saffari, M., Griffiths, M. D., & Pakpour, A. H. (2022). The Fear of COVID-19 Scale: Development and initial validation. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(3), 1537-1545. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00270-8>
- Amaya, S., Murillo, M., Pinto-Bustamante, B. J., Sánchez-Bello, N., Mateus-Parra, M. J., Andrade, M. J., González-Zárate, N., Pérez, M. P., Maya, J. J., Monsalve, V., Fayad-Fayad, N., Rosero-Belalcázar, G., & Charul-Palacio, I. (2021). Impact of the SARS-

- CoV-2 pandemic on Colombian anesthesiologists: Survey study. *Colombian Journal of Anesthesiology*, 50(3). <https://doi.org/10.5554/22562087.e1016>
- Andia, T., Criado, L., Mantilla, C., Molano, A., & Rodríguez-Lesmes, P. (2022). Relación entre las medidas para mitigar la propagación del Covid-19 y los patrones de actividad laboral y salud mental en Colombia. En D. Cortés Cortés, C. M. Posso-Suárez, & M. Villamizar-Villegas (Eds.), *Covid-19: Consecuencias y desafíos en la economía colombiana. Una mirada desde las universidades* (pp. 193-208). Universidad del Rosario, Banco de la República.
- Botero-Rodríguez, F., Mosquera-Quinónez, M., Martínez-Torres, L. M., Bolívar-Moná, S., Jovel, G. T., Vargas, L. C., Franco, O. H., & Gómez-Restrepo, C. (2021). Análisis de percepciones y repercusiones emocionales en usuarios de Twitter en Colombia durante la pandemia de COVID-19. *Revista Colombiana de Psiquiatría*. Publicación anticipada. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2021.05.005>
- Caballero-Domínguez, C. C., Pedrozo-Pupo, J. C., & Campo-Arias, A. (2022). Depression among COVID-19 survivors in Colombia. *Psychology, Health & Medicine*, 1-8. <https://doi.org/10.1080/13548506.2022.2085879>
- Caicedo-Moreno, A., Correa-Chica, A., López-López, W., Castro-Abril, P., Barreto, I., & Rodríguez-Romero, J. D. (2022). The Role of Psychology in Media During the COVID-19 Pandemic: A cross-national study. *Psychologica Belgica*, 62(1), 136-151. <https://doi.org/10.5334/pb.1054>
- Campo-Arias, A., Pedrozo-Cortés, M. J., & Pedrozo-Pupo, J. C. (2020). Pandemic-Related Perceived Stress Scale of COVID-19: An exploration of online psychometric performance. *Revista Colombiana de Psiquiatría (English Ed.)*, 49(4), 229-230. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2020.05.005>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunnsden, 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>
- Escandon-Barbosa, D., Hurtado, A., & Gomez, A. (2021). Factors affecting voluntary self-isolation behavior to cope with a pandemic: Empirical evidence from Colombia vs. Spain in times of COVID-19. *Behavioral Sciences*, 11(3), 35. <https://doi.org/10.3390/bs11030035>
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A., Richaud, M., & Fernández-Liporace, M. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar*, 10(1). <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v10.n1.459>
- Giral-Oliveros, N. A., Gómez-Arguello, D. F., Úsuga-Jeréz, A. J., Vanegas-Méndez, S. N., & Lemos-Ramírez, N. V. (2022). Estrés percibido en universitarios durante la cuarentena por el virus SARS-COV-2 en Santander, Colombia. *Revista de Psicología Universidad de Antioquia*, 14(1), 1-23. <https://doi.org/10.17533/udea.rp.e344735>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- IBM Corp. (2015). IBM SPSS Statistics for Windows (Version 23.0). [Software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Karasek, R. (1998). Demand / Control model: A social-emotional, and psychological approach to stress risk and active behavior development. En J. M. Stellman (Ed.), *Encyclopedia of Occupational Health and Safety* (4th Ed. Vol. II, pp. 34.6-34.14). International Labor Office.
- Ley 1090. (2006). *Ejercicio de la profesión de Psicología, Código Deontológico y Bioético y otras disposiciones*. Colombia. <https://www.funcionpublica.gov.co>

eva/gestornormativo/norma.php?i=66205

- Ley Estatutaria 1581- Habeas Data. (2012). *Protección de datos personales*. Colombia. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=49981>
- Mækela, M. J., Reggev, N., Dutra, N., Tamayo, R. M., Silva-Sobrinho, R. A., Klevjer, K., & Pfuhl, G. (2020). Perceived efficacy of COVID-19 restrictions, reactions and their impact on mental health during the early phase of the outbreak in six countries. *Royal Society Open Science*, 7(8). <https://doi.org/10.1098/rsos.200644>
- Martínez-Líbano, J., Torres-Vallejos, J., Simkin, H., Oyanedel, J., Silva, A., & Yeomans, M. (2023). Escala de Miedo al Covid-19 en Estudiantes Universitarios Chilenos: Propiedades psicométricas e invarianza de medida. *Revista Evaluar*, 22(3), 48-65. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/index>
- Martínez-Rodríguez, T. Y., Bernal-Gómez, S. J., Mora-Vergara, A. P., Hun-Gamboa, N. E., Castillo, Z. R., Valdés-Miramontes, E. H., & Espinoza-Gallardo, A. C. (2021). Dysfunctional Patterns of Food Intake by Anxiety during Isolation by COVID-19 in Chile, Colombia and Mexico. *International Journal of Psychological Research*, 14(1), 48-54. <https://doi.org/10.21500/20112084.4721>
- McDonald, R. P. (1981). The dimensionality of tests and items. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 34(1), 100-117. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1981.tb00621.x>
- Mejia, D., Diaz, M., Charry, A., Enciso, K., Ramirez, O., & Burkart, S. (2021). "Stay at Home": The effects of the COVID-19 lockdown on household food waste in Colombia. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.764715>
- Mesurado, B., Resett, S., Tezón, M., & Vanney, C. E. (2021). Do positive emotions make you more prosocial? Direct and indirect effects of an intervention program on prosociality in Colombian adolescents during social isolation due to COVID-19. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.710037>
- Meza, D. (2020). In a pandemic are we more religious? Traditional practices of Catholics and the COVID-19 in Southwestern Colombia. *International Journal of Latin American Religions*, 4(2), 218-234. <https://doi.org/10.1007/s41603-020-00108-0>
- Obando, L., Harvey, J., Arteaga, K. V., & Córdoba, K. (2021). Eventos vitales estresantes, estrategias de afrontamiento y resiliencia en adolescentes en contexto de pandemia. *Psicogente*, 24(46), 1-17. <https://doi.org/10.17081/psico.24.46.4789>
- Rodríguez-Gama, Á. (2021). La salud mental durante la pandemia por COVID-19. *Revista de la Facultad de Medicina*, 69(2). <https://doi.org/10.15446/revfac-med.v69n2.97128>
- Ruiz-Gonzalez, E. P., Romero-Otalvaro, A. M., Muñoz-Argel, M. N., & Uribe-Urzola, A. (2021). Professional burnout and increased workload during COVID-19 in higher education teachers in Monteria - Colombia. *European Psychiatry*, 64(S1), S267-S268. <https://doi.org/10.1192/j.eurpsy.2021.718>
- Sandín, B., Valiente, R. M., García-Escalera, J., & Chorot, P. (2020). Impacto psicológico de la pandemia de COVID-19: Efectos negativos y positivos en población española asociados al periodo de confinamiento nacional. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25(1), 1-22. <https://doi.org/10.5944/rppc.27569>
- Siegrist, J. (1996). Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1(1), 27-41. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.1.1.27>
- Sohrabi, C., Alsafi, Z., O'Neill, N., Khan, M., Kerwan, A., Al-Jabir, A., Iosifidis, C., & Agha, R. (2020). World Health Organization declares global emergency: A review of the 2019 novel coronavirus (COVID-19). *International Journal of Surgery*, 76, 71-76. <https://doi.org/10.1016/j.ijsu.2020.02.034>
- Taylor, S., Landry, C. A., Paluszek, M. M., Fergus, T. A., McKay, D., & Asmundson, G. J. G. (2020). Development and initial validation of the COVID Stress Scales. *Journal of Anxiety Disorders*, 72. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102232>

- Torres-Andrade, H. P., Torres-Cañizalez, P. C., Cobo-Beltrán, J. K., Cabascango-Jaramillo, J. C., Manturano-Pérez, R. D., & Puentes-Gómez, A. (2022). Education and COVID-19: Collaboration of families in school homework. *Journal of Positive School Psychology*, 6(5), 251-262. <https://journalppw.com/index.php/jpsp/index>
- Trejos-Herrera, A. M., Vinaccia, S., & Bahamón, M. J. (2020). Coronavirus in Colombia: Stigma and quarantine. *Journal of Global Health*, 10(2). <https://doi.org/10.7189/jogh.10.020372>
- Vargas-Ramirez, L. K., & Rodríguez-Corredor, L. K. (2022). *Functional limitations, anxiety and depression post-COVID in Colombian adults*. Poster session presented at American Thoracic Society 2022 International Conference, San Francisco. https://doi.org/10.1164/ajrccm-conference.2022.205.1_MeetingAbstracts.A3183
- Waich, A. R., Londoño, N., Gallego, L., Barahona, J., Ruiz, A., Hidalgo, P., Rondon, M., Rondon, M., & Moreno, I. D. S. (2022). *Sleep quality, daytime sleepiness, depressive and anxiety symptoms and attitudes toward study in health sciences college students in Bogotá, Colombia during the COVID-19 pandemic*. Poster session presented at American Thoracic Society 2022 International Conference, San Francisco. https://doi.org/10.1164/ajrccm-conference.2022.205.1_MeetingAbstracts.A2707
- World Health Organization. (2020). *WHO SAGE Seasonal Influenza Vaccination Recommendations during the COVID-19 Pandemic*. <https://www.who.int>
- World Health Organization. (2023). *WHO Coronavirus (COVID-19) Dashboard*. <https://covid19.who.int>
- Xia, Y., & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409-428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
-