

## Artículos

### Validación de Escalas de Estrés, Fatalismo y Preocupación por Contagio de COVID-19 en Docentes Mexicanos

#### Validation of Scales of Stress, Fatalism and Concern About Contagion of COVID-19 in Mexican Teachers

David Gabriel Luna Pérez<sup>1</sup>, Rosa Paola Figuerola Escoto<sup>2</sup>, Ivette Vargas de la Cruz<sup>3</sup>, Laura Fernanda Barrera Hernández<sup>4</sup>, Miguel Montiel Cortés<sup>2</sup>, Miguel Ángel Lezana Fernández<sup>1</sup>, Fernando Meneses González<sup>1</sup>

- 1 Comisión Nacional de Arbitraje Médico
- 2 Instituto Politécnico Nacional
- 3 Universidad de Guadalajara
- 4 Universidad de Sonora

#### Resumen

El COVID-19 ha provocado consecuencias negativas en la salud mental de los docentes, especialmente ante la instrumentación de un regreso gradual a actividades presenciales. El objetivo del estudio fue validar la estructura factorial de los instrumentos: escala de preocupación por el contagio de la COVID-19 (EPCov-19), escala de estrés percibido relacionado con la pandemia de COVID-19 (EEP-10-C) y escala de fatalismo ante la posibilidad de contagio por el coronavirus (F-COVID-19) en docentes mexicanos del nivel medio superior, superior y posgrado. Participaron 276 docentes de diferentes estados de México, de entre 24 y 77 años ( $M = 46.88$ ;  $DE = 10.62$ ), quienes respondieron una ficha de identificación, además de las escalas EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19. La validez de constructo de las escalas se calculó a través de análisis factorial exploratorio y confirmatorio, previo a estos, se llevó a cabo un análisis paralelo. La consistencia interna se obtuvo mediante  $\alpha$  de Cronbach y  $\omega$  de McDonald. Se detectó que cada una de las escalas posee una estructura unifactorial, que explican entre el 53 % y 78 % de la varianza y poseen una consistencia interna de elevada a muy elevada. Las escalas presentan adecuadas propiedades psicométricas y pueden ser utilizadas en docentes mexicanos.

*Palabras clave:* Docentes, Universidad, Estrés, Fatalismo, Miedo al COVID-19

#### Autores

David Gabriel Luna Pérez. Comisión Nacional de Arbitraje Médico, Dirección de Investigación.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0427-3789>

Rosa Paola Figuerola Escoto. Centro Interdisciplinario de Ciencias de la Salud, Unidad Santo Tomás, IPN.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1349-4623>

Ivette Vargas de la Cruz. Unidad de Atención en Neurociencias, Universidad de Guadalajara.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1578-2557>

Laura Fernanda Barrera Hernández. Departamento de Ciencias de la Salud, Universidad de Sonora.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1646-2037>

Miguel Montiel Cortés. Centro Interdisciplinario de Ciencias de la Salud, Unidad Santo Tomás, IPN.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9455-7413>

Miguel Ángel Lezana Fernández. Comisión Nacional de Arbitraje Médico, Dirección de Investigación.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8021-4054>

Fernando Meneses González. Comisión Nacional de Arbitraje Médico, Dirección de Investigación.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3833-8467>

Autor para correspondencia: Rosa Paola Figuerola Escoto email: [rfiguerolae@ipn.mx](mailto:rfiguerolae@ipn.mx)

### Abstract

COVID-19 has shown negative consequences on the mental health of teachers, especially because of the implementation of a gradual return to mostly face-to-face activities. The objective of the study was to identify the factorial structure of the instruments: COVID-19 Concern Scale (EPCov-19), Pandemic-Related Perceived Stress Scale of Covid-19 (EEP-10-C), and the Fatalism by COVID-19 Scale (F-COVID-19) in Mexican teachers at high school, higher and postgraduate levels. Method. 276 teachers from different states of Mexico, from 24 to 77 years old participated ( $M = 46.88$ ;  $SD = 10.62$ ) who answered an identification form, the EPCov-19, EEP-10-C and F-COVID-19. The construct validity of the scales was calculated through exploratory and confirmatory factor analysis, prior to these, a parallel analysis was carried out. Internal consistency was obtained using Cronbach's  $\alpha$  and McDonald's  $\omega$ . Results. It was detected that each of the scales has a unifactorial structure, which explains between 53% and 78% of the variance and has a high to very high internal consistency. Conclusions. The scales have adequate psychometric properties and can be used in Mexican teachers.

*Key words:* Teachers, University, Stress, Fatalism, Fear of COVID-19

DOI <https://doi.org/10.36793/psicumex.v13i1.568>

**Recibido** 30– Junio- 2022

**Aceptado** 23 – Octubre - 2022

**Publicado** 29 – Julio - 2023



## Introducción

La Organización Mundial de la Salud (OMS) reconoció el 20 de enero de 2020 al COVID-19 como una urgencia de salud a nivel internacional (Cucinotta y Vanelli, 2020). Hasta el 14 de junio de 2021, se habían reportado un total de 536.6 millones de casos a nivel internacional y 6.3 millones de muertes (OMS, 2022). La Región de las Américas ocupó en 2020 el primer lugar con 159.7 y 2.7 millones de casos y muertes, respectivamente (Organización Panamericana de la Salud [OPS], 2020). A partir del surgimiento de esta enfermedad, los países miembros de la OMS implementaron medidas locales para minimizar el riesgo de su propagación, tales como: restricción de viajes a países o ciudades afectadas, limitación de actividades al aire libre con aforo de personas elevado, suspensión de actividades escolares presenciales, y se promovió el distanciamiento social. Adicionalmente, a nivel individual se fomentó el uso de cubrebocas o máscaras faciales, higiene de manos y tos de etiqueta (Wilder-Smith y Freedman, 2020).

A mediados de diciembre de 2020, se aplicó en Estados Unidos la primera vacuna contra COVID-19 (Stanley, 2021) y posteriormente comenzaron a instrumentarse campañas de vacunación a nivel mundial. En la actualidad, se han administrado 11.9 billones de dosis y el 61.4% de la población mundial cuenta con el esquema completo de vacunación (OMS, 2022).

Junto a la afectación en la salud y la incertidumbre por la prognosis, las restricciones impuestas y sus efectos en la vida económica y social minaron la salud mental de la población (Pfefferbaum y North, 2020). Durante este periodo, se reportó un aumento en los niveles de ansiedad, depresión, desesperanza (Nicolini, 2020; Thakur y Jain, 2020) e incluso de riesgo suicida (Sher, 2020). Los estudios que demuestran el aumento en dichas condiciones generalmente emplearon instrumentos de autorreporte (Rahman et al. 2021; Sanabria-Landeros et al. 2021; Odriozola-González et al. 2020), sin embargo, dichos instrumentos fueron desarrollados y validados para condiciones ajenas a las provocadas por la pandemia de COVID-19, lo que



obligó a investigadores a desarrollar instrumentos que evalúan la salud mental en este contexto particular (Qiu et al. 2020).

Al respecto, se han desarrollado escalas que miden la percepción de miedo durante el brote de COVID-19, tomando en cuenta la respuesta física de miedo y los pensamientos de miedo como ser infectado, morir o infectar a seres queridos. Algunas de esas versiones de escala de miedo al COVID-19 fueron validadas con población general en España (Piqueras et al. 2021), en China (Chi et al. 2021) y en Jordania (Shannaq et al. 2021); con estudiantes universitarios en Estados Unidos (Perz et al. 2022) y en India (Bellamkonda y Pattusamy, 2022); o con personal de enfermería en China (Hu et al. 2020). También se han desarrollado escalas que miden el estrés al COVID-19, teniendo en cuenta el miedo a ser infectado, a tener contacto con superficies u objetos contaminados, miedo a extranjeros por posibilidad de contagio, miedo a consecuencias económicas, comprobación compulsiva, revisión constante de amenazas y síntomas de estrés postraumático sobre la pandemia. La escala de estrés al COVID-19 se desarrolló y validó con población en Estados Unidos (Taylor et al. 2020) y en su versión turca (Demirgöz Bal et al. 2021), así como en su versión árabe con estudiantes saudíes (Abbady et al. 2021).

En población latinoamericana se desarrollaron tres instrumentos: escala de preocupación por el contagio de la COVID-19 ([EPCov-19]; Esteban-Carranza et al. 2021), la escala de estrés percibido relacionado con la pandemia de COVID-19 ([EEP-10-C]; Campo-Arias et al. 2020) y la escala de fatalismo ante la posibilidad de contagio por el coronavirus ([F-COVID-19]; Mejia et al. 2020). La EPCov-19 es un instrumento original que mide estados emocionales adversos resultado del temor a contraer la COVID-19. Fue validado con personal de atención a la salud peruana. La EEP-10-C es una versión modificada de la escala de estrés percibido 10 (Cohen et al. 1983) para contextualizar los reactivos a situaciones propias a la pandemia; validada con población general y personal de atención a la salud colombiana. Y, la F-COVID-19 es también un instrumento original que evalúa percepciones y creencias de escenarios catastróficos posibles



al resultar el respondiente contagiado; fue validado con personal de salud, pacientes en riesgo y población general peruana. Los tres instrumentos mostraron adecuadas propiedades psicométricas, lo que permite una evaluación útil para generar mecanismos y políticas públicas de atención a la población meta (Esteban-Carranza et al. 2021).

Estudios previos demuestran que los efectos adversos en la salud mental producto de una pandemia se continúan expresando un año posterior al brote (Mak et al. 2009). Acorde a ello, la evaluación de la salud mental debe extenderse, del periodo de pandemia, a lo que ha sido considerado por Vadivel et al. (2021) como la era post-COVID. Esto a fin de identificar y atender efectos a largo plazo de la emergencia sanitaria sobre la estabilidad mental de la población y promover su bienestar (Organización de las Naciones Unidas [ONU], 2020). Asimismo, si bien han transcurrido más de 2 años desde que la COVID-19 se reconoció como emergencia de salud pública a nivel internacional por la OMS y actualmente se registra el descenso en la tasa de contagio y muerte por esta enfermedad, no hay evidencia de que la pandemia haya llegado a su fin. La persistencia de la misma es, entre otros factores, debido al relajamiento de las medidas sanitarias, lo que ocasiona el repunte de contagios conocidos como “olas” (Canals et al. 2020), de las cuales, en México, se reportaron cuatro, la última entre enero y febrero del 2022 (Covantes-Rosales et al. 2022). Y aun después, más recientemente, la presencia del virus sigue siendo importante en la vida cotidiana de los mexicanos.

Una población que fue escasamente evaluada en su salud mental durante la pandemia son los docentes (Orrego Tapia, 2022), pues gran parte de las investigaciones se centraron en el personal de salud. Diversos estudios han reportado los efectos adversos en la salud mental que ocasionó la adaptación al uso de tecnologías de la información y comunicación (TIC; Nunes da Costa et al. 2022) después de cambiar de una educación presencial a la educación a distancia, lo que incrementó la carga de trabajo y, con ello, los riesgos psicosociales (Russo Rodríguez et al. 2022).



Asimismo, otro aspecto que perjudicó la salud mental de los docentes fue el temor al contagio y sus consecuencias (Orrego Tapia, 2022), lo que se reforzó por el establecimiento del modelo híbrido en la educación, que implica tanto actividades presenciales como a distancia (Nunes da Costa et al. 2022). Y más aún cuando más recientemente a nivel global se instrumentó un regreso gradual a actividades mayormente presenciales entre diversos sectores que incluyen al educativo (cf. Contreras et al. 2022), lo que implica compartir espacios relativamente pequeños con gran número de estudiantes.

El regreso inminente a actividades presenciales en la población docente requiere enfocar su salud mental como prioritaria en la agenda de salud pública (cf. Gordon, 2022). Para ello, son requeridos instrumentos válidos y confiables que en forma rápida y precisa arrojen datos útiles para el diseño e instrumentación de estrategias de atención a la salud mental requeridas para esta población (Cevallos et al. 2021).

Las escalas EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19, antes descritas, son instrumentos útiles para evaluar la salud mental de los docentes, debido a sus características psicométricas, y a que fueron desarrollados en español y validados en población latinoamericana; sin embargo, actualmente no hay datos sobre sus propiedades psicométricas en población de docentes mexicanos. Por lo tanto, el objetivo del estudio fue la detección de la estructura factorial de los instrumentos: escala de preocupación por el contagio de la COVID-19, escala de estrés percibido relacionado con la pandemia de COVID-19 y la escala de fatalismo ante la posibilidad de contagio por el coronavirus en docentes mexicanos del nivel medio superior, superior y posgrado. La elección de las escalas se basó en que estas escalas miden factores distintos que se complementan. Esto es importante, dado que muchas otras escalas de estrés, miedo o fatalismo ante el COVID-19, miden lo mismo.



## Metodología

A partir de un muestreo no probabilístico por conveniencia, entre enero y marzo de 2022 se reclutó a 276 docentes de diferentes estados del país (en su mayoría de la Ciudad de México, Jalisco y Sonora), de entre 24 y 77 años ( $M = 46.88$ ;  $DE = 10.62$ ). Fueron 174 (63 %) mujeres y 102 (37 %) hombres; 68 (24.6 %) solteros, 172 (62.3 %) casados o en unión libre, 33 (12 %) divorciados o separados y 3 (1.1 %) viudos; 221 (80.1 %) profesaban alguna religión. Su nivel máximo de estudios fue medio superior ( $n = 2$ ; 0.7%), superior ( $n = 70$ ; 25.3 %) o posgrado ( $n = 204$ ; 74 %); impartían clases en instituciones públicas ( $n = 239$ ; 86.6%) o privadas ( $n = 37$ ; 13.4 %) en nivel medio superior ( $n = 74$ ; 26.8 %), superior ( $n = 189$ ; 68.5 %) o posgrado ( $n = 13$ ; 4.7 %). El 39.9 % ( $n = 110$ ) reportó haberse contagiado de COVID-19 al menos una vez mientras que 46 % ( $n = 127$ ) lo negó, y 14 % ( $n = 39$ ) desconocía un posible contagio. El 97.8 % ( $n = 270$ ) tenían algún familiar o amigo que se había contagiado de COVID-19 al menos una vez, y el 72.8 % ( $n = 201$ ) un familiar o amigo que había fallecido a causa de esta enfermedad. El esquema de vacunación fue completo y completo con refuerzos para 108 (39.1 %) y 137 (49.6 %) respectivamente; incompleto para 28 (10.1 %) y 3 (1.1 %) decidieron no vacunarse.

Durante la realización de este estudio, el semáforo de riesgo epidemiológico, que indica el menor a mayor riesgo de contagio de COVID-19, se encontraba en color verde ( $n = 79$ , 28.6 %), amarillo ( $n = 165$ , 59.8 %), naranja ( $n = 31$ , 11.2 %) o rojo ( $n = 1$ , .4 %). Como criterios de inclusión estuvo firmar el consentimiento informado, ser mayor de edad y ser docente de al menos el nivel medio superior. El único criterio de eliminación fue no concluir el llenado de la batería en línea.

El tamaño de la muestra permitió obtener un mínimo de 10 participantes por reactivo para cada uno de los instrumentos al momento de realizar cada análisis factorial exploratorio (DeVon et al. 2007). En el mismo sentido, el número de casos utilizados en la conducción de cada análisis factorial confirmatorio cumplió los criterios de un mínimo de 100 casos para modelos de 5 o menos factores, cada factor con más de tres



indicadores (i.e., reactivos) y comunalidades por reactivo  $\geq 0.60$  (Hair et al. 2014) y la muestra ideal de 20 casos por parámetro (i.e., reactivo; Kline, 2011); a la vez que al ser los casos  $> 15$  por variable observada (i.e., reactivo), se minimizan los problemas asociados a la falta de distribución normal multivariada (Hair et al. 2014).

## Instrumentos

*Ficha de identificación.* Diseñada ex profeso para este estudio, recolectó información sociodemográfica (i.e., sexo, edad, estado civil y si profesaban alguna religión), académica-laboral (i.e., nivel máximo de estudios, tipo de institución y nivel en que impartía su docencia) e información relacionada con la COVID-19 (i.e., contagio propio, de un familiar o amigo, fallecimiento de alguno de estos, esquema de vacunación y color del semáforo de riesgo epidemiológico vigente).

*Escala de preocupación por el contagio de la COVID-19* (EPCov-19; Esteban-Carranza et al. 2021). Diseñada en Perú y validada con personal de atención a la salud, consta de seis reactivos en formato Likert con cinco opciones de respuesta (i.e., 1 representa “nunca”, 5 representa “siempre”) organizados en un único factor. Su consistencia interna es elevada ( $\alpha = 0.86$ ). Se califica por la suma aritmética del puntaje de cada reactivo y a mayor puntaje mayor preocupación por el contagio.

*Escala de estrés percibido relacionado con la pandemia de COVID-19* (EEP-10-C; Campo-Arias et al. 2020). Elaborada a partir de la escala de estrés percibido (Kessler et al. 2002) y validada con población colombiana, consta de diez reactivos en formato Likert con cinco opciones de respuesta (i.e., 0 es “nunca”, 4 es “siempre”) organizados en un único factor. Su consistencia interna es elevada ( $\alpha = 0.86$ ). Se califica por la suma aritmética del puntaje de cada reactivo y un puntaje  $\geq 25$  indica elevado estrés percibido a causa del COVID-19.

*Escala de Fatalismo ante la posibilidad de contagio por el coronavirus* (F-COVID-19; Mejia et al. 2020). Diseñada en Perú y validada con personal de atención a la salud, pacientes en riesgo y población



general, consta de siete reactivos en formato Likert con cinco opciones para responder (i.e., 1 es “muy en desacuerdo”, 5 es “muy de acuerdo”) organizados en dos factores: “Consecuencias fatales extremas por la consecuencia de la infección” (4 reactivos) y “Preocupación por la infección por coronavirus” (3 reactivos). Su consistencia interna por factor es aceptable ( $\alpha = 0.70$  para cada uno). Se califica por la suma aritmética del puntaje de cada reactivo, y a mayor puntaje mayor grado de fatalismo.

## Diseño

Instrumental (Montero y León, 2007). La validez de constructo de las escalas se evaluó mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio, previa realización de un análisis paralelo. La consistencia interna se evaluó por  $\alpha$  de Cronbach y  $\omega$  de McDonald.

## Procedimiento

Antes de la validación psicométrica, se realizó la adaptación cultural en dos fases. En la primera, tres expertos en psicometría revisaron la redacción de cada reactivo de las escalas para identificar palabras o estructuras gramaticales con riesgo de no ser comprendidas por la población meta. Una vez identificadas, fueron sustituidas por palabras o estructuras gramaticales propias al contexto mexicano. Para la EPCov-19, en el reactivo 3 se sustituyó “ambiente” por “lugar”; para el reactivo 7 se sustituyó “EPP” por “equipo de protección personal”; y para el reactivo 8 la frase “no puedo evitar seguir preocupándome” se sustituyó por la frase “me sigo preocupando”. Ninguna otra escala fue modificada. En la segunda fase, 30 docentes del nivel medio superior, superior y posgrado de escuelas públicas, recibieron un formato con los reactivos de las escalas e indicaron si comprendían la idea que cada reactivo expresaba, también anotaron las palabras de comprensión complicada. Dado que todos los reactivos fueron comprendidos por más del 90 % de los docentes, se utilizó la redacción original de las escalas EEP-10-C y F-COVID-19, y la versión modificada de la escala EPCov-19.



Para la recolección de datos para la validación psicométrica, se invitó a docentes que cumplieran los criterios de inclusión. Los interesados accedieron, mediante un vínculo o un código QR, a una batería en línea en la cual se presentó inicialmente un consentimiento informado útil para explicar los objetivos del estudio, su importancia y sus beneficios. También, se les señaló que era un estudio confidencial y anónimo, y se les ofreció un correo electrónico para contactar a la responsable del estudio en caso de tener alguna duda al respecto. Quienes aceptaron participar completaron los instrumentos en una sesión única de aproximadamente 10 minutos; para quienes optaron por no aceptar la invitación, la batería se cerró sin registrar ningún dato.

## **Análisis de datos**

La muestra fue dividida de forma aleatoria en dos sub muestras. La conformación de la primera se ajustó al criterio de 10 casos por reactivo para cada instrumento y quedó: EPCov-19,  $n = 120$ ; EEP-10-C,  $n = 100$ ; F-COVID-19,  $n = 70$ . Esta sub muestra se empleó para identificar la estructura factorial exploratoria de las escalas. La segunda se conformó por los casos restantes y quedó: EPCov-19,  $n = 156$ ; EEP-10-C,  $n = 176$ ; F-COVID-19,  $n = 206$ . Esta sub muestra se empleó para verificar la estructura exploratoria de las escalas, mediante análisis factorial confirmatorio.

Con la primera submuestra, inicialmente se realizó un análisis de reactivos que incluyó la detección de respuestas extremas que concentraran el 90 % o más de elecciones, se calculó la media, la desviación estándar y el coeficiente de sesgo y curtosis. Se estimó la normalidad univariada a través de la prueba de Shapiro-Wilk y multivariada a través del coeficiente de Mardia. Se estimó la potencia discriminativa de los reactivos mediante la estrategia de grupos extremos, contrastando con pruebas  $t$  de una cola para grupos independientes los puntajes menores al primer cuartil y mayores al tercer cuartil de cada reactivo. Se utilizó esta prueba por robusta y soportar desviaciones de la normalidad (de Winter, 2013). Se obtuvo también la correlación reactivo-total corregida. Para estas pruebas, los reactivos con ausencia de capacidad



discriminativa o con un valor de  $r < 0.20$  fueron eliminados (Cortada de Kohan, 2004). Para detectar reactivos redundantes, se realizó un análisis de multicolinealidad y se eliminaron reactivos cuya correlación inter-reactivo fue  $\geq 0.95$  (Kline, 2011).

A partir del cálculo de la determinante de la matriz de correlación, de la prueba de Bartlett y el índice KMO con su intervalo de confianza (IC) se verificó la adecuación muestral de los datos. Para el KMO, con valores inadecuados ( $\leq 0.70$ ) se realizó un análisis de adecuación individual a partir de la matriz de correlación anti-imagen (MAS) y se eliminó cada reactivo con el valor más bajo en la diagonal principal de la MAS. Posterior a esto, se calcularon nuevamente las pruebas de adecuación muestral señaladas antes. Para soslayar la sobreestimación de factores, se hizo un análisis paralelo y se retuvo el o los factores cuya varianza explicada fuera superior al percentil 95 de factores generados al azar. Esta estrategia brinda argumentos objetivos para la retención de factores (Hayton et al. 2004) frente a otras como el criterio de Kaiser, o el análisis del gráfico de sedimentación, con las cuales se suele sobreestimar la cantidad de factores (Baglin, 2014). Entonces, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio a partir de la matriz de correlaciones policóricas con el método de mínimos cuadrados no generalizados robusto con rotación oblicua promax. La retención de un factor requirió un mínimo de tres reactivos, cada uno con una carga factorial  $\geq 0.40$  en un factor (i.e., estructura factorial simple), comunalidad ( $h^2$ )  $\geq 0.32$  (Tabachnick y Fidell, 1996), la congruencia conceptual reactivo-factor y que cada factor mostrara una confiabilidad  $\geq 0.70$  calculada por  $\alpha$  de Cronbach y  $\omega$  de McDonald, debido a que existe evidencia de que el primero de estos coeficientes puede subestimar el valor de tal medida (Elosua-Oliden y Zumbo, 2008). En cambio, el  $\omega$  de McDonald representa un indicador más adecuado de consistencia interna en el caso de escalas ordinales como lo son las escalas Likert (Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017).

Con la segunda submuestra, también se verificó la adecuación muestral de los datos a partir del cálculo de la determinante de la matriz de correlación, la prueba de Bartlett y el índice *KMO* con su intervalo de



confianza (IC). Después se realizó un análisis factorial confirmatorio con un modelo de máxima verosimilitud. Posteriormente, fue estimada la media de las cargas factoriales y se verificó si ésta cumplía el criterio  $\geq 0.70$  (Hair et al. 2009). Los criterios considerados para confirmar la bondad de ajuste del modelo fueron: índices de ajuste absoluto, la prueba de *chi* cuadrada ( $\chi^2$ ) y la *chi* cuadrada sobre sus grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ); ajustes de carácter parsimonioso, como residuo cuadrático medio de aproximación (*RMSEA*) con su intervalo de confianza (*CI*), índice PCLOSE; asimismo índices de ajuste incremental, como el índice de Tucker-Lewis (*TLI*), y el índice de bondad de ajuste comparativo (*CFI*). Fueron considerados como valores de ajuste aceptable:  $\chi^2/gl \leq 5$ ,  $RMSEA \leq 0.08$ ,  $TLI \geq 0.90$ ,  $CFI \geq 0.90$ ; y de ajuste excelente:  $\chi^2/gl \leq 2$ ,  $RMSEA \leq 0.05$ ,  $TLI \geq 0.95$ ,  $CFI \geq 0.95$  (Steppan et al. 2014). En los casos en los cuales no se encontraron ajustes adecuados, se llevaron a cabo y evaluaron re-especificaciones del modelo. Para cada re-especificación, se consideraron criterios estadísticos (índices de modificación y carga factorial de cada reactivo) y teóricos (coherencia conceptual reactivo-factor) a fin de mantener el valor conceptual del instrumento (Pérez et al. 2013). Una vez identificado el modelo, se estimó la varianza media extraída (*AVE*). De acuerdo a Hair et al. (2009), un valor de  $AVE \geq 0.50$  indica adecuada validez convergente interna. Cuando fue pertinente, la validez discriminante se estimó por calcular la raíz cuadrada de las varianzas medias extraídas, las cuales deben ser mayores que las covarianzas interfactores (Peñaherrera et al. 2020). Igualmente, se estimó la consistencia interna.

A continuación, se efectuó un análisis factorial confirmatorio multigrupo (Byrne, 2010) para obtener pruebas de invarianza factorial entre sexos. Se contrastaron cuatro modelos: 1) el modelo configuracional, que evalúa si el modelo utilizado es adecuado para los grupos comparados; 2) el modelo de medida, que verifica si las cargas factoriales son iguales para todos los grupos; 3) el modelo de covarianza estructural, que determina invarianza entre las variables latentes o factores, y 4) el modelo de invarianza residual de los reactivos, que determina la invarianza en los errores de medida. De acuerdo con el criterio de Cheung y



Rensvold (2002), la detección de invarianza factorial implicó un cambio en el CFI menor o igual a 0.01. ( $\Delta CFI$ ), de un modelo de menos a más restricciones. Finalmente, se evaluó el ajuste del modelo originalmente publicado para cada instrumento.

Se realizó el análisis de resultados con los programas SPSS v.20, AMOS v.21 y FACTOR v.10.8.02. Un resultado fue significativo con una  $p \leq 0.05$ .

## Consideraciones éticas

Este estudio se aprobó por la Secretaría de Investigación y Posgrado del Instituto Politécnico Nacional (registro SIP 20221340). Su conducción se realizó apegada a las normas éticas de investigación psicológica con humanos de la Declaración de Helsinki (actualizada al 2013) y lineamientos nacionales (Sociedad Mexicana de Psicología, 2010) e internacionales (American Psychological Association, 2002).

## Resultados

### Análisis de reactivos

Para las tres escalas, ningún reactivo concentró  $\geq 90$  % de elecciones en cualquiera de las opciones de respuesta extremas. La media y desviación estándar de los puntajes estuvo respectivamente en el rango de: EPCov-19, 1.27 a 2.73 y 1.28 a 1.37; EEP-10-C, 1.37 a 2.25 y 0.89 a 1.27; F-COVID-19, 1.25 a 3.64 y 0.67 a 1.33. Salvo para dos reactivos de la escala F-COVID-19, el resto de ellos en las tres escalas obtuvo un coeficiente de sesgo y curtosis  $\leq |1.18|$ . Los reactivos de cada escala no mostraron evidencia de normalidad univariada ( $p < 0.05$ ) o multivariada, EPCov-19 coeficiente de asimetría = 15.07 ( $p = 1$ ) y coeficiente de curtosis = 94.42 ( $p < 0.01$ ); EEP-10-C coeficiente de asimetría = 20.30 ( $p = 1$ ) y coeficiente de curtosis = 131.30 ( $p < 0.01$ ); F-COVID-19 coeficiente de asimetría = 20.95 ( $p = 1$ ) y coeficiente de curtosis = 76.77 ( $p < 0.01$ ). Todos los reactivos de cada escala discriminaron ( $p < 0.05$ ) y mostraron una correlación reactivo-



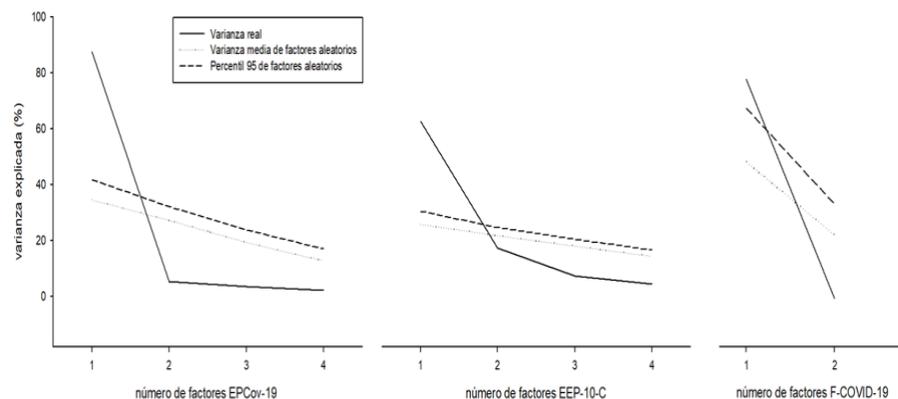
total corregida  $> 0.20$  (ver Tabla 1). En las tres escalas, ningún reactivo mostró evidencia de multicolinealidad (correlación inter-reactivo  $< 0.95$ ).

## Estructura factorial exploratoria

Las pruebas de adecuación muestral indicaron que los datos de las escalas EPCov-19 y EEP-10-C eran pertinentes para conducir el análisis factorial; EPCov-19:  $KMO = 0.91$  (IC = 0.89 a 0.93), prueba de Bartlett = 860.1  $p < 0.001$ , determinante de la matriz de correlación = 0.0006; EEP-10-C:  $KMO = 0.84$  (IC = 0.81 a 0.89), prueba de Bartlett = 525.3  $p < 0.001$ , determinante de la matriz de correlación = 0.004. En cambio, el límite inferior del IC del índice KMO para la escala F-COVID-19 no obtuvo valores satisfactorios (i.e.,  $KMO = 0.75$ , IC = 0.68 a 0.83). La conducción de análisis de adecuación individual demostró que con el retiro de los reactivos 1 y 7 de la escala F-COVID-19 se alcanzó la aceptable adecuación muestral para los datos de esta escala,  $KMO = 0.78$  (IC = 0.71 a 0.85), prueba de Bartlett = 136.4  $p < 0.001$ , determinante de la matriz de correlación = 0.13. El análisis paralelo identificó un factor único en cada escala, cuya varianza explicada rebasó el percentil 95 de la varianza explicada por factores aleatorios (ver Figura 1).

### Figura 1

*Número de factores extraídos mediante el análisis paralelo*



Fuente: Elaboración propia



**Tabla 1**

*Análisis de los reactivos y de la estructura factorial exploratoria de la escala de la EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19 en población mexicana*

Reactivo	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>S</i>	<i>C</i>	<i>FI</i>	$r_{(react-Tc)}$	$h^2$
EPCov19-1	2.59	1.30	-.53	-.80	.90	.82	.81
EPCov19-2	2.29	1.37	-.24	-1.16	.95	.89	.91
EPCov19-3	1.27	1.28	.56	-.89	.91	.80	.82
EPCov19-4	1.31	1.36	.69	-.74	.71	.62	.51
EPCov19-5	2.73	1.37	-.72	-.78	.85	.75	.73
EPCov19-6	2.4	1.31	-.32	-.97	.87	.80	.75
EPCov19-7	2.18	1.37	-.09	-1.18	.78	.73	.62
EPCov19-8	1.98	1.31	.03	-1.12	.93	.87	.88
EEP-10-C-1	1.76	1.23	.24	-.79	.87	.75	.77
EEP-10-C-2	1.37	1.27	.57	-.71	.85	.72	.72
EEP-10-C-3	2	1.18	-.11	-.86	.83	.71	.69
EEP-10-C-4	1.48	1.02	.33	-.41	.34	.28	.11
EEP-10-C-5	1.99	0.89	.54	-.11	.54	.47	.29
EEP-10-C-6	1.46	1.11	.25	-.64	.72	.62	.53
EEP-10-C-7	1.66	0.99	.23	-.24	.48	.43	.23
EEP-10-C-8	2.25	0.95	.18	-.34	.52	.45	.28
EEP-10-C-9	1.92	1.23	0	-.93	.72	.62	.52
EEP-10-C-10	1.38	1.13	.43	-.47	.84	.73	.70
F-COVID19-	3.34	1.22	-.49	-.77	--	.56	--
1							
F-COVID19-	3.65	1.33	-.64	-.84	.59	.51	.42
2							
F-COVID19-	2.42	1.23	.45	-.86	.96	.76	.77
3							
F-COVID19-	2.77	1.27	.14	-1.04	.71	.55	.56
4							
F-COVID19-	2.24	1.14	.68	-.33	.87	.64	.70
5							
F-COVID19-	1.25	.67	2.85	7.79	.79	.48	.44
6							
F-COVID19-	1.40	.85	2.37	5.45	--	.29	--
7							

*Nota.* *M* = media, *DE* = desviación estándar, *S* = sesgo, *C* = curtosis, *F* = Factor,  $r_{(react-Tc)}$  = correlación reactivo-total corregida,  $h^2$  = comunalidad

Fuente: Elaboración propia

Los resultados del análisis factorial exploratorio para cada escala se muestran en la Tabla 1. La escala EPCov-19 retuvo sus 8 reactivos originales y la escala F-COVID-19 los 5 conservados posterior a las pruebas de adecuación muestral. En cambio, la EEP-10-C perdió 4 reactivos debido al incumplimiento del valor mínimo para la carga factorial o la comunalidad. Para cada escala, los reactivos retenidos cumplieron con la congruencia conceptual reactivo-factor y el resto de los criterios delineados. El porcentaje de varianza explicada y su consistencia interna fue: EPCov-19, 78 %,  $\alpha$  de Cronbach = 0.94,  $\omega$  de McDonald = 0.95; EEP-10-C, 53 %,  $\alpha$  de Cronbach = 0.90,  $\omega$  de McDonald = 0.91; y F-COVID-19: 69 %,  $\alpha$  de Cronbach = 0.78,  $\omega$  de McDonald = 0.89.

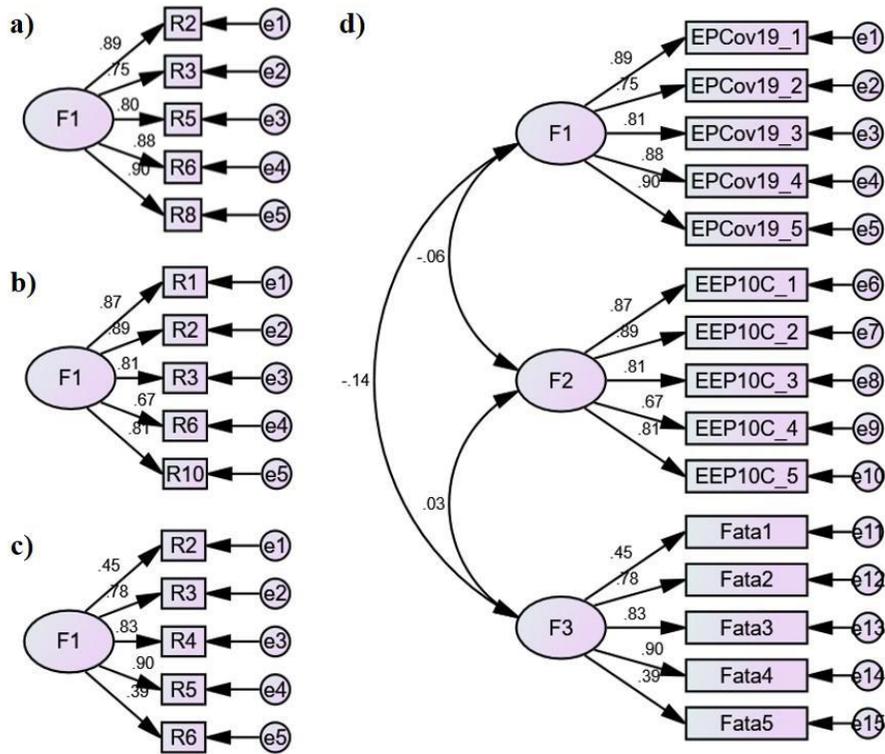
## Estructura factorial confirmatoria

Las pruebas de adecuación muestral de las submuestras empleadas para conducir el análisis factorial confirmatorio indicaron datos aceptables para las tres escalas, EPCov-19,  $KMO = 0.91$  ( $IC = 0.89$  a  $0.94$ ), prueba de Bartlett = 1102  $p < 0.001$ , determinante = 0.0007; EEP-10-C,  $KMO = 0.89$  ( $IC = 0.87$  a  $0.91$ ), prueba de Bartlett = 696.1  $p < 0.001$ , determinante = 0.01; F-COVID-19,  $KMO = 0.80$  ( $IC = 0.77$  a  $0.83$ ), prueba de Bartlett = 400.5  $p < 0.001$ , determinante = .13. El rango de las cargas factoriales y su media para cada modelo fueron, EPCov-19, rango = 0.75 a 0.90,  $M = 0.84$ ; EEP-10-C, rango = 0.67 a 0.89,  $M = 0.81$ ; F-COVID-19, rango = 0.39 a 0.90,  $M = 0.67$ . La Tabla 2 indica el ajuste inicial y las respectivas re-especificaciones elaboradas, cuando fue pertinente, a fin de alcanzar índices aceptables para los modelos de las escalas EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19. Durante la re-especificación de los modelos, la escala EPCov-19 perdió los reactivos 1, 4 y 7; mientras que la escala EEP-10-C perdió el reactivo 9; para la escala F-COVID-19, se confirmó la estructura exploratoria (ver Figura 2, incisos a, b y c). La varianza media extraída para cada escala fue: EPCov-19,  $AVE = 0.71$ ; EEP-10-C,  $AVE = 0.66$ ; F-COVID-19,  $AVE = 0.49$ .

La consistencia interna fue, EPCov-19, alfa de Cronbach = 0.92,  $\omega$  de McDonald = 0.92; EEP-10-C, alfa de Cronbach = 0.90,  $\omega$  de McDonald = 0.90; F-COVID-19, alfa de Cronbach = 0.80,  $\omega$  de McDonald = 0.81. La evidencia de invarianza factorial entre sexos para los modelos obtenidos para las tres escalas se presenta en la Tabla 3.

**Figura 2**

*Modelo unifactorial para los instrumentos*



Nota. F: factor

Fuente: Elaboración propia



**Tabla 2**

*Indicadores de ajuste para el análisis factorial confirmatorio de la EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19 en población mexicana*

	$\chi^2$	$\chi^2/gl$	RMSEA	IC 90%	CFI	TLI
EPCov19	106.17**	5.30	0.16	0.13 a 0.19	.92	0.88
R1	52.15**	3.72	0.13	0.09 a 0.17	.95	0.93
R2	28.44**	3.16	0.11	0.07 a 0.16	.97	0.95
R3	7.04	1.41	0.05	0 a 0.13	.99	0.99
Mod.Or	26.66*	2.96	.11	0.06 a 0.16	.97	0.95
EEP-10-C	23.52**	2.61	0.09	0.04 a 0.14	.97	0.96
R1	9.70	1.94	0.07	0 a 0.14	.99	0.98
Mod.Or	235.57	6.73	0.18	0.15 a 0.20	.78	0.72
Fatalismo	7.25	1.45	0.04	0 a 0.11	.99	0.98
Mod.Or	119.32	8.52	0.19	0.16 a 0.22	.81	0.72
Escala única	142.37	1.63	0.05	0.03 a 0.07	.96	0.95

Fuente: Elaboración propia

**Tabla 3**

*Evaluación de la invarianza factorial entre sexos para el modelo obtenido de la EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19 en población mexicana*

	CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA	IC 90 %
EPCov19-MC	0.999		0.02	0-.09
EPCov19-MM	1	0	0	0-.07
EPCov19-MCE	1	0	0	0-.07
EPCov19-MIRR	0.996	0	0.02	0-.07
EEP-10-C-MC	0.988		0.06	.0-.11
EEP-10-C-MM	0.994	0	0.03	.0-.08
EEP-10-C-MCE	0.995	0	0.03	.0-.08
EEP-10-C- MIRR	0.991	0	0.03	.0-.08
Fatalismo-MC	0.992		0.03	.0-.09
Fatalismo-MM	0.983	0	0.04	.0-.08
Fatalismo-MCE	0.982	0	0.04	.0-.08
Fatalismo- MIRR	0.981	0	0.04	.0-.07

*Nota. MC: modelo configuracional, MM: modelo de medida, MCE: modelo de covarianza estructural, MIRR: modelo de invarianza residual de los reactivos*

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla 2 se presenta el ajuste de un modelo de escala única que integra las tres escalas, cada una como dimensiones no correlacionadas (Figura 2, inciso b). La *AVE* es la misma por factor que el reportado cuando se consideran escalas independientes. La validez discriminante fue aceptable, ya que la covariación interfactores (i.e.,  $1 \rightarrow 2 = -.06$ ;  $1 \rightarrow 3 = -.14$ ;  $2 \rightarrow 3 = .03$ ) fue menor a la raíz cuadrada de la *AVE* de cada factor (i.e., factor 1 = .84; factor 2 = .81; factor 3 = .70). La consistencia interna global fue  $\alpha$  de Cronbach = .96,  $\omega$  de McDonald = .96. Finalmente, la Tabla 2 muestra también el ajuste del modelo originalmente publicado de cada escala, que en ningún caso mostró ajustes satisfactorios.

La Tabla 4 muestra la versión final de la validación de las escalas EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19 en población mexicana.

#### **Tabla 4**

*Versión final de la validación de las escalas EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19 en población mexicana*

---

#### **EPCov-19**

---

- Pensar en la posibilidad de contagiarme con la COVID-19 mientras realizo mi trabajo me angustia (me pone nervioso/a, ansioso/a)
  - Pensar en la posibilidad de contagiarme con la COVID-19 en mi ambiente de trabajo no me deja dormir bien
  - Al salir del trabajo, me preocupa contagiar la COVID-19 a mis familiares o personas con que vivo
  - La COVID-19 me causa incertidumbre porque es una enfermedad impredecible
  - A pesar de poner en práctica las medidas de bioseguridad para no contagiarme la COVID-19, no puedo evitar seguir preocupándome
- 

#### **EEP-10-C**

---

- Me he sentido afectado como si algo grave fuera a ocurrir inesperadamente con la epidemia
  - Me he sentido que soy incapaz de controlar las cosas importantes de mi vida por la epidemia
  - Me he sentido nervioso o estresado por la epidemia
  - Me he sentido incapaz de afrontar las cosas que tengo que hacer para el control de la posible infección
  - He sentido que las dificultades se acumulan en estos días de la epidemia y me siento incapaz superarlas
-

**Tabla 4** *continuación***F-COVID-19**

- Creo que, si me enfermo, yo infectaré a mis familiares/amigos
- Creo que me internarán en un hospital por una complicación
- Creo que, al contagiarme con este virus, me deprimiré
- Creo que, al contagiarme con este virus, podría fallecer (moriré por el virus)
- Creo que, al contagiarme, podría tomar una decisión fatal (como suicidio)

Fuente: Elaboración propia

## Discusión

En la validación de las escalas EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19 en docentes mexicanos de nivel medio superior a posgrado se detectó que cada una posee una estructura unifactorial, equivalente entre sexos, que explican entre el 53 % y 78 % de la varianza y poseen una consistencia interna de elevada a muy elevada. El número de factores a retener, para cada escala, fue identificado mediante la estimación de un análisis paralelo. Consistente con la validación original de la EPCov-19 (Esteban-Carranza et al. 2021), en este estudio se detectó un factor único, al igual que para la escala EEP-10-C (Campo-Arias et al. 2020). Para esta última escala, lo anterior corrobora la estructura originalmente supuesta mediante regla de Kaiser-Guttman. También se detectó un factor único para la escala F-COVID-19, cuando en su validación original, este mismo análisis detectó la presencia de dos (Mejia et al. 2020).

Sin embargo, este último resultado puede ser explicado debido a que durante las pruebas de adecuación muestral (i.e., KMO) se eliminaron dos de sus siete reactivos, lo que complica la conformación de más de un factor a partir de tan solo cinco reactivos. Los reactivos eliminados en este análisis fueron el 1 y 7. Por su contenido, considerando que la población meta del presente estudio fueron docentes, es probable que ante el contagio de la COVID-19 ellos conozcan las acciones a realizar para evitar propagar esta enfermedad, al mismo tiempo que consideren poco adecuado pensar en esta pandemia como un indicador del “fin del mundo”. En consecuencia, ambos reactivos serían poco representativos del pensamiento de esta población.



Para la conformación de la estructura factorial, se empleó el análisis factorial exploratorio. Consistente con el trabajo de Esteban-Carranza et al. (2021), la escala EPCov-19 retuvo todos sus reactivos, con cargas factoriales y comunalidades elevadas. En forma semejante, la F-COVID-19 retuvo los cinco reactivos sujetos a este análisis. En cambio, la EEP-10-C perdió los reactivos 4, 5, 7 y 8. El contenido de estos reactivos sugiere una actitud optimista y un sentido de control que pudieran haber sido percibidos con escepticismo por la población meta. Con el número de factores y los reactivos conservados, la varianza explicada obtenida en este estudio para las tres escalas fue superior al reportado en la publicación original de cada una. Lo mismo ocurrió con la evaluación de la consistencia interna mediante el  $\alpha$  de Cronbach y  $\omega$  de McDonald, que para las tres escalas tuvo la categoría de “aceptable” a “muy elevada”. Sin embargo, por el valor obtenido en estos coeficientes, se aprecia que la escala EPCov-19 presenta problemas de redundancia en sus reactivos (Esteban-Carranza et al. 2021). No obstante, este problema se resolvió durante la verificación de la estructura mediante el análisis factorial confirmatorio.

El análisis factorial confirmatorio de la escala F-COVID-19 mantuvo la estructura exploratoria previamente detectada, con cargas factoriales elevadas para tres de sus reactivos y en el límite de lo aceptable para los dos restantes. En cambio, las escalas EPCov-19 y EEP-10-C requirieron el retiro de reactivos para alcanzar el adecuado ajuste. Para la escala EPCov-19 se retiraron los reactivos 1, 4 y 7. Los dos primeros reactivos posiblemente debido a su semejanza conceptual y a la redundancia con otros reactivos retenidos. El último reactivo pudo no ser representativo del contexto laboral de la población meta. Para la escala EEP-10-C el reactivo retirado fue el 9. Este reactivo se refiere al grado de control percibido que la población meta podría tener sobre la pandemia y que pudiera ser asumido como irrelevante por esta población. Lo anterior por la aceptación de eventos ajenos al control personal.

Del análisis factorial confirmatorio, se desprende también que las medias de las cargas factoriales superan el 0.70 para las escalas EPCov y EEP-10-C, y con un valor muy cercano al esperado para la F-



COVID-19 (i.e., 0.67). Esto implica que, en términos prácticos, la varianza explicada por estos reactivos es cercano o mayor al 50 % (Hair *et al.* 2009). Igualmente, los valores obtenidos para la AVE indican un nivel de “aceptable” a “bueno” de validez convergente interna. Esto demuestra que los reactivos retenidos por factor en cada escala miden en forma adecuada el constructo que se pretende evaluar (Cheung y Wang, 2017). Además, la evidencia de invariancia factorial asegura la misma estructura de la escala entre sexos. Esto tiene un beneficio práctico al momento de realizar comparaciones entre hombres y mujeres para estas condiciones. La información antes descrita es novedosa respecto a la validación original de las escalas EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19, y extiende los argumentos en favor de su validez. La consistencia interna final, obtenida de la estructura factorial confirmatoria, fue de elevada a muy elevada. Además, con la eliminación de reactivos en la escala EPCov-19 se resolvió el problema de redundancia, indicado por la consistencia interna  $\geq 0.94$ , detectado durante el análisis factorial exploratorio.

## Conclusiones

La aportación de este estudio radica en la validación de tres escalas que evalúan diferentes aspectos relacionados con la pandemia por COVID-19 en profesores mexicanos. Si bien, actualmente, en diversos países el impacto sanitario de la pandemia por la COVID ha disminuido, queda aún realizar las evaluaciones pertinentes por la afectación que esta ocasionó en la salud mental en la población general y en poblaciones específicas (ONU, 2020), como la de docentes empleada en este estudio.

Los docentes ya tenían la percepción de que su trabajo era estresante (Kinman y Wray, 2013), percepción que ha incrementado a raíz de la pandemia (Shackleton *et al.* 2019). La recuperación de la salud mental del docente es aún un reto, por lo que parece conveniente encontrar acciones que aminoren los efectos de la pandemia en la salud mental de los maestros universitarios. También parece importante considerar que los docentes no solo son el grupo de población que mayor contacto tiene con los estudiantes, sino que



también son los responsables de aplicar los nuevos protocolos de sanidad resultantes de la pandemia y de proporcionar apoyo emocional a los alumnos (Rogers ysher Sabarwal, 2020). El bienestar mental de los docentes afecta a su motivación en el trabajo (MacLean et al. 2019) y a su efectividad como docentes (Schonfeld et al. 2019), pero también afecta a sus interacciones con los estudiantes (Travers et al. 2017) y a su habilidad para ayudarlos emocionalmente (Jennings y Greenberg, 2009).

La brevedad de las escalas validadas es una ventaja para su aplicación, debido a que requieren poco tiempo para completarse y brindan mucha información. En el contexto de los docentes universitarios, que en muchas ocasiones encadenan una clase con otra y que no cuentan con mucho tiempo libre, estas escalas permiten que el docente alcance a responder incluso en los descansos entre las clases o aprovechando los minutos en los que el grupo esté haciendo alguna tarea durante la clase. Al facilitar la aplicación de las escalas, se podría evaluar periódicamente a la población, es decir, podrían monitorearse los cambios en la salud mental de los docentes en distintos momentos. Al igual que se ha hecho para identificar síntomas del síndrome de *burnout* en la población docente (Mejía et al. 2020), se deben establecer medidas para poder dar atención a la sintomatología relacionada al miedo al COVID-19. Estas formas de atención pueden incluir intervención psicológica o acciones de prevención. Por otra parte, aunque los ítems de las escalas ya formaban parte de las mismas, es importante destacar que, al identificar estos “tipos de miedo” o “marcadores de miedo”, sería posible tratarlos con intervenciones más específicas (Huang y Liu, 2020). Finalmente, una fortaleza de este estudio se encuentra el uso de análisis paralelo que fue útil para identificar los factores a retener y la estimación de análisis factorial confirmatorio, con diversos criterios y objetivos a fin de verificar lo adecuado de los modelos evaluados.

Entre las limitantes se encuentran la ausencia de evidencia acerca de la validez convergente y divergente, así como un análisis de estabilidad temporal. Aunado a esto, la calificación del instrumento se realiza por la suma aritmética del puntaje de cada reactivo por factor y no se cuenta actualmente con una evaluación



categoría que defina por niveles la posesión de los atributos medidos. De igual forma, la población incluye solamente docentes a partir del nivel medio superior, cuando docentes del nivel inferior se encuentran expuestos también a factores que mantienen el riesgo de contagio de COVID-19. Futuros estudios deberán continuar con el proceso de validación, atendiendo dichas limitantes.

Debido a sus características psicométricas, las escalas EPCov-19, EEP-10-C y F-COVID-19 validadas presentan adecuadas propiedades psicométricas y son instrumentos de medición apropiados para evaluar la preocupación por el contagio, el estrés percibido y el fatalismo relacionado con la pandemia por COVID-19 en docentes mexicanos. De esta forma, la medición de estos factores contribuye al conocimiento del estado actual de la salud de los docentes y a realizar las acciones pertinentes que permitan paliar las posibles situaciones adversas a las que se enfrentan en el contexto de la post-pandemia por COVID-19.

## **Conflicto de intereses**

Se declara que no existe conflicto de intereses.

## **Financiamiento**

Esta investigación fue financiada por el Instituto Politécnico Nacional mediante la Secretaría de Investigación y Posgrado (registro 20221340).

## **Agradecimientos**

A la Secretaría de Investigación y Posgrado del Instituto Politécnico Nacional, así como a los docentes de escuelas de nivel medio superior, superior y posgrado que generosamente participaron en esta investigación.



## Referencias

- American Psychological Association. (2002). Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct. *American Psychologist*, 57(12), 1060-1073.  
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0003-066X.57.12.1060>
- Baglin, J. (2014). Improving your Exploratory Factor Analysis for Ordinal Data: A Demonstration Using FACTOR. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 19(1), 5. <https://doi.org/10.7275/dsep-4220>
- Byrne, B. M. (2010). *Multivariate Applications Series. Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming (2nd ed.)*. Routledge/Taylor y Francis Group.
- Bellamkonda, N. y Pattusamy, M. (2022). Validation of Fear of COVID-19 Scale in India: Classical Test Theory and Item Response Theory Approach. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(4), 2400–2407. <https://doi.org/10.1007/s11469-021-00521-2>
- Campo-Arias, A., Pedrozo-Cortés, M. J. y Pedrozo-Pupo, J. C. (2020). Escala de estrés percibido relacionado con la pandemia de COVID-19: una exploración del desempeño psicométrico en línea. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 49(4), 229-230. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2020.05.005>
- Canals, M., Cuadrado, C., Canals, A., Yohannessen, K., Lefio, L. A., Bertoglia, M. P., Eguiguren, P., Siches, I., Iglesias, V. y Arteaga, O. (2020). Epidemic Trends, Public Health Response and Health System Capacity: The Chilean Experience in Four Months of the COVID-19 Pandemic. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 44, e99. <https://doi.org/10.26633/2FRPSP.2020.99>
- Cevallos, A., Mena, P. y Reyes, E. (2021). Salud mental docente en tiempos de pandemia por covid-19. *Investigación y Desarrollo*, 14(1), 134-140.  
<http://dx.doi.org/10.31243/id.v14.2021.1334>
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255.  
[https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cheung, G. W. y Wang, C. (2017). Current Approaches for Assessing Convergent and Discriminant Validity with SEM: Issues and Solutions. *Academy of Management Proceedings*, 2017(1), 12706.  
<https://doi.org/10.5465/AMBPP.2017.12706abstract>
- Chi X., Chen S., Chen Y., Chen D., Yu Q., Guo T., Cao Q., Zheng X., Huang S., Hossain M.M., Stubbs, B., Yeung, A. y Zou, L. (2022). Psychometric Evaluation of the Fear of COVID-19 Scale Among Chinese



- Population. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20, 1273–1288. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00441-7>
- Cohen, S., Kamarck, T. y Mermelstein, R. (1983). A Global Measure of Perceived Stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24(4), 385-396. <https://doi.org/10.2307/2136404>
- Contreras, C. P., Piñón, M. T. P., Picazo, D. y Piñón, D. P. (2022). En tiempos de pandemia: de la educación presencial al entorno virtual y de regreso. *Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar*, 6(1), 1821-1834. [https://doi.org/10.37811/cl\\_rcm.v6i1.1612](https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v6i1.1612)
- Cortada de Kohan, N. (2004). *Teoría y métodos para la construcción de escalas de actitudes*. Lugar Editorial.
- Covantes-Rosales, C. E., Barajas-Carrillo, V. W., Girón-Pérez, D. A., Toledo-Ibarra, G. A., Díaz-Reséndiz, K. J. G., Navidad-Murrieta, M. S., Ventura-Ramón, G. H., Pulido-Muñoz, M. E., Mercado-Salgado, U., Ojeda-Durán, A. J., Argüero-Fonseca, A. y Girón-Pérez, M. I. (2022). Comparative Analysis of Age, Sex, and Viral Load in Outpatients during the Four Waves of SARS-CoV-2 in A Mexican Medium-Sized City. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(9), 5719. <https://doi.org/10.3390/ijerph19095719>
- Cucinotta, D. y Vanelli, M. (2020). WHO Declares COVID-19 a Pandemic. *Acta Bio Medica*, 91(1), 157-160. <https://doi.org/10.23750%2Fabm.v91i1.9397>
- DeVon, H. A., Block, M. E., Moyle-Wright, P., Ernst, D. M., Hayden, S. J., Lazzara, D. J., Savoy, S. M. y Kostas-Polston, E. (2007). A Psychometric Tolbox for Testing Validity and Reliability. *Journal of Nursing Scholarship*, 39(2), 155-164. <https://doi.org/10.1111/j.1547-5069.2007.00161.x>
- Elosua Oliden, P. y D. Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8747>
- Esteban-Carranza, R. F., Mamani-Benito, O. J., Rodríguez-Alarcón, J. F., Corrales-Reyes, I. E. y Farfán-Solís, R. (2021). Escala de preocupación por el contagio de la COVID-19 en personal de la salud peruano. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 52(1), 38-44. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2021.03.006>
- Gordon, S. F. (2022). Cómo el Covid-19 está cambiando nuestra salud mental. Editorial. *Psicología Iberoamericana*, 30(1). <https://doi.org/10.48102/pi.v30i1.459>
- Hair, J. F. (2009). *Multivariate Data Analysis*. Pearson Education.
- Hair, J., Hult, T., Ringle, C. y Sarstedt, M. (2014). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)*. Sage Publications, Inc.



- Hayton, J. C., Allen, D. G. y Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in Exploratory Factor Analysis: A Tutorial on Parallel Analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Hu, D., Kong, Y., Li, W., Han, Q., Zhang, X., Zhu, L. X., Wan, S. W., Liu, Z., Shen, Q., Yang, J., He, H. G. y Zhu, J. (2020). Frontline Nurses' Burnout, Anxiety, Depression, and Fear Statuses and their Associated Factors during the COVID-19 outbreak in Wuhan, China: A Large-Scale Cross-Sectional Study. *EClinicalMedicine*, 24, 100424. <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2020.100424>
- Huang, J. y Liu, R. (2020). Xenophobia in America in the Age of Coronavirus and Beyond. *Journal of Vascular and Interventional Radiology*, 31(7), 1187–1188. <https://doi.org/10.1016/j.jvir.2020.04.020>
- Jennings, P. A. y Greenberg, M. T. (2009). The Prosocial Classroom: Teacher Social and Emotional Competence in Relation to Student and Classroom Outcomes. *Review of Educational Research*, 79(1), 491-525. <https://psycnet.apa.org/doi/10.3102/0034654308325693>
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L., Walters, E. E. y Zaslavsky, A. M. (2002). Short Screening Scales to Monitor Population Prevalences and Trends in Non-specific Psychological Distress. *Psychological Medicine*, 32(6), 959-976. <https://doi.org/10.1017/s0033291702006074>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Guilford.
- Mak, I., Chu, C., Pan, P., Yiu, M. y Chan, V. (2009). Long-term Psychiatric Morbidities among SARS Survivors. *General Hospital Psychiatry*, 31(4), 318-26. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsy.2009.03.001>
- Mejia, C. R., Rodríguez-Alarcón, J. F., Carbajal, M., Pérez-Espinoza, P., Porrás-Carhuamaca, L. A., Sifuentes-Rosales, J., Contreras-Cabrera, J. M., Carranza-Esteban, R. F. y Ruiz-Mamani, P. G. (2020). Fatalismo ante la posibilidad de contagio por el coronavirus: Generación y validación de un instrumento (F-COVID-19). *Kasmera*, 48(1), e48118032020. <https://doi.org/10.5281/zenodo.3732353>
- Montero, I. y León, O. G. (2007). A Guide for Naming Research Studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33770318.pdf>
- Nicolini, H. (2020). Depression and Anxiety during COVID-19 Pandemic. *Cirugía y Cirujanos*, 88(5), 542-547. <https://doi.org/10.24875/ciru.m20000067>



- Nunes da Costa, F. y Lacerda, J. (2022). Salud mental en tiempos de pandemia: la experiencia de los docentes en la enseñanza a distancia. *Boletín SIED*, (5), 41-49. <https://revista.sied.mdp.edu.ar/index.php/boletin/article/view/78/100>
- Odriozola-González, P., Planchuelo-Gómez, Á., Irurtia, M. J. y de Luis-García, R. (2020). Psychological Effects of the COVID-19 Outbreak and Lockdown Among Students and Workers of a Spanish University. *Psychiatry Research*, 290, 113108. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113108>
- Organización Mundial de la Salud. (2022). *Coronavirus disease (COVID-19) pandemic*. <https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019>
- Organización de las Naciones Unidas. (2020, 13 de mayo). *La COVID-19 y la necesidad de actuar en relación con la salud mental*. [https://www.un.org/sites/un2.un.org/files/policy\\_brief\\_-\\_covid\\_and\\_mental\\_health\\_spanish.pdf](https://www.un.org/sites/un2.un.org/files/policy_brief_-_covid_and_mental_health_spanish.pdf)
- Organización Panamericana de la Salud. (2020, 20 de septiembre). *La Región de las Américas reporta la mayoría de las nuevas muertes por COVID-19 en todo el mundo*. <https://www.paho.org/es/noticias/1-9-2020-region-americas-reporta-mayoria-nuevas-muertes-por-covid-19-todo-mundo>
- Orrego Tapia, V. (2022). Educación remota y salud mental docente en tiempos de COVID-19. *Revista de Estudios y Experiencias en Educación*, 21(45), 12-29. <http://dx.doi.org/10.21703/0718-5162.v21.n45.2022.001>
- Peñaherrera-Zambrano, S. X., Saltos-Cruz, J. G., Peñaherrera-Pachar, A. B. y Lara-Flores, E. A. (2020). La varianza media extraída y la validez discriminante de un constructo de merchandising. *CienciAmérica*, 9(1), 99-114. <http://dx.doi.org/10.33210/ca.v9i1.272>
- Pérez, E., Medrano, L. A. y Sánchez, R. J. (2013). El Path Analysis: conceptos básicos y ejemplos de aplicación. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 5(1), 52-66. <https://www.redalyc.org/pdf/3334/333427385008.pdf>
- Perz, C. A., Lang, B. A. y Harrington, R. (2022). Validation of the Fear of COVID-19 Scale in a US College Sample. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(1), 273–283. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00356-3>
- Pfefferbaum, B. y North, C. S. (2020). Mental Health and the Covid-19 Pandemic. *New England Journal of Medicine*, 383(6), 510-512. <https://doi.org/10.1056/nejmp2008017>
- Piqueras, J. A., Gomez-Gomez, M., Marzo, J. C., Gomez-Mir, P., Falco, R., Valenzuela, B. y PSICORECUR-SOS COVID-19 Study Group (2021). Validation of the Spanish Version of Fear of COVID-19 Scale: Its Association with Acute Stress and Coping its Association with Acute Stress and



- Coping. *International Journal of Mental Health and Addiction*, Advance online publication, 1–18. <https://doi.org/10.1007/s11469-021-00615-x>
- Qiu, J., Shen, B., Zhao, M., Wang, Z., Xie, B. y Xu, Y. (2020). A Nationwide Survey of Psychological Distress Among Chinese People in the COVID-19 Epidemic: Implications and Policy Recommendations. *General psychiatry*, 33(2), e100213. <https://doi.org/10.1136%2Fgpsych-2020-100213>
- Rahman, M. E., Al Zubayer, A., Bhuiyan, M. R. A. M., Jobe, M. C. y Khan, M. K. A. (2021). Suicidal Behaviors and Suicide Risk Among Bangladeshi People During the COVID-19 Pandemic: An Online Cross-sectional Survey. *Heliyon*, 7(2), e05937. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e05937>
- Rogers, H. y Sabarwal, S. (2020). *COVID-19: Impacto en la Educación y Respuestas de Política Pública*. <https://thedocs.worldbank.org/en/doc/143771590756983343-0090022020/original/Covid19EducationSummaryesp.pdf>
- Russo Rodríguez, S. N., Russo Puga, A. M., Vilaret Serpa, A. y Rodríguez Vásconez, A. I. (2022). Evaluación de carga mental en docentes a tiempo completo en el ámbito del COVID-19. *Revista Científica "Conecta Libertad"*, 6(1), 1-14. <https://revistaitsl.itslibertad.edu.ec/index.php/ITSL/article/view/256/455>
- Sanabria-Landeros, I. B., Luna, D., Sánchez-Sánchez, C., Meneses-González, F., Lezana-Fernández, M. Á., de la Peña-León, B., González-Velázquez, M. S. y Méndez-García, S. (2021). Riesgo suicida en estudiantes del área de la salud en periodo de pandemia por la COVID-19. Estudio transversal. *Revista CONAMED*, 26(4), 182-191. <https://dx.doi.org/10.35366/102506>
- Schonfeld, I. S., Verkuilen, J. y Bianchi, R. (2019). Inquiry into the Correlation Between Burnout and Depression. *Journal of Occupational Health Psychology*, 24(6), 603. <https://doi.org/10.1037/ocp0000151>
- Shannaq, Y., Mohammad, A. A. y Khader, Y. (2021). Psychometric Properties of the Arabic Version of the Fear of COVID-19 Scale (FCV-19S) Among Jordanian Adults. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 1–14. <https://doi.org/10.1007/s11469-021-00574-3>
- Sher, L. (2020). Psychiatric Disorders and Suicide in the COVID-19 Era. *QJM: An International Journal of Medicine*, 113(8), 527-528. <https://doi.org/10.1093/qjmed/hcaa204>
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2010). *Código ético del psicólogo*. Trillas.
- Stanley, A. (2021). La historia de la vacuna contra la COVID-19: el desarrollo de las vacunas contra la COVID-19. *Finanzas y Desarrollo: Publicación Trimestral del Fondo Monetario Internacional y del*



- Banco Mundial*, 58(4), 44-45. <https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/Fandd/Article/2021/December/ES/picture.ashx>
- Steppan, M., Piontek, D. y Kraus, L. (2014). The Effect of Sample Selection on the Distinction Between Alcohol Abuse and Dependence. *International Journal of Alcohol and Drug Research*, 3(2), 159-168. <https://doi.org/10.7895/ijadr.v3i2.100>
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5a. ed.). Allyn y Bacon.
- Thakur, V. y Jain, A. (2020). COVID 2019-Suicides: A Global Psychological Pandemic. *Brain, Behavior, and Immunity*, 88, 952. <https://doi.org/10.1016%2Fj.bbi.2020.04.062>
- Vadivel, R., Shoib, S., El Halabi, S., El Hayek, S., Essam, L., Bytyçi, D. G., Karaliuniene, R., Schuh, A. L., Nagendrappa, S., Ramalho, R., Ransing, R., Pereira-Sánchez, V., Jatchavala, C., Nkechi, F. y Kundadak, G. K. (2021). Mental Health in the Post-COVID-19 Era: Challenges and the Way Forward. *General Psychiatry*, 34(1), e100424. <https://doi.org/10.1136%2Fgpsych-2020-100424>
- Ventura-León, L. L. y Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/journal/773/77349627039/html/>
- Wilder-Smith, A. y Freedman, D. O. (2020). Isolation, Quarantine, Social Distancing and Community Containment: Pivotal Role for Old-Style Public Health Measures in the Novel Coronavirus (2019-nCoV) Outbreak. *Journal of Travel Medicine*, 27(2), 1-4. <https://doi.org/10.1093/jtm/taaa020>
- de Winter, J. C. (2013). Using the Student's T-test with Extremely Small Sample Sizes. *Practical Assessment, Research y Evaluation*, 18(10), 1-12. <https://doi.org/10.7275/e4r6-dj05>

**Cómo citar este artículo:** Luna Pérez, D. G., Figuerola Escoto, R. P., Vargas de la Cruz, I. ., Barrera Hernández , L. F. ., Montiel Cortés , M. ., Lezana Fernández , M. Ángel ., & Meneses González, F. (2023). Validación de Escalas de Estrés, Fatalismo y Preocupación por Contagio de COVID-19 en Docentes Mexicanos. *Psicumex*, 13(1), 1–30, e568. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v13i1.568>

