

# Construcción y validación de una escala para evaluar las consecuencias socio-psicológicas y afectivas del COVID-19\*

## *Construction and validation of a scale to assess socio-psychological and affective consequences of COVID-19*

David Javier Enríquez-Negrete\*\*  & Ricardo Sánchez-Medina 

Universidad Nacional Autónoma de México

### Resumen

La pandemia por COVID-19 ha generado diferentes consecuencias, entre éstas, la susceptibilidad de infectarse de un virus potencialmente mortal, relaciones interpersonales afectadas por el confinamiento, y en algunos casos, una respuesta afectiva negativa por las decisiones que el gobierno ha tomado como las medidas de distanciamiento social, cierre de escuelas, lugares de trabajo, transporte público y restricciones a reuniones. El presente estudio evaluó el ajuste psicométrico de una escala que mide las consecuencias socio-psicológicas y afectivas del COVID-19. Fue un estudio transversal, instrumental, participaron 582 mexicanos entre 18 y 65 años (22.1% hombres, 77.9% mujeres). Se construyó una escala con 14 reactivos tipo Likert con cinco opciones de respuesta. Se evaluó el ajuste del modelo de medida a través del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Confirmatorio (AFC). Todos los reactivos discriminaron entre puntajes altos y bajos, los valores de la prueba KMO y de esfericidad de Bartlett fueron adecuados para estimar el AFE. Se identificaron cuatro factores: I) Deterioro de las relaciones familiares por el confinamiento ( $\alpha=.88$ ), II) Percepción de riesgo ante el COVID-19 ( $\alpha=.84$ ), III) Actitud sobre las decisiones sanitarias del gobierno ( $\alpha=.94$ ); y IV) Responsabilidad para el cuidado de la salud ( $\alpha=.70$ ). El índice global de consistencia interna de la escala fue  $\alpha=.74$  y  $\omega=.75$ ; y la varianza explicada fue de 74.10%. Sin embargo, el Análisis Paralelo sugiere solamente tres dimensiones:

\* Investigación realizada gracias al Programa UNAM-PAPIIT- IN301522.

\*\* Autor de correspondencia: David Javier Enríquez-Negrete; Mail: david.enriquez@iztacala.unam.mx

Factor I ( $\alpha=.88$ ;  $\omega=.88$ ), II ( $\alpha=.94$ ;  $\omega=.94$ ), y III ( $\alpha=.84$ ;  $\omega=.84$ ). Este segundo modelo explica el 79.28% y se conforma de 11 reactivos. Los índices de ajuste del modelo fueron aceptables: CMIN/DF=1.883; NFI=.984; CFI=.992; GFI=.979; AGFI=.964; SRMR=.029; RMSEA=.039. Contar con escalas válidas y confiables se torna una vía para obtener información relevante como insumos para otras investigaciones orientadas a relacionar variables de interés o predecir la conducta preventiva o de riesgo ante el COVID-19.

**Palabras clave:** psicometría, bienestar, pandemia, SARS-CoV-2.

### **Abstract**

The COVID-19 pandemic has generated different consequences, including susceptibility to infection with a potentially deadly virus, interpersonal relationships affected by confinement, and in some cases, a negative affective response to government decisions such as social distancing measures, school, workplaces and public transportation closures, and restrictions on meetings. The present study evaluated the psychometric fit of a scale that measures the socio-psychological and affective consequences of COVID-19. It was a cross-sectional, instrumental study; 582 Mexicans between 18 and 65 years of age (22.1% men, 77.9% women) participated. A scale was constructed with 14 Likert-type items with five answer options. The fit of the measurement model was evaluated through Exploratory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA). All items discriminated between high and low scores; the KMO and Bartlett's test of sphericity values were adequate to estimate the EFA. Four factors were identified: I) Deterioration of family relationships due to confinement ( $\alpha=.88$ ), II) Risk perception before COVID-19 ( $\alpha=.84$ ), III) Attitude about government health decisions ( $\alpha=.94$ ); and IV) Responsibility for health care ( $\alpha=.70$ ). The overall internal consistency index of the scale was  $\alpha=.74$  and  $\omega=.75$ ; the variance explained was 74.10%. However, the Parallel Analysis suggests only three dimensions: Factor I ( $\alpha=.88$ ;  $\omega=.88$ ), II ( $\alpha=.94$ ;  $\omega=.94$ ), and III ( $\alpha=.84$ ;  $\omega=.84$ ). This second model explains 79.28% and consists of 11 items. The model fit indices were acceptable: CMIN/DF=1.883; NFI=.984; CFI=.992; GFI=.979; AGFI=.964; SRMR=.029; RMSEA=.039. Having valid and reliable scales becomes a way to obtain relevant information as inputs for other research aimed at relating variables of interest or predicting preventive or risk behavior before COVID-19.

**Keywords:** Psychometrics, Well-being, Pandemic, SARS-CoV-2.

De acuerdo con el análisis cronológico de Szcześniak et al. (2021), en diciembre de 2019, se informó el primer caso de una extraña neumonía, que después sería reclasificada como un nuevo coronavirus proveniente de Wuhan, provincia ubicada en la República Popular de China. Este virus fue denominado como COVID-19; y el Comité Internacional

para la Taxonomía de Virus, lo identificó como un agente patógeno que causa un síndrome respiratorio agudo y severo que denominó como SARS-CoV-2. De acuerdo con Ruiz-Manriquez et al. (2020), para el 26 de marzo de 2020 se habían registrado un total de 462 684 casos confirmados de COVID-19; y 20 834 muertes en el mundo, a causa de este virus; por lo que se categorizó esta enfermedad como una emergencia de salud pública mundial.

En febrero de 2020, en México, se notificó el primer caso detectado de SARS-CoV-2 (British Broadcasting Corporation, 2020); un mes después, se registraron las primeras muertes causadas por este virus (Caro et al., 2020); y a finales de marzo, se suspendieron las clases presenciales debido a la pandemia (Secretaría de Gobernación, 2020). Para el 21 de abril del mismo año, la población entraría en una condición de distanciamiento social y confinamiento con el propósito de prevenir más contagios por COVID-19 (Gobierno de la Ciudad de México, 2020). Si bien estas medidas contribuyeron, parcialmente, a frenar el contagio de este virus, también hubo efectos negativos en diferentes dominios de vida para la población.

Por ejemplo, el distanciamiento social, el aislamiento y las restricciones de movilidad generaron una severa crisis económica y recesión; que mantuvo una reducción de la población activa en el área laboral, así como la pérdida de muchos empleos. Además, las escuelas cerraron y la necesidad de productos básicos y manufacturados disminuyó. El sector alimentario enfrentó un aumento de la demanda debido a la compra y almacenamiento de productos alimenticios por el pánico (Nicola et al., 2020). Aunque cabe destacar, que el estudio de Korneta y Rostek (2021), muestra que el efecto negativo en el Producto Interno Bruto y los sectores económicos podría variar de nación en nación y no tiene una relación lineal con el número de infecciones por SARS-CoV-2.

Estas condiciones promovieron estados psicológicos aversivos en la población. El metaanálisis de Szcześniak et al. (2021), muestra que las circunstancias de la pandemia y sus efectos, precipitaron emociones negativas frecuentes, miedo al contagio, preocupación excesiva porque la familia pudiera adquirir el virus; asimismo, se incrementaron los índices de ansiedad, depresión, estrés y angustia; ocasionando una disminución de la expresión de emociones positivas, la satisfacción con la vida y la frecuencia de las actividades de ocio y disfrute. Este resultado es confirmado por un segundo metaanálisis que demuestra como la situación de pandemia por COVID-19 incrementó diferentes problemas de salud mental -ansiedad, depresión principalmente- en la población mundial (Chekole y Abate, 2021).

En estas condiciones, las relaciones sociales, en lo general y las interacciones familiares en lo particular, se vieron afectadas. Las familias informaron la pérdida de cohesión, libertad de movimiento dado el confinamiento; pérdida de ingresos económicos, y un precario acceso a recursos y actividades recreativas y sociales con otros (Bell, 2020). Esta falta de actividad social, física y el aburramiento por el aislamiento, afectaron negativamente el estado de

ánimo y el bienestar mental de las personas; quienes comunmente experimentaron estrés porque, encerrados en casa, tienen que afrontar las molestias diarias -por ejemplo, dificultades económicas, laborales y escolares subóptimas- además de las actividades cotidianas -por ejemplo, el cuidado y crianza de los hijos-; lo que precipita tensión, irritabilidad, conflictos familiares y, en el peor de los casos, violencia doméstica o abuso infantil (Janssen et al., 2020). Diferentes estudios ejemplifican estas condiciones en el hogar, por ejemplo, el estudio de Kutsar y Kurvet-Käosaar (2021) demostró un incremento en la tensión de las relaciones entre padres e hijos dado el aislamiento; adicionalmente, la investigación de Chen, Byrne y Vélez (2022) documentó como el entorno familiar se tornó estresante dado que los padres tuvieron que estructurar entornos de aprendizaje, planificar actividades educativas y físicas para sus hijos. Finalmente, Feinberg et al. (2022) evidenciaron una merma en la calidad de la crianza y el deterioro en el bienestar de los padres; y Thomson et al. (2022) identificaron un incremento de las relaciones familiares negativas.

A este malestar generalizado, se suma, la respuesta negativa que puede llegar a tener la sociedad en torno a las decisiones del gobierno para manejar la pandemia. Ya que, según Yunusa et al. (2021), la percepción que la población tiene de las acciones realizadas por el gobierno, contribuyen o debilitan la relación de confianza que la gente tiene sobre sus autoridades para controlar la emergencia sanitaria; así, cuando la percepción de las acciones gubernamentales para incidir en la pandemia es negativa, es posible que exista resistencia e incumplimiento de las disposiciones oficiales para prevenir y evitar más contagios.

Valorar las consecuencias psicosociales y afectivas que ha generado el SARS-CoV-2 en la población, se torna un medio, para evaluar con qué magnitud las personas están experimentando cambios cognitivos, afectivos y conductuales en esta pandemia como parte del proceso de aislamiento y del confinamiento en casa. La investigación sobre estos factores, podría contribuir a redimensionar los efectos de la pandemia en la población -positivos o negativos- al mismo tiempo que se genera evidencia para justificar y promover políticas orientadas hacia mantener y promover el bienestar. Por tanto, el objetivo del presente estudio fue evaluar, en población mexicana, el ajuste psicométrico de una escala creada *ad hoc* para evaluar las consecuencias socio-psicológicas y afectivas del COVID-19.

## MÉTODO

### *Participantes*

Participaron 1067 personas, de las cuales, solamente 582 cumplieron con los criterios de inclusión a la muestra. El 22.1% de los participantes fueron hombres y el 77.9% mujeres, el promedio de edad de este grupo fue de 37.12 años (D.E.=11.31, Rango=

18-65). Los participantes se asumieron, en su mayoría, como solteros (40.0%) y casados (30.6%); sin embargo, también hubo personas divorciadas (10.2%), viudas (1.1%) y en unión libre (12.6%); solo una pequeña proporción señaló tener un estado civil diferente (1.5%). Respecto al nivel educativo, 0.2% tenía educación primaria, 4.0% secundaria, 30.7% educación media superior, 8.1% carrera técnica, 46.4% educación superior y 10.7% ostentaba algún posgrado. Más de la mitad de la muestra informó tener un trabajo remunerado (59.1%), tener al menos un hijo (56.0%) y profesar el catolicismo (61.2%).

### ***Muestreo***

El muestreo fue no probabilístico, intencional y por conveniencia (Setia, 2016), debido a que solo tuvieron oportunidad de participar aquellas personas que tuvieron acceso a la liga de la encuesta, misma que fue publicada y compartida en redes sociales. Se calculó el tamaño de la muestra según las estimaciones de Soper (2021) y de acuerdo a la exigencia del análisis estadístico (*Structural Equation Modeling*) para validar el instrumento; estableciendo los siguientes parámetros: I) tamaño del efecto=0.2; II)  $1-\beta=0.90$ ; III)  $\alpha=0.05$ ; IV) variables latentes= 4; y V) variables observadas=14; obteniendo un tamaño muestral sugerido de 434 participantes para detectar un efecto pequeño (0.2); y de 138 personas para evaluar la estructura del modelo. Sin embargo, se busco aumentar el tamaño muestral para asegurar la cuota (n=434) cuando no se cumplieran los criterios de inclusión a la muestra; los cuales se exponen a continuación: a) ser de nacionalidad mexicana, b) ser mayor de edad, y c) contestar todos los reactivos de la evaluación. Por otro lado, los criterios de exclusión fueron: a) no haber aceptado el consentimiento informado; y b) contestar erróneamente el reactivo *captcha* lo que garantiza eliminar los *bots* que llenan aleatoriamente las preguntas.

### ***Instrumentos***

Se construyó una escala con 14 reactivos en formato tipo Likert con cinco opciones de respuesta que fueron de “Nunca” a “Siempre”. Las afirmaciones se redactaron de acuerdo con los resultados de la validación de dos escalas, la primera mide las acciones y percepciones en el marco de la pandemia y fue validada con población salvadoreña (Orellana y Orellana, 2020); y la segunda evaluaba la preocupación de adquirir COVID-19 en población peruana (Carranza-Esteban et al., 2021). La redacción de las afirmaciones se orientó a evaluar las relaciones familiares en el confinamiento, la percepción de riesgo ante el COVID-19, las actitudes sobre las decisiones sanitarias del gobierno y la responsabilidad para el cuidado personal de la salud. Así, la intención fue construir y validar una escala que permita medir algunas consecuencias socio-psicológicas y afectivas en el contexto de la pandemia del COVID-19.

## ***Procedimiento***

El Comité de Bioética de la Facultad de Estudios Superiores Iztacala (Oficio: CE/FESI/082021/1414) de la Universidad Nacional Autónoma de México aprobó el estudio antes de su desarrollo. Posteriormente se hizo una revisión de la literatura especializada para determinar algunas de las consecuencias sociales y psicológicas de la pandemia por SARS-CoV-2. Se revisaron algunas escalas psicométricas que contenían factores, orientados a evaluar consecuencias socio-psicológicas y afectivas debidas al COVID-19. Con base en esta información, se redactaron los reactivos que fueron cargados en la plataforma *SurveyMonkey*. Esta aplicación permite generar una liga de acceso para ingresar al formulario, en donde los participantes podían contestar las preguntas. Se publicó en redes sociales, una infografía con información básica del estudio junto con la liga de acceso. En la primera pantalla se describió el objetivo del estudio y las condiciones éticas, las cuales hacían énfasis en el anonimato, confidencialidad y uso estadístico de los datos. Posteriormente, se solicitó la firma del consentimiento informado a través de aceptar las consideraciones éticas seleccionando una casilla con la opción “estoy de acuerdo”. A continuación, fue necesario contestar el reactivo del *captcha* como medida de seguridad y autenticación para confirmar que quien contestaba la encuesta era una persona y no un *malware*. Después, se liberaban los reactivos de la escala que podían ser contestados en línea, a través de un dispositivo electrónico con acceso a internet. En promedio, el tiempo utilizado para contestar la escala fue de 10 minutos. Finalmente, los datos fueron descargados de la plataforma *SurveyMonkey* y exportados al programa SPSS, v. 26; AMOS v. 23 y FACTOR para los análisis correspondientes.

## ***Análisis de datos***

Se llevó a cabo: a) un análisis de simetría y curtosis de todos los reactivos con el propósito de analizar la distribución de los datos, b) se sumaron las puntuaciones de los reactivos que conformaron la escala para obtener el total; después, a partir de un análisis de frecuencia se obtuvo el cuartil más bajo (*percentil 25*) y el más alto (*percentil 75*) para formar dos grupos; a continuación se compararon las medias de cada uno de los reactivos de ambos grupos (Grupo bajo y alto) por medio de la prueba *t de Student* para muestras independientes. Los reactivos con un resultado no significativo, serían eliminados para análisis posteriores debido a la falta de sensibilidad del ítem para diferenciar ambos grupos (análisis discriminante); c) análisis de frecuencia de las opciones de respuesta para cada reactivo, para garantizar la representación de cada una de las categorías y su variabilidad; d) estimación del *Índice de Homogeneidad* (IHc); e) cálculo del *alfa de Cronbach* si se elimina elemento en cada uno de los ítems; e) se obtuvo la *medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO); según De Vicente-y-Oliva y Manera-Bassa (2003), esta medida indica qué tan adecuados son los datos obtenidos para estimar un análisis factorial. Un valor próximo a 1 de *KMO*

indicará la pertinencia de utilizar en el tratamiento de los datos el análisis factorial, de esta forma, un valor de la medida *KMO* de .80 a .90 son considerados como “sumamente aceptables”, en comparación con los puntajes por debajo de 0.50, considerados no admisibles. Posteriormente, los reactivos fueron sometidos al *Análisis Factorial Exploratorio* (AFE) utilizando el método de componentes principales con rotación *Varimax*, con un número máximo de interacciones para convergencia de 250; de los factores extraídos con valor propio mayor de 1, se seleccionaron aquellos reactivos con cargas factoriales mayores de 0.40; d) se estimó la consistencia interna global de la escala y de cada uno de los factores obtenidos en el AFE, a través del *alfa de Cronbach*. Dado que el instrumento tiene opciones de respuesta tipo Likert entre 1 y 5 puntos, no cumple con el criterio de continuidad y podría considerarse que el nivel de medición es ordinal (Lloret-Segura et al., 2014), en consecuencia, se estimó adicionalmente el *Indice Omega* de confiabilidad compuesta (McDonald, 1999); e) se calculó el *Análisis Paralelo* (AP) para determinar el número de factores que deberían ser retenidos (Lloret et al., 2014); los cuales deberían ser congruentes con los encontrados en el AFE; f) debido a que existió una incongruencia entre el número de factores sugerido por el AFE -4 factores- y el AP -3 factores-, se probó el ajuste de ambos modelos de medida a través de la estimación del *Análisis Factorial Confirmatorio* (AFC). Previamente, se calculó el *Coficiente de Mardia* para probar el supuesto de normalidad multivariada en los datos; si el coeficiente de curtosis multivariada es  $< p(p+2)$  entonces se asume normalidad (Bollen, 1989). Asumiendo este supuesto, es posible analizar los datos con el AFC con método de estimación de Máxima Verosimilitud para evaluar el ajuste de los modelos de medida de la escala a través de los siguientes índices: *CMIN/DF* (*Minimum Discrepancy per Degree of Freedom*), los índices comparativos *CFI* (*Comparative Fit Index*) y *NFI* (*Normed Fit Index*); y los de proporción de varianza *GFI* (*Goodness of Fit Index*) y *AGFI* (*Adjusted Goodness of Fit Index*). Adicionalmente, se obtuvo el *SRMR* (*Standardized Root Mean Square Residual*), *RMSEA* (*Root Mean Square of Aproximation*) y *PClose* como la probabilidad de que *RMSEA* sea significativamente mayor que cero; g) de acuerdo con los resultados obtenidos se ajustaron los modelos a través de los índices de modificación (*Modification Indices, MI*) a fin de mejorar el ajuste de los modelos; y h) a partir de estos resultados, se estimaron nuevamente el *Alfa de cronbach* y el *Indice Omega* de confiabilidad. Dado que el valor del coeficiente del *alfa de Cronbach* depende del número de reactivos, se estimó el *Coficiente de Fiabilidad Compuesta* (CR), indicador que no tiene este problema -valor aceptado  $\geq 0.60$ - (Tseng et al., 2006). Adicionalmente, se computó la varianza promedio extraída (*Average Variance Extracted [AVE]*) -valor aceptado  $\geq 0.50$ - entre más elevados sean los valores de *AVE*, mayor representatividad tienen los reactivos en la variable latente (Hair et al., 2006).

## RESULTADOS

La tabla I muestra el análisis de curtosis y asimetría de cada uno de los reactivos que conforman la escala. Los datos muestran que la distribución de los puntajes en cada *ítem* se acerca a una distribución normal salvo el reactivo 3 “*Sigo las recomendaciones sanitarias*” el cual se encuentra fuera de los parámetros sugeridos ( $\pm 1.5$ ) (cf. Lloret-Segura et al., 2014). En la misma tabla, también se observan los resultados del análisis discriminante, donde se compararon los promedios obtenidos, en cada reactivo, del cuartil más bajo y el más alto. Los resultados de la prueba *t de Student* para muestras independientes, muestran que en todos los casos, existen diferencias estadísticamente significativas; lo que implica que los reactivos permiten discriminar entre los puntajes altos y bajos.

**Tabla I.**  
*Análisis discriminante y estadísticos de normalidad -asimetría y curtosis-*

Item	Asim	Curt	Grupo bajo		Grupo alto		t	p
			M	D.E	M	D.E		
1	0.43	-0.13	1.67	0.74	2.70	0.08	-10.347	.001
2	0.17	-0.56	2.00	0.92	3.33	1.12	-11.860	.001
3	1.61	3.13	1.19	0.39	1.47	0.72	-4.349	.001
4	0.41	-0.84	1.62	0.85	3.28	1.18	-14.799	.001
5	-0.26	-0.63	2.35	1.18	3.96	0.90	-14.155	.001
6	-0.29	-0.55	2.22	1.09	4.07	0.79	-17.948	.001
7	-0.06	-0.92	2.02	1.08	3.99	0.94	-18.048	.001
8	-0.50	-0.27	3.01	1.16	4.30	0.79	-12.123	.001
9	-0.42	-0.71	2.79	1.18	4.36	0.89	-13.967	.001
10	-0.48	-0.40	2.92	1.15	4.40	0.77	-14.055	.001
11	-0.80	0.08	3.29	1.23	4.49	0.68	-11.262	.001
12	-0.16	-0.73	2.78	1.18	3.87	1.03	-9.114	.001
13	-0.28	-0.71	2.76	1.20	3.98	1.04	-9.947	.001
14	-0.31	-0.64	2.87	1.21	3.94	0.93	-9.012	.001

La tabla II muestra la distribución porcentual de las respuestas; según Calleja y Mason (2020), cuando los reactivos tienen concentrados en una sola categoría, más del 50% de las respuestas, entonces no sirven para analizarse con procedimientos que se fundamentan en la variabilidad. Solo el reactivo 3 “*Sigo las recomendaciones sanitarias*” acumula en una sola categoría el 69.4% de las respuestas. En la misma tabla, se muestra el *Índice de Homogeneidad corregido* (IHc), se sugiere revisar los reactivos con valores  $<.30$  (Squires et al., 2011), ya que estos reactivos pudieran no discriminar bien el constructo -ítems 3, 12, 13 y 14-. También, es posible observar los valores del *Alfa de Cronbach* si se elimina elemento para suprimir

reactivos que pudieran mejorar la consistencia interna de la escala. El valor del *alfa de Cronbach* para toda la escala fue de .74 y el *Índice Omega* de .75; así, la tabla II muestra que la eliminación de uno o más reactivo no mejora la consistencia interna de la escala.

**Tabla II.**

*Distribución porcentual de las opciones de respuesta de la escala, IHc y la consistencia interna si se elimina el reactivo*

Item	Opciones de respuesta (%)					IHc	$\alpha$ -EE
	1	3	3	4	5		
1	27.5	36.8	28.5	5.3	1.9	.316	.739
2	18.7	25.6	35.7	14.3	5.7	.340	.736
3	0.2	28.0	2.4	0.2	69.4	.139	.750
4	35.6	15.6	32.1	10.8	5.8	.427	.727
5	14.1	11.0	36.9	25.4	12.5	.448	.725
6	13.2	11.0	37.8	25.8	12.2	.537	.715
7	19.6	12.2	35.7	19.2	13.2	.481	.720
8	5.0	7.2	32.0	28.4	27.5	.370	.733
9	6.0	11.9	27.5	24.2	30.4	.361	.734
10	5.5	8.4	30.2	28.5	27.3	.414	.729
11	3.8	5.8	23.2	30.2	36.9	.326	.738
12	7.0	14.4	37.6	19.6	21.3	.261	.745
13	7.2	13.9	33.2	22.9	22.9	.298	.741
14	8.2	4.9	34.6	27.9	24.3	.257	.745

*Nota: IHc=Índice de Homogeneidad corregido;  $\alpha$ -EE= Alfa de Cronbach si se elimina elemento*

Se procedió a la estimación del AFE considerando los 14 reactivos de la escala. Primero, se calculó la *medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin* ( $KMO=0.752$ ,  $p < .001$ ) y la *prueba de esfericidad de Bartlett* ( $\chi^2_{91}=4915.535$ ,  $p < .001$ ). Estos resultados indican que el AFE es adecuado para el tratamiento de los datos. A través del AFE con rotación *Varimax* se obtuvieron cuatro factores con autovalores mayores a 1, los cuales en conjunto explicaron el 74.10%. Los factores obtenidos fueron: I) Deterioro de las relaciones familiares (4 reactivos que explican el 21.22 % de la varianza total,  $\alpha=0.88$ ); II) Percepción de riesgo ante el COVID-19 (4 reactivos que explican el 19.48 % de la varianza total,  $\alpha=0.84$ ); III) Actitud sobre las decisiones sanitarias del gobierno (3 reactivos que explican el 19.39 %,  $\alpha=0.94$ ); y IV) Responsabilidad para el cuidado de la salud (3 reactivos que explican el 13.99 % de la varianza total,  $\alpha=0.70$ ). En la tabla III se exponen las cargas factoriales y comunalidades obtenidas a través del AFE.

Para ratificar que se deberían de conservar estos cuatro factores sugeridos por el AFE, se calculó el AP (Lloret et al., 2014). El resultado mostró una incongruencia entre el número de factores a retener en la escala, el AFE sugiere cuatro y el AP solo tres. Por este motivo, se estimó el AFC para evaluar ambos modelos de medida. Previamente, se calculó el *Coficiente de Mardia* ( $p[p+14]=14[14+2]=224$ ), asumiendo, de acuerdo con este resultado, el supuesto de normalidad multivariada de los datos (Curtosis multivariada=44.04 < 224) (Bollen, 1989). Posteriormente se estimó el AFC considerando 4 factores, los resultados fueron los siguientes: CMIN/DF=6.167; CFI=.925; NFI=.912; GFI=.900; AGFI=.853; SRMR=.052; RMSEA=.094 [IC .086, .103]; Pclose=.000. Dado que los valores obtenidos indican que el ajuste del modelo de medida no es el mejor, se analizaron los *Índices de Modificación* del modelo, y se eliminó el reactivo 4 “*Me preocupa infectarme de coronavirus*”. Posteriormente, se volvió a computar el AFC y los resultados se exponen en la tabla IV (Modelo I).

**Tabla III.**

*Resultados del Análisis Factorial Exploratorio: media, desviación estandar, carga factorial y comunalidades por reactivo*

Items	D.E	$\lambda$ (F1)	$\lambda$ (F2)	$\lambda$ (F3)	$\lambda$ (F4)	$h^2$
10 Debido a la pandemia, percibo tensas las relaciones con mi familia en casa	3.64	1.13	0.91	-	-	0.84
8 En esta pandemia, la calidad de las relaciones en mi hogar se ha visto deteriorada	3.66	1.10	0.86	-	-	0.76
11 Debido a la pandemia, los integrantes de mi familia se muestran poco tolerantes conmigo en casa	3.91	1.08	0.84	-	-	0.71
9 En esta pandemia he dejado de disfrutar las actividades que realizo en casa con mi familia	3.61	1.20	0.79	-	-	0.65
6 Me considero en riesgo de enfermarme de coronavirus	3.13	1.17	-	0.86	-	0.76
7 Tengo miedo de infectarme de COVID-19	2.94	1.27	-	0.83	-	0.72
5 Me considero una persona susceptible de contraer COVID-19	3.11	1.19	-	0.82	-	0.69
4 Me preocupa infectarme de coronavirus	2.36	1.22	-	0.71	-	0.62
13 Las acciones del gobierno han sido oportunas para prevenir más contagios por coronavirus	3.40	1.18	-	-	0.96	0.92

Items	D.E	$\lambda$ (F1)	$\lambda$ (F2)	$\lambda$ (F3)	$\lambda$ (F4)	$h^2$	
12 Las acciones del gobierno han sido acertadas para combatir la pandemia de COVID-19	3.34	1.16	-	-	0.94	-	0.88
14 Las decisiones del gobierno han sido las más adecuadas para satisfacer las necesidades de salud de la población en esta contingencia sanitaria	3.45	1.15	-	-	0.93	-	0.92
2 Doy seguimiento a las noticias sobre el COVID-19	2.63	1.11	-	-	-	0.86	0.79
1 Me informo sobre el coronavirus	2.17	0.95	-	-	-	0.86	0.77
3 Sigo las recomendaciones sanitarias	1.34	0.54	-	-	-	0.56	0.32

Nota:  $\lambda$ =Carga factorial de la solución rotada; F1=Factor I; F2=Factor II; F3=Factor III; F4=Factor IV.

Dado los resultados del AP, también se probó el modelo con tres factores: deterioro de las relaciones familiares, percepción de riesgo ante el COVID-19 y actitud sobre las decisiones sanitarias del gobierno. Los resultados fueron los siguientes: CMIN/DF=8.453; CFI=.928; NFI=.919; GFI=.906; AGFI=.849; SRMR=.054; RMSEA=.113 [IC .102, .124]; Pclose=.000. Estos estadísticos muestran un pobre ajuste del modelo de medida con tres factores; con el propósito de encontrar una mejor solución se tomaron en cuenta los *Índices de Modificación*; y de acuerdo con estos resultados se eliminó el reactivo 4 “*Me preocupa infectarme de coronavirus*”. Los resultados obtenidos en el AFC con este ajuste, se muestra en la tabla IV (Modelo II, 3 factores).

**Tabla IV.**  
*Índices de ajuste del AFC y confiabilidad de los dos modelos ajustados*

Modelo (Factores)	$\chi^2$ (gl)	CMIN/DF	NFI	CFI	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA (IC)	PClose	$\alpha$	$\omega$	% V.E
Modelo I (4 factores)	120.827 (59)	2.048	.973	.986	.968	.951	.032	.042 (.032, .053)	.870	.727	.734	75.80
Modelo II (3 factores)	60.249 (32)	1.883	.984	.992	.979	.964	0.29	.039 (.023, .054)	.881	.730	.753	79.28
Crterios		< 3	> .90	> .95	> .90	> .90	< .08	< .08	> .05	> .80	> .80	

Nota: % V.E= Porcentaje de Varianza Explicada

En la tabla V se muestran las cargas factoriales de los reactivos en una de las dimensiones para el Modelo I y II; así como la varianza explicada, el *Índice de Consistencia Interna* ( $\alpha$ ), el *Índice Omega* ( $\omega$ ) el *Coefficiente de Fiabilidad Compuesta* (CR) y la varianza promedio extraída (AVE). Se puede observar que la varianza explicada, y ligeramente las cargas factoriales, son más altas en el Modelo II de tres factores, en comparación con el Modelo I de cuatro factores.

**Tabla V.**

*Indicadores psicométricos de confiabilidad y validez de la Escala de Percepción de Consecuencias Psico-Sociales por COVID-19 con tres y cuatros factores*

Item	Factores	Modelo I	Modelo II
		( $\lambda$ )	( $\lambda$ )
<b>Factor 1 Deterioro de las relaciones familiares por el confinamiento</b>			
10	Debido a la pandemia, percibo tensas las relaciones con mi familia en casa	0.93	0.93
8	En esta pandemia, la calidad de las relaciones en mi hogar se ha visto deteriorada	0.80	0.80
11	Debido a la pandemia, los integrantes de mi familia se muestran poco tolerantes conmigo en casa	0.78	0.78
9	En esta pandemia he dejado de disfrutar las actividades que realizo en casa con mi familia	0.73	0.73
	<b>Valores Eigen</b>	3.21	3.18
	<b>Varianza explicada %</b>	22.85	29.67
	<b>Índice de consistencia interna (<math>\alpha</math>)</b>	0.88	0.88
	<b>Coefficiente Omega (<math>\omega</math>)</b>	0.88	0.88
	<b>Coefficiente de Fiabilidad Compuesta (CR)</b>	0.88	0.88
	<b>Varianza promedio extraída (AVE)</b>	0.66	0.66
<b>Factor 2 Actitud sobre las decisiones sanitarias del gobierno</b>			
13	Las acciones del gobierno han sido oportunas para prevenir más contagios por coronavirus	0.96	0.96
12	Las acciones del gobierno han sido acertadas para combatir la pandemia de COVID-19	0.90	0.90
14	Las decisiones del gobierno han sido las más adecuadas para satisfacer las necesidades de salud de la población en esta contingencia sanitaria	0.90	0.90
	<b>Valores Eigen</b>	2.81	2.70
	<b>Varianza explicada %</b>	20.82	27.03
	<b>Índice de consistencia interna (<math>\alpha</math>)</b>	0.94	0.94
	<b>Coefficiente Omega (<math>\omega</math>)</b>	0.94	0.94
	<b>Coefficiente de Fiabilidad Compuesta (CR)</b>	0.84	0.84
	<b>Varianza promedio extraída (AVE)</b>	0.64	0.64

Item	Factores	Modelo I	Modelo II
		( $\lambda$ )	( $\lambda$ )
<b>Factor 3 Percepción de riesgo ante el COVID-19</b>			
6	Me considero en riesgo de enfermarme de coronavirus	0.91	0.93
5	Me considero una persona susceptible de contraer COVID-19	0.84	0.83
7	Tengo miedo de infectarme de COVID-19	0.63	0.62
<b>Valores Eigen</b>		2.50	2.03
<b>Varianza explicada %</b>		17.42	22.58
<b>Indice de consistencia interna (<math>\alpha</math>)</b>		0.82	0.84
<b>Coefficiente Omega (<math>\omega</math>)</b>		0.82	0.84
<b>Coefficiente de Fiabilidad Compuesta (CR)</b>		0.94	0.84
<b>Varianza promedio extraída (AVE)</b>		0.84	0.64
<b>Factor 4 Responsabilidad para el cuidado de la salud</b>			
2	Doy seguimiento a las noticias sobre el COVID-19	0.86	--
1	Me informo sobre el coronavirus	0.87	--
3	Sigo las recomendaciones sanitarias	0.33	--
<b>Valores Eigen</b>		1.32	--
<b>Varianza explicada %</b>		14.70	--
<b>Indice de consistencia interna (<math>\alpha</math>)</b>		0.71	--
<b>Coefficiente Omega (<math>\omega</math>)</b>		0.74	--
<b>Coefficiente de Fiabilidad Compuesta (CR)</b>		0.74	--
<b>Varianza promedio extraída (AVE)</b>		0.53	--

Nota:  $\lambda$  = Carga factorial

A continuación, se definen conceptualmente los factores que conforman la Escala de Percepción de Consecuencias Psico-Sociales por COVID-19.

Factor 1. Deterioro de las relaciones familiares: hace referencia a la percepción del malestar subjetivo, caracterizado por la tensión y la baja tolerancia hacia otros, que merma la calidad y el disfrute de las interacciones con los familiares, como consecuencia de la convivencia y cohabitación en condición de confinamiento prolongado. Este factor quedó conformado por 4 reactivos.

Factor 2. Actitud sobre las decisiones sanitarias del gobierno: atribución sobre las acciones que el gobierno ha tomado para hacer frente a la pandemia por COVID-19; y éstas implican una valoración positiva o negativa sobre el resultado. Este factor quedó conformado por 3 reactivos.

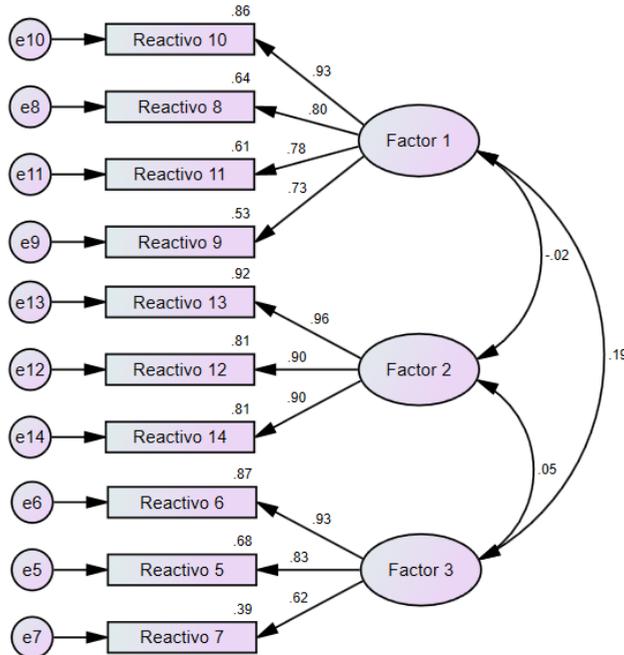
Factor 3. Percepción de riesgo ante el COVID-19: hace referencia a las creencias que permiten a los individuos asumirse como vulnerables, susceptibles y en riesgo de infectarse por COVID-19, lo que implica una respuesta de preocupación y miedo. Este factor quedó conformado por 3 reactivos.

Factor 4 (solo para el Modelo I). Responsabilidad para el cuidado de la salud: hace referencia a aquellos comportamientos que permiten obtener información para orientar el comportamiento preventivo y/o cumplir con las recomendaciones sanitarias para prevenir el contagio por COVID-19. Este factor quedó conformado por 3 reactivos.

Finalmente, en la Figura I se presenta el modelo de medida que obtuvo mejor ajuste (Modelo II, tres factores) de acuerdo con los índices estimados (Tabla IV).

**Figura I.**

*Modelo de medida con tres factores (10 reactivos) para evaluar la la percepción de consecuencias psico-sociales por COVID-19.*



## DISCUSIÓN

La pandemia por COVID-19 y el confinamiento como una medida preventiva han resultado ser una situación anómala que obligó a la población a modificar sus hábitos de vida y la rutina cotidiana (Clemente-Suárez et al., 2020). Las condiciones del panorama internacional y el riesgo de infección por SARS-CoV-2 han generado cambios abruptos en las personas y sus relaciones. La escala que aquí se presenta, permite valorar el deterioro de las relaciones familiares, siendo el factor más importante dado el nivel de varianza explicada sobre el resto de las dimensiones evaluadas. Este fenómeno se torna relevante, en la medida en la cual, las relaciones sociales positivas, son un factor que contribuyen con el bienestar de las personas (Seligman, 2011), principalmente, las relaciones familiares que tienen un papel significativo en el afecto positivo (Thomas et al., 2017). Este factor del

“Deterioro de las relaciones familiares por el confinamiento” presentó adecuados niveles de confiabilidad, y permite referenciar, y medir, algunas de las situaciones familiares que suceden en el confinamiento en casa y que han sido documentadas en estudios como los de Bell (2020); Janssen et al. (2020); Kutsar y Kurvet-Käosaar (2021); Chen, Byrne y Vélez (2022); Feinberg et al. (2022) y Thomson et al. (2022).

Otra de las consecuencias derivadas de la pandemia, es el sentimiento colectivo, que puede generar malestar o desconfianza hacia el gobierno y los servicios de salud, por su incapacidad de contener el brote y la propagación del virus (Clemente-Suárez et al., 2020). En un país como México, donde por su historia y contexto sociopolítico, existe desconfianza en sus autoridades, puede ser que la capacidad de maniobra del gobierno pueda verse mermada, contribuyendo con el malestar generalizado en la población (Caldera-Villalobos et al., 2020). El segundo factor “Actitud sobre las decisiones sanitarias del gobierno” de la escala aquí propuesta, permitirá conocer, la actitud generalizada de la población, respecto al papel que ha tenido el gobierno, frente a la pandemia.

Otra consecuencia es el recurrente miedo a contagiarse de COVID-19 (Szcześniak et al., 2021); sobre todo en aquellas personas que por alguna razón laboral o personal, tienen que salir y exponerse a un contagio potencial, lo que incrementa la susceptibilidad percibida de adquirir SARS-CoV-2; sin embargo, quienes siguen las recomendaciones sanitarias y preventivas, suelen asumirse con baja susceptibilidad de riesgo, según lo demuestra el estudio de Scarinci et al. (2021). Los factores 3 (Percepción de riesgo ante el COVID-19) y 4 (Responsabilidad para el cuidado de la salud) permiten obtener información y representar ambas situaciones. De hecho, la susceptibilidad percibida hacia adquirir COVID-19, juega un papel importante a la hora de determinar si se deben tomar, o no, medidas de protección (Venema y Pfattheicher, 2021). Así, ambos factores de la escala, podrían permitir conocer la relación entre percibirse en riesgo y tomar medidas preventivas, así como llevar a cabo comportamientos orientados hacia el autocuidado de la salud.

En este punto, es importante hacer la consideración entre el ajuste del modelo de medida I y II. Si bien el primer modelo incluye cuatro factores -considera la “Responsabilidad para el cuidado de la salud”-; los resultados sugieren no considerar esta dimensión para el instrumento. Algunos datos muestran que los reactivos de este cuarto factor, en el Modelo I, no son pertinentes; por ejemplo, el reactivo 3 “*Sigo las recomendaciones sanitarias*” presenta un sesgo importante -asimetría y curtosis- en relación a los ítems de toda la escala (Lloret et al., 2014); asimismo, los valores del IHC muestran que este reactivo podría no ser adecuado para discriminar el constructo que se pretende medir ( $IHC=.139 < .30$ ) (Squires et al., 2011). Finalmente, el AP, sugiere mantener, tres y no cuatro factores. Si se considera utilizar el modelo de medida I, conformado por cuatro dimensiones, el ajuste del modelo, aún así, se torna pertinente; sin embargo, se sugiere tomar con reserva este último factor, dada las cualidades que presentan sus reactivos, particularmente el ítem 3.

Según los resultados, el modelo II, con tres factores, al omitir la dimensión “Responsabilidad para el cuidado de la salud” mejora en todos los índices de ajuste y en las propiedades de confiabilidad y validez, en comparación con el modelo I. Los resultados discutidos anteriormente, y la mejora en el modelo de medida, lleva a concluir que este segundo modelo podría ser más preciso para medir algunas de las consecuencias socio-psicológicas y afectivas del COVID-19.

Así, en conjunto, los factores identificados en la presente investigación, podrían contribuir en la explicación parcial del malestar global social, psicológico y afectivo, como consecuencia de la emergencia sanitaria que actualmente el mundo enfrenta. Sin embargo, será prioritario, seguir avanzando en la acumulación de evidencia empírica, para identificar, cómo éstas, y otras variables, contribuyen en la explicación de los factores que precipitan el decremento del bienestar en la población. Por lo tanto, el siguiente paso será utilizar esta escala, en estudios que permitan describir asociaciones con otras variables de interés, con el objetivo de probar su consistencia, funcionamiento y confiabilidad en los resultados.

## CONCLUSIONES

La evidencia presentada en este estudio, permite justificar la validez de esta escala psicométrica para valorar la percepción de consecuencias psico-sociales por COVID-19; sin embargo, será necesario utilizarla, en otros grupos y culturas, con el propósito de identificar si existe consistencia en el ajuste del modelo de medida. La congruencia entre los resultados derivados de otras muestras, podría brindar mayor soporte empírico y legitimar, a través de la replica, el uso confiable de la escala.

Es importante destacar, que las consecuencias del SARS-CoV-2 podrían variar en un amplio espectro de posibilidades y afectaciones en múltiples dominios de vida; así, la escala que aquí se presenta, solo consideró, de acuerdo con la revisión de la literatura, algunas de las más importantes, en consecuencia, existe un nicho fértil para continuar haciendo investigación en esta línea. Además, la creación de una escala psicométrica no tiene sentido, como un producto de tecnología social, sino se utiliza con el fin para el cual fue creado. Por este motivo, la escala se convierte en un medio que podría permitir obtener información sobre las consecuencias psico-sociales en esta pandemia por COVID-19 y buscar aquellos factores que pueden predecir puntajes altos -para prevenirlos o modificarlos- o puntajes bajos -para promoverlos y matener el bienestar-. Estos resultados, en prospectiva, podrían contribuir en la creación de políticas sociales para reducir, en la medida de lo posible, estas consecuencias; o como un indicador para valorar el efecto de programas de prevención o intervención a favor de mitigar algunas de estas consecuencias.

## REFERENCIAS

- Azlan, A. A., Hamzah, M. R., Sern, T. J., Ayub, S. H. y Mohamad, E. (2020). Public knowledge, attitudes and practices towards COVID-19: A cross-sectional study in Malaysia. *PLOS ONE*, *15*(5), e0233668. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233668>
- Bell, J. (2020). The COVID-19 Pandemic: A Family Affair. *Journal of Family Nursing*, *26*(2), 87-89. <https://doi.org/10.1177/1074840720920883>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York, John Wiley & Sons.
- British Broadcasting Corporation (2020, marzo). Coronavirus | México registra el primer muerto por covid-19. Disponible en <https://www.bbc.com/mundo/noticias-america-latina-51959283>
- Caldera-Villalobos, C., Garza-Veloz, I., Martínez-Avila, N., Delgado-Enciso, I., Ortiz-Castro, Y., Cabral-Pacheco, G. A., & Martínez-Fierro, M. L. (2020). The Coronavirus Disease (COVID-19) Challenge in Mexico: A Critical and Forced Reflection as Individuals and Society. *Frontiers in Public Health*, *8*, 337. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2020.00337>
- Calleja, N. y Mason, T. A. (2020). Escala de Bienestar Subjetivo (EBS-20 y EBS-8): Construcción y Validación. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, *55*(2), 185-201. <https://doi.org/10.21865/ridep55.2.14>
- Caro, Y., Ormsby, C., y Galindo, A. (2020, septiembre). Análisis de la Mortalidad en la Ciudad de México Durante el Primer Semestre de 2020 en el Contexto de la Pandemia por SARS-CoV-2. Informe Técnico, 12 de septiembre de 2020. Disponible en <https://covid19.cdmx.gob.mx/storage/app/media/Exceso%20de%20mortalidad/informe-tecnico-comision-mortalidad-final-12sep2020-2docx.pdf>
- Carranza-Esteban, F., Mamani-Benito, O., Corrales-Reyes, I., Landa-Barzola, M., Marca-Dueñas, G., Tito-Betancur, V., y Tipo-Mamani, M. (2021). Evidencias psicométricas de una escala de preocupación por el contagio de la COVID-19 en internos peruanos. *Revista Cubana de Investigaciones Biomédicas*, *40*(1), e1650. Disponible en [http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0864-03002021000200008&lng=es&tlng=es](http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0864-03002021000200008&lng=es&tlng=es).
- Chekole, Y. A., & Abate, S. M. (2021). Global prevalence and determinants of mental health disorders during the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. *Annals of Medicine and Surgery* (2012), *68*, 102634. <https://doi.org/10.1016/j.amsu.2021.102634>

- Chen, C., Byrne, E., & Vélez, T. (2022). Impact of the 2020 pandemic of COVID-19 on Families with School-aged Children in the United States: Roles of Income Level and Race. *Journal of Family Issues*, 43(3), 719–740. <https://doi.org/10.1177/0192513X21994153>
- Clemente-Suárez, V. J., Dalamitros, A. A., Beltran-Velasco, A. I., Mielgo-Ayuso, J., & Tornero-Aguilera, J. F. (2020). Social and Psychophysiological Consequences of the COVID-19 Pandemic: An Extensive Literature Review. *Frontiers in Psychology*, 11, 580225. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.580225>
- De Vicente-y-Oliva, M. y Manera-Bassa, J. (2003). El análisis factorial por componentes principales. En: J. Lévy, & J. Varela (Coords.), *Análisis multivariable para las Ciencias Sociales* (pp. 327-360). Madrid: Pearson Prentice Hall.
- Feinberg, M. E., A Mogle, J., Lee, J. K., Tornello, S. L., Hostetler, M. L., Cifelli, J. A., Bai, S., & Hotez, E. (2022). Impact of the COVID-19 Pandemic on Parent, Child, and Family Functioning. *Family Process*, 61(1), 361–374. <https://doi.org/10.1111/famp.12649>
- Gobierno de la Ciudad de México (2020). Gaceta Oficial de la Ciudad de México. No. 307. Órgano de Difusión del Gobierno de la Ciudad de México. Disponible en [https://data.consejeria.cdmx.gob.mx/portal\\_old/uploads/gacetitas/182dba042c9d9530ccac4e8d99f81f73.pdf](https://data.consejeria.cdmx.gob.mx/portal_old/uploads/gacetitas/182dba042c9d9530ccac4e8d99f81f73.pdf)
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6a. ed.). New Jersey: Pearson
- Janssen, L., Kullberg, M. J., Verkuil, B., van Zwieten, N., Wever, M., van Houtum, L., Wentholt, W., & Elzinga, B. M. (2020). Does the COVID-19 pandemic impact parents' and adolescents' well-being? An EMA-study on daily affect and parenting. *PLoS One*, 15(10), e0240962. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0240962>
- Korneta, P., & Rostek, K. (2021). The Impact of the SARS-CoV-19 Pandemic on the Global Gross Domestic Product. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(10), 5246. <https://doi.org/10.3390/ijerph18105246>
- Kutsar, D., & Kurvet-Käosaar, L. (2021). The Impact of the COVID-19 Pandemic on Families: Young People's Experiences in Estonia. *Frontiers in Sociology*, 6, 732984. <https://doi.org/10.3389/fsoc.2021.732984>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.

- Nicola, M., Alsafi, Z., Sohrabi, C., Kerwan, A., Al-Jabir, A., Iosifidis, C., Agha, M., & Agha, R. (2020). The socio-economic implications of the coronavirus pandemic (COVID-19): A review. *International Journal of Surgery*, 78, 185–193. <https://doi.org/10.1016/j.ijssu.2020.04.018>
- Orellana, C., y Orellana, L. (2020). Predictores de síntomas emocionales durante la cuarentena domiciliar por pandemia de COVID-19 en El Salvador. *Actualidades en Psicología*, 34(128), 103-120. <https://doi.org/10.15517/ap.v34i128.41431>
- Prat-Santaolària, R., & Doval-Diéguez, E. (2003). Construcción y análisis de escalas. En: J. Lévy, & J. Varela (Coords.), *Análisis multivariable para las Ciencias Sociales* (pp. 43-89). Madrid: Pearson Prentice Hall.
- Ruiz-Manriquez, J., León-Lara, X., Campos-Murguía, A., Solís-Ortega, A. A., Pérez-González, B., Uscanga, L. F., y Peláez-Luna, M. (2020). Conocimiento sobre la infección por SARS-CoV-2 de Gastroenterólogos y Endoscopistas de Latinoamérica. *Revista de Gastroenterología de México*, 85(3), 288–294. <https://doi.org/10.1016/j.rgmex.2020.04.003>
- Scarinci, I. C., Pandya, V. N., Kim, Y. I., Bae, S., Peral, S., Tipre, M., Hardy, C., Hansen, B., & Baskin, M. L. (2021). Factors Associated with Perceived Susceptibility to COVID-19 Among Urban and Rural Adults in Alabama. *Journal of Community Health*, 1–10. <https://doi.org/10.1007/s10900-021-00976-3>
- Secretaría de Gobernación (2020, febrero). Diario Oficial de la Federación. DOF: 16/03/2020. Disponible en [https://www.dof.gob.mx/nota\\_detalle.php?codigo=5589479&fecha=16/03/2020](https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5589479&fecha=16/03/2020)
- Seligman, M.(2011). *Floreecer. La nueva psicología positiva y la búsqueda del bienestar*. España: Océano.
- Setia M. S. (2016). Methodology Series Module 5: Sampling Strategies. *Indian Journal of Dermatology*, 61(5), 505–509. <https://doi.org/10.4103/0019-5154.190118>
- Soper, D.S. (2021). A-priori Sample Size Calculator for Structural Equation Models [Software]. Disponible en <https://www.danielsoper.com/statcalc>
- Squires, J. E., Estabrooks, C. A., Newburn-Cook, C. V., & Gierl, M. (2011). Validation of the conceptual research utilization scale: an application of the standards for educational and psychological testing in healthcare. *BMC Health Services Research*, 11, 107. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-11-107>
- Szczęśniak, D., Gładka, A., Misiak, B., Cyran, A., & Rymaszewska, J. (2021). The SARS-CoV-2 and mental health: From biological mechanisms to social consequences. *Progress in Neuro-psychopharmacology & Biological Psychiatry*, 104, 110046. <https://doi.org/10.1016/j.pnpbp.2020.110046>

- Thomas, P. A., Liu, H., & Umberson, D. (2017). Family Relationships and Well-Being. *Innovation in Aging, 1*(3), igx025. <https://doi.org/10.1093/geroni/igx025>
- Thomson, K. C., Jenkins, E., Gill, R., Richardson, C. G., Gagné-Petteni, M., McAuliffe, C., & Gadermann, A. M. (2021). Impacts of the COVID-19 Pandemic on Family Mental Health in Canada: Findings from a Multi-Round Cross-Sectional Study. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 18*(22), 12080. <https://doi.org/10.3390/ijerph182212080>
- Tseng, W.-T., Dörnyei, Z., & Schmitt, N. (2006). A New Approach to Assessing Strategic Learning: The Case of Self-Regulation in Vocabulary Acquisition. *Applied Linguistics, 27*(1), 78–102. <https://doi.org/10.1093/applin/ami046>
- Venema, T., & Pfattheicher, S. (2021). Perceived susceptibility to COVID-19 infection and narcissistic traits. *Personality and Individual Differences, 175*, 110696. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110696>
- Yunusa, I., Iloanusi, S., Mgbere, O., Iloanusi, N. R., Ajayi, A. I., & Essien, E. J. (2021). Public opinion regarding government response to COVID-19: case study of a large commercial city in Nigeria. *The Pan African Medical Journal, 38*, 282. <https://doi.org/10.11604/pamj.2021.38.282.26361>

Recibido: 05 de diciembre de 2021

Aceptado: 08 de abril de 2022