

David Sánchez-Teruel<sup>a</sup>  
María Auxiliadora Robles-Bello<sup>b</sup>

# Escala de miedo al COVID-19 (FCV-19S): Propiedades psicométricas e invariabilidad de la medida en la versión española

<sup>a</sup> Departamento de Psicología, Universidad de Córdoba, Córdoba, España.

<sup>b</sup> Departamento de Psicología, Universidad de Jaén, Jaén, España

---

## RESUMEN

**Introducción.** La aparición de la COVID-19 en todo el mundo ha tenido graves consecuencias para la salud física y psicológica. España ha sido uno de los países más afectados por la pandemia. Por ello esta investigación pretende evaluar las propiedades psicométricas de la versión española de la escala del miedo al COVID-19 (FCV-19S), además de valorar su validez estructural, funcionamiento diferencial de los ítems y la invariabilidad de esta medida según el género y edad.

**Metodología.** Se realizó una investigación transversal en varias etapas. Se realizaron análisis descriptivos, factoriales exploratorios y confirmatorios, de fiabilidad de la escala, funcionamiento diferencial del ítem e invariabilidad de la medida.

**Resultados.** Se obtuvo una escala unifactorial con unos excelentes índices de bondad de ajuste y alta consistencia interna ( $\alpha = .90$ ;  $\omega = .98$ ) adaptada a la población general española. Adicionalmente, se detecta una importante relación con depresión ( $r = .72$ ) y ansiedad ( $r = .84$ ). La invariabilidad en cuanto al género muestra que tanto los hombres como las mujeres comprenden de manera diferente los ítems de la escala, existiendo también diferencias según grupo de edad.

**Conclusiones.** Este es el primer estudio que intenta evaluar la invariabilidad de la medida según el sexo y edad de la escala FCV-19S, presentando adecuadas propiedades psicométricas, alta consistencia interna y una adecuada relación con depresión y ansiedad. El resultado del miedo a la infección por COVID-19 en la población general española es percibido de forma distinta por hombres y mujeres y afecta a unas edades concretas más que a otras.

**Palabras clave.** COVID-19, población española, propiedades psicométricas, Escala del miedo al COVID-19, Invariabilidad en género y edad.

---

### Autor para correspondencia:

M.ª Auxiliadora Robles-Bello, Universidad de Jaén.  
Paraje Las Lagunillas, 23071, Jaén (España). Teléfono: +34666584176  
email: marobles@ujaen.es

*Actas Esp Psiquiatr* 2021;49(3):96-105 | ISSN: 1578-2735

## THE COVID-19 FEAR SCALE (FCV-19S): PSYCHOMETRIC PROPERTIES AND INVARIANCE OF THE MEASURE IN THE SPANISH VERSION.

### SUMMARY

**Introduction.** The emergence of COVID-19 worldwide has had serious consequences for physical and psychological health. Spain is one of the countries that has been most-seriously affected by the pandemic. This study aims to evaluate the psychometric properties of the Spanish version of the COVID-19 fear scale (FCV-19S), assessing its structural validity, differential item functioning, and measurement invariance by gender and age.

**Methodology.** A cross-sectional study was carried out in several stages. Descriptive, exploratory and confirmatory factor analysis, scale reliability, item differential functioning, and measurement invariance tests were carried out.

**Results.** We obtained a single-factor scale with excellent goodness-of-fit indices and high internal consistency ( $\alpha = .90$ ;  $\omega = .93$ ) adapted to the general Spanish population. We also found a significant relationship with depression ( $r = .72$ ) and anxiety ( $r = .84$ ). Gender invariance testing indicated that men and women understood the scale items differently, with differences also being found by age group.

**Conclusions.** This is the first study attempting to assess the gender and age invariance of the FCV-19S scale. The scale demonstrates adequate psychometric properties, high internal consistency, and an appropriate relationship with depression and anxiety. Men and women in the general Spanish population have different perceptions of the fear of infection by COVID-19, and the fear affects some age groups more than others.

**Key words.** COVID-19, Spanish population, psychometric properties, COVID-19 fear scale, gender and age invariance.

## INTRODUCCIÓN

La enfermedad por el virus SARS-CoV-2 (COVID-19) se ha convertido en una amenaza para la salud pública mundial<sup>1</sup> debido a la elevada tasa de infección, las cuarentenas masivas y el creciente número de muertes en todo el mundo<sup>2,3,4</sup>. Adicionalmente, en subpoblaciones vulnerables se han incrementado el riesgo de trastornos mentales<sup>5,6</sup> y de tentativas suicidas<sup>7,8</sup>. Sin embargo, esta pandemia también ha generado un alto nivel de angustia en población general, que se manifiesta en síntomas de depresión y ansiedad de moderados a graves<sup>9</sup>. De hecho, se ha informado de que el temor al posible contacto con personas que pudieran estar infectadas aumenta el estigma y la discriminación<sup>10</sup> y, a su vez, este miedo puede tener consecuencias negativas directas para el control de la enfermedad<sup>11,12</sup>, al aumentar ciertos comportamientos de pánico<sup>13</sup>. En esta línea, las reacciones de miedo a las enfermedades infecciosas se consideran normales<sup>11</sup>, pero el creciente aumento de las tasas de morbilidad y mortalidad<sup>14</sup> del COVID-19 pone de relieve la importancia de realizar investigaciones sobre el miedo al contagio y sobre comportamientos relacionados con el miedo, especialmente en población general<sup>15</sup>. Sin embargo, los intentos de evaluar los aspectos psicosociales del miedo al contagio por COVID-19 se ven obstaculizados por la escasez de instrumentos validados para medir esta variable.

Recientemente se ha desarrollado la Escala del Miedo a la COVID-19 (FCV-19S)<sup>16</sup>, mostrando relaciones positivas con ansiedad, depresión y estrés<sup>17</sup> y adecuadas propiedades psicométricas en idiomas como el inglés<sup>18</sup>, italiano<sup>19</sup>, hebreo<sup>20</sup>, árabe<sup>21</sup>, ruso<sup>22</sup> y turco<sup>23</sup>. Sin embargo, otros estudios han reportado la existencia de algunas inconsistencias psicométricas referidas a la estructura factorial original<sup>20,24</sup> e invariabilidad en sexo y edad de esta medida<sup>16</sup>. Estas variables demográficas presentan un enorme interés para la modulación de los niveles de ansiedad, depresión<sup>25</sup> y miedo<sup>26,27</sup>, por lo que algunos procedimientos de validación podrían quedar incompletos<sup>24</sup>. Sin embargo, el estudio del miedo ante la COVID-19 valorando el impacto de variables sociodemográficas (por ejemplo, género y edad) y sus consecuencias (ansiedad o depresión) se plantea como ineludible para implementar programas de promoción y prevención de la salud en situación de pandemia<sup>28</sup>.

El 21 de mayo de 2020, España era el quinto país con mayor número de infecciones y muertes por COVID-19 y el segundo de Europa<sup>1</sup>. Se ha aplicado la FCV-19S en estudiantes universitarios españoles con adecuadas propiedades psicométricas en esta población<sup>29</sup>, pero con una importante diferencia en género (82 % de mujeres). Dado que no se ha detectado una adaptación del FCV-19S a la población general española sometida a confinamiento obligatorio en el hogar a causa de COVID-19, el objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la FCV-19S a través de análisis des-

criptivos y factoriales, comprobando su relación con ansiedad y depresión y explorando su validez estructural, así como el funcionamiento diferencial de los ítems y la invariabilidad de esta medida según el género y la edad de la población.

## MÉTODO

### Participantes

La muestra consistió en 699 personas que respondieron a una batería de cuestionarios en línea. Los criterios de inclusión en el estudio fueron: 1) tener 18 años o más, 2) completar todos los cuestionarios, y 3) vivir en España. La muestra total se caracterizó por 402 (57,51 %) mujeres y 297 (42,49 %) hombres entre 18 y 73 años ( $M = 27,79$ ;  $SD = 12,68$ ). Para 414 (59,23 %) participantes, un miembro de la familia realizaba algún servicio esencial o era trabajador sanitario. La muestra se dividió de forma aleatoria para el análisis factorial<sup>30</sup>:  $n_1 = 349$  personas, con 199 (57,02 %) mujeres y 150 (42,98 %) hombres, y  $n_2 = 350$ , con 201 (57,59 %) mujeres y 149 (42,41 %) hombres. Todos los demás datos sociodemográficos se describen en la Tabla 1.

| Tabla 1  | Descripción de los datos sociodemográficos de la muestra utilizada |                  |                  |
|--|--|------------------|------------------|
|  | N(%)   | $n_1$ (%)        | $n_2$ (%)        |
| <b>Edad</b>  |  |                  |                  |
| 18-28  | 426 (60,94)  | 211 (49,53)      | 215 (50,47)      |
| 29-39  | 132 (18,89)  | 67 (50,75)       | 65 (49,25)       |
| 40-49  | 124 (17,74)  | 63 (50,80)       | 61 (49,20)       |
| over 50  | 17 (2,43)  | 8 (47,06)        | 9 (52,94)        |
| <b>¿Trabaja o estudia?</b>                           |  |                  |                  |
| Estudia  | 255 (36,48)  | 128 (50,20)      | 127 (49,80)      |
| Trabaja  | 359 (51,36)  | 178 (49,58)      | 181 (50,42)      |
| Trabaja y estudia                                    | 49 (7,01)  | 25 (51,02)       | 24 (48,98)       |
| Jubilado   | 14 (2,00)  | 8 (57,14)        | 6 (42,86)        |
| Nada   | 22 (3,15)  | 10 (45,45)       | 12 (54,55)       |
| <b>Presencia de infección por COVID-19</b>           |  |                  |                  |
| Sí   | 19 (2,02)  | 11 (57,89)       | 8 (42,11)        |
| No   | 680 (97,28)  | 338 (49,70)      | 342 (50,30)      |
| <b>Relación por personal de servicios esenciales</b> |  |                  |                  |
| Sí   | 414 (59,23)  | 208 (50,24)      | 206 (49,76)      |
| No   | 285 (40,77)  | 141 (49,47)      | 144 (50,53)      |
| <b>Total</b>   | <b>699 (100)</b>   | <b>349 (100)</b> | <b>350 (100)</b> |

## Instrumentos

*Información sociodemográfica* que incluía la recopilación de datos sobre el género, la edad, la actividad, la coexistencia con pacientes con COVID-19 y la coexistencia con trabajadores de servicios esenciales o profesionales de la salud.

*Fear of COVID-19 Scale-FCV-19S* desarrollado por Ahorsu et al.<sup>16</sup> que mide el miedo a la infección por COVID-19. Esta escala unidimensional está constituida por siete elementos con una respuesta Likert de 5 puntos que va desde 1 (muy en desacuerdo) a 5 (muy de acuerdo) y las puntuaciones totales pueden variar entre 7 y 35 puntos. Cuanto más alta es la puntuación, mayor es el miedo a la infección por COVID-19. El coeficiente alfa de la versión original fue de ,82, y presenta una adecuada validez concurrente con depresión ( $r = ,42$ ), ansiedad ( $r = ,51$ ), aversión a los gérmenes ( $r = ,45$ ) y percepción a la infección ( $r = ,48$ ). Todas las versiones de esta escala son unidimensionales, a excepción de la versión hebrea<sup>20</sup> y rusa<sup>22</sup> que son bidimensionales, presentando un alfa de Cronbach entre ,81 y ,88 en diferentes idiomas y países (para una revisión sobre propiedades psicométricas de la FCV-19S ver Harper et al.<sup>18</sup>).

*Escala Hospital de ansiedad y depresión-HADS* de Zigmond & Snaith<sup>31</sup> en su adaptación española de Herrero et al.<sup>32</sup> que consta de 14 ítems que corresponden a dos subescalas, una para ansiedad y otra para depresión, evaluando síntomas de ambos trastornos tanto en población general como en población clínica<sup>31</sup>. Cada subdimensión presenta siete ítems, con un formato de respuesta Likert 0-3. La puntuación máxima para cada subdimensión es de 21 puntos. En la versión española presenta una estructura bidimensional con una adecuada consistencia interna, con un alfa de Cronbach de ,71 para la subescala de depresión y ,77 para la subescala de ansiedad<sup>32</sup>. En este estudio, el alfa para la escala total fue ,86 y ,89 para ansiedad y ,83 para depresión.

## Traducción de la escala

La versión original de la FCV-19S (Ahorsu et al.<sup>16</sup>) se tradujo al español mediante un proceso de traducción estandarizado<sup>33,34</sup>. El primer autor de este manuscrito comparó la traducción al español con la versión original en inglés, basándose en las reglas establecidas por la Comisión Internacional de Test (ITC)<sup>35</sup>. Un traductor bilingüe adicional –que trabajó con el primer traductor para llegar a un acuerdo, especialmente en los puntos que planteaban mayores dificultades semánticas y gramaticales– apoyó la traducción y la revisión al español. Posteriormente, un doctor en psicología y traductor bilingüe (inglés-español) utilizó una metodología inversa de traducción<sup>36</sup>. Finalmente, se realizó una

revisión de todo el proceso por un comité constituido por tres personas, expertos en miedo y metodología del comportamiento como recomiendan algunos estudios recientes<sup>37</sup>. Tras los ajustes oportunos se utilizó esta última versión de la escala española FCV-19S en esta investigación.

## Procedimiento

La recogida de datos se realizó entre el 22 de abril y el 21 de mayo de 2020. La encuesta en línea se publicó en el enlace <https://forms.gle/kAU1sr84uCTHCfMu8> y se difundió mediante un procedimiento de bola de nieve. Los autores se pusieron en contacto con los posibles participantes iniciales a través de las redes sociales y les solicitaron que, además de participar en esta investigación, la difundieran entre sus propios contactos. Antes de cumplimentar todos los cuestionarios online, los participantes estaban obligados a leer la información sobre el estudio y dar su consentimiento informado de forma explícita en caso de desear participar. El consentimiento electrónico era necesario para que los participantes pudieran acceder. En todo momento se respetó la Ley Orgánica 3/2018, de 5 de diciembre, de protección de datos de carácter personal y garantía de los derechos digitales.

## Aprobaciones éticas

El comité de bioética de la Universidad de Jaén en España aprobó previamente el proyecto (número de identificación ABR.20/4.PRY). El estudio siguió los principios consagrados en la Declaración de Helsinki<sup>38</sup>.

## Análisis de datos

En primer lugar, se calculó la consistencia interna, el análisis de ítems y el análisis factorial exploratorio (AFE) mediante el programa FACTOR<sup>39</sup>, utilizando el análisis factorial de rango mínimo<sup>40</sup>. Se utilizó un método clásico de rotación oblicua para obtener la máxima parsimonia en la interpretación de la solución factorial: concretamente, se aplicó el método de rotación oblicua directa con un valor delta igual a 0<sup>41</sup>. Posteriormente, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el software SPSS Amos en otra submuestra para evaluar la estructura obtenida en el análisis anterior. El método utilizado fue el de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) con procedimientos de bootstrap<sup>42</sup>. Los índices de ajuste utilizados fueron el índice  $\chi^2/df$ , el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), la raíz media residual (RMR) y el índice de bondad ajustado (AGFI). El modelo de bondad de ajuste se considera satisfactorio si el TLI y el CFI se sitúan en ,95 o más, RMSEA se aproxima a ,06 y AGFI se encuentra por encima de ,94<sup>43</sup>. El Funcionamiento Diferencial del Ítem (DIF) se examinó mediante el análisis de Rasch con jMetrik<sup>44</sup> y también se analizó

si había diferencias en la invarianza de la medida por género y edad utilizando el AFC multigrupo con AMOS. Se definieron dos modelos anidados para el género y tres modelos para la edad. En concreto, para la invarianza de la medida se utilizó la escala de Satorra-Bentler ( $\chi^2$ ) y sus valores p, junto con el RMSEA con un IC del 90 % y el CFI, como índice de ajuste incremental<sup>45</sup>. Existe invarianza de la medida cuando la  $p > ,05$  de  $\Delta\chi^2$  (considerando el sesgo del tamaño de la muestra); los valores de RMSEA  $\leq ,05$  y el valor de  $\Delta CFI$  de los modelos comparados es  $< ,01$ <sup>46</sup>. Por último, se obtuvieron datos sobre la validez divergente del instrumento resultante mediante el cálculo de los coeficientes de correlación de Pearson con la escala HADS (depresión y ansiedad) y también se midió la fiabilidad mediante el procedimiento de consistencia interna (coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald). El nivel de significación estadística requerido en todas las pruebas fue de un mínimo de  $p < ,05$ .

## RESULTADOS

### Estadísticos descriptivos y análisis de ítems

Los resultados del análisis descriptivo de los ítems y de la prueba de Kolmogorov-Smirnov, junto con los datos referidos a asimetría y curtosis muestran escasa variabilidad, lo que indica normalidad en esta muestra (Tabla 2). El análisis de los ítems mostró una variabilidad adecuada. La correlación entre el total del ítem y el alfa mostró correlaciones adecuadas para todos los ítems ( $> ,50$ ), con la excepción del ítem 3 ( $r_{it} = ,42$ ).

| Original  | Español  | M(DT)      | K-S         | A        | C        | $r$ ítem-total | $\alpha$ si se elimina el ítem |
|---|--|------------|-------------|----------|----------|----------------|--------------------------------|
|   |  |            |             | ET = ,37 | ET = ,18 |                |                                |
| Ítem 1. I am most afraid of coronavirus-19.   | <i>Tengo mucho miedo a infectarme por SARS-CoV-2.</i>  | 4,8(1,12)  | ,90**       | ,36      | ,22      | ,77            | ,55                            |
| Ítem 2. It makes me uncomfortable to think about coronavirus-19.  | <i>Me incomoda pensar en la COVID-19.</i>  | 3,6(1,79)  | ,81**       | ,68      | ,54      | ,59            | ,68                            |
| Ítem 3. My hands become clammy when I think about coronavirus-19.   | <i>Me sudan las manos cuando pienso en la COVID-19.</i>  | 3,59(1,22) | ,80**       | 1,34     | 1,11     | ,42            | ,61                            |
| Ítem 4. I am afraid of losing my life because of coronavirus-19.  | <i>Tengo miedo de perder la vida por SARS-CoV-2.</i>   | 4,82(,91)  | ,86**       | ,39      | ,85      | ,61            | ,78                            |
| Ítem 5. When watching news and stories about coronavirus-19 on social media, I become nervous or anxious. | <i>Cuando veo noticias e historias sobre la COVID-19 en las redes sociales, me pongo nervioso o ansioso.</i> | 3,11(1,25) | ,89**       | ,58      | ,79      | ,75            | ,63                            |
| Ítem 6. I cannot sleep because I'm worrying about getting coronavirus-19                                  | <i>No puedo dormir porque me preocupa estar infectado por SARS-CoV-2.</i>                                    | 2,06(1,35) | ,80**       | ,56      | ,93      | ,72            | ,69                            |
| Ítem 7. My heart races or palpitates when I think about getting coronavirus-19                            | <i>Mi corazón se acelera o palpita cuando pienso en contraer el SARS-CoV-2.</i>                              | 3,8(1,45)  | ,87**       | ,56      | ,72      | ,69            | ,66                            |
|   |  | Total      | 29,34(9,65) |          |          |                | ,87**                          |

M = Media; DT = Desviación típica; K-S = prueba de Kolmogorov-Smirnov; \*\*p < ,01; A = Asimetría; C = Curtosis; ET = Error típico

### Análisis factorial exploratorio ( $n_1 = 349$ )

La medida Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) del índice de adecuación muestral (KMO = ,92), la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2 = 5654,219$ ;  $p < ,001$ ) y el determinante de la matriz de correlación (,005) mostraron la adecuación de los datos para el análisis factorial<sup>47</sup>. El programa FACTOR comparó la media o el percentil 95 del porcentaje de la varianza común explicada por el factor para datos intercambiables al azar con la varianza común explicada de la muestra<sup>48</sup>. Si el porcentaje observado de un factor supera el porcentaje al azar, el factor se mantiene. Este proceso ocurrió en una ocasión para el FCV-19S-español. Por lo tanto, los datos mostraron una unidimensionalidad a través del análisis factorial exploratorio como se muestra en la Tabla 3, que explica el 88,10 % de la varianza total. Todos los ítems cargaron por encima de ,50. Además, se observa correlaciones significativas entre moderadas y altas entre todos los ítems de la escala.

### Análisis factorial confirmatorio ( $n_2 = 350$ )

Se realizó un análisis factorial confirmatorio en otra muestra de 350 participantes, con normalidad en la distribución de los ítems (prueba de Mardia = 2,81)<sup>49</sup>. Adicionalmente, los resultados de la FCV-19S en español referidos a los índices de bondad de ajuste en esta muestra fueron excelentes. En concreto, este modelo presenta una adecuada  $\chi^2 = 120,12$ ;  $df = 58$ ;  $\chi^2/df (2,07; p < ,01)$  y un valor de RMSEA (intervalo de confianza [IC] del 95 %) inferior a ,02[,01; ,03], puntuaciones adecuadas para CFI (,99) y TLI (,98), y valores de GFI (,92) por encima del límite de ,90 y RMR (,03) con un alto acuerdo entre los índices de bondad de ajuste evaluados. Según estos resultados, la aceptabilidad y la bondad de ajuste de este modelo se consideran sólidas. Por tanto, los datos confirman una estructura unidimensional con siete ítems en esta muestra de la población general española.

**Tabla 3**

Análisis Factorial Exploratorio y matriz de correlaciones de la FCV-19S

|        | Dimensiones |          |                | Ítem 1 | Ítem 2 | Ítem 3 | Ítem 4 | Ítem 5 | Ítem 6 | Ítem 7 |
|--------|-------------|----------|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|        | Factor 1    | Factor 2 | h <sup>2</sup> |        |        |        |        |        |        |        |
| Ítem 1 | ,63         | ,16      | ,58            | 1      | ,83*   | ,84*   | ,72*   | ,76*   | ,85*   | ,83*   |
| Ítem 2 | ,61         | ,11      | ,43            | ,63*   | 1      | ,85*   | ,69*   | ,79*   | ,73*   | ,77*   |
| Ítem 3 | ,58         | ,23      | ,38            | ,85*   | ,78*   | 1      | ,81*   | ,62*   | ,69*   | ,74*   |
| Ítem 4 | ,79         | ,01      | ,79            | ,76*   | ,75*   | ,83*   | 1      | ,76*   | ,86*   | ,65*   |
| Ítem 5 | ,71         | ,09      | ,48            | ,69**  | ,72*   | ,74*   | ,68*   | 1      | ,83*   | ,92*   |
| Ítem 6 | ,59         | ,18      | ,53            | ,84*   | ,69*   | ,77*   | ,85*   | ,71**  | 1      | ,85*   |
| Ítem 7 | ,66         | ,14      | ,83            | ,72*   | ,83*   | ,79**  | ,91*   | ,86*   | ,89*   | 1      |

Carga girada con valores  $>,50$  en Factor 1;  $h^2$  = Comunalidades; \* $p < ,05$ ; \*\* $p < ,01$

### Funcionamiento diferencial del ítem (DIF)

Tras la unidimensionalidad resultante del AFC, se comprobó el funcionamiento diferencial del ítem (DIF) y el ajuste de los datos al modelo de Rasch mediante los estadísticos media cuadrática ponderada-WMS y media cuadrática no ponderada-UMS. La Tabla 4 muestra los estadísticos para el conjunto de ítems de la FCV-19S en español. Ni los valores WMS ni los UMS comprometen la unidimensionalidad (rango ,66-1,72) de la escala.

**Tabla 4**

Funcionamiento diferencial del ítem (DIF) y estadísticos de ajuste

| Ítem | Es   | Er  | WMS  | UMS  |
|------|------|-----|------|------|
| 1    | 3,31 | ,06 | ,93  | ,98  |
| 2    | 4,03 | ,06 | ,82  | ,84  |
| 3    | 2,02 | ,06 | ,91  | ,96  |
| 4    | 3,61 | ,06 | ,66  | ,73  |
| 5    | 4,52 | ,06 | ,83  | ,79  |
| 6    | 3,71 | ,06 | 1,34 | 1,72 |
| 7    | 4,56 | ,06 | ,81  | ,84  |

Es = Estimación: dificultad (endosabilidad) de los ítems; Er = error estándar asociado a la estimación de cada elemento; WMS = media cuadrática ponderada; UMS = media cuadrática no ponderada

## Invariabilidad de la medida en género y edad

Se observa que los modelos específicos para hombres y mujeres y para cada grupo de edad demostraron un buen ajuste a los datos, lo que indica que un análisis factorial confirmatorio-AFC de grupos múltiples era apropiado. La prueba de invarianza configural (modelo de referencia) y la invarianza métrica reveló buenos niveles de ajuste, pero no eran iguales en género ni en edad (Tabla 5). La invarianza configural sobre el género muestra que las mujeres entienden los ítems de la FCV-19S de manera distinta a los hombres ( $\Delta\chi^2(6) = 32,34$ ;  $p < ,05$ ;  $\Delta CFI = ,003$ ). Igualmente, la comparación de los grupos según la edad parece mostrar que hay variación en la forma de entender el miedo según los tramos de edad, sobre todo esta diferencia es mayor en los más jóvenes (de 18 a 28 años) y en los mayores de 50 años o más ( $\Delta\chi^2(8) = 27,53$ ;  $p < ,05$ ;  $\Delta CFI = ,004$ ).

## Fiabilidad y validez convergente

Finalmente, los resultados referidos a la FCV-19S en español, que llamaremos FCV-19S-español, presentan una alta consistencia interna (alfa y omega), donde  $\alpha = ,90$  y  $\omega = ,93$  en la muestra total, la puntuación mínima en esta muestra fue de 8 y la máxima de 34. Y el nivel de correlación positiva y significativa ( $p < ,01$ ) con el HADS fue de ,86 para la escala completa, y de ,72 para la depresión y ,84 para la ansiedad.

## DISCUSIÓN

España ha sido uno de los países más afectados en el mundo por la pandemia del COVID-19<sup>1</sup>, sufriendo enormes consecuencias<sup>50</sup>. El miedo es una emoción clave, puesto que modula un afrontamiento eficiente<sup>11,12</sup> o deficiente<sup>13</sup> ante los procesos de salud-enfermedad. Cuando el Gobierno de España declaró el 15 de marzo de 2020 el denominado estado de alarma en todo el país, la población sufrió un tremendo desasosiego por una situación nunca vivida antes, el confinamiento domiciliario obligatorio, que produjo altos niveles de ansiedad y miedo. El objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la FCV-19S en la población general española sometida a confinamiento obligatorio en sus domicilios a causa de la COVID-19. Además, se evaluó su estructura, funcionamiento diferencial del ítem, la invariabilidad de la medida según el género y la edad y la relación con estados psicopatológicos como la ansiedad y la depresión.

Los resultados sugieren que la FCV-19S-español presenta adecuadas propiedades psicométricas, incluyendo alta consistencia interna y validez convergente con ansiedad y depresión. El análisis factorial mostró una estructura unidimensional de la FCV-19S que explicaba el 88,10 % de la

varianza. Esta investigación es la única que añade datos en referencia al funcionamiento diferencial de los ítems y la invariabilidad de esta medida según el género y la edad de la muestra utilizada. Estos hallazgos contrastan con dos estudios previos que ofrecen estructuras bidimensionales en población hebrea<sup>20</sup> y rusa<sup>22</sup>. Sin embargo, los resultados obtenidos van en línea de la versión original probada con una población iraní<sup>16</sup> y con las recientes adaptaciones para otras poblaciones como italianas<sup>19</sup>, árabe<sup>21</sup> y turcas<sup>23</sup>.

La versión rusa<sup>22</sup> no realiza análisis de las propiedades psicométricas de la escala, solo es una traducción de la original iraní<sup>16</sup> y recaba información de una encuesta cuyos resultados compara con los datos obtenidos de la población iraní. En este sentido se encuentra que las mujeres, los estudiantes y otras personas de Rusia informan de niveles más altos de miedo relacionado con la COVID-19 que los de Bielorrusia. Los encuestados de Rusia y Bielorrusia declaran tener menos miedo en comparación con los resultados de los iraníes. Tanto la versión italiana<sup>19</sup> como la israelí<sup>20</sup>, sí que analizan las propiedades psicométricas, así como que determinan su estructura factorial y los factores asociados en la población, concretamente evalúa la fiabilidad y la validez convergente y discriminante de la escala. Además, en la versión hebrea<sup>20</sup>, determinadas variables sociodemográficas se asociaron positivamente con el miedo a la COVID-19 como el género, el estatus sociodemográfico, la enfermedad crónica, pertenecer a un grupo de riesgo y tener un miembro de la familia que muriera por COVID-19.

Algunos estudios anteriores han demostrado discrepancias con respecto al género<sup>24</sup>. Mientras que el estudio original encontró que el género y la edad no parecían afectar al patrón de respuesta al miedo en la FCV-19S<sup>16</sup>, otro encontró que el género modulaba los niveles de ansiedad y depresión<sup>25</sup>. En este estudio, el género parece modular el miedo al COVID-19, sugirió que el FCV-19S en español tiene una mayor capacidad para explicar el miedo a la infección en las mujeres que en los hombres. Esto coincide con otros estudios desarrollados en China<sup>6,9</sup> y con los estudios de las adaptaciones del FCV-19S en población turca<sup>23</sup> e israelí<sup>20</sup>.

Con respecto a las posibles diferencias en el nivel de miedo medido con el FCV-19S según la edad de los participantes, se puede decir que en estudios previos sugieren que no existen diferencias en el nivel de miedo experimentado por personas de distintos rangos de edad<sup>16,51,52,53,54</sup>. Sin embargo, los estudios que identifican la participación de la variable edad en el nivel de miedo ofrecen resultados no concluyentes, porque hay investigaciones en las que se encontró que el miedo es mayor hasta los 25 años<sup>55</sup> (18-25 vs. 25-50 años) mientras en otro estudio<sup>56</sup> el rango variaba, informando que las mayores puntuaciones de miedo se obtuvieron en personas entre los 30 y 59 años de edad. En esta última in-

vestigación, los resultados estaban mediados por el sexo del participante (femenino) y el nivel de malestar psicológico. Asimismo, entre los estudiantes universitarios españoles<sup>29</sup>, el nivel de miedo fue mayor en los estudiantes de primer curso (frente a los estudiantes de cursos superiores), aunque estas diferencias pueden estar influidas por otros factores como la necesidad de enfrentarse a un nuevo sistema de enseñanza (es decir, online) en su primer año universitario. Los resultados del estudio actual muestran que las personas más jóvenes (entre 18 y 28 años) y las mayores de 50 años presentan mayores niveles de miedo a la COVID-19 durante el confinamiento obligatorio en el hogar por la pandemia.

Investigaciones anteriores han demostrado que la pandemia por COVID-19 genera un alto nivel de angustia en la población general<sup>9</sup>. En la misma línea, estudios de validación anteriores han encontrado correlaciones entre la puntuación del FCV-19S y la angustia psicológica<sup>15</sup>. En línea con algunos estudios<sup>16,17,20</sup> se encontró una alta correlación con las subdimensiones de ansiedad y depresión de la HADS. Por otra parte, se ha sugerido que la relación entre la ansiedad, la depresión y el género podría ser compleja<sup>28</sup> y explicarse por la edad, ya que los síntomas de ansiedad son más comunes en las mujeres en las primeras etapas de la vida, pero su incidencia disminuye progresivamente con la edad<sup>25</sup>. Sin embargo, otros estudios han sugerido que el género puede ser un factor en la respuesta de los individuos a la situación traumática y estresante que supone la COVID-19, ya que las mujeres han informado de un mayor miedo al contagio, percepción de riesgo personal, miedo a morir y miedo a la infección que los hombres<sup>57</sup>. Este

hallazgo puede explicarse por los diferentes roles que tradicionalmente se han asignado a cada uno de los sexos. En España, aunque hombres y mujeres pueden cuidarse mutuamente, la proporción de mujeres que cumplen el papel de cuidadoras de niños y ancianos suele ser mayor que la de los hombres<sup>26,27</sup>. La preocupación por el contagio directo por parte de los seres queridos podría aumentar la respuesta de miedo y esto, a su vez, incrementar el nivel de ansiedad en las mujeres. Esto está en consonancia con un estudio anterior que descubrió<sup>57</sup> que el miedo y la preocupación tienen un mayor impacto en las mujeres con enfermedades mentales que en los hombres con dichas enfermedades. Aunque la consideración de estos factores está más allá del objetivo principal de este estudio, otros factores que pueden explicar las diferencias de género pueden estar relacionados con una mayor resiliencia en mujeres que en hombres potenciados por diversas variables protectoras<sup>58,59</sup>. Es importante tener en cuenta estas posibles explicaciones a la hora de planificar intervenciones para abordar el miedo como variable moduladora de la salud y justificar futuras investigaciones.

La evaluación del miedo mediante el FCV-19S puede ayudar a los profesionales de la salud mental a controlar y prevenir la inadaptación psicológica en la población general<sup>12</sup>, así como en grupos que pueden ser psicológicamente vulnerables<sup>5</sup>. Las consecuencias en esta última población pueden ser especialmente devastadoras, provocando un aumento de los intentos de suicidio o de los suicidios consumados<sup>7</sup>. La adaptación del FCV-19S al español podría ser de vital importancia para detectar el miedo a la COVID-19 entre

Tabla 5

Índices de bondad de ajuste para la invariabilidad de la escala en género y edad

|                                | $\chi^2$ | df | $\chi^2/df$ | p   | RMSEA<br>(95 % CI) | CFI | $\Delta\chi^2$      | $\Delta CFI$ |
|--------------------------------|----------|----|-------------|-----|--------------------|-----|---------------------|--------------|
| Hombres (n = 297)              | 48,11    | 26 | 1,85        | ,05 | ,03[,01; ,04]      | ,95 |                     |              |
| Mujeres (n = 402)              | 51,18    | 26 | 1,54        | ,00 | ,02[,01; ,03]      | ,98 |                     |              |
| Invarianza configural (género) | 88,54    | 45 | 2,01        | ,00 | ,03[,02; ,03]      | ,99 | 32,34*              | ,003         |
| Edad (18-28)                   | 118,20   | 51 | 2,21        | ,00 | ,01[,01; ,03]      | ,97 |                     |              |
| Edad (29-39)                   | 146,23   | 53 | 2,54        | ,45 | ,03[,02; ,04]      | ,96 |                     |              |
| Edad (40-49)                   | 129,56   | 58 | 2,23        | ,10 | ,01[,01; ,02]      | ,95 |                     |              |
| Edad (50 o más)                | 157,49   | 68 | 2,14        | ,00 | ,03[,01; ,04]      | ,96 |                     |              |
| Invarianza Configural (edad)   | 187,65   | 71 | 1,89        | ,00 | ,01[,01; ,03]      | ,95 | 27,53 <sup>ns</sup> | ,004         |

$\chi^2$  = Chi-cuadrado; df = grados de libertad,  $\chi^2/df$  = índice de bondad de ajuste Chi-cuadrado; p = nivel de significación; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; CFI = índice de ajuste comparativo;  $\Delta\chi^2$  = prueba de diferencia entre los modelos de invarianza configural y métrica;  $\Delta CFI$  = prueba de diferencia entre el índice de ajuste comparativo; \* = p <,05; \*\* = p <,01; ns = no significativo.

la población vulnerable, especialmente por el impacto devastador de la COVID-19 en estas subpoblaciones clínicas<sup>5,6</sup>. Dado que el miedo a la COVID-19 podría ser una experiencia traumática y estresante, y asociada a la depresión y la ansiedad, disponer de una medida de seguimiento validada podría tener implicaciones prácticas para los clínicos. La identificación temprana del nivel de miedo podría facilitar las intervenciones para tratar trastornos como la ansiedad y la depresión en población general, y su destacada brevedad podría facilitar el cribado, lo que permitiría el desarrollo y la orientación de estrategias para mejorar el control del miedo<sup>60</sup>. La posible aplicación de la FCV-19SS como medida de cribado o seguimiento debería investigarse más a fondo, para determinar si la escala es una herramienta de cribado clínicamente útil en atención primaria y especializada.

Las principales limitaciones de este trabajo están relacionadas con la falta de análisis para evaluar la fiabilidad de la escala con respecto a la prueba y la incertidumbre con respecto a la tasa de no respuesta. Esta última limita la capacidad de hacer generalizaciones sobre nuestros resultados. A pesar de esta limitación, es importante señalar que las escalas fueron fáciles de administrar y que la encuesta en línea pudo realizarse, aunque los participantes estuvieran en cuarentena. Otra limitación es la falta de una herramienta de diagnóstico para evaluar objetivamente la depresión y la ansiedad. Sin embargo, el uso de la HADS proporciona apoyo a la validez de la FCV-19S en español, especialmente porque la FCV-19S correlacionó con ansiedad y depresión.

En conclusión, la versión española de la FCV-19S parece ser una medida válida para evaluar el miedo en la población adulta. El presente estudio avanza en la investigación apoyando la estructura factorial propuesta y proporcionando un análisis confirmatorio de la influencia de la variable género (mujeres) y edad. Dada la validez factorial de la escala, su alta consistencia interna y su adecuada correlación con la HADS, se puede recomendar el uso de la FCV-19S en español para evaluar el miedo en futuros estudios de investigación.

## CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declaran que no hay conflictos de intereses.

## REFERENCIAS

- World Health Organization-WHO (2020). Rolling updates on coronavirus disease (COVID-19). Retrieved from <https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019/events-as-they-happen>
- Mahase E. China coronavirus: WHO declares international emergency as death toll exceeds 2020. *BMJ* 2020, 368, m408. <https://doi.org/10.1136/bmj.m408>
- Brooks SK, Webster RK, Smith LE et al. The psychological impact of quarantine and how to reduce it: rapid review of the evidence. *Lancet*. 2020;395:912-920
- Rothan HA, Byrareddy SN. The epidemiology and pathogenesis of coronavirus disease (COVID-19) outbreak. *J Autoimmun*. 2020;109:102433. doi:10.1016/j.jaut.2020.102433
- Yao H, Chen JH, Xu YF. Patients with mental health disorders in the COVID-19 epidemic. *Lancet Psychiatry*, 7:2020:e21
- Wang Y, Di Y, Ye J, Wei W. Study on the public psychological states and its related factors during the outbreak of coronavirus disease 2019 (COVID-19) in some regions of China, *Psychology, Health & Medicine*. 2020. <https://doi.org/10.1080/13548506.2020.1746817>
- Gunnell D, Appleby L, Arensman E, et al. Suicide risk and prevention during the COVID-19 pandemic. *Lancet Psychiatry*. 2020;7(6):468-471. doi:10.1016/S2215-0366(20)30171-1
- Mamun MA, Griffiths MD. First COVID-19 suicide case in Bangladesh due to fear of COVID-19 and xenophobia: Possible suicide prevention strategies. *Asian J Psychiatr*. 2020;51:102073. <https://doi.org/10.1016/j.ajp.2020.102073>
- Wang C, Pan R, Wan X, Tan Y, Xu L, Ho CS, Ho RC. Immediate Psychological Responses and associated factors during the Initial stage of the 2019 Coronavirus disease (COVID-19) epidemic among the general population in China. *Int. J. Environ. Res. Public Health*. 2020;17:1729. <https://doi.org/10.3390/ijerph17051729>
- Pappas G, Kiriakos IJ, Giannakis P, Falagas ME. Psychosocial consequences of infectious diseases. *Clinical Microbiology and Infection*. 2009;15(8):743-747
- Lin C-Y. Social reaction toward the 2019 novel coronavirus (COVID-19). *Social Health and Behavior*. 2020;3(1):1-2
- Centers for Disease Control and Prevention. *Coronavirus Disease 2019 (COVID-19): Manage anxiety & stress*. Retrieved March 16, 2020, from: <https://www.cdc.gov/coronavirus/2019-ncov/prepare/managing-stress-anxiety.html>.
- Mertens, G., Gerritsen, L., Duijndam, S., Saleminck, E., & Engelhard, I. M. (2020). Fear of the coronavirus (COVID-19): Predictors in an online study conducted in March 2020. *Journal of Anxiety Disorders*, 74, 102258. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102258>
- Kobayashi T, Jung S-M, Linton NM, Kinoshita R, Hayashi K, Miyama T, et al. Communicating the Risk of Death from Novel Coronavirus Disease (COVID-19). *J Clin Med* 2020;9:580
- Holmes EA, O'Connor RC, Perry VH. Multidisciplinary research priorities for the COVID-19 pandemic: a call for action for mental health science. *Lancet Psychiatry*.

2020. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30168-1](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30168-1)
16. Ahorsu D K, Lin C Y, Imani V, Saffari M, Griffiths M D, Pakpour AH. The Fear of COVID-19 Scale: Development and Initial Validation. *International journal of mental health and addiction*, 2020;1-9. Advance online publication. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00270-8>
  17. Bakioglu F, Korkmaz O, Ercan H. Fear of COVID-19 and Positivity: Mediating Role of Intolerance of Uncertainty, Depression, Anxiety, and Stress. *Int J Ment Health Addict*. 2020 May 28;1-14. doi: 10.1007/s11469-020-00331-y.
  18. Harper C.A., Satchell L.P., Fido D., Latzman R.D. Functional fear predicts public health compliance in the COVID-19 pandemic [published online ahead of print] *Int. J. Ment Health Addict*. 2020. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00281-5>
  19. Soraci P., Ferrari A., Abbiati F.A. Validation and psychometric evaluation of the Italian version of the Fear of COVID-19 Scale [published online ahead of print] *Int. J. Ment. Health Addict*. 2020 doi: 10.1007/s11469-020-00277-1
  20. Bitan D.T., Grossman-Giron A., Bloch Y. Fear of COVID-19 scale: Psychometric characteristics, reliability and validity in the Israeli population [published online ahead of print] *Psychiatry Res*. 2020 doi: 10.1016/j.psychres.2020.113100.
  21. Alyami M., Henning M., Krägeloh C.U., Alyami H. Psychometric evaluation of the Arabic version of the Fear of COVID-19 Scale. *Int. J. Ment. Health Addict*. 2020 doi: 10.1007/s11469-020-00316-x
  22. Reznik A., Gritsenko V., Konstantinov V., Khamenka N., Isralowitz R. COVID-19 fear in Eastern Europe: Validation of the Fear of COVID-19 Scale [published online ahead of print] *Int. J. Ment. Health Addict*. 2020 doi: 10.1007/s11469-020-00283-3.
  23. Satici B., Gocet-Tekin E., Deniz M.E., Satici S.A. Adaptation of the Fear of COVID-19 Scale: its association with psychological distress and life satisfaction in Turkey. *Int. J. Ment. Health Addict*. 2020 doi: 10.1007/s11469-020-00294-0.
  24. Ransing R., Ramalho R., Orsolini L. Can COVID-19 related mental health issues be measured?: assessment options for mental health professionals [published online ahead of print] *Brain Behav. Immun*. 2020 doi: 10.1016/j.bbi.2020.05.049
  25. Curran E, Rosato M, Ferry F, Leavey G. Prevalence and factors associated with anxiety and depression in older adults: Gender differences in psychosocial indicators. *Journal of Affective Disorders*. 2020;267:114-122. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.02.018>
  26. De Leo, D. & Trabucchi, M. (2020). COVID-19 and the Fears of Italian Senior Citizens. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17, 357. <https://doi.org/10.3390/ijerph17103572>
  27. Pradhan M., Chettri A., & Maheshwari S. Fear of death in the shadow of COVID-19: The mediating role of perceived stress in the relationship between neuroticism and death anxiety. *Death Studies*, 2020, 1-5. <https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1833384>
  28. Pakpour, A., Griffiths, M.D., 2020. The fear of COVID-19 and its role in preventive behaviors. *J. Con. Dis*. 2 (1), 58-63 <http://irep.ntu.ac.uk/id/eprint/39561>
  29. Martínez-Lorca M., Martínez-Lorca A., Criado-Álvarez JJ., et al., The fear of COVID-19 scale: Validation in Spanish university students. *Psychiatry Research*, 293, 113350, 2020, <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113350>
  30. Goretzko, D., Huong, T.T., & Bühner, M. (2019). Exploratory factor analysis: Current use, methodological developments and recommendations for good practice. *Current Psychology*, 19, 1-7, <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00300-2>
  31. Zigmond A, Snaith R. The Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*. 1983;67:361-370.
  32. Herrero MJ, Banch J, Peri JM, De Pablo J, Pintor L, Balbuena A, A validation study of the hospital anxiety and depression scale (HADS) in a Spanish population, *General Hospital Psychiatry*. 2003;25:277-283. [https://doi.org/10.1016/S0163-8343\(03\)00043-4](https://doi.org/10.1016/S0163-8343(03)00043-4)
  33. Gjersing L, Caplehorn, J, Clausen, T. Cross-cultural adaptation of research instruments: Language, setting, time and statistical considerations. *BMC Medical Res Methodol* 2010;10(1):13. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-10-13>
  34. World Health Organization. Process of translation and adaptation of instruments. 2020, Retrieved from [https://www.who.int/substance\\_abuse/research\\_tools/translation/en/](https://www.who.int/substance_abuse/research_tools/translation/en/).
  35. Hambleton RK. Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In RK Hambleton, PF Merenda, CD Spielberger (Eds.), *Adapting Psychological and Educational Tests for Cross-Cultural Assessment* (pp. 3-38). New Jersey: Lawrence Erlbaum: 2005.
  36. Gudmundsson, E. Guidelines for translating and adapting psychological instruments. *Nordic Psychology* 2009;61(2), 29-45. <https://doi.org/10.1027/1901-2276.61.2.29>
  37. Muñiz J. & Fonseca-Pedrero E. Ten steps for test development. *Psicothema*, 31(1), 7-16. 2019, <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>
  38. Goodyear MD, Krleza-Jeric K, Lemmens T. The Declaration of Helsinki. *BMJ*. 2007;335(7621):624-625. <https://doi.org/10.1136/bmj.39339.610000.BE>
  39. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*. 2006;38(1):88-91.
  40. Timmerman ME, Lorenzo-Seva U. Dimensionality assess-

- ment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*. 2011;16(2):209. <https://doi.org/10.1037/a0023353>.
41. Jennrich RI. Admissible values of  $\gamma$  in direct oblimin rotation. *Psychometrika*. 1979;44(2):173-7. <https://doi.org/10.1007/BF02293969>.
  42. Rodríguez-Ayán MN, Ruiz-Díaz MA. Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial [Attenuation of the asymmetry and kurtosis of the observed scores through transformations of variables: Incidence on the factorial structure]. *Psicológica: Revista de Metodología y Psicología Experimental*. 2008;29(2):205-27.
  43. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. New York: The Guilford Press; 2015.
  44. Meyer JP. Applied measurement with jMetrik. Abingdon: Routledge; 2014.
  45. Hooper D, Coughlan J, Mullen M. Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electron J Bus Res Methods*. 2008;6(1):53-60.
  46. Byrne BM. Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming (3a Ed.). New York, NY: Routledge; 2016.
  47. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada [Exploratory Item Factor Analysis: a practical guide revised and updated]. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*. 2014;30(3):1151-69. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>.
  48. Baglin J. Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: A demonstration using FACTOR. *Practical Assessment, Research, and Evaluation* [Internet]. 2014; 19(1):[5 p.]. Available from: <http://pareonline.net/getvn.asp?v=19&t=5>.
  49. Mardia KV. Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*. 1970;57(3):519-30. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
  50. Ministry of Health, Consumer Affairs and Social Welfare. Situación de COVID-19 en España [Situation of COVID-19 in Spain]. 2020. Available from: <https://cne-covid.isciii.es/covid19/>
  51. Caycho-Rodríguez, T., Vilca L.W, Cervigni M., Gallegos, M., Martino, P., Portillo, N., Barés, I., Calandra, M. & Burgos Videla, C. Fear of COVID-19 scale: Validity, reliability and factorial invariance in Argentina's general population, *Death Studies*. 2020. <https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1836071>.
  52. Perz, C. A., Lang, B. A., & Harrington, R. Validation of the Fear of COVID-19 Scale in a US College Sample. *International journal of mental health and addiction*. 2020;1-11. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00356-3>
  53. Wakashima K, Asai K, Kobayashi D, Koiwa K, Kamoshida S, Sakuraba M. (2020). The Japanese version of the Fear of COVID-19 scale: Reliability, validity, and relation to coping behavior. *PLoS One*. 2020;15(11): e0241958. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0241958>.
  54. Winter, T., Riordan, B.C., Pakpour, A.H. et al. (2020). Evaluation of the English Version of the Fear of COVID-19 Scale and Its Relationship with Behavior Change and Political Beliefs. *Internatknal Journal of Mental Health and Addiction*. 2020. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00342-9>
  55. Mahmood, Q. K., Jafree, S. R., & Qureshi, W. A. (2020). The Psychometric Validation of FCV19S in Urdu and Socio-Demographic Association with Fear in the People of the Khyber Pakhtunkhwa (KPK) Province in Pakistan. *International journal of mental health and addiction*. 2020;1-11. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00371-4>
  56. Rahman, M., Hoque, N., Alif, S.M. et al. Factors associated with psychological distress, fear and coping strategies during the COVID-19 pandemic in Australia. *Global Health*. 2020;16, 95. <https://doi.org/10.1186/s12992-020-00624-w>
  57. Sloan MM, Haner M, Graham A, Cullen FT, Pickett JT, Jonson CL. Pandemic Emotions: The extent, correlates and mental health consequences of personal and altruistic Fear of COVID-19. Working Paper, 2020, University of South Florida.
  58. Sánchez-Teruel, D., Robles-Bello, MA, Valencia, N. Do psychological strengths protect college students confined by COVID-19 to emotional distress? The role of gender. *Personality and Individual Differences*. 2020. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110507>
  59. Robles-Bello, M.A., Sánchez-Teruel, D. & Valencia Naranjo, N. Variables protecting mental health in the Spanish population affected by the COVID-19 pandemic. *Curr Psychol* (2020). <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01132-1>
  60. Usher K, Bhullar N, Jackson D. Life in the pandemic: Social isolation and mental health [published online ahead of print, 2020 Apr 6]. *J Clin Nurs*. 2020;10.1111/jocn.15290. <https://doi.org/10.1111/jocn.15290>