



ORIGINAL

## Propiedades psicométricas del *Eating Attitudes Test-26* en escolares españoles



Néstor Montoro-Pérez<sup>a</sup>, Raimunda Montejano-Lozoya<sup>b,\*</sup>, David Martín-Baena<sup>b</sup>,  
Marta Talavera-Ortega<sup>c</sup> y María Rosario Gómez-Romero<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Enfermería, Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Alicante, San Vicente del Raspeig, Alicante, España

<sup>b</sup> Escuela de Enfermería La Fe, Centro adscrito a la Universidad de Valencia, Grupo de Investigación GREIACC, Instituto de Investigación Sanitaria La Fe (IISLAFE), Valencia, España

<sup>c</sup> Departamento de Didáctica de las Ciencias Experimentales y Sociales, Facultad de Magisterio, Universidad de Valencia, Valencia, España

Recibido el 2 de agosto de 2023; aceptado el 18 de enero de 2024

Disponible en Internet el 12 de febrero de 2024

### PALABRAS CLAVE

Sexo;  
Niños;  
Instituciones académicas;  
Trastornos de alimentación y de la ingestión de alimentos;  
Estudio de validación;  
EAT-26

### Resumen

**Introducción:** Las Actitudes y los Comportamientos Alimentarios Desordenados (DEAB, por sus siglas en inglés) pueden afectar tanto a la salud mental como física en los niños/as. Su detección temprana es crucial para prevenir complicaciones y mejorar las posibilidades de recuperación. El *Eating Attitudes Test-26* (EAT-26) es una herramienta ampliamente utilizada para evaluar las DEAB debido a su costo/efectividad.

**Objetivo:** Evaluar las propiedades psicométricas del EAT-26, analizando la estructura factorial, la consistencia interna, la validez convergente e invarianza de medida entre ambos sexos en escolares españoles.

**Método:** Estudio instrumental con una muestra de 718 escolares. La muestra se dividió aleatoriamente en 2 grupos, cada uno con 359 participantes, realizando un análisis factorial exploratorio (AFE) y un análisis factorial confirmatorio (AFC). Posteriormente, se estimó la consistencia interna con el alfa ordinal, la validez convergente con el cuestionario SCOFF y la invarianza de medida entre ambos sexos.

**Resultados:** Los hallazgos del AFE y AFC respaldaron una estructura multidimensional del EAT, compuesta por 6 factores y 21 ítems. Estos factores subyacen en un modelo de segundo orden de las DEAB. La consistencia interna fue suficiente para la mayoría de los factores. Se mostró una validez convergente moderada con el cuestionario SCOFF para la mayoría de los factores. Se alcanzó una invarianza estricta entre ambos sexos.

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [rai.montejano@gmail.com](mailto:rai.montejano@gmail.com) (R. Montejano-Lozoya).

*Conclusiones:* La escala abreviada EAT-21, mostró unas propiedades psicométricas modestas y prometedoras, constituyendo un instrumento adecuado para la evaluación de las DEAB, de forma equitativa en niños y niñas, en contextos docentes.

© 2024 Asociación Española de Pediatría. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

## KEYWORDS

Sex;  
Children;  
School;  
Feeding and eating disorders;  
Validation studies;  
EAT-26

## Psychometric properties of the Eating Attitudes Test-26 in Spanish schoolchildren

### Abstract

*Introduction:* Disordered Eating Attitudes and Behaviours (DEABs) can impact both the mental and physical health of children. Early detection is crucial to prevent complications and improve outcomes. The Eating Attitudes Test-26 (EAT-26) is a widely used, cost-effective tool for assessing DEABs.

*Objective:* To evaluate the psychometric properties of the EAT-26 by analysing its factor structure, internal consistency, convergent validity, and measurement invariance across sexes in Spanish schoolchildren.

*Method:* Validation study in a sample of 718 schoolchildren. The sample was randomly divided into two groups, each with 359 participants, and we carried out an exploratory factor analysis (EFA) and a confirmatory factor analysis (CFA) of the instrument. Subsequently, for the total sample, we assessed the internal consistency by means of the ordinal alpha, the convergent validity with the SCOFF questionnaire and the measurement invariance between the sexes.

*Results:* The results of the EFA and CFA supported a multidimensional structure of the EAT comprising six factors and 21 items. These factors underlie a second-order model of DEABs. The internal consistency was adequate for most factors. The SCOFF questionnaire showed a moderate convergent validity for most factors. We found strict invariance across the sexes.

*Conclusions:* The abbreviated EAT-21 scale exhibited modest and promising psychometric properties, making it a suitable instrument for assessing DEABs equitably in both sexes in educational settings.

© 2024 Asociación Española de Pediatría. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

## Introducción

Las Actitudes y los Comportamientos Alimentarios Desordenados (DEAB, por sus siglas en inglés) abarcan una variedad de condiciones patológicas caracterizadas por alteraciones en los patrones alimentarios, imagen corporal distorsionada y percepción del peso<sup>1,2</sup>. Las principales DEAB, clasificadas por la Asociación Psiquiátrica Americana<sup>3</sup>, incluyen la anorexia nerviosa, la bulimia nerviosa, el trastorno por atracón, otros trastornos alimentarios especificados y el trastorno alimentario no especificado. La anorexia nerviosa y la bulimia nerviosa se encuentran entre los trastornos más prevalentes en escolares<sup>4</sup>. A nivel internacional, las tasas de prevalencia de ambos trastornos en escolares oscilan entre el 0,5 y el 2,5%<sup>2</sup>.

Por un lado, las DEAB pueden afectar negativamente la salud física y mental, lo que lleva a tasas de mortalidad elevadas<sup>5</sup>. La detección temprana de las DEAB es crucial para prevenir complicaciones y mejorar las posibilidades de recuperación<sup>6</sup>. El *Eating Attitudes Test-26* (EAT-26), desarrollado por Garner et al.<sup>7</sup>, es una herramienta ampliamente utilizada para evaluar las DEAB debido a su costo/efectividad<sup>8,9</sup>. El EAT-26 ha sido validado en diversas poblaciones (muestras clínicas y no clínicas) y en varios idiomas (inglés, árabe, japonés, italiano, hebreo y español)<sup>6,10-15</sup>.

Por otro lado, las escuelas brindan un entorno óptimo para implementar programas de prevención y detección de las DEAB, dado el tiempo considerable que los jóvenes pasan en estas instituciones educativas<sup>16</sup>. Sin embargo, se necesitan más estudios para investigar las propiedades psicométricas del EAT-26 en este contexto. Los hallazgos inconsistentes e inconclusos de los estudios han planteado preocupaciones sobre la estructura factorial y la utilidad del EAT-26, como herramienta de detección en muestras no clínicas<sup>14</sup>. Los intentos de replicar la estructura factorial inicial («dieta», «bulimia» y «control oral»), propuesta por Garner et al.<sup>7</sup>, han sido infructuosos en muestras de escolares en contextos no clínicos. De hecho, estudios realizados en este ámbito han descrito entre 4 y 6 factores<sup>8,9,14,17</sup>. Maiano et al.<sup>8</sup> y McEnery et al.<sup>9</sup> llevaron a cabo una investigación exhaustiva sobre la estructura factorial del EAT-26 en una de las muestras europeas más extensas conocidas hasta la fecha; sus análisis estadísticos revelaron una estructura similar para el instrumento formada por 6 factores («miedo a engordar», «control alimentario», «culpa alimentaria», «preocupación por la comida», «conducta de vómito-purga» y «presión social para ganar peso»).

Otro aspecto menos estudiado pero importante es mostrar la invariancia de medida en diferentes subgrupos. La mayoría de los estudios centrados en escolares han utilizado, predominantemente, muestras compuestas solo por

niñas<sup>10,12,15,17</sup>, a pesar de la tendencia creciente de los niños a sufrir DEAB durante la transición de la infancia a la adolescencia<sup>2,18</sup>. Por lo tanto, es crucial investigar el rendimiento del EAT-26 en poblaciones escolares masculinas y femeninas.

En el contexto español, las validaciones previas del EAT-26<sup>12,15</sup> han utilizado metodologías que no están adaptadas a las últimas recomendaciones estadísticas<sup>19,20</sup>, lo que implica ciertas limitaciones en los resultados. El uso de rotaciones ortogonales y el método de extracción de factores utilizados en estos estudios puede distorsionar la estructura factorial y subestimar el número real de factores<sup>19,20</sup>. Por ello, el principal objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas del EAT-26, analizando la estructura factorial, consistencia interna, validez convergente e invarianza de medida entre ambos sexos en una muestra de escolares españoles.

## Material y métodos

### Diseño del estudio

Se realizó un estudio instrumental de validación del EAT-26, entre septiembre de 2019 y febrero de 2020, incluyendo a estudiantes de secundaria de 5 centros educativos de la Comunidad Valenciana, España. Cuatro de ellos se encontraban en la provincia de Valencia y uno en la provincia de Alicante. De los 4 centros de la provincia de Valencia, 2 se encontraban en la ciudad y los otros 2 en municipios rurales, próximos a la ciudad, con menos de 30.000 habitantes; el centro correspondiente a la provincia de Alicante es rural, hallándose en el interior de la provincia. El nivel socioeconómico de las zonas donde se realizó el estudio fue diverso, oscilando desde un nivel bajo a alto. Todos los centros educativos incluidos fueron públicos y uno de ellos concertado. Respecto a los estudios ofertados, 2 de ellos disponían de estudios de Educación Secundaria Obligatoria (ESO), Formación Profesional (FP) y bachillerato; 2 ofrecían estudios de ESO y de bachillerato; y uno de ESO y FP<sup>21</sup>.

### Participantes

Los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo de conveniencia. El tamaño de muestra se calculó considerando las últimas recomendaciones estadísticas, lo que indicó un requisito mínimo de 500 participantes<sup>19</sup>. Se desestimaron los casos incompletos. Los criterios de inclusión para el estudio fueron: a) estudiantes de 12 a 18 años y b) matriculados como estudiantes regulares en la escuela. Se excluyeron los estudiantes con enfermedades mentales conocidas y diagnosticadas por un médico.

### Variables e instrumentos

- Variables sociodemográficas y clínicas: edad (como variable continua en años); sexo (masculino, femenino); nacionalidad (española, otra); e índice de masa corporal (IMC) (bajo peso: < 18,5; saludable: 18,5-24,9; sobrepeso: 25-29,9 y obesidad: > 30)<sup>22</sup>.

- Test de Actitudes Alimentarias (EAT-26): desarrollado inicialmente por Garner et al.<sup>7</sup> y posteriormente validado en el contexto español por Gandarillas et al.<sup>12</sup>. Se trata de un instrumento autoinformado diseñado para evaluar las DEAB. Consta de 26 ítems y 3 dimensiones: a) «dieta», b) «bulimia» y c) «control oral». Los ítems se responden en una escala tipo Likert de 4 puntos (0 = nunca a 3 = siempre). Un puntaje por encima de 20 indica un riesgo potencial de padecer DEAB<sup>10</sup>. La escala ha mostrado una consistencia interna de moderada a suficiente a nivel internacional (> 0,70)<sup>7,10</sup>.
- Cuestionario SCOFF: desarrollado inicialmente por Morgan et al.<sup>23</sup>, y posteriormente validado en el contexto español por Rueda et al.<sup>24</sup>. Se trata de un instrumento unidimensional que consta de 5 preguntas que evalúan diversos aspectos de las DEAB. Los participantes responden a las preguntas mediante una escala dicotómica (sí/no). Se identifican casos positivos cuando se responde afirmativamente a 2 o más preguntas. A nivel internacional, la consistencia interna del cuestionario SCOFF oscila entre 0,4 y 0,7, considerándose valores suficientes para instrumentos de diagnóstico discriminatorio<sup>23,24</sup>.

### Procedimiento

Todos los participantes que expresaron su voluntad de participar en el estudio recibieron un documento para llevarse a casa y obtener el consentimiento de sus progenitores o tutores legales. Este documento incluía información detallada sobre el título del estudio, objetivos, importancia y declaración de confidencialidad de los datos. Los participantes que aceptaron participar en el estudio recibieron otro documento que contenía todas las variables de investigación.

### Análisis estadístico

El número total de observaciones (N = 718) se dividió al azar en 2 muestras, muestra 1 (n = 359) y muestra 2 (n = 359). Todos los procedimientos analíticos se realizaron utilizando el *software* gratuito R (versión 6.3). El rendimiento del instrumento se analizó calculando la asimetría, curtosis, efectos suelo y techo. Los coeficientes de asimetría y curtosis superiores o inferiores a -1,5 y 1,5, respectivamente, violan el supuesto de distribución normal<sup>19</sup>. Los efectos suelo y techo se consideran presentes cuando más del 15% de las respuestas de los participantes caen dentro de las categorías de respuesta inferiores o superiores, respectivamente, lo que indica dificultad para diferenciar las puntuaciones<sup>25</sup>. Según los criterios de Rhemtulla et al.<sup>26</sup>, los datos se consideraron ordinales. Se evaluó la estructura del instrumento mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) en la muestra 1. La adecuación del AFE se evaluó mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) con valores  $\geq 0,70$ <sup>27</sup>, la prueba de esfericidad de Bartlett con un valor de  $p < 0,05$ <sup>28</sup> y el coeficiente de determinación cercano a 0. Para determinar el número de factores se utilizó el análisis paralelo de Horn<sup>19,29</sup>. El AFE se realizó con el paquete «psych», utilizando el método de estimación de cuadrados mínimos no ponderados (ULS, por sus siglas en inglés), recomendado para variables categóricas cuando se viola el supuesto de normalidad<sup>30</sup>, y rotación oblícua

**Tabla 1** Características sociodemográficas de la muestra

Variables sociodemográficas	Niños (n = 280) n (%)	Niñas (n = 438) n (%)
<b>Años</b>	14,4 ± 1,8 <sup>a</sup>	14,7 ± 2,0 <sup>a</sup>
<b>Nacionalidad</b>		
Española	261 (93,2)	403 (92,0)
Otros	19 (6,8)	35 (8,0)
<b>IMC</b>		
Bajo peso	12 (4,3)	20 (4,6)
Peso saludable	226 (80,7)	352 (80,4)
Sobrepeso	28 (10,0)	42 (9,6)
Obeso	14 (5,0)	24 (5,5)

IMC: índice de masa corporal.

<sup>a</sup> Media ± desviación estándar.

Promax asumiendo dimensiones altamente correlacionadas del constructo que se pretende medir<sup>19</sup>. Los criterios para la selección y refinamiento de los ítems incluyeron: a) saturación  $\geq 0,40$  y b) eliminación de casos de Heywood (saturación  $\geq 1$ )<sup>30</sup>. Posteriormente se evaluó la estructura obtenida en el AFE mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) en la muestra 2 con el paquete «Lavaan» utilizando el método de estimación robusta de mínimos cuadrados ajustados de media y varianza (WLSMV, por sus siglas en inglés), recomendado para variables ordinales<sup>25</sup>. Se evaluó el ajuste del modelo utilizando el Índice de ajuste comparativo (CFI, por sus siglas en inglés), el índice de Tucker-Lewis (TLI, por sus siglas en inglés) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés), considerándose adecuados valores de CFI  $> 0,90$ , TLI  $> 0,90$  y RMSEA  $< 0,06$ <sup>20,31,32</sup>. Se propusieron 4 ajustes estadísticos: 1) tau-equivalente, 2) congénico, 3) errores correlacionados (índices de modificación  $> 35.000$ ) y 4) modelo de segundo orden. Se desestimaron los modelos con casos de Heywood, errores correlacionados sin coherencia a nivel teórico y varianzas negativas<sup>31</sup>. La consistencia interna se evaluó para toda la muestra calculando el coeficiente alfa ordinal, que proporciona una estimación más precisa para escalas de respuesta categórica. Un coeficiente  $\alpha \geq 0,70$  indica una fiabilidad suficiente<sup>20,33</sup>. La validez convergente se evaluó calculando la correlación producto/momento entre los factores e ítems resultantes de la EAT y el cuestionario SCOFF<sup>34</sup>. Se esperan correlaciones significativas entre 0,2 y 0,7<sup>20</sup>. La invarianza de medida se evaluó siguiendo el método de Wu y Eastbrook<sup>35</sup> en 4 niveles: a) invarianza configuracional, b) invarianza métrica, c) invarianza escalar y d) invarianza estricta. Se consideró que una diferencia de  $\Delta CFI \leq 0,010$  y  $\Delta RMSEA \leq 0,015$  era insignificante al comparar diferentes niveles de invarianza de medida<sup>36</sup>.

## Aspectos éticos

Todos los participantes aceptaron participar en la investigación de manera voluntaria. El estudio obtuvo el informe favorable del comité de ética (Registro n.º 2016/0794). La privacidad y confidencialidad de los datos se garantizaron siguiendo el reglamento (UE) 2016/679 del Parlamento Europeo y del Consejo de 27 de abril de 2016.

## Resultados

### Descripción de la muestra

La muestra seleccionada fue de 725 participantes, se excluyeron los cuestionarios incompletos (n=7 [0,96%]), siendo la muestra final de 718 (99,04%) participantes. Destacar que ningún estudiante se negó a participar. De los 718 escolares evaluados, un 39% eran niños y un 61% niñas, con una edad media de 14,4 ± 1,8 y 14,7 ± 2,0, respectivamente. La mayoría de la muestra eran de nacionalidad española, disponían de soporte social y de un peso normal (tabla 1).

### Evaluación psicométrica

La tabla 2 muestra el rendimiento de las puntuaciones de los ítems del instrumento. Se observaron efectos suelo y techo, asimetría y curtosis; por lo tanto, los datos se consideraron ordinales.

### Análisis exploratorio

Se realizaron tres análisis paralelos de Horn consecutivos y sus correspondientes AFE utilizando el conjunto inicial de 26 ítems. Los ítems eliminados en cada análisis se determinaron según los criterios predefinidos. Cada AFE realizado arrojó un KMO  $\geq 0,70$ , Bartlett con un valor de  $p < 0,05$  y coeficiente de determinación cercano a cero. Como resultado, se eliminaron los ítems 2, 4, 5, 15 y 25 debido a cargas factoriales  $< 0,4$ . El índice de adecuación muestral de KMO (0,79), la prueba de esfericidad de Bartlett ( $gl = 210$ ;  $p = 0,000$ ) y el coeficiente de determinación  $< 0,001$  indican que la matriz de correlación entre los 21 ítems seleccionados (EAT-21) y los 6 factores sugeridos por el análisis paralelo de Horn es viable para realizar un AFE. La varianza explicada para los factores rotados fue la siguiente: factor 1 (23,98%); factor 2 (11,53%); factor 3 (8,34%); factor 4 (7,52%); factor 5 (4,97%), y factor 6 (4,91%) (tabla 3).

Siguiendo el análisis de contenido de los ítems, los factores obtenidos en el AFE y los estudios realizados por Mañano et al.<sup>8</sup> y McEnery et al.<sup>9</sup>, los factores fueron etiquetados como: factor 1, «miedo a engordar»; factor 2, «control alimentario»; factor 3, «conductas de vómito-purga»; fac-

**Tabla 2** Estadísticos descriptivos de los ítems

Ítem	Min	Máx	M (DE)	Asimetría	Curtosis	ES n (%)	ET n (%)
1. Tengo mucho miedo de pesar demasiado	0	3	0,51 (0,94)	1,64	1,32	522 (72,8)	51 (7,5)
2. Intento no comer, aunque tenga hambre	0	3	0,13 (0,49)	4,00	16,66	650 (90,9)	9 (1,3)
3. Me preocupa mucho la comida	0	3	0,45 (0,87)	1,88	2,34	534 (74,6)	43 (6,0)
4. A veces he comido en exceso, sintiendo que no podía dejar de comer	0	3	0,19 (0,60)	3,38	10,84	642 (89,5)	163 (60,4)
5. Corto la comida en trozos pequeños	0	3	0,57 (0,96)	1,50	0,86	500 (69,6)	57 (7,9)
6. Tengo en cuenta las calorías de los alimentos que consumo	0	3	0,32 (0,77)	2,49	5,16	590 (82,2)	36 (5,0)
7. Evito especialmente comer alimentos con muchos hidratos de carbono (pan, arroz, patatas, etc.)	0	3	0,13 (0,48)	4,05	16,88	658 (91,6)	7 (1,0)
8. Me doy cuenta de que los demás preferirían que comiera más	0	3	0,30 (0,78)	2,57	5,34	608 (84,7)	36 (5,0)
9. Vomito después de comer	0	2	0,02 (0,19)	8,52	76,33	705 (98,2)	0 (0)
10. Me siento muy culpable después de comer	0	3	0,12 (0,50)	4,64	21,25	674 (94,0)	13 (1,8)
11. Me preocupa mi deseo de estar más delgada/o	0	3	0,28 (0,76)	2,74	6,32	615 (85,7)	38 (5,3)
12. Hago mucho ejercicio para quemar calorías	0	3	0,60 (0,99)	1,43	0,61	488 (68,3)	66 (9,2)
13. Otros piensan que estoy demasiado delgada/o	0	3	0,28 (0,75)	2,66	5,99	610 (85,0)	32 (4,5)
14. Me preocupa la idea de tener grasa en el cuerpo	0	3	0,44 (0,88)	1,95	2,53	546 (76,0)	51 (7,1)
15. Tardo más en comer que otras personas	0	3	0,60 (1,05)	1,43	0,44	515 (71,7)	84 (11,7)
16. Intento no comer alimentos con azúcar	0	3	0,26 (0,69)	2,81	7,14	11 (4,1)	176 (65,2)
17. Como alimentos dietéticos	0	3	0,22 (0,61)	2,83	7,46	609 (84,8)	11 (1,5)
18. Siento que la comida controla mi vida	0	3	0,17 (0,63)	3,69	12,58	659 (91,8)	25 (3,5)
19. Me controlo a la hora de comer	0	3	0,62 (1,00)	1,35	0,36	483 (67,4)	66 (9,2)
20. Noto que los demás me presionan para que coma	0	3	0,24 (0,70)	2,96	7,74	626 (87,3)	29 (4,0)
21. Paso demasiado tiempo pensando y ocupándome de la comida	0	3	0,14 (0,50)	4,00	16,27	654 (91,3)	10 (1,4)
22. Me siento incómodo/a después de comer dulces	0	3	0,23 (0,69)	3,00	8,05	627 (87,3)	27 (3,8)
23. Me comprometo a seguir un régimen	0	3	0,33 (0,79)	2,37	4,46	587 (82,0)	36 (5,0)
24. Me gusta sentir el estómago vacío	0	3	0,33 (0,79)	4,71	22,27	675 (94,1)	11 (1,5)
25. Me gusta probar alimentos nuevos y sabrosos	0	3	1,20 (1,27)	0,40	-1,54	332 (46,2)	193 (26,9)
26. Tengo ganas de vomitar después de las comidas	0	3	0,04 (0,28)	7,07	50,52	702 (97,8)	1 (0,1)

DE: desviación eestándar; ES: efecto suelo; ET: efecto techo; M: media; Máx: máximo, ítems positivos revertidos; Min: mínimo.

tor 4, «presión social para aumentar de peso»; factor 5, «comportamiento dietético», y factor 6, «preocupación por la comida».

al modelo congénérico. Las cargas factoriales de los ítems del modelo de segundo orden oscilaron entre 0,40 y 0,95 (fig. 2).

### Análisis factorial confirmatorio

La tabla 4 muestra los estadísticos del AFC según los ajustes que cumplieron con los criterios predefinidos. El modelo congénérico de 6 factores propuesto en el AFE presenta un ajuste excelente, con cargas factoriales que oscilan entre 0,44 y 0,95 (fig. 1). Los resultados del AFC de segundo orden revelaron un ajuste aceptable pero marginalmente inferior

### Consistencia interna

El factor 1: «miedo a engordar» alcanzó una consistencia interna estimada con el alfa ordinal de 0,81; el factor 2, «control alimentario», 0,66; el factor 3, «conductas de vómito-purga», 0,77; el factor 4, «presión social para aumentar de peso», 0,74; el factor 5, «comportamiento

**Tabla 3** Ítems, dimensiones, cargas factoriales y correlaciones entre factores

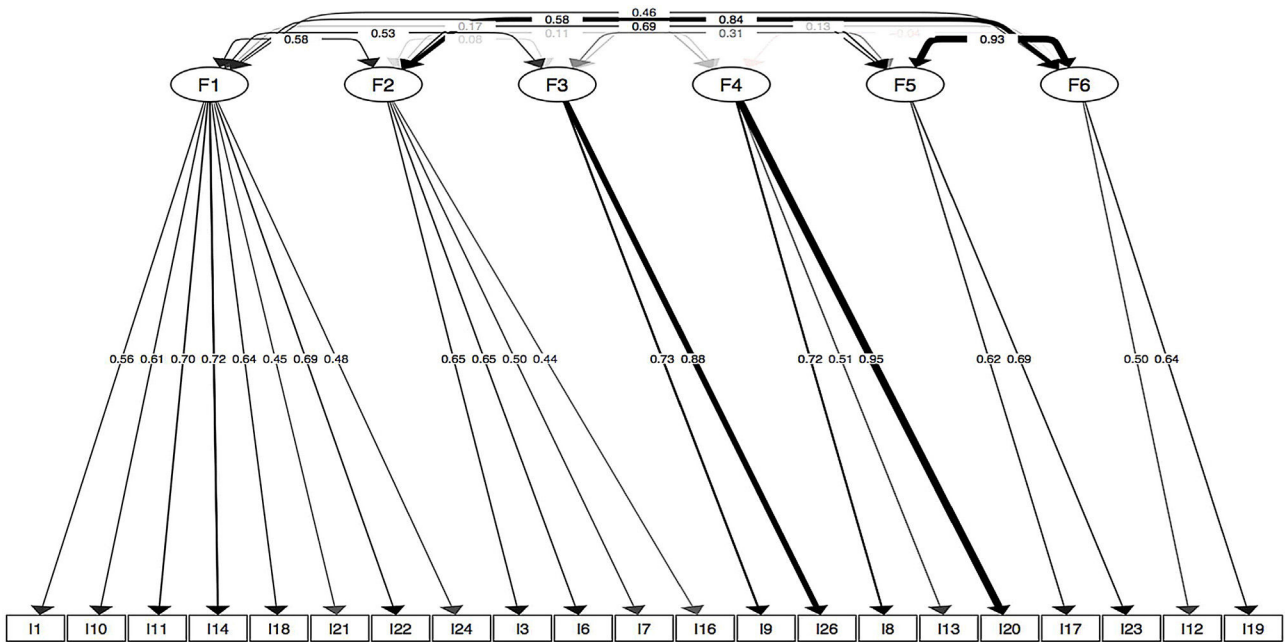
Ítems	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6
<i>N.º ítems factor</i>	8	4	2	3	2	2
<i>Porcentaje varianza explicada para los factores rotados</i>	23,98%	11,53%	8,34%	7,52%	4,97%	4,91%
1. Tengo mucho miedo de pesar demasiado	<b>0,59</b>	0,37	-0,02	0,11	0,22	0,29
3. Me preocupa mucho la comida	0,35	<b>0,66</b>	0,15	0,09	0,29	0,14
6. Tengo en cuenta las calorías de los alimentos que consumo	0,29	<b>0,68</b>	0,05	0,11	0,33	0,39
7. Evito especialmente comer alimentos con muchos hidratos de carbono (pan, arroz, patatas, etc.)	0,22	<b>0,46</b>	0,04	0,02	0,24	0,15
8. Me doy cuenta de que los demás preferirían que comiera más	0,20	0,15	0,16	<b>0,89</b>	-0,03	0,04
9. Vomito después de comer	0,26	0,18	<b>0,93</b>	0,22	0,12	-0,13
10. Me siento muy culpable después de comer	<b>0,60</b>	0,24	0,31	0,09	0,34	-0,16
11. Me preocupa mi deseo de estar más delgada/o	<b>0,66</b>	0,14	0,07	0,11	0,23	0,29
12. Hago mucho ejercicio para quemar calorías	0,18	0,36	-0,02	0,03	0,26	<b>0,44</b>
13. Otros piensan que estoy demasiado delgada/o	0,06	-0,04	-0,02	<b>0,50</b>	-0,04	0,04
14. Me preocupa la idea de tener grasa en el cuerpo	<b>0,56</b>	0,39	0,03	0,19	0,27	0,39
16. Intento no comer alimentos con azúcar	0,33	<b>0,57</b>	0,04	0,04	0,34	0,31
17. Como alimentos dietéticos	0,38	0,45	0,05	0,01	<b>0,86</b>	0,26
18. Siento que la comida controla mi vida	<b>0,47</b>	0,29	0,27	0,09	0,34	-0,03
19. Me controlo a la hora de comer	0,22	0,38	0,05	0,00	0,29	<b>0,54</b>
20. Noto que los demás me presionan para que coma	0,15	0,11	0,03	<b>0,69</b>	0,02	-0,11
21. Paso demasiado tiempo pensando en la comida y ocupándome de ella	<b>0,46</b>	0,30	0,19	0,05	0,35	-0,02
22. Me siento incómodo/a después de comer dulces	<b>0,72</b>	0,50	0,14	0,15	0,38	0,14
23. Me comprometo a seguir un régimen	0,50	0,42	0,04	0,00	<b>0,70</b>	0,27
24. Me gusta sentir el estómago vacío	<b>0,52</b>	0,14	0,41	0,31	0,22	0,00
26. Tengo ganas de vomitar después de las comidas	0,22	0,17	<b>0,87</b>	0,15	0,13	-0,17
<i>Correlaciones entre factores</i>						
Factor 1	1,00					
Factor 2	0,46	1,00				
Factor 3	0,24	0,16	1,00			
Factor 4	0,22	0,12	0,22	1,00		
Factor 5	0,47	0,50	0,15	-0,24	1,00	
Factor 6	0,21	0,28	-0,25	0,23	0,16	1,00

Factor 1 (miedo a engordar), Factor 2 (control relacionado con la alimentación), Factor 3 (comportamiento de vómito-purga), Factor 4 (presión social para aumentar de peso), Factor 5 (comportamiento de dietético), Factor 6 (preocupación por la comida). Los valores en negrita significan que el ítem carga en el factor.

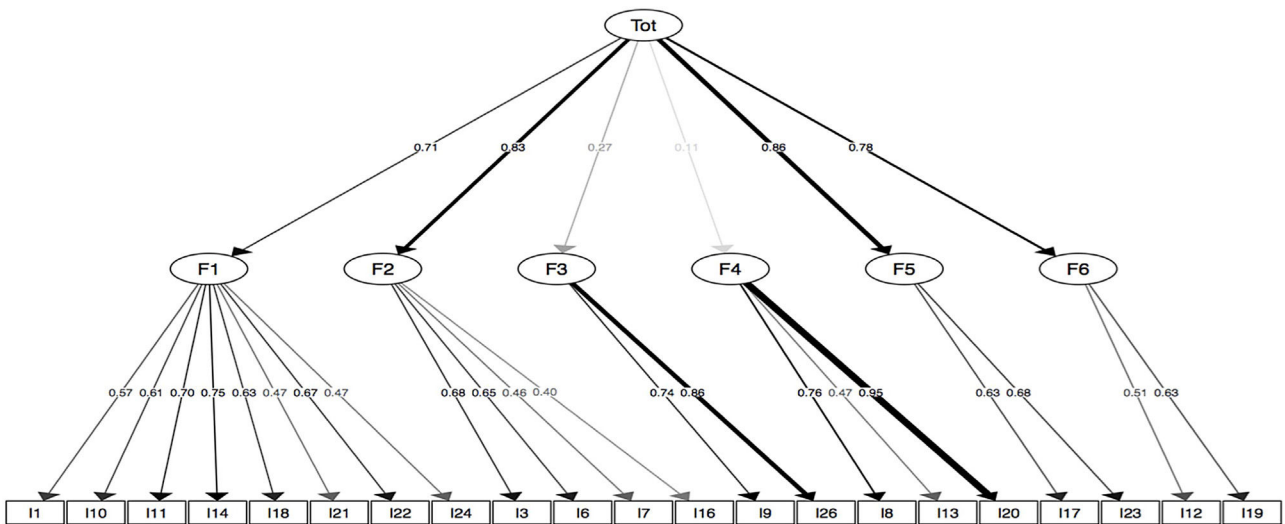
**Tabla 4** Estadísticos del análisis factorial confirmatorio

Modelo	Ajuste del modelo	$\chi^2$	gl	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)
6-factor	MC	221.381	174	0,991	0,983	0,001 (0,000-0,015)
	MS	267.585	183	0,977	0,974	0,022 (0,000-0,033)

CFI: *Comparative Fit Index*; gl: grados de libertad; IC: intervalo de confianza; MC: modelo congenérico; MS: modelo de segundo orden; RMSEA: *Root Mean Square Error Approximation*; TLI: Tucker-Lewis Index;  $\chi^2$ : Chi-cuadrado.



**Figura 1** Modelo congénico. Factor 1 (miedo a engordar), Factor 2 (control relacionado con la alimentación), Factor 3 (comportamiento de vómito/purga), Factor 4 (presión social para aumentar de peso), Factor 5 (comportamiento dietético), Factor 6 (preocupación por la comida).



**Figura 2** Modelo de segundo orden. Factor 1 (miedo a engordar), Factor 2 (control relacionado con la alimentación), Factor 3 (comportamiento de vómito/purga), Factor 4 (presión social para aumentar de peso), Factor 5 (comportamiento dietético), Factor 6 (preocupación por la comida).

**Tabla 5** Correlaciones entre las puntuaciones de los ítems de los factores resultantes de la EAT-21 y el cuestionario SCOFF

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6	Total
SCOFF	0,535**	0,300**	0,233**	0,090*	0,370**	0,191**	0,483**

Factor 1 (miedo a engordar), Factor 2 (control relacionado con la alimentación), Factor 3 (comportamiento de vómito-purga), Factor 4 (presión social para aumentar de peso), Factor 5 (comportamiento de dietético), Factor 6 (preocupación por la comida).

\* p < 0,05.  
\*\* p < 0,01.

dietético», 0,67, y el factor 6, «preocupación por la comida», 0,51.

### Validez convergente

El análisis de correlación de producto-momento entre las puntuaciones de los factores resultantes del EAT-21 y el cuestionario SCOFF se puede ver en la [tabla 5](#). La puntuación total del EAT-21 se correlacionó significativa y positivamente con la puntuación del cuestionario SCOFF ( $r=0,483$ ;  $p<0,001$ ).

### Invarianza de medida

Los resultados de la invarianza de medida pueden observarse en la [tabla 6](#). Los resultados indican que puede asumirse una invarianza de medida estricta entre sexo, ya que ninguna de las comparaciones reveló una pérdida de ajuste mayor a  $\Delta CFI \leq 0,010$  o  $\Delta RMSEA \leq 0,015$ .

### Discusión

El propósito principal de esta investigación fue examinar las propiedades psicométricas del EAT-26 en una muestra de estudiantes españoles. Los resultados revelan una versión del EAT compuesta por 21 ítems agrupados en 6 factores, subyacentes a un factor de segundo orden. La evidencia sugiere que el EAT-21 exhibe propiedades psicométricas tanto prometedoras como modestas, mostrando una consistencia interna moderada en la mayoría de los factores. Además, se observa una validez convergente con el cuestionario SCOFF y se logra una invarianza de medida estricta entre ambos sexos.

La estructura de 6 factores obtenida en esta investigación es similar a la hallada en varios estudios realizados en poblaciones escolares sin problemas de salud<sup>8,9,37</sup>. Esto contrasta con otros estudios de validación, donde generalmente se encuentran 3 o 4 factores. En el contexto español, solo la validación realizada por Gandarillas et al.<sup>12</sup> logran reproducir la estructura de tres factores propuesta por Garner et al.<sup>7</sup>. Otros estudios, en el mismo contexto, muestran una estructura de 4 factores<sup>10,38</sup>. Esta diferencia en la estructura del instrumento puede deberse a la inclusión de población clínica<sup>8,9,37</sup> y el uso de metodologías estadísticas que no cumplen con los últimos estándares recomendados<sup>19,20</sup>. Sin embargo, como se mencionó anteriormente, a nivel internacional es común en muestras no clínicas de escolares la agrupación sustancial de los ítems alrededor de 6 factores<sup>8,9</sup>.

En cuanto a los ítems eliminados en el AFE, los resultados son similares a los obtenidos en otros estudios. Es común que se eliminen los ítems 2<sup>6,8,14</sup>, 4<sup>15</sup>, 5<sup>6,8,14</sup>, 15<sup>6,8,14,15,38</sup> y 25<sup>6,8,14,15,38</sup>. Estos ítems presentan cargas factoriales pobres y un rendimiento inadecuado, independientemente de la población o el idioma de estudio. Por lo tanto, futuras investigaciones deberían reformular y revisar su contenido con el fin de mejorar su rendimiento<sup>20</sup>.

Además, los resultados del AFC confirman la estructura de 6 factores propuesta en el AFE con excelentes índices de ajuste en consonancia con lo descrito en la

literatura<sup>20,31,32</sup>. También se investigó un modelo de segundo orden del EAT-21. Los resultados muestran que el EAT-21 captura la multidimensionalidad de las DEAB con 6 factores subyacentes a un constructo de DEAB. Esto supone una ventaja, ya que proporciona un modelo más parsimonioso. Los hallazgos de esta investigación, junto con los obtenidos en otros estudios<sup>9,15</sup>, apoyan con cautela el uso del EAT-21 como una puntuación única en la práctica<sup>39</sup>.

La consistencia interna de las puntuaciones de los ítems del EAT-21 fue suficiente para la mayoría de los factores, en consonancia a lo descrito en la literatura<sup>20</sup>. No obstante, fueron ligeramente más bajos que en otras investigaciones<sup>8,9</sup>. Los factores 2, 5, y 6, no alcanzan la consistencia interna deseada ( $\alpha \geq 0,70$ ). Este hecho también se observó en la investigación realizada por McEnery et al.<sup>9</sup>. Sin embargo, con el fin de preservar la validez de contenido y evitar así la paradoja de atenuación, se decidió mantenerlos<sup>40,41</sup>.

Posteriormente, se evaluó la validez convergente utilizando el cuestionario SCOFF<sup>23,34</sup>. En general, las correlaciones en este estudio fueron más bajas en comparación con las reportadas por McEnery et al.<sup>9</sup>, pero similares a las reportadas por Mañano et al.<sup>8</sup>, aunque estos autores utilizaron el *Eating Disorders Inventory-3* (EDI-3). Similar a Mañano et al.<sup>8</sup> y McEnery et al.<sup>9</sup>, se observó que el factor 4, «presión social para aumentar de peso», presentó la correlación más baja. Esto puede deberse a que este factor generalmente no está representado en los instrumentos tradicionales utilizados para evaluar las DEAB<sup>8,9</sup>.

Este es uno de los primeros estudios que alcanza una invarianza de medida estricta del EAT-21 entre ambos sexos en escolares españoles. En la actualidad, un número creciente de niños padecen DEAB durante la fase de transición de la infancia a la adolescencia<sup>2,18,42</sup>. Por lo tanto, alcanzar este tipo de invarianza supone una ventaja, ya que tanto los niños como las niñas comparten una comprensión uniforme del significado de las DEAB.

Sin embargo, a pesar de los hallazgos obtenidos, es necesario considerar las limitaciones inherentes de la investigación. En primer lugar, los factores 2, 5, y 6, mostraron una consistencia interna ligeramente inferior a lo recomendado según la literatura, indicando la necesidad de mejorar la calidad de los ítems que componen estos factores. En segundo lugar, según las últimas recomendaciones en psicometría, sería beneficioso crear nuevos ítems para aquellos factores que solo están compuestos por dos ítems, ya que estos podrían estar infra-representados. Estas limitaciones sugieren áreas de mejora para futuras investigaciones y la necesidad de continuar realizando pruebas de validez del EAT-21 en diferentes contextos y poblaciones.

En conclusión, el EAT-21 es una herramienta válida que puede utilizarse en escolares españoles para evaluar las DEAB. Los 6 factores identificados subyacen a un factor de segundo orden, pudiéndose emplear cautelarmente una única puntuación del EAT-21. Se alcanzó una invarianza de medida estricta entre sexos, respaldando así su uso equitativo en niños y niñas. Se insta a continuar investigando las propiedades psicométricas del instrumento en otros contextos.



**Tabla 6** Estadístico de la invarianza entre ambos sexos

Modelo	X <sup>2</sup>	gl	Valor de p	CFI	ΔCFI	RMSEA (IC 90%)	ΔRMSEA
Configuracional	410.530	348	<0,01	0,958	—	0,024 (0,018-0,030)	—
Métrica	444.938	363	<0,01	0,952	−0,006	0,025 (0,016-0,033)	−0,001
Escalar	471.865	378	<0,01	0,945	−0,007	0,027 (0,018-0,034)	−0,002
Estricta	499.902	399	<0,01	0,936	−0,009	0,027 (0,018-0,034)	−0,000

CFI: *Comparative Fit Index*; df: grados de libertad; IC: intervalo de confianza; RMSEA: *Root Mean Square Error Approximation*; X<sup>2</sup>: Chi-cuadrado.

## Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses en relación con el presente manuscrito.

## Agradecimientos

Esta investigación no recibió ninguna subvención específica de ningún organismo de financiación de los sectores público, comercial o sin ánimo de lucro.

## Bibliografía

- Alfoukha MM, Hamdan-Mansour AM, Banihani MA. Social and Psychological Factors Related to Risk of Eating Disorders Among High School Girls. *J Sch Nurs*. 2019;35:169–77, <http://dx.doi.org/10.1177/1059840517737140>.
- Smith AR, Zuromski KL, Dodd DR. Eating disorders and suicidality: What we know, what we don't know, and suggestions for future research. *Curr Opin Psychol*. 2018;22:63–7, <http://dx.doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.08.023>.
- American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-5)*. 5.<sup>a</sup> ed. Washington, D.C.: Arlington, VA. EE. UU. 2013 [consultado 6 Jul 2023] Disponible en: <https://www.uptodate.com/contents/eating-disorders-overview-of-epidemiology-clinical-features-and-diagnosis/abstract/1>
- Mora F, Alvarez-Mon MA, Fernandez-Rojo S, Ortega MA, Felix-Alcantara MP, Morales-Gil I, et al. Psychosocial Factors in Adolescence and Risk of Development of Eating Disorders. *Nutrients*. 2022;14:1481, <http://dx.doi.org/10.3390/nu14071481>.
- Schaumberg K, Jangmo A, Thornton LM, Birgegård A, Almqvist C, Noring C, et al. Patterns of diagnostic transition in eating disorders: A longitudinal population study in Sweden. *Psychol Med*. 2019;49:819–27, <http://dx.doi.org/10.1017/S0033291718001472>.
- Spivak-Lavi Z, Peleg O, Tzischinsky O, Stein D, Latzer Y. Differences in the Factor Structure of the Eating Attitude Test-26 (EAT-26) in Different Cultures in Israel: Jews, Muslims, and Christians. *Nutrients*. 2021;13:1899, <http://dx.doi.org/10.3390/nu13061899>.
- Garner DM, Olmsted MP, Bohr Y, Garfinkel PE. The eating attitudes test: Psychometric features and clinical correlates. *Psychol Med*. 1982;12:871–8, <http://dx.doi.org/10.1017/S0033291700049163>.
- Maiano C, Morin AJ, Lanfranchi MC, Therme P. The Eating Attitudes Test-26 revisited using exploratory structural equation modeling. *J Abnorm Child Psychol*. 2013;41:775–88, <http://dx.doi.org/10.1007/s10802-013-9718-z>.
- McEnery F, Fitzgerald A, McNicholas F, Dooley B. Fit for Purpose, Psychometric Assessment of the Eating Attitudes Test-26 in an Irish Adolescent Sample. *Eat Behav*. 2016;23:52–7, <http://dx.doi.org/10.1016/j.eatbeh.2016.07.006>.
- Constain GA, Ramirez CR, Rodríguez-Gázquez MA, Álvarez M, Marín C, Agudelo C. Validez y utilidad diagnóstica de la escala EAT-26 para la evaluación del riesgo de trastornos de la conducta alimentaria en población femenina de Medellín. *Colombia Aten Prim*. 2014;46:283–9, <http://dx.doi.org/10.1016/j.aprim.2013.11.009>.
- Fekih-Romdhane F, Obeid S, Malaeb D, Hallit R, Hallit S. Validation of a shortened version of the Eating Attitude Test (EAT-7) in the Arabic language. *J Eat Disord*. 2022;10:127, <http://dx.doi.org/10.1186/s40337-022-00651-5>.
- Gandarillas A, Zorrilla B, Muñoz P, Sepúlveda AR, Galán I, León C. Validez del Eating Attitudes test (EAT-26) para cribado de trastornos del comportamiento alimentario. *Gac Sanit*. 2002;1:40–2.
- Kang Q, Chan RCK, Li X, Arcelus J, Yue L, Huang J, et al. Psychometric Properties of the Chinese Version of the Eating Attitudes Test in Young Female Patients with Eating Disorders in Mainland China. *Eur Eat Disord*. 2017;25:613–7, <http://dx.doi.org/10.1002/erv.2560>.
- Khaled SM, Kimmel L, Le Trung K. Assessing the factor structure and measurement invariance of the eating attitude test (EAT-26) across language and BMI in young Arab women. *J Eat Disord*. 2018;6:14, <http://dx.doi.org/10.1186/s40337-018-0199-x>.
- Rivas T, Bersabé R, Jiménez M, Berrocal C. The Eating Attitudes Test (EAT-26): reliability and validity in Spanish female samples. *Span J Psychol*. 2010 Nov;13:1044–56, <http://dx.doi.org/10.1017/s1138741600002687>.
- Najjar RH, Jacob E, Evangelista L. Eating Behaviors, Weight Bias, and Psychological Functioning in Multi-ethnic Low-income Adolescents. *J Pediatr Nurs*. 2018;38:81–7, <http://dx.doi.org/10.1016/j.pedn.2017.11.008>.
- Belon KE, Smith JE, Bryan AD, Lash DN, Winn JL, Gianini LM. Measurement invariance of the Eating Attitudes Test-26 in Caucasian and Hispanic women. *Eat Behav*. 2011;12:317–20, <http://dx.doi.org/10.1016/j.eatbeh.2011.07.007>.
- Yao S, Kuja-Halkola R, Thornton LM, Runfola CD, D'Onofrio BM, Almqvist C, et al. Familial Liability for Eating Disorders and Suicide Attempts: Evidence From a Population Registry in Sweden. *JAMA Psychiatry*. 2016;73:284–91, <http://dx.doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2015.2737>.

19. Ferrando PJ, Lorenzo-Seva U, Hernández-Dorado A, Muñiz J. Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Psicothema*. 2022;34:7–17, <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2021.456> [Article in Spanish].
20. Prinsen CAC, Mokkink LB, Bouter LM, Alonso J, Patrick DL, de Vet HCW, et al. COSMIN guideline for systematic reviews of patient-reported outcome measures. *Qual Life Res*. 2018;27:1147–57, <http://dx.doi.org/10.1007/s11136-018-1798-3>.
21. Conselleria de Educación, Universidades y Empleo. Áreas de influencia de ESO y Bachillerato. Generalitat Valenciana. 2023 [consultado 26 Dic 2023] Disponible en: <https://ceice.gva.es/va/web/admision-alumnado/arees-d-influencia-eso-i-batxillerat>
22. World Health Organization (WHO). Un estilo de vida saludable: recomendaciones de la OMS [consultado 6 Jul 2023] Disponible en: <https://www.who.int/europe/news-room/fact-sheets/item/a-healthy-lifestyle-who-recommendations>; 2010.
23. Morgan JF, Reid F, Lacey JH. The SCOFF questionnaire: Assessment of a new screening tool for eating disorders. *BMJ*. 1999;319:1467–8, <http://dx.doi.org/10.1136/bmj.319.7223.1467>.
24. Rueda Jaimes GE, Díaz Martínez LA, Ortiz Barajas DP, Pinzón Plata C, Rodríguez Martínez J, Cadena Afanador LP. Validation of the SCOFF questionnaire for screening the eating behaviour disorders of adolescents in school [Article in Spanish]. *Aten Primaria*. 2005;35:89–94, <http://dx.doi.org/10.1157/13071915>.
25. Lim CR, Harris K, Dawson J, Beard DJ, Fitzpatrick R, Price AJ. Floor and ceiling effects in the OHS: An analysis of the NHS PROMs data set. *BMJ Open*. 2015 Jul 27;5:e007765, <http://dx.doi.org/10.1136/bmjopen-2015-007765>.
26. Rhemtulla M, Brosseau-Liard PÉ, Savalei V. When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychol Methods*. 2012;17:354–73, <http://dx.doi.org/10.1037/a0029315>.
27. Kaiser HF. A second-generation little jiffy. *Psychometrika*. 1970;35:401–15, <http://dx.doi.org/10.1007/BF02291817>.
28. Bartlett MS. Tests of significance in factor analysis. *Br J Math Stat Psychol*. 1950;3:77–85.
29. Hayton JC, Allen DG, Scarpello V. Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organ Res Methods*. 2004;7:191–205, <http://dx.doi.org/10.1177/1094428104263675>.
30. Yong AG, Pearce S. A beginner's guide to factor analysis: Focusing on exploratory factor analysis. *Tutor Quant Methods Psychol*. 2013;9:79–94, <http://dx.doi.org/10.20982/tqmp.09.2.p079>.
31. Beauducél A, Herzberg PY. On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Struct Equ Modeling*. 2006;13:186–203, <http://dx.doi.org/10.1207/s15328007sem1302.2>.
32. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling*. 1999;6:1–55, <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>.
33. Gadermann AM, Guhn M, Zumbo BD. Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Pract Assess Res Eval*. 2012;17, <http://dx.doi.org/10.7275/n560-j767>.
34. Siervo M, Boschi V, Papa A, Bellini O, Falconi C. Application of the SCOFF, Eating Attitude Test 26 (EAT 26) and Eating Inventory (TFEQ) Questionnaires in young women seeking diet-therapy. *Eat Weight Disord*. 2005;10:76–82, <http://dx.doi.org/10.1007/BF03327528>.
35. Wu H, Estabrook R. Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika*. 2016;81:1014–45, <http://dx.doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>.
36. Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Struct Equ Modeling*. 2007;14:464–504, <http://dx.doi.org/10.1080/10705510701301834>.
37. Khaled SM, Kimmel L, Le Trung K. Assessing the factor structure and measurement invariance of the eating attitude test (EAT-26) across language and BMI in young Arab women. *J Eat Disord*. 2018;6:14, <http://dx.doi.org/10.1186/s40337-018-0199-x>.
38. Constaín GA, Rodríguez-Gázquez ML, Ramírez Jiménez GA, Gómez Vásquez GM, Mejía Cardona L, Cardona Vélez J. Diagnostic validity and usefulness of the Eating Attitudes Test-26 for the assessment of eating disorders risk in a Colombian male population [Article in Spanish]. *Aten Primaria*. 2017 Apr;49:206–13, <http://dx.doi.org/10.1016/j.aprim.2016.02.016>.
39. Rindskopf D, Rose T. Some theory and applications of confirmatory second-order factor analysis. *Multivariate Behav Res*. 1988;23:51–67, <http://dx.doi.org/10.1207/s15327906mbr2301.3>.
40. Loevinger J. The attenuation paradox in test theory. *Psychol Bull*. 1954;51:493–504, <http://dx.doi.org/10.1037/h0058543>.
41. Raykov T. Reliability if deleted, not "alpha if deleted": Evaluation of scale reliability following component deletion. *Br J Math Stat Psychol*. 2007;60:201–16, <http://dx.doi.org/10.1348/000711006X115954>.
42. Gómez-Romero MR, Montoro-Pérez N, Martín-Baena D, Talavera-Ortega M, Montejano-Lozoya R. A descriptive cross-sectional study on eating disorders, suicidal thoughts, and behaviors among adolescents in the Valencian community (Spain). The pivotal role of school nurses. *J Pediatr Nurs*. 2023;75:1–7, <http://dx.doi.org/10.1016/j.pedn.2023.11.027>.