



ORIGINAL

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[☆]



Gustavo A. Constaín*, Carmenza Ricardo Ramírez, María de los Ángeles Rodríguez-Gázquez, Matilde Álvarez Gómez, Catalina Marín Múnera y Carolina Agudelo Acosta

Facultad de Medicina, Universidad Pontificia Bolivariana, Medellín, Colombia

Recibido el 24 de marzo de 2013; aceptado el 3 de noviembre de 2013
Disponible en Internet el 1 de abril de 2014

PALABRAS CLAVE

Trastornos de la conducta alimentaria;
Estudios de validación;
Reproducibilidad de resultados;
Curva ROC;
Sensibilidad y especificidad

Resumen

Objetivo: Evaluar la validez y la utilidad diagnóstica de la escala EAT-26 para la evaluación del riesgo de trastornos de conducta alimentaria (TCA) en población femenina.

Diseño: Estudio observacional de validación de pruebas.

Emplazamiento: Realizado en la ciudad de Medellín en nivel de atención comunitaria de consulta psiquiátrica mixta (pública y privada).

Participantes: Veinticinco mujeres con edades entre 15 y 25 años que cumplieran criterios DSM-IV-TR para anorexia y bulimia nerviosa y 111 controles sin TCA.

Mediciones principales: La muestra de casos fue por conveniencia y en controles, aleatoria simple. Se comparó el «criterio de oro» (entrevista estructurada por psiquiatra para determinar el cumplimiento o no de criterios de inclusión de caso de TCA) con el EAT-26, y al instrumento se le hizo validación cultural y semántica, validación factorial, evaluación de confiabilidad, así como determinación del mejor punto de corte por medio de la curva ROC.

Resultados: En EAT-26 subyacen 4 dominios: bulimia, dieta, preocupación por la comida y control oral. El alfa de Cronbach fue de 92,1%, y el mejor valor de corte, el de 11 y más puntos (sensibilidad del 100% y especificidad del 85,6%).

Conclusión: El EAT-26 modificado y abreviado es un instrumento multidimensional, con excelentes valores de confiabilidad y sensibilidad, y con un adecuado valor de especificidad, apropiado

[☆] Presentado como póster en el IV Congreso Internacional Medicina y Salud Mental de la Mujer, «Salud y Género: Mas allá de las Diferencias», Medellín, Colombia, 12-14 de abril de 2012.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: gconstain@hotmail.com (G.A. Constaín).

KEYWORDS

Eating disorders;
Validation studies;
Reproducibility of
results;
ROC curve;
Sensitivity and
specificity

para el cribado de posible TCA en población de riesgo y útil en atención primaria para su detección temprana en mujeres jóvenes.

© 2013 Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Diagnostic validity and usefulness of the Eating Attitudes Test-26 for the assessment of eating disorders risk in a Colombian female population

Abstract

Objective: To establish diagnostic validity and usefulness of EAT-26 for the risk assessment of Eating Disorder (ED) in a female population.

Description: Observational validation study questionnaire.

Setting: Performed in a Medellín city community care level of mixed (public and private) psychiatric consultation.

Subjects: Twenty five subjects aged 15 to 25 with DSM-IV-TR diagnostic criteria for anorexia and bulimia nervosa and 111 controls without ED.

Main outcomes measures: The case sample was for convenience and in controls an aleatory simple one. Gold standard (structured psychiatrist interview confirming the fulfillment of ED case inclusion criteria) was compared with EAT-26 questionnaire; reliability was assessed, cultural, semantics and factorial validation was made and the best cut-off score was established with the ROC curve.

Results: Four domains remain in the instrument: bulimia, dieting, food preoccupation and oral control. The Cronbach's alpha was 92.1% and a score of 11 and over is the best cut-off (sensitivity 100%, and specificity 85.6%).

Conclusions: This modified and abbreviated EAT-26 questionnaire is an ideal multidimensional instrument for ED screening in risk population, with excellent reliability and sensitivity values and satisfactory specificity. EAT-26 is a useful measure to be considered when strategies for ED early detection are implemented in young women.

© 2013 Elsevier España, S.L. All rights reserved.

Introducción

Los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) —anorexia nerviosa (AN), bulimia nerviosa (BN) y sus variantes— son importantes problemas de salud mental que afectan principalmente a mujeres jóvenes y se constituyen en trastornos severos casi siempre crónicos, con alta mortalidad y disfuncionalidad^{1,2}.

En el mundo, el 1% de los adolescentes y adultos jóvenes sufre AN, y otro 4,1%, BN³. En Colombia estos trastornos afectan al 0,5% de las mujeres⁴. En universitarias de 16-30 años de Medellín, una investigación que usó el EDI-2 mostró que un tercio de ellas están en riesgo de sufrir algún TCA, y el 14,7% ya tenían uno subclínico⁵.

No se dispone de estadísticas precisas³, pues el diagnóstico de TCA escapa a la mayoría de los médicos y los casos reportados corresponden a los realizados por especialistas a quienes acuden pacientes con cuadros de varios años de evolución, siendo esta la situación de casi el 50% de los casos de AN¹, lo cual tiene implicaciones en el curso y pronóstico, en la calidad de vida y en los costos del tratamiento del paciente⁶.

El uso de instrumentos ágiles que identifiquen las personas con riesgo de TCA contribuye al diagnóstico precoz y al desarrollo de programas de prevención. Uno de los más usados es el *Eating Attitudes Test* (EAT) de Garner y Garfinkel, cuya versión original de 40 ítems fue reducida a 26 (EAT-26)^{7,8}, conservando adecuadas propiedades de confiabilidad y validez para la detección de TCA^{7,8}. Su

versión en castellano fue validada por Gandarillas et al.⁹ para la Comunidad de Madrid.

Este estudio tuvo como objetivo evaluar la validez y la utilidad diagnóstica del EAT-26 para la evaluación del riesgo de TCA en mujeres de 15-25 años de Medellín (Colombia).

Material y métodos

Estudio observacional de validación de pruebas realizado en 2010. La muestra incluida fue por conveniencia, debido a la disponibilidad de las pacientes en la consulta psiquiátrica de los investigadores en un nivel de atención comunitaria. Se estudiaron los casos nuevos de mujeres de 15-25 años con criterios DSM-IV-TR para AN y BN, excluyéndose quienes padecieran depresión estúpida, catatonía, esquizofrenia, neoplasias, VIH, síndrome de malabsorción, diabetes mellitus no tratada, hipo e hipertiroidismo no corregido o cualquier otra enfermedad médica severa que se relacionara con desnutrición e hipometabolismo.

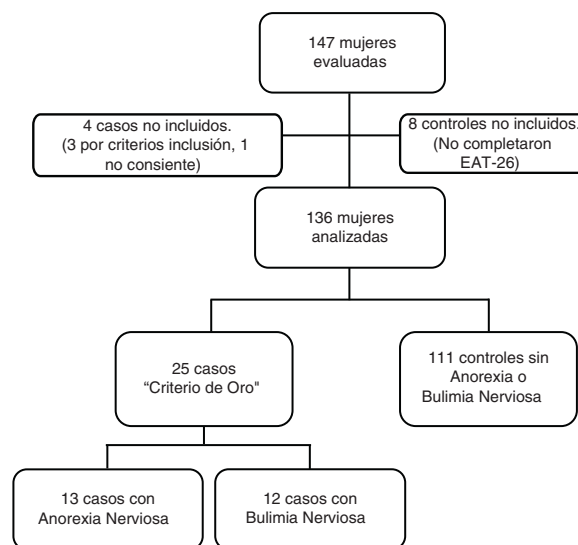
Se evaluaron 29 pacientes, de las cuales 4 se excluyeron (2 por no cumplir criterios DSM-IV-TR, una por hipertiroidismo no tratado y otra porque no aceptó participar). Cuatro controles por cada caso fueron seleccionadas por muestreo aleatorizado simple de la población de estudiantes de una universidad privada de Medellín. Aunque ninguna estudiante seleccionada como control se negó a entrar en el estudio, se excluyeron 7 por tener los datos de la EAT-26 incompletos.

Todas las participantes, después de la firma del consentimiento informado (en los menores de 18 años se obtuvo asentimiento y consentimiento por el representante legal), respondieron por autorreporte un cuestionario de información sociodemográfica y el EAT-26. Posteriormente se les practicó una entrevista estructurada por parte de uno de los 2 psiquiatras con experiencia en TCA o de uno de los 2 residentes de psiquiatría que realizaron la investigación. Este estudio contó con la aprobación del Comité de Ética.

El objetivo era determinar si las participantes cumplían criterios del DSM-IV-TR (*Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders. Text Revision*)¹⁰ para AN y BN, utilizando el *Mini-International Neuropsychiatric Interview (MINI)*¹¹. Este fue considerado el «criterio de oro». En los casos, el MINI se aplicó simultáneamente con la EAT-26 y no tuvo el carácter de prueba ciega, ya que los investigadores tenían conocimiento del diagnóstico. En los controles la aplicación del MINI se realizó de manera ciega. Los evaluadores estandarizaron el MINI y el cuestionario aplicándolos a 5 pacientes de consulta externa y 5 estudiantes «sanas».

El instrumento utilizado (EAT-26) tiene el 88,9% de sensibilidad y el 97,7% de especificidad¹². Se usó la versión validada al castellano por Gandarillas et al.⁹. Cada pregunta tenía 6 opciones de respuesta (nunca, raramente, a veces, a menudo, muy a menudo, siempre); las 3 primeras se calificaban con 0, la cuarta con 1, la quinta con 2 y la sexta con 3. La puntuación total es la sumatoria de los valores de los ítems, teniendo como precaución que la pregunta 25 se puntúa a la inversa: a mayor puntuación hay mayor riesgo de AN o BN. Esta versión tiene 3 subescalas: a) *dieta*: 13 ítems sobre conductas evitativas de alimentos que engorden y preocupaciones por delgadez; b) *bulimia y preocupación por la comida*: 6 ítems sobre conductas bulímicas y pensamientos acerca de comida, y c) *control oral*: 7 ítems sobre autocontrol de ingesta y presión de los otros para ganar peso. Los derechos para utilización y adaptación del EAT-26 versión en castellano fueron otorgados por los autores.

Se evaluó la validez de constructo mediante análisis factorial exploratorio, incluyendo la información de las 136 participantes. Previamente se estudió la adecuación de los datos para este análisis mediante la determinante de matriz de correlaciones, el test de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin. Se hizo análisis de componentes principales en el que se utilizó la rotación varimax para facilitar la interpretación de los resultados. Para determinar el número de factores máximo a extraer se consideró que los autovalores fueran mayores que uno. Las diferencias entre los grupos se evaluaron con la prueba U. La confiabilidad se calculó con el α de Cronbach. Para evaluar la validez de criterio se calcularon la sensibilidad, la especificidad, el valor predictivo positivo (VPP), el valor predictivo negativo (VPN) y el porcentaje de casos bien clasificados. Mediante curvas ROC (*receiver operating characteristic*) se determinó el punto de corte óptimo para discriminar la población posiblemente enferma de la normal. Se utilizó la prueba z para verificar la hipótesis de estudio de que el área bajo la curva normal del EAT-26 al punto de corte propuesto era diferente a 0,5. En todos los análisis estadísticos se asumió significación estadística si el valor de probabilidad era menor de 0,05. Se utilizó el programa Medcalc versión 11.4 para análisis de la curva ROC.



Esquema general del estudio: Validez y utilidad diagnóstica de la escala EAT-26 para la evaluación del riesgo de trastornos de la conducta alimentaria (TCA) en población femenina de Medellín, Colombia.

Resultados

Participaron en el estudio 136 mujeres: 25 casos de AN y BN y 111 controles (razón caso:control de 1:4,4). Los grupos de estudio fueron similares en las variables estado civil y estrato socioeconómico, pero diferentes en la escolaridad, ocupación y edad; para esta última fue estadísticamente significativa. Una sola paciente de TCA tuvo antecedente familiar de este tipo de trastornos (su madre). Ningún control tuvo este antecedente (tabla 1).

Entre los controles, 15 obtuvieron puntuaciones ≥ 22 , pero al revisarse ninguna cumplió criterios del DSM-IV-TR para ser clasificada como caso, por lo que se consideraron falsos positivos. En cuanto al tipo de trastorno de las pacientes, fueron 13 casos de AN (52,0%) —8 de tipo restrictivo y 5 de tipo compulsivo/purgativo— y 12 de BN (48,0%) —8 tipo purgativo y 4 no purgativo—. La comorbilidad fue trastorno depresivo mayor (TDM) en 12 participantes (48,0%), trastorno distímico (TD) en 3 (12,0%), y trastorno límite de personalidad (TLP), trastorno afectivo bipolar (TAB) y trastorno ciclotímico (TC) con un caso para cada uno (4,0%). En los controles la comorbilidad fue TDM en 11 individuos (9,9%), TD en 3 (2,7%), trastorno de ansiedad generalizada en 3 (2,7%), fobia social en 2 (1,8%), trastorno obsesivo compulsivo en 2 (1,8%), abuso de sustancias en 2 (1,8%) y abuso de alcohol en 4 (3,6%).

La edad mediana en que se produjo diagnóstico por primera vez de TCA en los casos fue de 16 años (RIC: 15-18), siendo de 16 años (RIC: 14, 1-18,0) para AN y de 17 años (RIC: 16-19,5) en BN, diferencia no significativa estadísticamente ($U = 55,0$, $p = 0,225$).

Validación cultural

Se efectuó una prueba piloto del EAT-26 con 10 mujeres entre 15 a 25 años y se hicieron ajustes para mejorar la

Tabla 1 Características generales de 25 mujeres con TCA y 111 sanas, Medellín (Colombia)

Variable	Grupo		p
	Casos	Controles	
Edad; mediana (rango intercuartil)	19 (17,5-20,0)	21 (19-22)	<0,001
Estrato socioeconómico; n (%)			
≤ 3	15 (60,0)	67 (60,4)	0,933
4 a 6 ^a	10 (40,0)	43 (8,7)	
Sin datos	0 (0,0)	1 (0,9)	
Estado civil; n (%)			
Soltero	24 (96,0)	102 (91,7)	0,235
En unión ^b	1 (4,0)	9 (8,1)	
Escolaridad; n (%)			
Hasta primaria	1 (4,0)	0 (0,0)	-
Hasta secundaria	10 (40,0)	0 (0,0)	
Universitaria	14 (60,0)	110 (99,1)	
Sin datos	0 (0,0)	1 (0,9)	
Ocupación; n (%)			
Estudia	18 (72,0)	110 (99,1)	-
Trabaja	4 (16,0)	0 (0,0)	
Ama de casa	2 (8,0)	0 (0,0)	
No hace nada por la incapacidad de su enfermedad	1 (4,0)	0 (0,0)	
Sin datos	0 (0,0)	1 (0,9)	
Antecedentes familiares de TCA	1 (4,0)	0 (0,0)	-

^a Estratos socioeconómicos más altos.

^b Casadas o en unión libre.

comprensión de las preguntas. Se cambió el número de opciones de respuesta de 6 en la versión validada al castellano⁹ a 5 (nunca, casi nunca, a menudo, muy a menudo, siempre) y se modificó la puntuación así: las 2 primeras con 0, la tercera con 1, la cuarta con 2 y la quinta con 3.

Validación factorial

El examen de la matriz de correlaciones de los 26 ítems indicó que los datos fueron adecuados para el análisis factorial (determinante de la matriz de correlaciones = 0,000000291, test de esfericidad de Bartlett = 2.466,48 con una $p < 0,0001$, y medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin = 0,90).

La estructura factorial de la matriz de correlación polidimensional del EAT-26 identificó 4 factores. El primero explicó el 45,5% de la varianza, siguiéndole los factores 2, 3 y 4, que explican el 8,6%, el 7,1% y el 4,7%, respectivamente, para una varianza explicada acumulada de 66,0%. Los dominios que emergieron fueron: a) *bulimia*: 6 ítems; b) *dieta*: 6 ítems; c) *preocupación por la comida*: 7 ítems; y d) *control oral*: 5 ítems (tabla 2). Los ítems 19 («Tengo un buen autocontrol en lo que se refiere a la comida») y 25 («Me gusta probar platos nuevos, platos sabrosos y ricos en calorías») explicaron menos de 20% de la varianza en los 4 dominios, indicando la conveniencia de eliminarlos de la escala.

Evaluación de confiabilidad

La confiabilidad fue del 92,1%. Cuando se eliminaron los ítems 19 y 25 la confiabilidad se elevó al 93,6%. La confiabilidad por subescala fue más alta en BN (89,1%), seguida por dieta (85,7%), control oral (81,8%) y preocupación por la comida (75,6%).

Análisis de ROC

El mejor valor de corte fue ≥ 11 puntos. El área bajo la curva indicó que la probabilidad de clasificar correctamente a una persona es del 97,3% ($z = 20,70$, $p < 0,0001$) (fig. 1).

La tabla de clasificación de las 2 pruebas indicó que para una prevalencia del 18,4% el valor de corte ≥ 11 tiene una sensibilidad del 100,0% (IC 95%: 86,3-100,0%) y una especificidad del 85,6% (IC 95%: 77,6-91,5%). También tiene un VPP del 61,0% (IC 95%: 44,5-75,8), un VPN del 100,0% (IC 95%: 96,2-100,0%), y valores de verosimilitud positiva del 6,9% (IC 95%: 4,4-10,9%) y negativa del 0,0%.

Fue significativa la diferencia de las medianas de puntuación de EAT-26 para los grupos: 19 en casos versus 3 en controles ($U = 92,5$, $p < 0,001$). La mediana de puntuación para AN fue de 19, y para BN, de 15 ($U = 76,0$, $p = 0,339$).

Discusión

En este estudio el 60% de los casos tuvieron comorbilidad depresiva, lo que se encuentra dentro del rango reportado

Tabla 2 Varianza explicada de los ítems que componen los factores del EAT-26 aplicado a las mujeres de la muestra, Medellín (Colombia)

Ítem	Factor				
		1	2	3	4
EAT09	Vomito después de comer	0,81			
EAT04	He sufrido crisis de atracones en las que tenía la sensación de no poder parar de comer	0,82			
EAT26	Después de las comidas tengo el impulso de vomitar	0,78			
EAT21	Paso demasiado tiempo pensando en la comida	0,73			
EAT18	Tengo la impresión de que mi vida gira alrededor de la comida	0,57			
EAT03	La comida es para mí una preocupación habitual	0,53			
EAT17	Como alimentos dietéticos		0,78		
EAT07	Procuro no comer alimentos que contengan muchos hidratos de carbono (pan, arroz, papas, etc.)		0,73		
EAT16	Procuro no comer alimentos que tengan azúcar		0,73		
EAT24	Me gusta tener el estómago vacío		0,73		
EAT06	Conozco la cantidad de calorías de los alimentos que como		0,66		
EAT22	No me siento bien después de haber comido dulces		0,53		
EAT14	Me preocupa la idea de tener zonas gordas en el cuerpo y/o de tener celulitis			0,74	
EAT01	Me angustia la idea de estar demasiado gorda			0,72	
EAT11	Me obsiona el deseo de estar más delgada			0,71	
EAT10	Me siento muy culpable después de comer			0,65	
EAT12	Cuando hago deporte pienso sobre todo en quemar calorías			0,65	
EAT23	Estoy haciendo dieta			0,52	
EAT02	Procuro no comer cuando tengo hambre			0,50	
EAT20	Tengo la sensación de que los demás me presionan para que coma más				0,85
EAT08	Tengo la impresión de que a los demás les gustaría verme comer más				0,82
EAT13	Los demás piensan que estoy demasiado delgada				0,80
EAT15	Tardo más tiempo que los demás en comer				0,55
EAT05	Corto mis alimentos en pequeños trozos				0,55

por 2 artículos (24%¹³ y 88%¹⁴). La prevalencia de TAB incluyendo TC puede llegar a ser hasta del 13%¹⁵; en nuestra muestra, un caso de TC en AN y un TAB en BN representan un 8%. El TLP es más frecuente en AN de tipo compulsivo/purgativo, y la presencia de TLP en uno de los casos de AN tipo restrictivo muestra el papel aún no clarificado de la personalidad en los TCA¹⁶. La edad mediana para el diagnóstico por primera vez fue 16 años, que coincide con que de 15-19 años se tiene la más alta incidencia, correspondiendo aproximadamente al 40% de los casos identificados de AN¹⁷, con un 35,8% para mujeres entre 10-19 años¹⁸. Por tipo de trastorno, AN aportó el 52% de los casos y BN el resto. La presencia de otros trastornos mentales en los controles estaba dentro de lo esperado para la población general⁴.

La validación factorial del EAT-26 identificó 4 factores (BN, dieta, preocupación por la comida y control oral), siendo en orden los 2 primeros los que más varianza explicaron, hallazgos parcialmente de acuerdo con Garner y Garfinkel⁸, que reportaron la dieta como el más relevante en la escala original. El número de dominios ha variado en los estudios: de 4^{19,20} a 3^{9,21}.

El EAT-26 mostró excelente confiabilidad (92%). En otros estudios similares la confiabilidad ha variado según tipo de población y cultura: 75% en jóvenes brasileñas²², 85%

jóvenes italianas²³, 86% en adolescentes madrileñas⁹, 87% en preadolescentes y adolescentes colombianos de ambos sexos²⁰, 90% en adolescentes españolas²⁴ y 94% en jóvenes españolas²⁵. En los 2 últimos, al igual que en el nuestro, se recomienda la eliminación de los ítems 19 y 25, lo cual aumentaría la confiabilidad.

El análisis ROC mostró que el mejor punto de corte es ≥ 11 , que es un punto mayor a los reportados en estudios en adolescentes madrileñas⁹ y omaníes²⁶, pero uno menor al aconsejado para estudiantes universitarias griegas²¹. La gran mayoría de estudios realizados tienen punto de corte ≥ 20 ^{8,21,22} o superior²⁵. Sin embargo, la ventaja que se tendría con una menor puntuación en el cribado sería que más mujeres deberían ser vistas por el psiquiatra, disminuyendo los falsos negativos.

Para una prevalencia del 18,4% y un punto de corte ≥ 11 , nuestro estudio tiene una sensibilidad del 100% y una especificidad del 85%, valores más altos que el reportado en adolescentes madrileñas⁹ (S=90%, E=75%) y omaníes²⁶ (S=64%, E=38%) con un punto de corte de 10; griegas²¹ (S=40%, E=84%) con punto de corte de 20; gallegas²⁴ (S=26%, E=95%) con un punto de corte de 23, lo que ratifica que al aumentar el punto de corte disminuye la sensibilidad pero aumenta la especificidad. Factores étnicos y

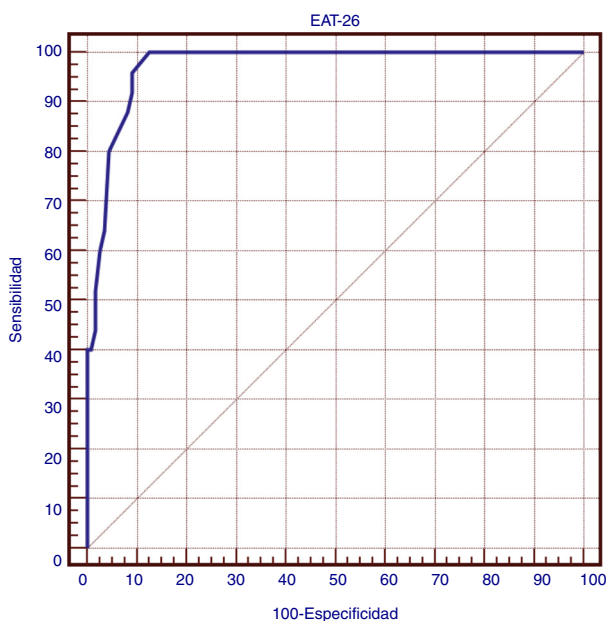


Figura 1 Curva ROC para EAT-26 cuando se compara con los criterios DSM-IV-TR para TCA en 25 mujeres con TCA y 111 sanas, Medellín (Colombia).

culturales²⁷ se deben considerar también para explicar las diferencias encontradas por los autores mencionados.

En nuestro estudio el VPP fue del 61%, igual al reportado en adolescentes griegas²¹ y mucho más alto que lo estimado en jóvenes omaníes²⁶ y madrileñas⁹, pero menor que el 66% en españolas²⁵. En cuanto al VPN, fue del 100%, igual al reportado por Gandarillas et al.⁹. Estas diferencias en los valores predictivos pueden deberse a que estos se ven afectados directamente por la prevalencia de la enfermedad en el ámbito de cada población de estudio a que hacen referencia los anteriores artículos.

Debe recordarse que en nuestro estudio la muestra de casos puede considerarse pequeña, lo que podría estar afectando en forma indirecta los valores predictivos encontrados. Investigaciones con el EAT-26 en atención primaria muestran que tiene baja sensibilidad pero buena especificidad, si se toma el punto de corte ≥ 20 ^{22,25}. Sin embargo, con un punto de corte ≥ 11 se mejora la precisión diagnóstica²⁸ y se reducen los falsos positivos, hallazgo que comparten nuestros resultados. Jacobi et al.²⁹ afirmaban que los instrumentos que identifican TCA no son apropiados para detectar conductas de riesgo, pero está aceptado que la EAT-26 es útil en atención primaria como cribado para derivar con fines de confirmación diagnóstica y de tratamiento especializado³⁰.

La principal limitación del estudio es que las muestras de los 2 grupos podrían no representar adecuadamente los casos intermedios con síntomas relacionados con los TCA. La muestra de casos, además, puede considerarse pequeña, lo que podría estar afectando los valores predictivos, y con esto dificulta la comparación con otros estudios realizados con el mismo instrumento.

En conclusión, el EAT-26 modificado y abreviado es un instrumento multidimensional, con excelentes valores de confiabilidad y sensibilidad, y con adecuado valor de especificidad. Este instrumento sería apropiado para cribado de

posible TCA en población de universitarias, contribuyendo a la detección temprana en mujeres jóvenes.

Lo conocido sobre el tema

- Los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) son un problema de salud prevalente en las consultas de atención primaria y causa de elevada morbimortalidad.
- Los TCA que se manifiestan ambulatoriamente están subdiagnosticados.
- En la población general el diagnóstico de TCA con criterios válidos es tardío, con implicaciones en el curso, el pronóstico y la calidad de vida de los pacientes.

Qué aporta este estudio

- Un instrumento con excelentes valores de confiabilidad y sensibilidad, y adecuados de especificidad, con un punto de corte que permite el cribado de mujeres jóvenes universitarias.

Financiación

Centro de Investigación para el Desarrollo y la Innovación (CIDI) de la Universidad Pontificia Bolivariana.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

1. Herpertz-Dahlmann B. Adolescent eating disorders: Definitions, symptomatology, epidemiology and comorbidity. *Child Adolesc Psychiatr Clin North Am.* 2009;18:31–47.
2. Franko DL, Keshaviah A, Eddy KT, Krishna M, Davis BA, Keel PK, et al. A longitudinal investigation of mortality in anorexia nervosa and bulimia nervosa. *Am J Psychiatry.* 2013;170:917–25.
3. Organización Mundial de la Salud. Prevención de los trastornos mentales: intervenciones efectivas y opciones de políticas: informe compendiado. Ginebra: OMS; 2004. p. 67.
4. Posada J, Aguilar S, Magaña C, Gómez L. III Estudio Nacional de Salud Mental Colombia. Informe preliminar. Bogotá: Ministerio de Salud; 2003.
5. Oficina de la Primera Mujer. Anorexia y bulimia estarían en riesgo de sufrir 1.200 universitarias paisas. Noticias Municipio de Medellín. 26 Jul 2007.
6. Agras W. The consequences and costs of the eating disorders. *Psychiatr Clin North Am.* 2001;24:371–9.
7. Pike KM, Roberto C, Wolk SL, Gluck M, Walsh BT. Eating disorders measures. En: Rush AJ, First MB, Blacker D, editores. *Handbook of Psychiatric Measures.* 2nd ed. Washington DC: American Psychiatric Publishing; 2008. p. 621–47.
8. Garfinkel P, Newman A. The Eating Attitudes Test: Twenty-five years later. *Eat Weight Disord.* 2001;6:1–24.

9. Gandarillas A, Zorrilla B, Sepúlveda AR. Trastornos del comportamiento alimentario: Prevalencia de casos clínicos en mujeres adolescentes de la Comunidad de Madrid [Internet]. Documentos Técnicos de Salud Pública, n.º 85. Madrid: Dirección General de Salud Pública, Consejería de Sanidad; 2003 [consultado 22 Dic 2012]. Disponible en: <http://www.publicaciones-isp.org/productos/d085.pdf>
10. American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders. Text Revision (DSM-IV-TR). 4th ed. Washington DC: American Psychiatric Association; 2000.
11. Kobak KA, Skodol AE, Bender DS. Diagnostic measures for adults. En: Rush AJ, First MB, Blacker D, editores. Handbook of Psychiatric Measures. 2nd ed. Washington DC: American Psychiatric Publishing; 2008. p. 35–60.
12. Jacobi C, Hayward C, de Zwaan M, Kraemer HC, Agras WS. Coming to terms with risk factors for eating disorders: Application of risk terminology and suggestions for a general taxonomy. Psychol Bull. 2004;130:19–65.
13. Lilienfeld LRR. Psychiatric comorbidity associated with anorexia nervosa, bulimia nervosa and binge eating disorder. En: Brewerton TD, editor. Clinical Handbook of Eating Disorders: An Integrated Approach. New York: Marcel Dekker Inc; 2004. p. 183–207.
14. Behar R, Arriagada MI, Casanova D. Trastornos de la conducta alimentaria y trastornos afectivos: un estudio comparativo. Rev Med Chile. 2005;133:1407–14.
15. American Psychiatric Association. Practice Guideline for the Treatment of Patients With Eating Disorders. 3th ed. Washington DC: American Psychiatric Association; 2006.
16. Steiger H, Bruce KR. Personality traits and disorders associated with anorexia nervosa, bulimia nervosa and binge eating disorder. En: Brewerton TD, editor. Clinical Handbook of Eating Disorders: An Integrated Approach. New York: Marcel Dekker Inc; 2004. p. 209–30.
17. Rastam M, Gillberg C, van Hoeken D, Hoek HW. Epidemiology of eating disorders and disordered eating: a developmental overview. En: Brewerton TD, editor. Clinical Handbook of Eating Disorders: An Integrated Approach. New York: Marcel Dekker Inc; 2004. p. 71–95.
18. Currin L, Schmidt U, Treasure J, Jick H. Time trends in eating disorder incidence. Br J Psychiatr. 2005;186:132–5.
19. Ocker LB, Lam ET, Jensen BE, Zhang JJ. Psychometric properties of the Eating Attitudes Test. Meas Phys Educ Exerc Sci. 2007;11:25–48.
20. Castrillón D, Luna I, Aguirre DC. Validación del Abbreviated Eating Attitudes Test (escala abreviada y modificada de las actitudes alimentarias) EAT-26-M para la población colombiana. En: Ferrer BA, Gómez MY, editores. Evaluación e intervención en niños y adolescentes: investigación y conceptualización. Medellín: La Carreta; 2007. p. 93–116.
21. Douka A, Grammatopoulou E, Skordilis E, Koutsouki D. Factor analysis and cut-off score of the 26 -item Eating Attitudes Test in a Greek sample. Biol Exerc. 2009;5:51–67.
22. Nunes MA, Camey S, Olinto MT, Mari JJ. The validity and 4-year test-retest reliability of the Brazilian version of the Eating Attitudes Test-26. Bras J Med Biol Res. 2005;38:1655–62.
23. 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.
24. Lameiras-Fernán M. Trastornos de la conducta alimentaria y la exposición a los medios de comunicación en chicas adolescentes 2003-2005. Vigo: Ministerio del Trabajo y Asuntos Sociales; 2006.
25. 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;13:1044–56.
26. Al-Adawi S, Dorvlo AS, Burke DT, Moosa S, al-Bahlani S. A survey of anorexia nervosa using the Arabic version of the EAT-26 and 'gold standard' interviews among Omani adolescents. Eat Weight Dis. 2002;7:304–11.
27. Anthony TM, Yager J. Cultural considerations in eating disorders. En: Jager J, Powers PS, editores. Clinical Manual of Eating Disorders. Washington DC: American Psychiatric Publishing; 2007. p. 387–405.
28. Orbitello B, Ciano R, Corsaro M, Rocco PL, Taboga C, Tonutti L, et al. The EAT-26 as screening instrument for clinical nutrition unit attenders. Int J Obesity. 2006;30:977–81.
29. Jacobi C, Abascal L, Taylor CB. Screening for eating disorders and high-risk behavior: Caution. Int J Eat Disord. 2004;36:280–95.
30. Carter JC, McFarlane TL, Olmsted MP. Psychometric assessment of eating disorders. En: Brewerton TD, editor. Clinical Handbook of Eating Disorders: An Integrated Approach. New York: Marcel Dekker Inc; 2004. p. 21–46.