



ORIGINAL

Validez y utilidad diagnóstica de la escala *Eating Attitudes Test-26* para la evaluación del riesgo de trastornos de la conducta alimentaria en población masculina de Medellín, Colombia[☆]



Gustavo A. Constaín*, María de los Ángeles Rodríguez-Gázquez, Guillermo Andrés Ramírez Jiménez, Gloria María Gómez Vásquez, Laura Mejía Cardona y Jonathan Cardona Vélez

Facultad de Medicina, Universidad Pontificia Bolivariana, Medellín, Colombia

Recibido el 14 de septiembre de 2015; aceptado el 29 de febrero de 2016
Disponible en Internet el 10 de octubre de 2016

PALABRAS CLAVE

Población masculina;
Estudios de validación;
Reproducibilidad de resultados;
Trastornos de conducta alimentaria;
Eating Attitudes Test-26;
Test diagnóstico

Resumen

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

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: Veintiún hombres con edad ≥ 14 años que cumplieran criterios DSM-IV-TR para anorexia nerviosa, bulimia nerviosa y *eating disorder not otherwise specified* (EDNOS), y 93 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: dieta-bulimia y preocupación por comida, dieta, control oral-dieta y control oral-bulimia. El alfa de Cronbach fue de 0,89 y el mejor valor de corte el de ≥ 20 puntos (sensibilidad = 100%; especificidad = 97,8%). El valor predictivo positivo fue del 91,3% y el negativo, del 100,0%.

[☆] Resultados parciales presentados como ponencia en el II Simposio de Investigación Escuela de Ciencias de la Salud y Clínica Universitaria Bolivariana, UPB 2014. Medellín, Colombia, 12 de noviembre de 2014.

* Autor para correspondencia.

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

Conclusiones: El EAT-26 es un instrumento multidimensional con excelentes valores de confiabilidad, sensibilidad y especificidad, ideal para cribado de posibles TCA en población de riesgo, y podría ser de utilidad en atención primaria para la detección temprana en población masculina. © 2016 Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Male population;
Validation studies;
Reproducibility of results;
Eating disorders;
Eating Attitudes Test-26;
Diagnosis test

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

Abstract

Objective: To establish the diagnostic validity and usefulness of Eating Attitudes Test-26 (EAT-26) for the risk assessment of eating disorders in a male population.

Description: Observational validation study questionnaire.

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

Subjects: The study included 21 male subjects aged ≥ 14 with DSM-IV-TR diagnostic criteria for anorexia nervosa, bulimia nervosa, and Eating Disorder Not Otherwise Specified (EDNOS), and 93 controls without ED.

Main outcome measurements: A convenience sample was used for the cases and a simple, randomised one for controls. A reference standard (structured psychiatrist interview confirming the fulfilment of ED case inclusion criteria) was compared with the EAT-26 questionnaire. Reliability, cultural, semantics, and factorial validation were performed, and the best cut-off score was established with the ROC curve.

Results: Four domains remain in the instrument: dieting-bulimia and food pre-occupation, dieting, oral control-dieting, and oral control-bulimia. The Cronbach's alpha was 0.89, and a score of ≥ 20 is the best cut-off (sensitivity = 100% and specificity = 97.8%). The positive predictive value was 91.3% and the negative predictive value was 100.0%.

Conclusions: EAT-26 questionnaire is an ideal multidimensional instrument for Eating Disorder screening in risk populations, with excellent reliability, sensitivity and specificity values. EAT-26 could be a useful tool to be considered when strategies for early detection of Eating Disorders are implemented in the male population.

© 2016 Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

Los trastornos de conducta alimentaria (TCA) son condiciones crónicas severas asociadas a alta comorbilidad psiquiátrica y complicaciones médicas^{1,2}. En el mundo, el 1% de los adolescentes y adultos jóvenes sufren anorexia nerviosa (AN) y otro 4,1% bulimia nerviosa (BN)³. La prevalencia de TCA es mayor en mujeres, y se observa un incremento en adolescentes varones⁴.

Se considera que entre el 5 y el 15% de AN y BN, y el 40% de trastorno por atracón (TA), ocurren en niños y adultos varones². Un estudio poblacional canadiense⁵ ha observado una prevalencia de TCA del 2% en hombres y sugiere una razón hombre:mujer entre 1:2 y 1:3. Se ha reportado una edad media de inicio en los hombres entre 17,1 y 19,0 años para la AN y de 19,5 para la BN, con diagnósticos tardíos², así como insatisfacción corporal y alimentación desorganizada que son frecuentes en universitarios⁶.

Estudios poblacionales en Colombia^{7,8} dan prevalencia de vida para trastornos de alimentación del 0,0% en hombres.

Los TCA en los varones tienen presentación clínica, pronóstico, evolución y respuesta terapéutica similares a las

descritas para las mujeres^{5,9} y comparten psicopatología¹⁰, componente genético¹¹ y morbilidad psicosocial⁵. Sin embargo, los TCA masculinos pasan desapercibidos y sin tratamiento¹², a pesar de que su diagnóstico y tratamiento tempranos tienen implicaciones en la calidad de vida⁵ y en el curso, el pronóstico y los costes de la enfermedad¹.

La mayoría de los instrumentos para evaluar los TCA se han diseñado para mujeres. El uso de escalas para identificar las personas con riesgo contribuye al diagnóstico precoz y a desarrollar programas de prevención. Una de las escalas más usadas es el *Eating Attitudes Test*, cuya versión reducida (EAT-26) tiene adecuadas propiedades de confiabilidad y validez para el cribado de TCA¹³.

No hemos encontrado publicaciones de validación masculina del EAT-26, aunque su validación en varones se justifica para conocer diferencias de género y poder desarrollar constructos y modelos de riesgo específicos¹⁴. Por ello se ha realizado este estudio con el objetivo de determinar la validez y utilidad diagnóstica del EAT-26 para la evaluación del riesgo de TCA en población masculina.

Material y métodos

Se ha realizado un estudio observacional de validación de pruebas diagnósticas, llevado a cabo entre junio de 2012 y agosto de 2013. La muestra de casos se obtuvo por conveniencia, dada la disponibilidad de los pacientes en la consulta psiquiátrica ambulatoria de los investigadores a un nivel de atención comunitaria. Se estudiaron los casos nuevos de hombres con edad ≥ 14 años y criterios DSM-IV-TR¹⁵ para AN, BN y *eating disorder not otherwise specified* (EDNOS), que corresponde a TCA no especificado, excluyéndose los que padecían depresión estúpida, catatonia, esquizofrenia, neoplasias, infección por VIH, síndrome de malabsorción, hipo e hipertiroidismo o diabetes mellitus (DM) no controlados, y cualquier otra patología relacionada con desnutrición e hipometabolismo.

Se evaluaron 25 pacientes, de los cuales 4 no se incluyeron. Se seleccionaron 4 controles por cada caso mediante muestreo aleatorio simple a partir de la población de estudiantes de secundaria y de una universidad privada de la ciudad de Medellín (Colombia). Los controles no debían presentar TCA. Todos los controles aceptaron participar en el estudio, pero se excluyeron 8 por tener datos incompletos del EAT-26.

Los participantes firmaron el consentimiento informado, más un asentimiento si eran menores de 18 años, y respondieron a un cuestionario autoadministrado de información sociodemográfica, de actitudes o conductas descritas en hombres con TCA y el EAT-26. Además, en los casos se obtuvo información sobre el curso de la enfermedad y el índice de masa corporal (IMC). Se practicó una entrevista estructurada por parte del psiquiatra o de uno de los residentes de psiquiatría investigadores, para determinar si los participantes cumplían los criterios DSM-IV-TR para AN, BN y EDNOS, utilizando los ítems respectivos de la *MINI-International Neuropsychiatric Interview* (MINI)¹⁶, lo que se consideró el criterio de referencia (*gold standard*). En los casos, el MINI se aplicó simultáneamente con el EAT-26 y no tuvo carácter de prueba independiente, ya que los investigadores tenían conocimiento del diagnóstico. En los controles, la aplicación del MINI se realizó de manera ciega. Los evaluadores estandarizaron los instrumentos aplicándolos a 8 pacientes de la consulta ambulatoria y a 8 estudiantes «sanos». El estudio contó con la aprobación del Comité de Ética.

Se utilizó la versión en castellano del EAT-26 validada por Gandarillas et al.¹⁷ con derechos para su utilización y adaptación otorgados por los autores. Cada pregunta tiene 6 opciones de respuesta con diferente puntuación: 0 puntos (nunca, raramente, a veces); 1 punto (a menudo); 2 puntos (muy a menudo); 3 puntos (siempre). El puntaje total es la suma de las respuestas de los 26 ítems, considerándose que la pregunta 25 se puntúa a la inversa. A mayor puntaje, mayor riesgo de AN o BN. El instrumento tiene 3 subescalas: a) *dieta*: 13 ítems sobre conductas evitativas de alimentos que engorden y preocupaciones por delgadez; b) *bulimia y preocupación por comida*: 6 ítems sobre conductas bulímicas y pensamientos acerca de comida, y c) *control oral*: 7 ítems sobre autocontrol de ingesta y presión externa para ganar peso. Se tomó como punto de corte el valor de 20 puntos, correspondiente al de la versión original del EAT-26¹³.

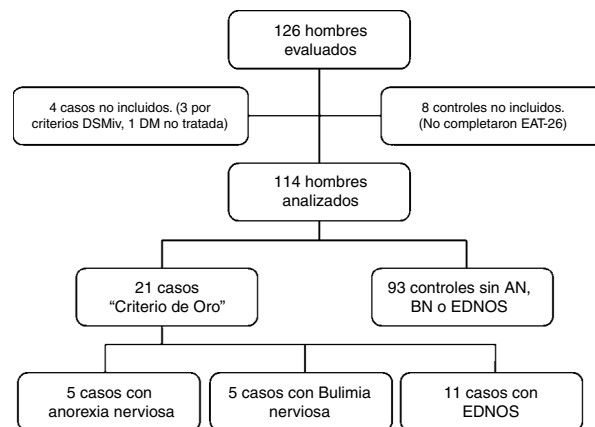
La existencia de diferencias por edad entre los grupos se determinó mediante la prueba U de Mann Whitney cuando las variables eran cuantitativas, y la χ^2 si eran categóricas, utilizando el test de Fisher si alguno de los valores esperados era menor de 5.

Se evaluó la validez de constructo mediante un análisis factorial exploratorio. Previamente, se estudió la adecuación de datos mediante la determinante de matriz de correlaciones, el test de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin. Se hizo un análisis de componentes principales utilizando rotación varimax para facilitar la interpretación de resultados. Para determinar el número de factores máximo a extraer se consideró que los autovalores fueran mayores que uno. Diferencias intergrupos 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 se determinó el punto de corte óptimo para discriminar la población posiblemente enferma de la normal, tomando como criterio de referencia el diagnóstico DSM-IV realizado por el especialista (fig. 1). La prueba z verificó 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.

Validez y utilidad diagnóstica de la escala EAT-26, para la evaluación del riesgo de trastornos de la conducta alimentaria (TCA) en población masculina de Medellín, Colombia



Esquema general del estudio. Diseño del estudio observacional de validación del EAT-26.

Resultados

Participaron en el estudio 114 hombres: 21 casos y 93 controles (razón caso:control 1:4,4). Dos controles obtuvieron puntuaciones del EAT-26 ≥ 20 , y se incluyeron como casos. No se encontraron falsos positivos.

La mediana de edad fue de 21 años para los casos y 22 para los controles ($t = 0,73$; $p = 0,383$). Los casos presentaron una mayor proporción que los controles de estado civil soltero, ocupación estudiante, antecedente familiar de TCA en madre, hermanos y tíos/primos, comorbilidad psiquiátrica, antecedentes de sobrepeso, disminución del interés sexual,

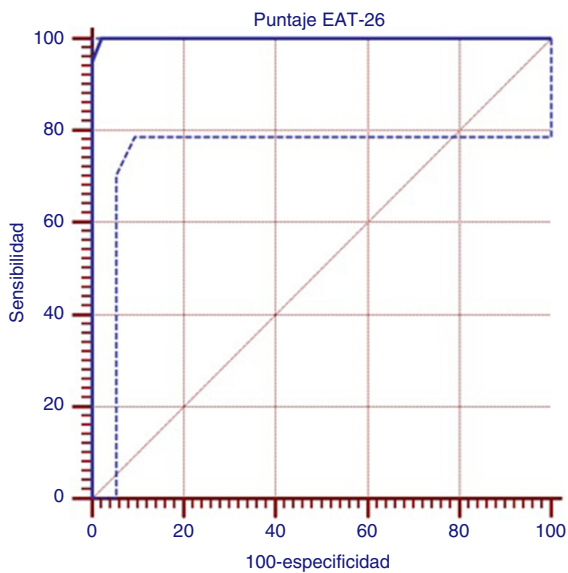


Figura 1 Curva ROC para EAT-26 cuando se compara con los criterios DSM-IV-TR para TCA.

preocupación por la figura corporal y el peso, y de práctica regular de gimnasia varias horas. En ambos grupos predominó la orientación heterosexual (tabla 1).

La edad promedio de inicio de los síntomas de TCA fue $18,1 \pm 6,8$ años (rango 8-32) y la del momento de diagnóstico, de $23,9 \pm 11,1$ años (rango 11-49). El diagnóstico psiquiátrico más frecuente fue EDNOS con 11 casos (52,3%) (9 TA, una BN atípica no purgativa y otra AN atípica purgativa), BN no purgativa en 4 casos (19,0%), AN restrictiva en 3 (14,3%), AN compulsiva/restrictiva en 2 (9,5%) y BN purgativa en uno (4,8%) (tabla 2).

En relación con el IMC de los 21 casos, 5 (23,8%) presentaban infrapeso, 5 (23,8%) peso normal, 3 (14,3%) sobrepeso y 8 (38,1%) obesidad. La comorbilidad psiquiátrica en los casos fue de trastorno obsesivo-compulsivo (TOC) en 3 (14,3%); trastorno distímico solo en otros 3 (14,3%) y asociado a abuso de cannabis en uno (4,8%); abuso de alcohol, fobia social, TAG, TDM y TDAH con TOC en un caso para cada uno (4,8%). Nueve (42,9%) no presentaron comorbilidad (tabla 3).

El promedio de puntaje del EAT-26 fue de $29,1 \pm 6,9$ puntos en el grupo de casos y de $6,2 \pm 4,3$ en el control ($t = 14,51$, $p < 0,001$).

Validación cultural

Se efectuó una prueba piloto con 7 hombres ≥ 14 años y se ajustó para mejorar la comprensión de las preguntas. Se cambió el número de opciones de respuesta a 5, combinando las opciones raramente y a veces en una única (casi nunca).

Validación factorial

El examen de la matriz de correlaciones entre los 26 ítems indicó que los datos fueron adecuados para el análisis factorial (test de esfericidad de Bartlett = 325; $p < 0,0001$; medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin = 0,785).

La estructura factorial de la matriz de correlación polí-córica del EAT-26 identificó 4 factores con autovalores por encima de 1, que explicaban el 32,6, el 9,1, el 8,6 y el 6,1% de la varianza, respectivamente, y en conjunto el 56,4%.

En la extracción de factores se encontró que subyacían 4 dominios: a) dieta-bulimia y preocupación por comida (11 ítems: 1, 10, 11, 12, 14, 22, 3, 4, 18, 22, 26); b) dieta (7 ítems: 6, 7, 16, 17, 22, 23, 25); c) control oral-dieta (5 ítems: 2, 8, 13, 20, 24) y d) control oral-bulimia (2 ítems: 5, 9) (tabla 4). El ítem 15: «Tardo más tiempo que los demás en comer» no se relacionó con ninguno de los 4 dominios.

Evaluación de confiabilidad

El valor del alfa de Cronbach del EAT-26 fue de 0,89 en global, y de 0,88, 0,60, 0,76 y 0,27 para cada uno de los 4 dominios, respectivamente.

Análisis de ROC

El mejor valor de corte fue de 20 puntos, que corresponde al punto de inflexión de la curva en que son máximas la sensibilidad (100,0%; IC 95%: 83,9-100,0%) y la especificidad (97,8%; IC 95%: 92,4-99,7%). El área bajo la curva indica que la probabilidad de clasificar correctamente a una persona es del 99,9% ($z = 142,3$; $p < 0,0001$).

Para una prevalencia del 18,4% (21 casos entre 114 participantes; IC 95%: 12,1-25,3%), el EAT-26 muestra que el valor de corte ≥ 21 tiene una sensibilidad del 100,0%, una especificidad del 85,6% (IC 95%: 79,3-100,0%), un VPP del 93% (IC 95%: 72,0-98,9), un VPN del 100,0% (IC 95%: 96,0-100,0%) y valores de verosimilitud positiva del 46,5% (IC 95%: 45,1-47,9%) y negativa del 0,0%.

Se hizo un análisis de sensibilidad de las medidas de validez para prevalencias más altas y bajas, encontrándose que se alteran muy poco con el cambio en la prevalencia de TCA (tabla 5).

La diferencia de puntuación del EAT-26 entre casos y controles (28 vs 5) fue estadísticamente significativa ($U = 1,0$; $p < 0,001$). Las diferencias entre AN, BN y EDNOS (30, 28 y 26, respectivamente) no fueron estadísticamente significativas ($K-W = 1,06$; $p = 0,59$).

Discusión

Encontramos una edad mediana de inicio de síntomas de 18,1 años y de diagnóstico de 23,9 años, resultados consistentes con lo reportado en la literatura^{2,18}. El inicio más tardío en hombres que en mujeres se atribuye a que la pubertad comienza y termina 2 años más tarde en los niños que en las niñas¹⁹. El 95,2% de nuestros casos fueron heterosexuales, hallazgo similar al de Gempeler²⁰ y a uno de los estudios poblacionales citados por Robb y Dadson²¹. El 42,9% de antecedentes familiares de TCA sugiere agregación familiar y vulnerabilidad transmitida, factores documentados por Strober et al.¹¹.

Todas las comorbilidades de nuestra casuística han sido relacionadas por García¹⁸ y son consistentes con Woodside et al.⁵, Hudson et al.²² y Gempeler²⁰. La ausencia de TAB en nuestros casos es un hecho que compartimos con Lewinsohn

Tabla 1 Características generales de los grupos de estudio

Variable	Grupo		Estadístico	p
	Casos (n = 21)	Controles (n = 93)		
Edad, mediana (RIQ)	21 (17,5-36)	22 (19-27)	947,5 ^a	0,832
Estado civil soltero, %	71,4	86,0	5,2 ^b	0,024
Estrato socioeconómico, mediana (RIQ)	5 (4-5)	4 (4-5)	878,0 ^a	0,456
Orientación sexual heterosexual, %	95,2	98,9	3,3 ^b	0,068
Ocupación, %				
Estudia	52,4	75,3	4,4 ^b	0,037
Trabaja	47,6	24,7		
Nivel de escolaridad, %				
Primaria	9,5	1,1	3,7 ^b	0,082
Secundaria	14,3	20,4		
Superiores (técnico y universitario)	76,2	78,5		
Antecedente familiar de TCA, %	42,9	4,3	24,5 ^b	< 0,001
Madre	9,5	0,0	4,3 ^b	0,037
Padre	9,5	1,1	2,0 ^b	0,153
Hermanos	14,3	1,1	5,4 ^b	0,021
Otros (tíos o primos)	23,8	2,8	10,4 ^b	0,001
Historia o antecedente de...				
Sobrepeso	85,7	33,7	16,7 ^b	< 0,001
Disminución de interés sexual	28,6	0,0	22,4 ^b	< 0,001
Consumo de sustancias	38,1	26,1	1,2 ^c	0,270
Preocupación por la figura corporal	85,7	27,2	24,8 ^b	< 0,001
Preocupación por el peso	90,5	24,7	28,6 ^b	< 0,001
Preocupación por la estatura	19,0	9,8	0,7 ^b	0,411
Realizar ejercicio físico continuamente	57,1	47,3	0,6 ^c	0,441
Practicar gimnasio regularmente por varias horas	61,3	27,9	8,6 ^c	0,003
Practicar deportes regularmente	38,1	53,7	1,8 ^b	0,179
Comorbilidad psiquiátrica	57,1	8,6	27,5 ^b	< 0,001

RIQ: rango intercuartílico; TCA: trastornos de la conducta alimentaria.

^a U de Mann Whitney.

^b Chi cuadrado con corrección de Yates.

^c Chi cuadrado de Pearson.

Tabla 2 Diagnóstico psiquiátrico DSM-IV-TR de los 21 casos de trastornos de la conducta alimentaria

Diagnóstico	n	%
Anorexia nerviosa tipo restrictivo	3	14,3
Anorexia nerviosa tipo compulsivo/restrictivo	2	9,5
Bulimia nerviosa, tipo purgativo	1	4,8
Bulimia nerviosa, tipo no purgativo	4	19,0
EDNOS	11	52,3

EDNOS: *Eating Disorder Not Otherwise Specified*.

Tabla 3 Comorbilidad psiquiátrica

Diagnóstico	Casos, %	Controles, %
Abuso OH	4,8	0,0
Abuso THC + Trastorno distímico	4,8	0,0
Fobia social	4,8	0,0
Trastorno distímico	14,3	0,0
TAG	4,8	1,1
TDAH	0,0	1,1
TDAH + TOC	4,8	0,0
TDM	4,8	2,2
TOC	14,3	2,2
Trastorno de pánico	0,0	2,2
Ninguno	42,9	91,4

et al.²³. Las inconsistencias y resultados contradictorios en estudios que evalúan la prevalencia de trastornos afectivos y TCA son atribuidos a problemas metodológicos y han sido discutidos ampliamente por Godart et al.²⁴.

El diagnóstico predominante de EDNOS, con aproximadamente la mitad de los casos (52,4%), seguido en proporciones iguales (del 23,8%) de AN y BN, son parcialmente similares a los encontrados por Hoeck²⁵. En el grupo de EDNOS el

Tabla 4 Varianza explicada de los ítems que componen los factores del EAT-26

Ítem	Factor			
	1	2	3	4
EAT04	0,77			
EAT10	0,76			
EAT21	0,72			
EAT14	0,68			
EAT18	0,62			
EAT26	0,61			
EAT03	0,60			
EAT11	0,60			
EAT01	0,55			
EAT22	0,54			
EAT12	0,52			
EAT19	-0,44			
EAT23		0,79		
EAT16		0,76		
EAT17		0,71		
EAT07		0,66		
EAT06		0,59		
EAT25		-0,45		
EAT20			0,79	
EAT24			0,75	
EAT08			0,67	
EAT02			0,61	
EAT13			0,46	
EAT05				0,76
EAT09				0,55

Tabla 5 Análisis de sensibilidad (estimado de punto e IC 95%) de las medidas de validez del EAT-26 según diferentes prevalencias

Prevalencia	Medida			
	5%	10%	18,4%	25%
Sensibilidad	100 (54,1-100)	100 (69,2-100)	100% (83,9-100,0)	100 (88,1-100)
Especificidad	100 (96,6-100)	100 (96,5-100)	97,8 (92,4-99,7)	96,8 (93,6-100)
Valor predictivo positivo	100 (54,1-100)	100 (69,2-100)	91,3 (72,0-98,9)	96,7 (82,8-99,9)
Valor predictivo negativo	100 (96,6-100)	100 (96,5-100)	100 (79,3%-100,0)	100 (95,7-100)

diagnóstico mayor (82%) fue de TA, considerado el más común y con prevalencias muy superiores a los otros trastornos alimentarios en el estudio de Hudson et al.²².

Los antecedentes de sobrepeso, preocupación por la figura corporal y el peso, disminución del deseo sexual y prácticas de gimnasio regulares están dentro de los factores de riesgo considerados en población masculina¹⁸. Los datos de sobrepeso/obesidad coinciden con los encontrados por Gempeler²⁰. Blashill¹⁰ relaciona satisfacción corporal con masculinidad. La preocupación por el peso en los hombres ha sido expuesta por Robb y Dadson²¹ y está fundamentada en el temor a burlas y críticas cuando se relacionan con obesidad, comprometiéndose potencialmente las relaciones con pares o el desempeño atlético. La disminución del deseo sexual es secundaria a bajos niveles de testosterona⁹, y la práctica de gimnasio regularmente, relacionada con ejercicio físico, tiene un amplio sustento en la literatura^{18,21}. Estos aspectos deben tenerse en cuenta en el cribado de varones.

Respecto al IMC, el 23,8% de los casos presentaron infra-peso (los 5 pacientes con AN) y el 52,38% sobrepeso y obesidad (5 bulímicos y 8 con TA), hallazgos que concuerdan con Dooley-Hash et al.²⁶, que observaron que el IMC elevado está presente de manera importante en hombres con TCA que consultan por urgencias médicas.

La validación factorial confirmó la multidimensionalidad del EAT-26, identificándose 4 factores: bulimia, dieta, preocupación por la comida y control oral, siendo en orden los 2 primeros los que más varianza explicaron. Estos hallazgos son compartidos parcialmente con la versión original, que reportó 3 factores, siendo la dieta el más relevante¹³. Otros autores, como Ocker et al.²⁷ y Castrillón et al.²⁸, han encontrado, aunque con variaciones de la escala original, 4 dominios. Estos resultados no son comparables por corresponder a validaciones en mujeres o en grupos mixtos, y por el mismo motivo no puede compararse el grado de confiabilidad observado del 0,89.

El análisis de la curva ROC mostró que el mejor punto de corte es ≥ 20 , el mismo de múltiples estudios en mujeres citados por Nunes et al.²⁹. Sin embargo, está documentado que los hombres puntúan más bajo que las mujeres en varias escalas, incluyendo la versión original del EAT, aplicada sin validación en hombres¹⁴. Estudios del EAT-26 en atención primaria muestran que tiene una baja sensibilidad pero una buena especificidad, con puntos de corte ≥ 20 en poblaciones femeninas^{29,30}. No existen estudios de validación de la EAT-26 en población masculina para comparar los resultados de puntos de corte ni otros parámetros.

Nuestro estudio tiene como limitaciones el uso de pacientes de consulta psiquiátrica y de una muestra de hombres estudiantes de secundaria y universitarios, no encontrándose una representación adecuada de casos intermedios de TCA. La muestra de casos, considerada pequeña, podría estar afectando los valores predictivos.

Concluimos que el EAT-26 es un instrumento multidimensional, con excelentes valores de confiabilidad, sensibilidad y especificidad, que podría ser útil para el cribado de posibles TCA en la población masculina ≥ 14 años, contribuyendo a su detección temprana.

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 en hombres tienen presentación clínica, pronóstico, evolución y respuesta terapéutica similares a los descritos en mujeres.
- Los TCA masculinos que se manifiestan ambulatoriamente pasan desapercibidos y sin tratamiento.
- En la población general el diagnóstico con criterios válidos de los TCA en población masculina es inexistente o 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, sensibilidad y especificidad, con un punto de corte que permite el cribado de hombres con edad igual o mayor a 14 años.

Financiación

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

Conflicto de intereses

Ninguno.

Agradecimientos

A Carlos López-Jaramillo MD por su aporte en el desarrollo del estudio.

Bibliografía

1. Agras W. The Consequences and Costs of the Eating Disorders. En: Grossman E, editor. *Eating Disorders*. Psychiatric Clinics of North America, 4. Philadelphia: Saunders Company; 2001. p. 371–9.
2. Muise AM, Stein DG, Arbess G. Eating disorders in adolescent boys: A review of the adolescent and young adult literature. *J Adol Health*. 2003;33:427–35.
3. Organización Mundial de la Salud. Prevención de los trastornos mentales: intervenciones efectivas y opciones de políticas: informe compendiado. Un informe de la Organización Mundial de la Salud. Departamento de Salud Mental y Abuso de Sustancias; en colaboración con el Centro de Investigación de Prevención de las Universidades de Nijmegen y Maastricht. Ginebra: OMS; 2004. p. 67.
4. Ray SL. Eating disorders in adolescent males. *Professional School Counseling*. 2004;8:98–101.
5. Woodside D, Garfinkel P, Lin E, Goering P, Kaplan A. Comparisons of men with full or partial eating disorders, men without eating disorder and women with eating disorder in the community. *Am J Psychiatr*. 2001;158:570–4.
6. Lavender JM, de Young KP, Anderson DA. Eating Disorder Examination Questionnaire (EDE-Q): Norms for undergraduate men. *Eat Behav*. 2010;11:119–21.
7. Posada JA, Aguilar SA, Magaña C, Gómez LC. III Estudio Nacional de Salud Mental Colombia. Informe preliminar. Bogotá: Ministerio de Protección Social; 2003. p. 24–6.
8. Secretaría de Salud de Medellín-Grupo de Salud Mental. En: Torres de Galvis Y, editor. *Primer Estudio Poblacional de Salud Mental Medellín, 2011-2012*. Medellín: L. Vieco e Hijos Ltda.; 2012. p. 262–6.
9. Andersen AE. Eating disorders in males. En: Fairburn C, Brownell K, editores. *Eating Disorders and Obesity: A Comprehensive Handbook*. 2nd ed. New York: Guilford Press; 2002. p. 188–92.
10. Blashill AJ. Gender roles, eating pathology, and body dissatisfaction in men: A meta-analysis. *Body Image*. 2011;8:1–11.
11. Strober M, Freeman R, Lampert C, Diamond J, Kaye W. Males with anorexia nervosa: A controlled study of eating disorders in first-degree relatives. *Int J Eat Disord*. 2001;29:263–9.
12. Striegel RH, Bedrosian R, Wang C, Schwartz S. Why men should be included in research on binge eating: Results from a comparison of psychosocial impairment in men and women. *Int J Eat Disord*. 2012;45:233–40.
13. Garfinkel P, Newman A. The Eating Attitudes Test: Twenty-five years later. *Eating Weight Disord*. 2001;6:1–24.
14. Boerner LM, Spillane NS, Anderson KG, Smith GT. Similarities and differences between women and men on eating disorder risk factors and symptom measures. *Eat Behav*. 2004;5:209–22.
15. American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders. Text Revision (DSM-IV-TR)*. 4th ed. Washington DC: American Psychiatric Association; 2000. p. 583–95.
16. Sheehan DV, Lecrubier Y, Sheehan KH, Amorin P, Janavs J, Weiller E, et al. The Mini-International Neuropsychiatric Interview (MINI): The development and validation of a structured diagnostic interview for DSM-IV and ICD-10. *J Clin Psychiatry*. 1998;59 Suppl 20:22–33.
17. Gandarillas A, Zorrilla B, Sepúlveda AR. Trastornos del comportamiento alimentario: Prevalencia de casos clínicos en mujeres adolescentes de la Comunidad de Madrid.

- 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>
18. García C. Anorexia y bulimia en varones adolescentes: factores de riesgo. *Rev Psicol Científica.com*. 2009;11(12.). Disponible en: <http://www.psicologiacientifica.com/anorexia-bulimia-varones-adolescentes-factores-de-riesgo>
 19. Stoving RK, Andries A, Brixen K, Bilenberg N, Horder K. Gender differences in outcome of eating disorders: A retrospective cohort study. *Psychiatr Res*. 2011;186:362–6.
 20. Gempeler J. Trastornos de la alimentación en hombres: cuatro subtipos clínicos. *Rev Colom Psiquiatr*. 2006;35:3533–4362.
 21. Robb AS, Dadson MJ. Eating disorders in males. En: Barth SA, editor. *Eating Disorders, Child Adolesc Psychiatric Clin N Am*, 11. Philadelphia: Saunders Company; 2002. p. 399–418.
 22. Hudson JI, Hiripi E, Pope HG, Kessler RC. The prevalence and correlates of eating disorders in the national comorbidity survey replication. *Biol Psychiatry*. 2007;61:348–58.
 23. Lewinsohn PM, Seeley JR, Moerk KC, Striegel-Moore RH. Gender differences in eating disorder symptoms in young adults. *Int J Eat Disord*. 2002;32:426–40.
 24. Godart NT, Perdereau F, Rein Z, Berthoz S, Wallier J, Jammet P, et al. Comorbidity studies of eating disorders and mood disorders. Critical review of the literature. *J Affective Disord*. 2007;97:37–49.
 25. Hoeck HW. Incidence, prevalence and mortality of anorexia nervosa and other eating disorders. *Curr Opin Psychiatry*. 2006;19:389–94.
 26. Dooley-Hash S, Banker JD, Walton MA, Ginsburg Y, Cunningham RM. The prevalence and correlates of eating disorders among emergency department patients aged 14-20 years. *Int J Eat Disord*. 2012;45:883–90.
 27. Ocker LB, Lam ET, Zhang JJ, Jackson AS, Pease DG. Confirmatory factor analysis for the Eating Attitudes Test (EAT-26). 1987 [consultado 15 Abr 2010]. Disponible en: <http://www.eatingdisorders-toledo.com/OrderEAT26.html>.
 28. 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*. La Carreta: Medellín; 2007. p. 93–116.
 29. 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.
 30. 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.