



Facultad de Estudios Superiores  
**IZTACALA**

## **Instruments to Assess Anorexia Nervosa**

### ***Instrumentos para Evaluar la Anorexia Nerviosa***

Teresa Rivas-Moya<sup>a</sup> y Salvador Reyes-Martín<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Universidad de Málaga, España

**Recibido: 2019-02-19**

**Revisado: 2019-03-21**

**Aceptado: 2020-01-13**

**Autora de correspondencia:** moya@uma.es (Teresa Rivas-Moya)

**Financiación:** Esta investigación fue financiada por el Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto Ref. BSO2001-1945) y la Consejería de Educación y Ciencia de la Junta de Andalucía (Grupo de Investigación CTS-278).

**Conflicto de intereses:** Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

#### **Abstract**

The growth increase of the prevalence of Eating Disorders, in industrialised populations and women, demands the development of measurement instruments for their correct evaluation. This study addresses a review of Anorexia Nervosa evaluation questionnaires, whose use is frequent in clinic and research, such as the *Eating Attitude Test* (*Eating Attitude Test - 40*, *Eating Attitude Test - 26* and *Children's Eating Attitude Test*) and the *Questionnaire for Eating Disorders Diagnoses*. Psychometric properties of these questionnaires are revised, in Ibero-American and Spanish populations, as well as adaptations due to new conceptualisations of this disorder in the different reference diagnostic manuals. Scores of these questionnaires, in samples or groups of different characteristics, showed psychometric properties with adequate values of reliability and different types of validity. However, to update the item psychological content, according to the current diagnostic criteria, would be necessary as well as to carry out validation studies in relation to the set of eating disorders described in the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition.

#### **Key words:**

Anorexia, Questionnaires, Assessment, Psychometric Properties.

#### **Resumen**

El incremento de la prevalencia de los trastornos alimentarios, en poblaciones industrializadas y en mujeres, demanda la elaboración de instrumentos de medida para su correcta evaluación. Este

estudio aborda una revisión de los cuestionarios de evaluación de la anorexia nerviosa utilizados con frecuencia, en clínica e investigación, entre los cuales se encuentran las distintas versiones del *Eating Attitudes Test* (*Eating Attitudes Test- 40*, *Eating Attitudes Test- 26* y *Children's Eating Attitudes Test*) y el *Questionnaire for Eating Disorder Diagnoses*. Se revisan las propiedades psicométricas de dichos cuestionarios, en población iberoamericana y española, así como distintas adaptaciones debido a las nuevas conceptualizaciones del trastorno en los distintos manuales diagnósticos de referencia. Las puntuaciones de estos cuestionarios, en muestras o grupos de distintas características, han mostrado propiedades psicométricas adecuadas con valores aceptables de fiabilidad y de distintos tipos de validez. No obstante, sería necesaria la actualización del contenido psicológico de los ítems, de acuerdo con los criterios de diagnóstico actuales, así como la elaboración de estudios de validación en relación al conjunto de trastornos alimentarios que existe en la actualidad según el Manual de Diagnóstico y Estadística de los Trastornos Mentales en su quinta edición.

**Palabras clave:** Anorexia, Instrumentos, Evaluación, Propiedades Psicométricas.

Este artículo aborda el estudio de los instrumentos más utilizados en la evaluación de la anorexia nerviosa (AN) en población de habla hispana, perteneciendo este trastorno a los trastornos alimentarios (TA).

Es suficientemente conocido que la prevalencia de este tipo de trastornos ha ido en aumento a lo largo de la historia, y más en población femenina y en sociedades industrializadas, en las que el logro y la aceptación está muy relacionado con estar delgado o sentirse atractivo (Salazar, 2008). Todo esto ha llevado a la realización de diversos estudios de estimación de la prevalencia de los TA. Rivas, Bersabé y Castro (2001a) en una muestra de 1,555 adolescentes españoles de entre 12 y 21 años de ambos géneros (625 varones y 930 mujeres), obtuvieron los porcentajes 1.1% y 4.0% para TA, 0.5% y 0.4% para AN, 0.2% y 0.6% para bulimia nerviosa (BN), 0.5% y 3.9% para trastorno de la conducta alimentaria no especificado (TCANE), en varones y mujeres, respectivamente. Otros estudios de prevalencia, en dos etapas, se han realizado en muestras de población general de mujeres adolescentes o adolescentes tempranas españolas (e.g. Pérez-Gaspar et al., 2000; Ruiz-Lázaro et al., 2010). En México se desconocen datos de prevalencia en población masculina y/o que proporcionen la prevalencia en cada uno de los TA. Los datos encontrados sobre la prevalencia de los TA en población femenina mexicana establecen que un 0.2% padecen AN y un 0.9% BN (Benjet et al.,

2008). También se han realizado diversos estudios transculturales entre México y España encontrándose mayores porcentajes de sintomatología de TA en mujeres españolas (Raich et al., 2001; Toro et al., 2006). No obstante, las mujeres mexicanas tienen un número mayor de conductas de riesgo, por ejemplo: insatisfacción con su cuerpo (Gómez-Peresmitré y Acosta, 2000) y, preocupación por el peso y deseo de estar delgadas (Gómez-Peresmitré y Acosta, 2002).

Ante esta evidencia epidemiológica, sintomatológica y de actitudes de riesgo se hace necesaria la creación de instrumentos de evaluación de la psicopatología. Sin embargo, que existan instrumentos no significa que sean adecuados ni bien utilizados. Rivas, Bersabé y Castro (2001b) hacen un resumen sobre los principales problemas que existen al utilizar auto-informes que son empleados para el diagnóstico de los TA. Plantean que los instrumentos de evaluación no se actualizan cuando lo hacen los criterios de los principales sistemas de diagnóstico como son el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (DSM-5, por sus siglas en inglés; *American Psychiatric Association* [APA], 2013) o la Clasificación Internacional de las Enfermedades CIE-10 (*World Health Organization* [WHO], 1991), y que, en su mayoría, estos auto-informes sólo proporcionan puntuaciones sobre los TA en general sin especificar el TA concreto que evalúan. Por tanto, la mejor opción sería disponer de

cuestionarios que permitan diferenciar el TA del que se trate, como la AN, BN o el Trastorno por Atracción (TPA). Esto evitaría que el clínico administre una gran cantidad de cuestionarios para evaluar el trastorno específico. Por esta razón se han hecho numerosos intentos para desarrollar instrumentos que aumenten el poder de predicción en la detección de estos trastornos, aumentando, por tanto, el número de cuestionarios autoaplicados que se han desarrollado desde los años 1970 (Irala et al., 2008).

Los criterios diagnósticos para los TA no estaban incluidos en el DSM-II (2ª ed., APA, 1968). Los TA se incluyeron por primera vez en el DSM-III (3ª ed., APA, 1980) y se han incluido en el DSM-III-R (3ª ed., rv., APA, 1987) y en las versiones posteriores. En la actualidad existe una amplia tipología de TA. El DSM-5 (5ª ed., APA, 2013) describe patologías como pica, trastorno de rumiación, trastorno de evitación/restricción de la ingesta alimentaria, AN, BN, TPA, especificaciones para algunos trastornos (e.g. AN atípica, BN baja frecuencia/duración limitada, TPA baja frecuencia/duración limitada, trastorno por purgas, síndrome de alimentación nocturno) y trastornos alimentarios no especificados (TANE). Vázquez, López, Ocampo y Mancilla-Díaz (2015) describen los criterios diagnósticos para TA de acuerdo al DSM-5 y hacen una comparación con los del DSM-IV-TR.

Los criterios diagnósticos para la AN han sido modificados a lo largo de las sucesivas versiones del DSM. Sin embargo, en el DSM-IV (4ª ed., APA, 1994) y su revisión el DSM-IV-TR (4ª ed., rv., APA, 2002) no hay diferencia alguna en los criterios para la AN. Hay diferencias entre las versiones DSM-IV-TR y DSM-5, siendo la mayor diferencia la eliminación del criterio de la presencia de amenorrea en el DSM-5. A continuación se muestran los criterios diagnósticos para la AN en las versiones más recientes del DSM.

### **Criterios DSM-IV y DSM-IV-R**

a) Rechazo a mantener el peso corporal igual o por encima del valor mínimo normal considerando la edad y la talla (p. ej., pérdida de peso que da lugar a un peso inferior al 85% del esperable, o fracaso en conseguir el aumento de peso normal durante el período de crecimiento, dando como resultado un peso corporal inferior al 85% del peso esperable).

- b) Miedo intenso a ganar peso o a convertirse en obeso, incluso estando por debajo del peso normal.
- c) Alteración de la percepción del peso o la silueta corporales, exageración de su importancia en la autoevaluación o negación del peligro que comporta el bajo peso corporal.
- d) En las mujeres pospuberales, presencia de amenorrea; por ejemplo, ausencia de al menos tres ciclos menstruales consecutivos.

### **Criterios DSM-5**

- a) Restricción del consumo energético relativo a los requisitos que conllevan a un peso corporal marcadamente bajo. Un peso marcadamente bajo se define como un peso que es inferior al mínimo normal o, para niños y adolescentes, inferior a los que mínimamente se espera para su edad y estatura.
- b) Miedo intenso a ganar peso o a convertirse en obeso, o una conducta persistente para evitar ganar peso, incluso estando por debajo del peso normal.
- c) Alteración de la percepción del peso o la silueta corporales, exageración de su importancia en la autoevaluación o persistente negación del peligro que comporta el bajo peso corporal actual.

Originalmente algunos cuestionarios se desarrollaron para evaluar síntomas de AN, pero con los cambios introducidos, a lo largo del tiempo, en los criterios diagnósticos de las distintas versiones del DSM, se ha probado empíricamente que las puntuaciones en estos cuestionarios pueden discriminar entre sujetos que tienen o no tienen un TA.

En este artículo se describen los instrumentos utilizados con frecuencia para evaluar AN, como son (1) las distintas versiones del *Eating Attitudes Test* (*Eating Attitudes Test- 40*, *Eating Attitudes Test- 26* y *Children's Eating Attitudes Test*), que también se utilizan para detectar sujetos con un posible TA, y (2) el *Questionnaire for Eating Disorder Diagnoses* basado en los criterios diagnósticos del DSM-IV, que proporciona categorías

de diagnóstico de TA incluyendo los tipos de AN y BN así como los ejemplos de TCANE. Se resumen las principales propiedades psicométricas analizadas por los autores de los cuestionarios y en investigaciones realizadas con muestras o grupos de sujetos en población española o iberoamericana.

## EAT-40

Uno de los cuestionarios utilizados frecuentemente es el *Eating Attitudes Test* – 40 (EAT-40; Garner y Garfinkel, 1979). Este cuestionario originalmente se construyó ‘como un índice objetivo y válido de síntomas observados con frecuencia en AN’ (Garner y Garfinkel, 1979 p. 276) basándose en los criterios diagnósticos de Feighner et al. (1972): a) edad de inicio antes de los 25 años, b) pérdida de peso de al menos el 25% del peso original, c) una actitud implacable, distorsionada, hacia la alimentación, la comida y el peso, d) no hay una enfermedad médica o psiquiátrica conocida que explique la anorexia, e) al menos dos de seis posibles manifestaciones, pudiendo incluir ‘episodios de bulimia’ y vómitos auto-inducidos. Estos criterios no se corresponden con los criterios descritos en el DSM para AN. Además, cuando se definió el EAT-40, la BN no era reconocida como un trastorno diferente a la AN. Russell (1979) fue el primer autor en reconocer la BN y ésta fue incluida en el DSM-III. El DSM-IV es el primer manual que considera AN y BN como diagnósticos mutuamente excluyentes e incluye los subtipos de AN y BN. Por último, cuando se desarrolló el EAT-40 los trastornos atípicos o no especificados se desconocían, fueron incluidos por primera vez en el DSM-III, denominados como trastornos de la conducta alimentaria atípicos en el DSM-III-R y se enlistaron seis ejemplos de estos trastornos en el DSM-IV (Mintz y O’Halloran, 2000).

Los criterios diagnósticos han cambiado de forma sustancial desde que se desarrolló el EAT-40 hace 40 años. Desde que se construyó ha sido traducido al menos a siete idiomas.

Mintz y O’Halloran (2000) afirman que debido a estos cambios, en la actualidad el EAT-40 no mide sólo AN. Estas autoras citan, entre otros, los siguientes trabajos sobre el EAT-40: Whitehouse y Button

(1988) destacaron que el EAT-40 se había desarrollado cuando no se conocía el diagnóstico de BN y que algunos ítems del EAT-40 (e.g. ítems sobre atracción y purga) reflejan ahora criterios de BN. Aunque el EAT-40 no se ha validado como una medida de BN, algunos autores (Hesse-Biber, 1989; Siever, 1994) lo describen como una medida general de AN y BN. Otros autores describen el EAT-40 como una medida de patrones de las conductas y actitudes alimentarias anormales, distorsionados o exagerados en muestras no clínicas de sujetos (Carter y Moss, 1984; Garner, Olmsted, Bohr y Garfinkel 1982; Koslowsky et al., 1992; Patton, Johnson-Sabine, Wood, Mann y Wakeling, 1990)

El EAT-40 está compuesto por 40 ítems tipo Likert con seis valores de escala que varían entre 1 (nunca) y 6 (siempre). Los únicos valores que puntúan son los sintomáticos (desde 3 el más sintomático, 2 el siguiente con menor grado de sintomatología, 1 el siguiente con el menor grado de sintomatología y 0 los valores restantes o sin sintomatología) pudiendo variar las puntuaciones totales en el cuestionario entre 0 y 120.

Garner y Garfinkel (1979) evaluaron a 158 mujeres agrupadas en cuatro categorías de TA: (I) 33 AN (edad media = 24.4, DE = 4.3), 34 controles normales (edad media = 22.7, DE = 2.5), (II) 33 AN (edad media = 22.5, DE = 7) y 59 controles normales (edad media = 21.8, DE = 2.8). Todos los sujetos con AN satisfacían los criterios de Feighner et al. (1972) pero siendo heterogéneas en cuanto a los distintos estados de restauración de peso y de tratamiento a largo plazo.

Garner y Garfinkel (1979) usando análisis factorial (rotación varimax) propusieron siete factores: Preocupación por la Comida, Imagen Corporal de Delgadez, Vómitos y Abuso de Laxantes, Dieta, Alimentación Lenta, Alimentación Clandestina, y Presión Social Percibida para aumentar el peso. Los propios autores reconocieron que el tamaño de muestra utilizado fue menor que el tamaño óptimo requerido para aplicar análisis factorial. Obtuvieron valores de consistencia interna (*Alfa* de Cronbach) del EAT-40 igual a .94 en la muestra total de mujeres y .79 en muestra clínica diagnosticada con AN.

En las mujeres del grupo II (33 AN y 59 controles normales) relacionaron las puntuaciones totales del EAT-40 con la variable grupos (AN y control normal) obteniendo un coeficiente de validez igual a

.87 mostrando que el EAT-40 es un buen predictor de la clasificación dada por estos grupos de sujetos. También encontraron diferencias estadísticamente significativas entre las medias de los grupos AN, controles normales y los grupos controles varones, sujetos obesos.

Además, tras un estudio descriptivo de frecuencias de las puntuaciones del EAT-40 con mujeres del grupo II (33 AN y 59 controles normales), proponen la puntuación de corte 30 (para distinguir entre sujetos con AN y controles normales), pudiéndose afirmar que si un sujeto superaba esta puntuación de corte, éste presentaba comportamientos y actitudes propias de AN. Este punto de corte proporcionó un 13% de falsos positivos (sujetos normales clasificados con problemas de la alimentación comparables a los de AN).

Mintz y O'Halloran (2000) analizaron la validez de criterio de las puntuaciones del EAT-40 relacionándolas con los criterios del DSM-IV para TA, discriminando entre mujeres de una muestra no clínica con y sin un diagnóstico no diferenciado de TA con el DSM-IV, obtuvieron una precisión del 90%. También obtuvieron que las medias de las puntuaciones del EAT-40 diferencian entre participantes con TA, sintomáticos y asintomáticos.

La utilidad del EAT-40 para diferenciar sujetos con y sin TA o bien con AN y sin AN, utilizando criterios diagnósticos posteriores a los de Feighner et al. (1972), ha sido probada también en investigaciones en población de habla hispana (Alvarez-Rayón et al., 2004; Castro, Toro, Salamero y Guimerá, 1991; Gross, Rosen, Laitenberg y Willmuth, 1986; Irala et al., 2008; Rivas, Franco, Bersabé y Berrocal, 2013; Salazar y Prado-Calderón, 2015). Álvarez-Rayón et al. (2004) encontraron que el cuestionario también distingue entre distintos tipos de TA: AN, BN y TCANE.

En México, Alvarez-Rayón et al. (2004) adaptaron el cuestionario y probaron sus propiedades psicométricas en una muestra de población mexicana. La validación se realizó con una muestra de 556 mujeres (edad media = 19.3,  $DE = 3.7$ ) de las cuales 276 tenían un diagnóstico de TA, 52 de AN (edad media = 18,  $DE = 4.59$ ), 102 de BN (edad media = 20.5,  $DE = 3.6$ ) y 122 de TCANE (edad media = 19.4,  $DE = 4.1$ ). Las 280 mujeres restantes formaron el grupo control (edad media = 19.1,  $DE = 3.3$ ).

Los resultados encontrados no difieren mucho de los obtenidos en la validación del instrumento original, excepto en los resultados del análisis factorial. Los autores encontraron cinco factores utilizando la rotación varimax. Estas cinco dimensiones contienen 25 de los 40 ítems que explican el 46.6% de la varianza de los ítems. Estos factores se denominaron: Restricción Alimentaria, Bulimia, Motivación para Adelgazar, Preocupación por la Comida, y Presión Social Percibida.

La consistencia interna (*Alfa* de Cronbach) en el EAT-40 fue .90 en la muestra con TA y .93 en la muestra total. La consistencia interna de cada factor en la muestra total fue .88 para el factor Restricción Alimentaria, .87 para Bulimia, .85 para Motivación para Adelgazar, .77 para Preocupación por la Comida, y .76 para la Presión Social Percibida.

Estos autores encontraron diferencias respecto del punto de corte 30 propuesto por Garner y Garfinkel (1979). Proponen la puntuación de corte de 26 para el diagnóstico de TA (83% sensibilidad y 91% especificidad), el punto de corte de 28 para el diagnóstico de AN y BN en conjunto (86% sensibilidad y 94% especificidad), para el diagnóstico de AN (84% sensibilidad y 93% especificidad), para el diagnóstico de BN (87% sensibilidad y 94% especificidad), y para el TCANE la puntuación de corte fue 22 (82% de sensibilidad y 82% de especificidad).

En población española el primer estudio psicométrico del EAT-40 lo realizaron Castro et al. (1991) en una muestra compuesta por 78 mujeres diagnosticadas con AN (edad media = 16.8,  $DE = 3.5$ ) y 78 mujeres en un grupo control (edad media = 16.8,  $DE = 3.5$ ). Estos autores, en la muestra de pacientes con AN, obtienen tres dimensiones con análisis de componentes principales, que denominan Dieta y Preocupación por la Comida, Presión Social Percibida y Malestar con la Alimentación, y Trastornos Psicobiológicos. Estas tres dimensiones explican el 29.6%, 5.8% y 5.6% de la varianza de los ítems, respectivamente. La consistencia interna del EAT-40 en ambos grupos (AN y Control) fue .93 y en el grupo AN fue .92.

La asociación entre las puntuaciones del EAT-40 y del *Beck Depression Inventory* (BDI; Beck, Ward, Mendelson, Mock y Erbaugh, 1961) mostró una correlación igual a .63 ( $p < .001$ ). La validez del EAT-40 para

pronosticar el grupo de pertenencia (AN o control) mostró un grado de relación igual a .61 ( $p < .001$ ).

Estos autores utilizaron la puntuación de corte 30, recomendada por los autores del EAT-40 y la clasificación dada por estos grupos AN y control, obteniendo una sensibilidad igual a 67.9% y una especificidad igual a 85.9%. También proponen la puntuación de corte 20 sobre el EAT-40 para diferenciar entre AN y grupo control, obteniendo 91% de sensibilidad y 69.2% de especificidad.

Varios años más tarde, Rivas et al. (2013) revisan las propiedades psicométricas del EAT-40. En su estudio recogieron una muestra de 95 mujeres que acudían a distintos centros clínicos con un problema de comportamiento alimentario y obtenían el diagnóstico de TA, satisfaciendo los criterios del DSM-IV-R, antes de empezar el tratamiento: 37 de AN, 47 de BN y 11 de TCANE (edad media = 23,  $DE = 7$ ) y un grupo control formado por 89 mujeres emparejadas en edad (edad media = 22,  $DE = 7$ ). El análisis de componentes principales muestra que una dimensión explicó el 50.63% de la variabilidad de los ítems del cuestionario.

La consistencia interna de las puntuaciones totales del EAT-40 fue igual a .97. Este valor de *Alfa* decrecería si algún ítem se retirara de la escala. Todos los ítems presentaron un índice de homogeneidad superior a .30.

El estudio de la fiabilidad test-retest se realizó con 147 participantes, de las 184, que volvieron a cumplimentar el cuestionario EAT-40 y que pertenecían tanto al grupo control como a los grupos AN, BN y TCANE; dos semanas después de la primera aplicación y antes de comenzar el tratamiento para TA, resultando un coeficiente de fiabilidad test-retest de las puntuaciones totales del EAT-40 igual a .96.

La validez convergente fue analizada con las cuatro dimensiones del cuestionario *The Bulimia Test-Revised* (BULIT-R; Thelen, Farmer, Wonderlich y Smith, 1991; versión española, Rivas y Bersabé, 2002; Berrios-Hernández, et al., 2007) y los once factores del *Eating Disorder Inventory-II* (EDI-II; Garner, 1991; versión española de Corral, González, Pereña y Seisdedos, 1998). Los resultados mostraron moderadas o altas correlaciones entre las puntuaciones del EAT-40 y las de los factores del BULIT-R (.51 a .90) y las de las dimensiones del EDI-II (.51 a .90).

Considerando la clasificación de los sujetos (con TA/sin TA) que proporcionó la entrevista clínica estructurada para los trastornos del Eje I del DSM-IV-R (SCID-I/P-Módulo-H; First, Spitzer, Gibbon, y Williams, 2002), administrada a todos los sujetos del estudio por una psicóloga clínica, se realizó el análisis *Receiver Operating Characteristic* (ROC). Teniendo en cuenta la tasa base de los sujetos con TA se estableció la puntuación de corte 27 sobre las puntuaciones totales del EAT-40. Esta puntuación proporcionó máxima eficacia (94.74% sensibilidad y 94.38% especificidad) y una alta precisión, siendo el Área Bajo la Curva ROC (ABC) .98, a la hora de diferenciar entre sujetos con TA y sin TA. Además, la validez de criterio de la clasificación dada por el EAT-40 (considerando la puntuación de corte 27) en relación a la clasificación proporcionada con la entrevista clínica fue .88. Es decir, el 77.4% de la variabilidad en la clasificación proporcionada por la entrevista clínica se puede pronosticar a partir de la variabilidad en la clasificación proporcionada por el punto de corte 27 sobre el EAT-40.

En población costarricense el EAT-40 fue validado por Salazar (2012) en una muestra de 569 mujeres (edad media = 17.66,  $DE = 6.65$ ) distinguidas en tres grupos (general, de riesgo y diagnosticada). En el estudio de la dimensionalidad obtuvieron un factor, hallado mediante análisis factorial exploratorio (utilizando 124 participantes del total de la muestra) y mediante un análisis factorial confirmatorio (utilizando toda la muestra). No obstante, al realizar el análisis factorial confirmatorio un modelo de tres factores resultó ser más adecuado, por lo que optaron por retener los factores obtenidos también por Castro et al., (1991). La consistencia interna resultó ser .89 para las puntuaciones totales en el EAT-40, .92 para el factor Dieta y Preocupación por la Comida, .61 para Presión Social Percibida y .61 para los Trastornos Psicobiológicos.

En el estudio del punto de corte compararon el valor 30 propuesto por los autores del EAT-40 y el valor 20 propuesto por Castro et al. (1991). Al comparar ambos, en la muestra de estudio, comprobaron que la puntuación 20 proporcionaba mejores índices de clasificación, mostrando valores de verdaderos positivos 73.7% y falsos negativos 26.3% en muestra clínica y 71.8% y 28.2% en muestra general, respectivamente.

## EAT-26

Garner et al. (1982) basándose en la versión del EAT-40 de Garner y Garfinkel (1979) realizaron un análisis factorial (rotación oblicua) de las puntuaciones en este cuestionario en un grupo de 160 mujeres (edad media = 21.5,  $DE = 5.4$ ) pacientes con AN, que presentaban distintos estados de la enfermedad, diagnosticadas con una versión modificada de los criterios de Feighner et al. (1972). En la solución de tres factores, retuvieron los 26 ítems que saturaban .40 ó más en un factor y eliminaron los 14 ítems restantes. Atendiendo al contenido de los ítems, denominaron a los factores Dieta, Bulimia y Preocupación por la Comida, y Control Oral. Estos explicaron un 40.2% de la varianza total de los ítems. Esta solución dio lugar a la definición de la versión corta *Eating Attitudes Test - 26* (EAT-26) del EAT-40. Los 26 ítems tienen seis valores de respuesta, e igual que en el EAT-40, sólo puntúan las tres categorías más sintomatológicas. Siendo 0 la mínima y 78 la máxima puntuación posible.

Para comparar las versiones EAT-40 y EAT-26 y realizar posteriores análisis, como grupo de comparación de las 160 mujeres con AN utilizaron un grupo de 140 mujeres universitarias (edad media = 20.3,  $DE = 2.7$ ). Los coeficientes *Alfa* de Cronbach en el grupo con AN fueron .90, .84, .83 y en el grupo de comparación fueron .86, .61, .46 en los factores Dieta, Bulimia y Preocupación por la Comida, y Control Oral, respectivamente.

Con estos grupos de sujetos establecieron el punto de corte 20 sobre el EAT-26 y probaron que este clasificó la misma proporción de sujetos con AN y del grupo de comparación. Además, utilizando estos grupos y análisis discriminante, probaron que el punto de corte 20 sobre el EAT-26 y el punto de corte 30 sobre el EAT-40 clasificaron correctamente el 83.6% y el 84.9% de los sujetos en las categorías AN o grupo de comparación, respectivamente.

Además, realizaron un análisis correlacional de los ítems, factores del EAT-26, EAT-40 y características clínicas y demográficas. Las puntuaciones totales del EAT-40 y EAT-26 mostraron relaciones estadísticamente significativas similares con variables de imagen corporal medida con el *Body Dissatisfaction Scale* (BDS; Berscheid, Walster y Hohnstedt, 1973),

que mide el desagrado que produce el propio cuerpo, así como con puntuaciones totales y las dimensiones del *Hopkings Symptom Check List* (HSCL, Derogatis, Lipman, Rickels, Uhlenhuth y Covi, 1974); que evalúa sintomatología depresiva, ansiosa, obsesión, somatización y sensibilidad interpersonal. En los grupos AN, la comparación de las correlaciones entre las puntuaciones totales del EAT-40 y el EAT-26 fueron .98 y .97, respectivamente.

Garner et al. (1982) indicaron que aunque el EAT ha sido validado con pacientes con AN también ha mostrado su utilidad para identificar anomalías en la alimentación en muestras no clínicas (Garner y Garfinkel, 1980; Button y Whitehouse, 1981; Thompson y Schwartz, 1982). Aunque el EAT pueda indicar la presencia de patrones de alimentación anormales, ello no revela motivación o posible psicopatología subyacente al comportamiento manifestado. Por tanto, el EAT puede ser más adecuado como medida respuesta en grupos clínicos o como instrumento de 'screening' en grupos no clínicos.

Koslowsky et al. (1992) utilizaron el EAT-26 como instrumento de 'screening' en una muestra compuesta de 809 mujeres soldado israelíes, de las cuales el 90% tenían 18 o 19 años. Analizaron sus propiedades psicométricas. Realizaron análisis factorial, con rotación oblicua, que proporcionó una estructura de cuatro factores: Dieta, Control Oral, Conciencia del Contenido de la Comida y Dietas, y Preocupación por la Comida, que explican 26%, 8.5%, 7%, 5.5% de la variabilidad de los ítems, respectivamente. El factor Conciencia del Contenido de la Comida y Dietas trata sobre el conocimiento de los sujetos del valor de las calorías y los nutrientes de las comidas. La consistencia interna en la muestra total fue .83, y en los factores: .90, .74, .76 y .56, respectivamente.

Con objeto de detectar sujetos con puntuaciones extremas, utilizan el punto de corte 20 establecido por Garner et al. (1982) y obtuvieron un alto porcentaje de falsos positivos; indicaron que el punto de corte se debería reajustar con el objetivo de disminuirlos.

En muestra española Rivas, Bersabé, Jiménez y Berrocal (2010) validaron el EAT-26 en una muestra de población escolar de 778 mujeres (grupo 1; edad media = 15.62,  $DE = 2.03$ ) y un grupo de 156 mujeres (grupo 2), de las cuales 77 estaban diagnosticadas con TA y sin

recibir tratamiento (edad media = 18.7,  $DE = 4.5$ ) y 79 en un grupo control (edad media = 18.48,  $DE = 4.32$ ). Se realizó la validación en ambos grupos por separado. El análisis de componentes principales, encuentra que la mejor estructura es la de una dimensión que explica 36.77% de la varianza en el grupo 1 y 46.5% en el grupo 2. El índice de adecuación muestral ( $KMO$ ) fue .90 en el grupo 1 y .91 en el grupo 2. La consistencia interna de las puntuaciones en la dimensión obtenida en los grupos 1 y 2 fue .91 y .94, respectivamente.

El estudio de las puntuaciones de corte utilizó como criterio la clasificación proporcionada por el *Questionnaire for Eating Disorder Diagnoses* (Q-EDD; Mintz, O'Holloran, Mulholland y Shneider, 1997; Rivas, et al., 2001b). Las puntuaciones de corte sobre el EAT-26 se determinaron con el análisis ROC que tuvo en cuenta la tasa base. Estos análisis proporcionaron los valores: a) en grupo 1, para distinguir entre asintomático y sintomático, la puntuación 19 (25.81% sensibilidad y 94.67% especificidad) siendo el ABC ROC .70; para diferenciar entre sintomático y TA, la puntuación 44 (25% sensibilidad y 96.77% especificidad) siendo el ABC ROC .73. b) en grupo 2, distinguiendo entre TA y no TA, la puntuación 23 (59.74% sensibilidad y 94.94% especificidad) siendo el ABC ROC .90. En ambos casos, el EAT-26 muestra una aceptable especificidad pero baja o aceptable sensibilidad, en particular, en la muestra escolar hubo un alto porcentaje (75%) de falsos negativos. En el grupo 1 las puntuaciones de corte para diferenciar sintomáticos-asintomáticos y sintomáticos-TA son sólo aceptables (.70), en tanto que en el grupo 2 la puntuación de corte para diferenciar TA-sin TA se ha obtenido con mayor precisión (.90).

La adaptación y validación en población mexicana la llevó a cabo Ochoa (2011). Analiza las propiedades psicométricas del EAT-26 a partir de una muestra de 385 alumnos (edad media = 16.23,  $DE = 0.89$ ). Se realiza un análisis factorial exploratorio que proporcionó tres factores: Dieta, Bulimia y Preocupación por la Comida, y Control Social que juntos explican el 52.52% de la varianza de los ítems.

En Colombia Constaín et al. (2014) realizaron la validación del EAT-26 en una muestra de 136 mujeres, un grupo control formado por 111 mujeres (edad media = 19) y un grupo clínico formado por 25 mujeres (edad

media = 21) que padecían AN y BN según los criterios diagnósticos del DSM-IV-TR.

La dimensionalidad se obtuvo con análisis de componentes principales (rotación varimax). El índice de adecuación muestral ( $KMO$ ) fue igual a .90, y resultaron 4 componentes (Bulimia, Dieta, Preocupación por la Comida y Control Oral) cada componente explicó 45.5%, 8.6%, 7.1% y 4.7% de la varianza total, respectivamente; siendo 66% de la varianza total explicada. Además, se encontró que los ítems 19 y 25 explicaron menos de un 20% de la varianza en los cuatro componentes. Alfa de Cronbach fue igual a .92 para versión completa y .93 para la versión completa sin los ítems 19 y 25. También obtuvieron la consistencia interna para cada componente siendo .89 para Bulimia, .85 para Dieta, .81 para Control Oral y .75 para Preocupación por la Comida.

Los autores determinaron el punto de corte óptimo de las puntuaciones en el cuestionario con un análisis ROC. El ABC ROC indicó una probabilidad igual a .97 de clasificar correctamente a una persona. El punto de corte 11, tiene adecuados índices de sensibilidad (100%), especificidad (85.6%), valor predictivo positivo (61%) y valor predictivo negativo (100%). En la discusión, los autores compararon los valores de estos índices con los obtenidos en muestras de otras poblaciones (griegas, omaníes, españolas).

## ChEAT

*Children's Eating Attitudes Test* (ChEAT), Maloney, McGuire y Daniels (1988) adaptan el contenido de los ítems del EAT-26 a población infantil, con el objetivo de evaluar la actitud ante la comida, conductas de dieta y la preocupación por la comida en niños. El cuestionario está compuesto por 26 ítems tipo Likert con seis valores de escala e igual que el EAT-40 y el EAT-26 puntúan las categorías más sintomatológicas. La puntuación total en el ChEAT puede variar entre 0 y 78.

Maloney, et al. (1988) realizaron el análisis psicométrico del cuestionario sobre una muestra, utilizando el censo de la Cámara de Comercio de Cincinnati de 1980. Todas las escuelas públicas se ordenaron en

función del nivel socioeconómico (medio a alto). Seleccionaron al azar dos escuelas y de ellas una muestra de 318 niños (edad media = 9.7,  $DE = 1.24$ ) que cursaban desde 3° a 6° grado. Con las puntuaciones totales del ChEAT hallaron una fiabilidad test-retest igual a .81 en una submuestra ( $n = 68$ ) y estos coeficientes variaron desde .75 a .88 en cada grado. La consistencia interna fue igual a .76 en la muestra total. Los coeficientes *Alfa* en cada grado variaron desde .68 a .80.

La correlación entre las puntuaciones de cada ítem y el total mostraron una correlación negativa entre el ítem 19 y el resto de ítems. Eliminaron este ítem. Los resultados del análisis de ítems, consistencia interna, fiabilidad test-retest y validez aparente parecen indicar que el ChEAT es un instrumento en investigación para la evaluación de actitudes hacia la alimentación y comportamiento hacia las dietas en niños de hasta 8 años. Los autores no analizaron la estructura factorial del ChEAT con objeto de identificar las dimensiones subyacentes. Destacaron que una limitación del estudio fue incluir niños de tercer grado, los cuales pudieron no ser capaces de leer los ítems de ChEAT.

Smolak y Levine (1994) proporcionaron información psicométrica adicional a la de Maloney et al. (1988) y Maloney, McGuire, Daniels y Specker (1989). Analizaron las versiones del ChEAT con 25 y 26 ítems en una muestra de niños de sexto a octavo grado. El *Alfa* de Cronbach, de las puntuaciones totales de la versión del ChEAT con 26 ítems, fue .78 para los niños de sexto grado y .90 en los niños de octavo grado. Los ítems 13, 19 y 25 mostraron correlaciones ítem-total menores que .30, pero la consistencia interna eliminando el ítem 19 o eliminando los ítems 13, 19 y 25 proporcionó valores muy similares.

Realizaron un análisis de componentes principales (rotación varimax) y analizaron una estructura factorial de cuatro factores que denominaron Dieta, Restricción de Dietas y Purgas, Preocupación por la Comida y Control Oral, que explicaron sucesivamente 27.7%, 8.1%, 10.6% y 5.7% de la varianza de los ítems. Utilizaron el punto de corte 20 para diferenciar entre sujetos con problemas alimentarios y sujetos normales. Compararon los porcentajes de sujetos que clasifica este punto de corte con los proporcionados por otros autores (e.g. Maloney et al., 1989). Smolak

y Levine (1994) concluyen que el ChEAT puede ser un instrumento para medir actitudes y conductas anormales hacia la alimentación en niños de secundaria pero que éste no debe ser un sustituto de medidas conductuales de manejo del peso, ni debería servir como una única medida de insatisfacción corporal. Incluye estos constructos, pero su objetivo se centra en identificar niños con un espectro de actitudes (y algunas conductas) que puedan indicar patología. Como el EAT, el ChEAT es más adecuado como instrumento de 'screening' y de investigación que como instrumento de diagnóstico. No hay evidencias de que el ChEAT pueda identificar grupos diagnósticos. Para ello es necesaria la investigación con el ChEAT en muestras clínicas.

Aún con nuevas investigaciones realizadas diversos autores (Edlund, Halvarsson, Gebre-Medhin, y Sjöden, 1999; Halvarsson y Sjöden, 1998; Lattimore y Halford, 2003; Maloney et al., 1989) siguen estableciendo como adecuada para el ChEAT la utilización de la estructura factorial (Dieta, Bulimia y Preocupación por la Comida y, Control Oral) y el punto de corte 20 propuestos por Garner et al. (1982) para el EAT-26.

Escoto y Camacho (2008) validaron el ChEAT en una muestra de 1241 estudiantes mexicanos de diferentes escuelas primarias y secundarias (edad media = 11.59,  $DE = 1.62$ , Rango = 9-15). En esta muestra 51.1% fueron mujeres y 48.9% fueron varones. El análisis de componentes principales mostró siete factores que fueron reducidos a cinco después de eliminar los factores que contenían menos de tres ítems y los ítems que tenían saturaciones menores a .40. En la versión final se optó por 25 ítems y cinco factores (rotación varimax) que, en esta muestra, explicaron 43.74% de la varianza de los ítems. Los factores hallados se denominaron: Motivación para Adelgazar, Evitación de Alimentos que Engordan, Preocupación por la Comida, Conductas Compensatorias y Presión Social Percibida que explican 21.92%, 6.49%, 5.80%, 4.89% y 4.65% de la varianza de los ítems, respectivamente.

La consistencia interna de las puntuaciones totales fue .82 en toda la muestra (niños y niñas), .78 en los niños/as de primaria y .84 en los de secundaria. La consistencia interna de las puntuaciones en cada uno de los factores fue .74 para Motivación para adelgazar,

.77 para Evitación de Alimentos que Engordan, .67 para Preocupación por la Comida, .69 para Conductas Compensatorias y .63 para Presión Social Percibida.

Obtuvieron una fiabilidad test-retest igual a .84. Para ello, aplicaron la prueba en un grupo de 79 sujetos, de los cuales 38 eran de primaria (20 niñas y 18 niños) y 41 de secundaria (21 niñas y 20 niños); con un periodo de cuatro semanas entre la primera y segunda administración. Diferenciaron la fiabilidad test-retest en primaria y secundaria, siendo las correlaciones .84 y .85, respectivamente. Además, se analizó la validez convergente del ChEAT con el *Body Shape Questionnaire* (BSQ; Cooper, Taylor, Cooper y Fairburn, 1987) obteniendo una correlación estadísticamente significativa igual a .64, lo que les permitió afirmar que las puntuaciones del ChEAT tienen una correcta validez convergente con las del BSQ.

En España el ChEAT fue validado por De Graña, Marcó y Trujano (2007) en una muestra de 457 preadolescentes. Aunque su estudio se centra en los factores de riesgo asociados a los TA, obtuvieron la consistencia interna igual a .76 en las puntuaciones totales, y .57, .50, .74 en los factores Control Oral, Bulimia y Dieta, respectivamente.

Además, Rojo-Moreno et al. (2011) realizaron una validación del ChEAT utilizando dos muestras: la primera compuesta por 38,504 sujetos, de los cuales 19,136 eran niñas y 19,368 eran niños (edad media = 13.84,  $DE = 0.85$ ) que se utilizó para determinar la estructura factorial; y la segunda compuesta por 968 sujetos (482 niñas y 486 niños) seleccionados de los 38,504 sujetos iniciales (edad media = 14.1,  $DE = 1.34$ ) para el resto de los estudios en la validación. Para determinar la estructura factorial del ChEAT se usó el análisis de componentes principales (rotación varimax). Este análisis dio como resultado cinco factores: Preocupación por la Delgadez (explica 12.4% de la varianza), Dieta (explica 9.5% de la varianza), Presión Social (explica 8.4% de la varianza), Purga y Preocupación por la Comida (explica 7.7% de la varianza) y, Control Oral (explica 7.6% de la varianza). Los cinco factores explicarían 46% de la varianza de los ítems.

La consistencia interna fue .86 en las puntuaciones totales del ChEAT, y en los factores fue .84 para Preocupación por la Delgadez, .66 para Dieta, .66 para Presión Social, .64 para Purga y Preocupación con la

Comida y .58 para Control Oral. Con un análisis ROC los autores propusieron tres puntos de corte, para diferenciar entre sujetos con TA y sin TA: 20 (sensibilidad 39% y especificidad 95%), 15 (sensibilidad 62% y especificidad 90%) y 10 (sensibilidad 71% y especificidad 82%). Dejando a criterio del clínico cuál usar dependiendo de su población.

El ChEAT fue validado en Argentina por Elizathe, Murawski, Arana y Rutzstein (2012) en una muestra de 243 niños escolarizados, siendo 122 niñas y 121 niños, (edad media = 11.05,  $DE = 0.93$ ). Mediante análisis de componentes principales (rotación varimax), después de eliminar tres ítems, con 23 ítems presentaron una solución de tres factores que explicaron 40% de la varianza. Los factores se denominaron Dieta y Preocupación por el Cuerpo, Presión Social por Comer y Preocupación por la Comida, que explicaron 22.98%, 8.83% y 7.96% de la varianza de los ítems, respectivamente. La consistencia interna fue .81 en las puntuaciones totales del ChEAT, y .86, .58 y .43 en Dieta y Preocupación por el Cuerpo, Presión Social para Comer, Preocupación por la Comida, respectivamente. Las puntuaciones totales del ChEAT se relacionaron con Satisfacción con la imagen corporal y el Índice de Masa Corporal (IMC). Las correlaciones de *Pearson* entre las puntuaciones totales del ChEAT y estas variables fueron estadísticamente significativas e igual a .36 y .37, respectivamente.

También utilizaron como criterio externo una entrevista semiestructurada basada en el *Eating Disorder Examination* (EDE; Fairburn y Cooper, 1993) y el punto de corte 20 sobre las puntuaciones del ChEAT para establecer la clasificación de los niños en las categorías: con riesgo y sin riesgo de padecer un TA. Se entrevistaron 121 niños, de los cuales 17 presentaron una puntuación superior a 20 indicando que estaban riesgo de padecer un TA. Posteriormente, se confirmó que ningún niño preseleccionado con “riesgo de TA” cumplía los criterios del DSM-IV-TR o la CIE 10 para recibir el diagnóstico de un TA. No obstante, 12 de ellos confirmaron la presencia de riesgo de TA, en función de la combinación de diferentes características reconocidas como factores de riesgo en la literatura especializada. Por otra parte, para confirmar la ausencia de riesgo en los 104 niños restantes que puntuaron menos de 20, se utilizó la entrevista, detectando por

este medio que 11 de ellos presentaban riesgo de TA. Finalmente, analizaron las diferencias en las puntuaciones medias del ChEAT entre los grupos con y sin riesgo de TA, obteniendo que la puntuación media del ChEAT en los niños con riesgo de TA es mayor y estadísticamente significativa que la de los niños sin riesgo de padecer TA.

Por último, determinan el punto de corte a partir de la muestra total, para diferenciar entre sujetos que están en riesgo de padecer TA y los que no, utilizando la curva ROC. Obtienen la puntuación de corte 11 (73.91% sensibilidad y 72.45% especificidad).

## Q-EDD

Cuestionario para el diagnóstico de los Trastornos de la Conducta Alimentaria (*Questionnaire for Eating Disorder Diagnoses*, [Q-EDD]; Mintz et al., 1997) este cuestionario evalúa cada uno de los TA a través de 50 preguntas relacionadas con los criterios diagnósticos del DSM-IV. Mediante un manual de corrección se obtiene una categoría de diagnóstico, no hay puntuación. Las respuestas de un sujeto al cuestionario se corrigen mediante un protocolo, siguiendo reglas de decisión basadas en el DSM-IV para obtener el diagnóstico.

El Q-EDD discrimina entre las siguientes categorías: (1) con TA: AN purgativa y restrictiva, BN purgativa y no purgativa, TCANE y recoge también cuatro de los seis ejemplos de TCANE que enumera el DSM-IV: anorexia con menstruación (ACM) purgativa y restrictiva, bulimia debajo del Umbral (BDU), bulimia sin Atracónes (BSA) y trastorno por atracón (TPA), (2) sin TA: sintomático y asintomático.

Mintz et al. (1997) realizaron tres estudios para llevar a cabo el análisis de la fiabilidad y de distintos tipos de validez del Q-EDD en distintos grupos o muestras. Se analizó la validez convergente con los cuestionarios EAT-40 y BULIT-R. Se obtuvo el grado de acuerdo que se puede encontrar entre las respuestas al Q-EDD y la entrevista clínica estructurada del DSM-IV (SCID, por sus siglas en inglés; First, Spitzer, Gibbon, Gibbon y Williams, 1994) que proporcionó coeficientes *Kappa* de Cohen entre .82 y .94. También se realizó la comparación entre el diagnóstico del

Q-EDD y una entrevista de juicio clínico; encontrando porcentajes entre 69% - 100% de calificaciones correctas. Por último, estas autoras analizaron la fiabilidad test-retest en dos intervalos de tiempo: en el primero, entre uno y tres meses, encontraron valores *Kappa* de Cohen entre .46 y .75 y en el segundo, dos semanas, obtuvieron valores *Kappa* Cohen entre .85 y .94. El acuerdo entre evaluadores que corrigieron el Q-EDD proporcionó elevados porcentajes de clasificaciones correctas entre 98% y 100%. El Q-EDD mostró buena sensibilidad para diagnosticar mujeres con TA en muestras clínicas y no clínicas.

Garner (1998) comenta los resultados de las clasificaciones proporcionadas por el Q-EDD en el trabajo de Mintz et al. (1997) y compara Q-EDD y EAT-40. Afirma que el Q-EDD proporciona una baja tasa de falsos positivos en población no clínica y una alta tasa de falsos negativos (22%) al diagnosticar pacientes con un TA en población clínica. El EAT-40 es una escala para medir 'preocupación por la comida' definida a partir de signos clínicos y síntomas que presentan sujetos que padecen algún TA. El EAT-40 genera una alta tasa de falsos positivos en muestras no clínicas y se debería utilizar como parte de una segunda fase en el proceso de 'screening'. El Q-EDD, probablemente sea mejor para el 'screening' pero no es práctico como una medida de respuesta al tratamiento o una medida de 'preocupación por la comida' sub-clínicas en poblaciones no clínicas. El Q-EDD es una ayuda útil y complementaria al EAT-40.

En muestra española el Q-EDD fue adaptado y validado por Rivas et al. (2001b). Se realizan dos estudios; uno en una muestra de 1555 adolescentes de población escolar (edad media = 15.45, *DE* = 2.01) de ambos sexos (625 varones y 930 mujeres) y otro con un grupo clínico de 49 sujetos (edad media = 23.85, *DE* = 7.06). En el Estudio 1, con un subgrupo de la muestra de población general, se analizó el grado de acuerdo en la corrección del Q-EDD. Este grado de acuerdo se analizó a partir de las clasificaciones proporcionadas por dos evaluadores independientes y un programa informático de corrección elaborado para tal fin, obteniéndose coeficientes *Kappa* de Cohen entre .79 y .94 para el acuerdo entre evaluadores y/o programa considerando clasificaciones de dos (con TA, sin TA), tres (con TA, sintomático, asintomático), cinco (AN,

BN, TCANE, Sintomático, Asintomático) y ocho (AN, BN, ACM, BDU, BSA, TPA, sintomático, asintomático) grupos diagnósticos según el Q-EDD.

En ambos estudios, con la muestra escolar y el grupo clínico, se analizó la validez convergente entre las dimensiones y las puntuaciones totales del EAT-26 (Garner et al., 1982) y del Test de Edinburgo para la Investigación en Bulimia (BITE, por sus siglas en inglés; Henderson y Freeman, 1987) con distintos grupos de diagnóstico formados con el Q-EDD. La validez convergente entre Q-EDD y EAT-26 se llevó a cabo relacionando la clasificación en tres grupos diagnósticos proporcionada por el Q-EDD (con TA, sintomático, asintomático) con las dimensiones Dieta, Bulimia, Control Oral y puntuación total del EAT-26. La validez convergente entre Q-EDD y BITE se llevó a cabo relacionando la clasificación proporcionada por Q-EDD (BN, BDU, otro TA, sin TA) con las dimensiones Síntomas, Severidad y puntuación total del BITE. En las muestras escolar y clínica, con el estadístico de contraste de Jonckheere-Terspra, se prueba que hay una tendencia decreciente (estadísticamente significativa) en las medianas de las puntuaciones en los factores Dieta, Bulimia y Control Oral y de la puntuación total del EAT-26 a lo largo de los grupos (TA, sintomático, asintomático) formados con el Q-EDD. Del mismo modo, se analizó la validez convergente entre la clasificación proporcionada por Q-EDD (BN, BDU, otro TA, sin TA) y las puntuaciones en las dimensiones Síntomas, Severidad y puntuación total del BITE, probándose que hay una tendencia decreciente (y estadísticamente significativa) en las medianas de las puntuaciones en los factores Síntomas, Severidad y de la puntuación total del BITE en estos grupos formados por el Q-EDD. La gran novedad del Q-EDD es que no ofrece una puntuación numérica de la cual extrapolar el significado clínico, sino que ofrece una categoría diagnóstica de TA. Una de las principales ventajas del Q-EDD sobre los cuestionarios tradicionales es que permite diferenciar entre los distintos tipos de TA (AN, ACM, BN, BDU, BSA, TPA, sintomático y asintomático). Este tipo de instrumentos para la detección de posibles casos de TA contiene las ventajas de otros cuestionarios ya existentes y, además, puede aportar mejoras de utilidad real a los profesionales de la práctica clínica, facilitar la detección de

posibles casos de TA en estudios de prevalencia o de prevención de estos trastornos realizados en población general.

## Conclusiones

Las propiedades psicométricas de las puntuaciones en las distintas versiones del EAT (EAT-40, EAT-26 y ChEAT) que se han mostrado se han obtenido con procedimientos del Modelo Clásico de los Test. Especial atención se debe prestar a estos resultados puesto que ellos dependen de las muestras o grupos de sujetos en los que se han analizado. Además, es usual utilizar puntuaciones de corte sobre las puntuaciones totales en estos instrumentos, como valor para clasificar a los sujetos con posible TA o sin TA. Para que este proceso se pueda hacer con ciertas garantías de precisión, en primer lugar, se debe probar la existencia de una dimensión subyacente al conjunto de ítems que justifique la denominación de la dimensión como *'posibilidad de un trastorno de la conducta alimentaria'* y, en segundo lugar, se debe establecer la puntuación de corte, sobre las puntuaciones totales de estos cuestionarios, con relación a un 'buen' criterio (como es el resultado de una entrevista clínica) con procedimientos que proporcionen precisión y eficacia al clasificar a un sujeto en una de las categorías con o sin TA. Todo ello contribuirá a que se obtengan medidas válidas y fiables de los TA y clasificaciones de sujetos con garantías de eficacia con relación al mejor criterio posible, lo que ayudará a que los psicólogos en la práctica clínica y los investigadores utilicen muestras de población general o clínica.

Los estudios de las propiedades psicométricas de estos instrumentos, EAT-40, EAT-26, ChEAT; (1) se han llevado a cabo con muestras o grupos de sujetos (de población general o clínica) de diversas características (edad, sexo, nivel cultural, nivel económico, etc.), (2) sus puntuaciones se han relacionado con las de otros auto-informes (BITE, BULIT-R, EDI, EDI-II, Q-EDD, etc.) construidos bajo criterios diagnósticos diversos (Feighner et al. 1972, DSM-III, DSM-III-R o DSM-IV), (3) las variables criterio utilizadas para determinar puntuaciones de corte sobre EAT-40, EAT-26, ChEAT han variado a través de los estudios

(diagnóstico clínico, entrevista clínica, Q-EDD, etc.) y los grupos a diferenciar también han variado (AN/control, AN/grupo de comparación en población general, asintomático/sintomático, sintomático con TA/sintomático sin TA, con riesgo/sin riesgo de padecer un TA, etc.).

Como se ha mencionado al principio del capítulo, los cuestionarios que se han presentado no están adaptados a la última versión del DSM, lo que requeriría la revisión de algunos de ellos. Además, en la nueva versión del DSM, DSM-5, los TA no sólo comprenden los trastornos de las anteriores versiones del DSM sino que se incluyen entre otros, pica, el trastorno de rumiación o los TCAE, en tanto que en la anterior versión, DSM-IV-R, estos trastornos no se incluían en la categoría de conducta alimentaria y sólo se consideraban tres categorías: AN, BN y TCANE.

También se destaca que, siendo el TA un trastorno que tiene mayor incidencia al comienzo de la adolescencia, muchos estudios de validación de estos cuestionarios se realizan en grupos de población adulta, ello puede ser debido sobre todo a la necesidad de utilizar sujetos que acuden a un centro clínico y de los que se puede disponer de un diagnóstico de TA. No obstante, sería recomendable realizar más estudios con población infantil/adolescencia temprana/adolescencia y/o con grupos clínicos.

Ante las evidencias empíricas mostradas con el EAT-40 y sus distintas versiones se observa que aunque se construyó para evaluar AN, se utiliza con frecuencia para diferenciar sujetos con y sin TA o diferenciar otras categorías de diagnóstico. La dimensionalidad del EAT, en sus distintas versiones, es variable a través de las distintas muestras de sujetos analizadas en diversos estudios. Algo similar ocurre con la puntuación de corte para diferenciar grupos de sujetos.

Por último, se han descrito y presentado las propiedades psicométricas del Q-EDD. Las respuestas a este cuestionario se corrigen mediante reglas de decisión basadas en los criterios del DSM-IV. Este proporciona hasta once categorías de diagnóstico, incluyendo distintos TCANE.

En conclusión, se puede afirmar que los cuestionarios aquí presentados han mostrado propiedades psicométricas adecuadas con valores aceptables de

fiabilidad y de distintos tipos de validez en muestras o grupos de distintas características y/o en relación a distintos instrumentos que evalúan diversos aspectos de los TA. Esto último no hace posible una comparación entre los distintos estudios analizados por ejemplo con EAT-40 o EAT-26. No obstante, y como se ha mencionado más arriba, el riesgo al usar una de las versiones del EAT no está en que la medida que proporcionan sea fiable o válida, según indican los trabajos publicados, sino que la decisión más importante que se debería tomar está en relación a 'qué miden realmente' estos instrumentos. Esta decisión corresponde tomarla a los teóricos del contenido de los TA. Por ejemplo, el EAT-40 fue diseñado en sus inicios para evaluar AN, pero diversos autores apoyan que su contenido evalúa todo el espectro de TA, por lo que una alta puntuación en el EAT-40 no indicaría la presencia de AN sino de sintomatología referida a los TA. Ello se ha debido, en parte, a que los criterios de diagnóstico se han modificado desde que surgieron estos instrumentos hasta la actualidad, han ido apareciendo nuevos TA que antes no existían, etc. Por ello, correspondería a los teóricos del contenido de los TA una revisión del contenido psicológico de los ítems de estos cuestionarios para su actualización de acuerdo con los criterios de diagnóstico actuales y con relación al conjunto de TA que existe en la actualidad según el DSM-5.

## Referencias

- Alvarez-Rayón G., Mancilla-Díaz J. M., Vázquez-Arévalo R., Unikel-Santoncini, C., Caballero-Romo, A., y Mercado-Corona, D. (2004). Validity of the Eating Attitudes Test: A study of Mexican patients with eating disorders. *Eating and Weight Disorders*, 9, 243-248.
- American Psychiatric Association. (1968). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (2ª ed.). Washington, DC: Autor.
- American Psychiatric Association. (1980). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (3ª ed.). Washington, DC: Autor.
- American Psychiatric Association. (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (3ª ed., rev.). Washington, DC: Autor.

- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4ª ed.). Washington, DC: Autor.
- American Psychiatric Association. (2002). *Diagnostic, statistical manual of mental disorders* (4ª ed., rv.). Washington, DC: Autor.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5ª ed.). Washington, DC: Autor.
- Beck, A.T., Ward, C.H., Mendelson, M., Mock, J., y Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1961.01710120031004>
- Benjet, C., Borges, G., Medina-Mora, M.E., Blanco, J., Rojas, E., Fleiz, C., et al. (2008). *Epidemiología de los Trastornos Psiquiátricos en Adolescentes de la Ciudad de México*. Trabajo presentado en la XVIII Reunión de Investigación del Instituto Nacional de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñiz, México, D.F.
- Berrios-Hernández M. N., Rodríguez-Ruiz S., Pérez M., Gleaves D. H., Maysonet M., y Cepeda-Benito, A. (2007). Cross-cultural assessment of eating disorders: Psychometric properties of a Spanish version of the Bulimia Test-Revised. *European Eating Disorders Review*, 15, 418-424. <https://doi.org/10.1002/erv.791>
- Berscheid, E., Walster, E., y Hohnstedt, G. (1973). The happy American body: A survey report. *Psychology Today*, 119-131.
- Button, E. J., y Whitehouse, A. (1981). Subclinical anorexia nervosa. *Psychological Medicine*, 11, 509-516.
- Carter, P.I., y Moss, R.A. (1984). Screening for anorexia and bulimia nervosa in a college population: Problems and limitations. *Addictive Behaviors*, 9, 417-419.
- Castro, J., Toro, J., Salamero, M., y Guimera, E. (1991). The Eating Attitude Test: Validation of the Spanish Version. *Psychological Assessment*, 7(2), 175-190.
- Constaín, G. A., Ramírez, C. R., Rodríguez-Gázquez, M., Álvarez, M., Marín, C., y Agudelo, C. (2014). Validez y utilidad diagnóstica de la escala EA-26 para la evaluación del riesgo de trastornos de la conducta alimentaria en población femenina de Medellín, Colombia. *Atención Primaria*, 46(6), 283-289. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2013.11.009>
- Cooper, J., Taylor, J., Cooper, Z., y Fairburn, G. (1987). The development and validation of the body shape questionnaire. *International Journal of Eating Disorders*, 6, 485-494.
- Corral S., González M., Pereña J., y Seisdedos N. (1998). Adaptación española del Inventario de Trastornos de la Conducta Alimentaria [Spanish adaptation of the Inventory of Eating Disorders]. In D. M. Garner (Ed.), *EDI-2: Inventario de Trastornos de la Conducta Alimentaria. Manual* [EDI-2: Inventory of Eating Disorders. Manual] (pp. 69-80). Madrid, Spain: TEA.
- De Gracia, M., Marcó, M., y Trujano, P. (2007). Factores asociados a la conducta alimentaria en preadolescentes. *Psicothema*, 19(4), 646-653.
- Derogatis, L., Lipman, R., Rickles, K., Uhlenhuth, E., y Covi, L. (1974). The Hopkins Symptom Checklist (HSCL): a self-repot symptom inventory. *Behavioural Science*, 19, 1-15. <https://doi.org/10.1017/S1138741600002687>
- Edlund, B., Halvarsson, K., Gebre-Medhin, M., y Sjödn, P. (1999). Psychological correlates of dieting in Swedish adolescents: A cross-sectional study. *European Eating Disorders Review*, 7, 47-61. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)10990968](https://doi.org/10.1002/(SICI)10990968)
- Elizathe, L. S., Murawski, B., Arana, F. G., y Rutzsetein, G. (2012). Propiedades psicométricas del Children's Eating Attitudes Test (ChEAT): una escala de identificación de riesgo de trastornos alimentarios en niños. *Laboratorio de Evaluación Psicológica y Educativa*, 11, 18-39.
- Escoto, M.C., y Camacho, E.J. (2008). Propiedades Psicométricas del Test Infantil de Actitudes Alimentarias en una muestra mexicana. *Revista Mexicana de Psicología*, 25(1), 99-106.
- Fairburn, C. G., y Cooper, Z. (1993). The Eating Disorder Examination. En C. G. Fairburn y G. T. Wilson (Eds.), *Binge eating: Nature, assessment and treatment*. (pp.317-360). New York: Guilford Press.
- Feighner, J. P., Robins, E., Guze, S., Woodruff, R., Winokur, G., y Muñoz, R. (1972). Diagnostic criteria for use in psychiatric research. *Archives of General Psychiatry*, 26, 57-63. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1972.01750190059011>
- First, M., Spitzer, R., Gibbon M., y Williams, J. (2002). *Structured Clinical Interview for DSM-IV-TR Axis I Disorders, Research Version, Patient Edition. (SCID-I/P)*. New York: Biometrics Research.
- First, M., Spitzer, R., Gibbon, R., Gibbon, M., y Williams, J. (1994). *Structured Clinical Interview for Axis I, DSM-IV Disorders Patient Edition (SCID-I/P, Version 2.0)*. Nueva York: Biometrics Research Department.
- Garner, D. M. (1991) *Eating disorders inventory-2: Professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Garner, D. M. (1998). Questionnaire for Eating Disorder Diagnoses had good sensitivity in a clinical and non-clinical sample of women. *Evidence-Based Mental Health*, 1(1), 22
- Garner, D. M., y Garfinkel, P. E. (1979). The Eating Attitudes Test: An index of the symptoms of anorexia nervosa. *Psychological Medicine*, 9, 273-279. <https://doi.org/10.1017/S0033291700030762>

- Garner, D. M., y Garfinkel, P. E. (1980). Socio-cultural factors in the development of anorexia nervosa. *Psychological Medicine*, 10, 647-656.
- Garner, D. M., Olmsted M. P., Bohr, Y., y Garfinkel, P. E. (1982). The Eating Attitudes Test: Psychometric features and clinical correlates. *Psychological Medicine*, 12, 871-878. <https://doi.org/10.1017/S0033291700049163>
- Gómez-Peresmitré, G., y Acosta, V. (2000). Imagen corporal como factor de riesgo en los trastornos de la alimentación: Una comparación transcultural entre México y España. *Revista Clínica y Salud*, 11(2), 35-58.
- Gómez-Peresmitré, G., y Acosta, V. (2002). Valoración de la delgadez. Un estudio transcultural (México/España). *Psicothema*, 14(2), 221-226.
- Gross, J., Rosen, J. C., Leitenberg, H., y Willmuth, M. E. (1986). Validity of the Eating Attitudes Test and the Eating Disorders Inventory in Bulimia Nervosa. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54, 875-876. <https://doi.org/10.1037//0022-006X.54.6.875>
- Halvarsson, K., y Sjöden, P. (1998). Psychometric properties of the Dutch eating behaviour questionnaire (DEBQ) among 9-10-year-old Swedish girls. *European Eating Disorders Review*, 6, 115-125. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0968\(199806\)6:2<115::AID-ERV222>3.0.CO;2-M](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-0968(199806)6:2<115::AID-ERV222>3.0.CO;2-M)
- Henderson, M., y Freeman, C.P.L. (1987). A self-rating scale for bulimia. The BITE. *British Journal of Psychiatry*, 150, 18-24.
- Hesse-Biber, S. (1989). Eating patterns and disorders in a college population: Are college women's eating problems a new phenomenon? *Sex Roles*, 20, 71-90.
- Irala J., Cano-Prous A., Lahortiga-Ramos F., Gual-García P., Martínez-González M. A., y Cervera-Enguix S. (2008). Validación del cuestionario Eating Attitudes Test (EAT) como prueba de cribado de trastornos de la conducta alimentaria en la población general. *Medicina Clínica*, 13, 487-491. <https://doi.org/10.1157/13119489>
- Koslowsky, M., Scheinberg, Z., Bleich, A., Mark, M., Apter, A., Danon, Y., y Solomon, Z. (1992). The factor structure and criterion validity of the short form of the eating attitudes test. *Journal of Personality Assessment*, 58 (1), 27-35. [https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5801\\_3](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5801_3)
- Lattimore, P. J., y Halford, J. C. (2003). Adolescence and the diet-dieting disparity: Healthy food choice or risky health behaviour? *British Journal of Health Psychology*, 8, 451-463.
- Maloney, M., McGuire, J., y Daniels, S. (1988). Reliability testing of a children's version of the eating attitudes test. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 5, 541-543. <https://doi.org/10.1097/00004583-198809000-00004>
- Maloney, M., McGuire, J., Daniels, S., y Specker, B. (1989). Dieting behavior and eating attitudes in children. *Pediatrics*, 84, 482-489.
- Mintz, L., O'Halloran, M., Mulholland, A., y Schneider, P. (1997). Questionnaire for Eating Disorder Diagnoses: Reliability and validity of operationalizing DSM-IV criteria into a self-report format. *Journal of Counseling Psychology*, 44, 63-79. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.44.1.63>
- Mintz, L., y O'Halloran, M. (2000). The Eating Attitudes Test: Validation with DSM-IV Eating Disorder Criteria. *Journal of Personality Assessment*, 74, 489-503. [https://doi.org/10.1207/S15327752JPA7403\\_11](https://doi.org/10.1207/S15327752JPA7403_11)
- Ochoa, S. (2011). La actitud hacia la comida en estudiantes universitarios: validación y confiabilidad del Eating Attitudes Test (EAT-26). En Sánchez, J. y Villarreal, M. (coords.), *Tópicos de Psicología de la Salud en el Ámbito Universitario* (pp. 35-69). México: Monterrey.
- Patton, G. C., Johnstone-Sabine, E., Wood, K., Mann, A.H., y Wakeling, A. (1990). Abnormal eating attitudes in London schoolgirls – A prospective epidemiological study: Outcome at twelve-month follow-up. *Psychological Medicine*, 20, 383-394.
- Pérez-Gaspar, M., Gual, P., De Irala-Estévez, J., Martínez-González, M.A., Lahortiga, F., y Cervera, S. (2000). Prevalencia de trastornos de la conducta alimentaria en las adolescentes navarras. *Medicina Clínica*, 114, 481-486.
- Raich, R. M., Mora, M., Sánchez-Carracedo, D., Torras, J., Viladrich, M. C., Zapater, L., ... Álvarez-Rayón, G. (2001). A crosscultural study on eating attitudes and behaviours in two spanish-speaking countries: Spain and México. *European Eating Disorders Review*, 9(1), 53-63. <https://doi.org/10.1002/erv.372>
- Rivas, T., Bersabé, R., y Castro, S. (2001a). Prevalencia de los Trastornos de la Conducta Alimentaria en Adolescentes de Málaga (España). *Salud Mental*, 24(2), 25-31.
- Rivas, T., Bersabé, R., y Castro S. (2001b). Propiedades psicométricas del cuestionario para el diagnóstico de los trastornos de la conducta alimentaria (Q-EDD). *Psicología Conductual*, 9 (2), 255-266.
- Rivas, T., Franco, K., Bersabé, R., y Berrocal, C. (2013). Spanish Version of the Eating Attitudes Test 40: Dimensionality, Reliability, Convergent and Criterion Validity. *The Spanish Journal of Psychology*, 16(59), 1-11. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.61>
- Rivas, T., y Bersabé, R. (2002). *Versión Española del BULIT-R. Manuscrito sin publicar*. Proyecto del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Ref. BSO2001-1945). University of Málaga. Málaga
- Rivas, T., Bersabé, R., Jiménez, M., y Berrocal, C. (2010). The Eating Attitudes Test (EAT-26): Reliability and

- validity in Spanish female samples. *The Spanish Journal of Psychology*, 13 (2), 1044-1056. <https://doi.org/10.1017/S1138741600002687>
- Rojo-Moreno, L., García - Miralles, I., Pulmed, J., Barberá, M., Morales, M., Ruiz, E., y Livianos L. (2011). Children's eating attitudes test: validation in a sample of Spanish school children. *The International Journal of Eating Disorders*, 44(6), 540-546. <https://doi.org/10.1002/eat.20855>
- Ruiz-Lázaro, P.M., Comet, M.P., Calvo, A.I., Zapata, M., Cebollada, M., Trébol, L., y Lobo, A. (2010). Prevalencia de trastornos alimentarios en estudiantes adolescentes tempranos. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 38(4):204-211.
- Russell, G. (1979). Bulimia nervosa: An ominous variant of anorexia nervosa. *Psychological Medicine*, 9, 429-488. <https://doi.org/10.1080/21662630.2013.742319>
- Salazar, Z. (2008). *Modelos televisivos y su relación con los trastornos de la conducta alimentaria, en adolescentes de ambos sexos del área metropolitana de San José*. Tesis de maestría, Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica.
- Salazar, Z. (2012). El Test de actitudes hacia la alimentación en Costa Rica: primeras evidencias de validez y confiabilidad. *Actualidades en Psicología*, 26, 51-71.
- Salazar, Z., y Prado-Calderón, J.E. (2015). Análisis de la validez discriminante del EAT-40 mediante el modelo de Rasch. *Revista Reflexiones*, 94, 123-135.
- Siever, M.D. (1994). Sexual orientation and gender as factors in socioculturally acquired vulnerability to body dissatisfaction and eating disorders. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 62, 252-260. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.62.2.252>
- Smolak, L., y Levine, M. (1994). Psychometric Properties of the Children's Eating Attitudes Test. *International Journal of Eating Disorders*, 16(3), 275-282. [https://doi.org/10.1002/1098-108X\(199411\)16:33.O.CO;2-U](https://doi.org/10.1002/1098-108X(199411)16:33.O.CO;2-U)
- Thelen, M., Farmer, J., Wonderlich, S. y Smith, M. (1991). A revision of the Bulimia Test: The BUILT-R. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 3, 119-124. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.52.5.863>
- Thompson, M.G., y Schwartz, D.M. (1982). Life adjustment of women with anorexia nervosa and anorexic-like behavior. *International Journal of Eating Disorders*, 1, 47-60. [https://doi.org/10.1002/1098108X\(198224\)1:2<47::AIDEAT2260010203>3.O.CO;2-W](https://doi.org/10.1002/1098108X(198224)1:2<47::AIDEAT2260010203>3.O.CO;2-W)
- Toro, J., Gomez-Peresmitré, G., Sentis, J., Vallés, A., Casulá, V., Castro, J., ... Rodríguez, R. (2006). Eating disorders and body image in Spanish and Mexican female adolescents. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 41, 556- 565.
- Vázquez, R. López, X., Ocampo, M.T., y Mancilla-Díaz, J.M. (2015). Eating Disorders Diagnostic: from the DSM-IV to DSM-5. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios* 6, 108-120. <https://doi.org/10.1016/j.rmta.2015.10.003>
- Whitehouse, A.M. y Button, E.J. (1988). The prevalence of eating disorders in a U.K. college population: A reclassification of an early study. *International Journal of Eating Disorders*, 7, 393-397. [https://doi.org/10.1002/1098-108X\(198805\)7:3<393::AID-EAT2260070311>3.O.CO;2-#](https://doi.org/10.1002/1098-108X(198805)7:3<393::AID-EAT2260070311>3.O.CO;2-#)
- World Health Organization. (1991). *International Classification of Diseases (ICD-10)*. Ginebra: World Health Organization.