Test de Actitudes Alimentarias: Evidencias de Validez de una Nueva Versión Reducida

Valdiney Veloso Gouveia[1]
Sandra de Lucena Pronk
Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil
Walberto S. Santos
Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, Brasil
Rildésia S. V. Gouveia
Centro Universitário de João Pessoa, Brasil
Jane P. N. Cavalcanti
Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil

Compendio

El objetivo de este estudio ha sido presentar una versión reducida del *Eating Attitudes Test* (*EAT-26*) para su utilización en el contexto español. Se buscó específicamente conocer su fiabilidad y estructura factorial para, finalmente, comprobar el modelo teórico propuesto. Para ello, contamos con una muestra de 212 estudiantes universitarios con una edad media de 19.4 años, la mayoría mujeres (61.8%). Estos respondieron al *EAT-26* y a preguntas sociodemográficas. Inicialmente, a través de un análisis paralelo se observó la coherencia de la estructura factorial. A continuación se seleccionaron, a partir del poder discriminativo ($p < 0.05$), cuatro ítems para cada factor. Mediante el análisis de Escalamiento Multidimensional, se observó que los 12 ítems resultantes se distribuían según las dimensiones teóricas esperadas (*S-Stress* = 0.07; *RSQ* = 0.97), aspecto corroborado a través del análisis factorial confirmatorio (χ^2 / g.l = 2.08; GFI = 0.92; AGFI = 0.88; CFI = 0.94; e RMSEA = 0.071). Los Alfas de Cronbach para los tres factores pueden ser considerados satisfactorios: *Hacer dieta* (0.87), *Bulimia y preocupación por la alimentación* (0.60) y *Control oral* (0.52). Se concluye que la versión propuesta presenta parámetros psicométricos satisfactorios, pudiendo ser utilizada como medida de *screening* en la detección precoz de casos de anorexia nerviosa en la población general.

Palabras clave: Trastornos alimentarios; Anorexia nerviosa; Medida, EAT.

Eating Attitudes Test: Evidences of Validity of a New Short Version

Abstract

The aim of this study was presenting a reduced version of the *Eating Attitudes Test* (EAT-26), for use in a Spanish context. It also intended to know its consistency and factor structure in order to confirm the proposed theoretical model. The sample was constituted by 212 undergraduate students with a mean age of 19.4 years, mostly females (61.8%). The participants were asked to answer the *EAT-26* and social-demographic questions. Initially, based on the results of a parallel analysis, the coherence of the factor structure was observed. Following that analysis, four items per factor were selected according to its discrimination power ($p < .05$). Using a Multidimensional Scaling Analysis, it was observed that the final 12 items were distributed according to the expected theoretical dimensions (*S – Stress* = 0.07; *RSQ* = 0.97); these results were corroborated by a Confirmatory Factor Analysis (χ^2 / g.l = 2.08; GFI = 0.92; AGFI = 0.88; CFI = 0.94; e RMSEA = 0.071). The Cronbach's Alpha of the three factors can be considered adequate: *Dieting* (.87), *Bulimia and food preoccupation* (.60) and *Oral control* (.52). It can be concluded that the proposed version presents satisfactory psychometric parameters, and it may be used as a measure to evaluate and help in the previous detection of anorexia nervosa cases in general population.

Keywords: Alimentary problems; Anorexia nervosa; Measurement; EAT.

Los trastornos de la conducta alimentaria, entre ellos la anorexia nerviosa, han sido foco de atención de los más distintos investigadores y profesionales. Este hecho se debe probablemente a la creciente incidencia registrada en las tres últimas décadas y, sobretodo, por las graves consecuencias físicas, psicológicas y sociales que se han ocasionado por estos trastornos (Peláez, Labrador, & Raich, 2004; Pinzon & Nogueira, 2004).

[1] Dirección: Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Humanas Letras e Artes, Campus I, Departamento de Psicologia, Cidade Universitária, s/n, João Pessoa, PB, Brasil, CEP 58051-900. *E-mail*: vvgouveia@gmail.com

La anorexia nerviosa se caracteriza por una pérdida de peso autoinducida, ocasionada por una distorsión de la imagen corporal. Las personas anoréxicas presentan un miedo excesivo a engordar, lo que les conducen a envolverse en dietas extremamente restrictivas (subtipo *restrictivo*) o utilizaren métodos como inducción al vómito y empleo excesivo de laxantes y/o diuréticos (subtipo compulsivo/purgativo) para alcanzaren el cuerpo idealizado (American Psychiatric Association [APA], 2002; Claudino & Borges, 2002; World Health Organization, 1992).

De acuerdo con los datos de la APA (2000), la prevalencia de anorexia nerviosa oscila entre el 0.3 y el 3.7% de la población femenina adolescente y adulta joven, constituyéndose, por lo tanto, la tercera enfermedad crónica más frecuente en los países desarrollados e industrializados (Ballabriga & Carrascosa, 2001; Bueno, Velilla, Jiménez, & Fleta, 1999; Peláez et al., 2004). Se estima que, en media, el 12.5% de los pacientes fallecen (Herzog, Nussbaun, & Marmor, 1996; Löwe et al., 2001; Nielsen, 2001). Existen indicios de que un 52% de estas muertes se producen a causa de complicaciones producidas por la propia enfermedad, un 25.5% por suicidio y un 17% por causas desconocidas (Keel, Dorer, Eddy, & Franko, 2003).

En España, a pesar de la escasa constatación empírica debida a la ausencia de estudios epidemiológicos con muestras de todo el país, algunos autores seãnlan que los casos de anorexia nerviosa se elevan anualmente (Acosta, Llopis, Gómez, & Pineda, 2005; Ballabriga & Carrascosa, 2001; Peláez et al., 2004). Un estudio sobre la prevalencia de *Trastornos de Conducta Alimentaria* (*TCA*) que contó con una muestra de 1534 adolescentes escolares (rango de edad de 15 a 18 años) de la comunidad de Madrid, indicó que el 3.3% de las participantes presentaban algún trastorno de alimentación, siendo que el 0.60% correspondía al anorexia nerviosa (Gandarillas-Grande & Febrel, 2002). En esta misma dirección, García, Gómez y Soto (2007), contando con una muestra de 1667 adolescentes escolarizados (franja de edad entre 12 a 16 años) de Centros Educativos Públicos y Privados de ciudades andaluzas, observaron una tasa de prevalencia del 1.7% de TCA, distribuidos en los diagnósticos de anorexia (0.83%), bulimia (0.50%) y de estos dos trastornos en conjunto (0,37%).

A pesar de que estos datos puedan parecer poco significativos, se debe destacar que las consecuencias ocasionadas por este trastorno son muy graves. Tal situación evidencia la importancia de la realización de investigaciones que partan de muestras de población general, en gran medida por el hecho de que los estudios sobre incidencia y prevalencia de la anorexia nerviosa basados en datos oficiales cuentan con el problema del rechazo de muchos pacientes de recurrir a la ayuda profesional. Por este motivo es probable que se diagnostiquen únicamente los casos de mayor gravedad, lo que conduce a estimaciones inexactas.

De este modo, dada la importancia epidemiológica de la anorexia nerviosa, parece urgente la necesidad de ampliar los estudios con instrumentos específicos para su *screening*, con el fin de que el proceso de intervención y prevención en la población sea efectivo. Es importante, principalmente, contar con instrumentos breves, de tipo lápiz y papel, que permitan identificar de forma eficaz a personas potencialmente en riesgo de sufrir estos trastornos. En este sentido, el presente estudio tiene como principal objetivo proponer una versión reducida del *Eating Attitudes Test* ([*EAT-26*], Garner, Olmstead, Bohr, & Garfinkel, 1982) para su utilización en el contexto español.

El Eating Attitudes Test – EAT-26

De acuerdo con Garner y Garfinkel (1979), el *Eating Attitudes Test* (*EAT*) fue desarrollado como una propuesta de medida autoinformada para la detección precoz de casos no diagnosticados de anorexia nerviosa en poblaciones de riesgo. Para el desarrollo de la versión inicial del EAT, se estableció a partir de la literatura clínica un conjunto de ítems correspondientes a comportamientos y actitudes presentados por pacientes anoréxicos; dando como resultado la versión original del EAT compuesta por 40 ítems (EAT-40), con una escala de respuesta de seis puntos, de tipo Likert, con los siguientes extremos: *1= Nunca* y *6 = Siempre*.

Después de su publicación, el EAT-40 (Garner & Garfinkel, 1979) continuó como uno de los instrumentos más utilizados en los estudios sobre anorexia nerviosa. Sin embargo, cuestiones acerca de sus cualidades psicométricas, las dudas planteadas sobre su estructura factorial y propuestas para una posible reducción de la medida, condujeron a la realización de un nuevo estudio, teniendo como objetivo tanto la verificación de la estructura factorial en una muestra mayor como la abreviación de esta medida (Garner et al., 1982).

Para la realización del estudio, Garner et al. (1982) contaron con una muestra de 300 sujetos de sexo femenino, divididos en dos grupos: (a) pacientes anoréxicas (n=160), en diferentes estadios de la enfermedad, con una edad media de 22.5 años (SD=5.4), diagnosticadas dentro de los subtipos compulsivo/purgativo (bulímico, 52%) y restrictivo (48%); y (b) estudiantes universitarias (n=140), del primer y segundo año de psicología, con 20.3 años de edad media (SD=2.7). Para el primer grupo, además del EAT-40 se aplicaron los siguientes instrumentos: *The Distorting Photograph Technique* (DPT), *Body Dissatisfaction Scale* (BDS), *A Body-image Composite Score*, *Locus of Control Scale* y *Hopkins Symptom Check List* (HSCL).

Los análisis con el EAT-40 se desarrollaron en dos etapas. En la primera, llevada a cabo con la muestra de pacientes anoréxicas, se efectuó un análisis factorial con rotación oblicua. En función del criterio de Cattell, se extrajeron tres factores: en el primero (*Hacer dieta*), se retuvieron trece ítems, con cargas factoriales variando entre |0.45| y |0.72|; en el segundo (*Bulimia y preocupación por la alimentación*) se agruparon seis ítems, con cargas factoriales superiores a |0.55|; y, en el último factor (*Control oral*), se localizaron siete ítems con cargas factoriales iguales o mayores que |0.45|. Estos factores presentaron consistencia interna (alfa de Cronbach) de 0.90, 0.83 y 0.84, respectivamente, y conjuntamente explicaron el 40.2% de la varianza total. Del instrumento inicial fueron eliminados 14 ítems que no cumplieron el criterio establecido para su retención (carga factorial > |0.40|), dando como resultado la versión del *EAT-26*.

En la segunda etapa, se observaron diferencias entre las puntuaciones promedias de las participantes en el total de ítems del EAT-40, así como en el EAT-26 y en sus factores específicos. Para estos análisis se consideraron cuatro grupos: (a) la muestra total de anoréxicas; (b) anoréxicas restrictivas; (c) anoréxicas purgativo/compulsivas; y (d) estudiantes universitarias. Para los grupos de anoréxicas y estudiantes, los resultados indicaron una diferencia significativa entre las puntuaciones promedias del EAT-40 (t = 18.25; p < 0.001), así como en el EAT-26 (t = 16.90; p < 0.001) y en sus tres factores (Hacer dieta, t = 12.13, p < 0.001; Bulimia y preocupación por la alimentación, t = 15.65, p < 0.001; Control oral, t = 12.91, p < 0.001).

Entre los grupos bulímicos (compulsivo/purgativo) y restrictivo no se verificaron diferencias entre las puntuaciones medias en el EAT-40 y EAT-26. No obstante, cuando los factores se observaron de forma aislada, se percibió que el grupo bulímico presentaba una puntuación promedia (M = 10.6, t = 7.78, p < 0.001) significativamente superior, cuando era comparado con los sujetos del subtipo restrictivo (M=5.2) en el factor II (Bulimia y preocupación por la alimentación). Contrariamente, en el factor III (Control oral) los restrictivos presentaron una puntuación promedia superior (M = 9.7; t = 3.12, p < 0.01) a la encontrada para el grupo bulímico (M=7.0).

Finalmente, Garner et al. (1982) observaron la convergencia del EAT con otros instrumentos empleados para medir la distorsión de la imagen corporal, como anteriormente citados. Se verificó que el *EAT-26* correlacionó positivamente con la percepción distorsionada de la imagen corporal, medida a través del *DPT* (r = 0.41; p < 0.001) y del *BDS* (r = 0.57; p < 0.001). Este instrumento además correlacionó de forma positiva con la insatisfacción con el propio cuerpo (r = 0.44; p < 0.001) y con aspectos relacionados con el deterioro de la salud mental (r = 0.42; p < 0.001), más específicamente con síntomas referidos a la depresión (r = 0.41; p < 0.001); ninguna correlacion fue observada con el locus de control.

En función de estos resultados, parece coherente asumir que el EAT-26 es un instrumento adecuado para evaluar la tendencia de las personas a la anorexia nerviosa de modo general, y también a sus subtipos restrictivo y bulímico. No obstante, se debe reconocer que los análisis efectuados con esta medida en España fueron estrictamente exploratorios (Castro, Toro, Salamero, & Guimará, 1991; Raich, Deus, Muñoz, Pérez, & Requena, 1991), no siendo encontrados estudios que puedan comprobar el modelo teórico propuesto y que presenten, como en otros contextos (véanse Engelsen & Hagtvet, 1999a; Lavik, Clausen, & Pedersen, 1991), una versión más parsimoniosa del EAT. Estos aspectos han justificado la realización de la presente investigación, que como ya se ha mencionado, tiene como objetivo definir y evaluar una versión reducida del EAT. En este caso, se buscó, específicamente, comprobar su fiabilidad y estructura factorial para su utilización en estudios dentro del contexto español.

Método

Participantes

En este estudio se consideró una muestra no-probabilística, compuesta por 212 participantes, con edades comprendidas entre 16 y 31 años (M = 19.4; SD = 1.8), siendo la mayoría del sexo femenino (61.8%). Todos ellos eran estudiantes universitarios, de las licenciaturas de Psicología (14.3%), Física (10.5%), Derecho (7.1%), Farmacia (11.4%), Administración y Dirección de Empresas (42.4%), Biología (6.2%) y Pedagogía (8.1%).

Instrumentos

Eating Attitudes Test ([*EAT-26*], Garner et al., 1982). Para responder a este instrumento el participante debe leer los ítems e indicar con qué frecuencia ha realizado cada uno de los comportamientos expresados en los mismos. Para ello, debe utilizar una escala de seis puntos, tipo Likert, con los siguientes extremos: *1 = Nunca* y *6 = Siempre*. Los ítems se distribuyen en tres factores, según la siguiente descripción:

El primer factor, denominado *Hacer dieta*, está relacionado con la evitación de alimentos que engordan y con la preocupación por estar más delgado (por ejemplo, Me he propuesto hacer régimen; Me da mucho miedo pesar demasiado); el segundo, *Bulimia y preocupación por la alimentación* agrupa ítems que reflejan pensamientos sobre la comida e ítems que indican comportamientos bulímicos (por ejemplo, Me preocupo mucho por la comida; A veces me he atiborrado de co-

mida, sintiendo que era incapaz de parar de comer); y el tercero (*Control oral*) hace referencia al autocontrol impuesto en la conducta de comer y a la percepción de que los otros ejercen una presión para que la persona gane peso (por ejemplo, En las comidas tardo más tiempo que los demás; Tengo la impresión de que los demás preferirían que yo comiese más).

Para finalizar, se añadió una página denominada *Caracterización de la muestra*, en la que se solicitaba información que permite describir y caracterizar a los participantes en el estudio (por ejemplo, sexo y edad).

Procedimiento

Dos personas se encargaron de aplicar los cuestionarios en las distintas facultades. La aplicación se realizó en las aulas de clase, en horario cedido por los profesores. Aunque aplicados en ambiente colectivo, los instrumentos fueron respondidos individualmente. Los aplicadores presentaron las mismas instrucciones a todos los sujetos, enfatizando el carácter voluntario de la participación y la garantía de que toda la información era confidencial. Fue suficiente un tiempo medio de 20 minutos para cumplimentar los instrumentos.

Análisis de Datos

Siguiendo los objetivos de este estudio, además de los análisis descriptivos se realizaron, por medio del SPSS 14, los siguientes análisis: Test *t* de Student, consistencia interna (Alfa de Cronbach) y Escalamiento Multidimensional (*MDS*). Después de eso, se realizó un análisis factorial confirmatorio con el AMOS 6, con el propósito de comprobar el modelo factorial de la versión reducida. Para este análisis fue considerada la matriz de covarianza como entrada, empleando el *ML* (*Maximum Likelihood*) como método de estimación. Fueron considerados los siguientes indicadores de adecuación del modelo:

χ^2 (*Chi-Cuadrado*). Este es realmente un índice de "maldad de ajuste", dado que el valor más elevado es un indicativo de un modelo insatisfactorio. Sin embargo, no funciona adecuadamente con muestras grandes ($n > 200$).

Razón χ^2 */ gl* (*grados de libertad*). Se considera un indicador subjetivo de adecuación del modelo. Aunque no existe un valor crítico exacto para decidir sobre la adecuación o no del modelo, en la práctica se aceptan índices que varían entre 2 y 5 para este indicador (Byrne, 1989).

Goodness-of-fit index (*GFI*) y el *Adjusted goodness-of-fit index* (*AGFI*). El *GFI* es una medida de variabilidad explicada por el modelo. Cuando el modelo se ajusta a los grados de libertad, correspondiéndose con el número de variables consideradas, utilizamos el *AGFI*. En general, se asume que los valores de *GFI* y *AGFI* próximos a 0.90 o más indican que el modelo se ajusta a los datos (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998; Rhee, Uleman, & Lee, 1996). Estos índices, contrariamente al χ^2, no se ven afectados por el tamaño de la muestra de participantes (Saris & Stronkhorst, 1984).

Índice de Ajuste Comparativo (*CFI*), Para este indicador se recomienda un valor próximo a 0.90. Este índice compara de forma general los modelos estimado y nulo, considerando valores iguales o superiores a 0.90 como indicadores de ajuste satisfactorio.

Root Mean Square Error Approximation (*RMSEA*). Este índice se basa directamente en los residuales. Un valor próximo a cero indica un ajuste mejor del modelo probado, pero se considera aceptable un valor de hasta 0.10 (Jöreskog & Sörbom, 1989).

Resultados

Antes de proceder a la reducción del *EAT-26* y a la comprobación empírica de su estructura factorial, se intentó ratificar a través de un análisis paralelo la coherencia de la propuesta de una estructura con tres dimensiones para la matriz de correlaciones. Este análisis se justifica por el reconocimiento de que los criterios de Kaiser y Cattell pueden ser imprecisos (Hayton, Allen, & Scarpello, 2004). En el análisis paralelo son considerados los *eigenvalues* (valores propios) generados por la matriz de componentes (observados) y aquellos generados aleatoriamente (simulados) en función del tamaño de la muestra y del número de ítems del instrumento. En este caso se compararon los valores observados con aquellos simulados; cada valor observado mayor que el correspondiente encontrado a partir de las matrices aleatorias, corrobora la existencia de un factor para el conjunto de ítems. Los resultados de este análisis pueden ser observados en la Tabla 1.

Tabla 1
Análisis Paralela para los Ítems del EAT-26 (n = 212).

Valores observados	Valores simulados	Percentiles
9.18	1.73	1.83
2.71	1.59	1.66
1.85	1.51	1.57
1.28	1.43	1.49
1.09	1.37	1.42
1.05	1.31	1.37
0.91	1.26	1.31
0.78	1.21	1.26
0.72	1.16	1.21
0.69	1.11	1.16
0.68	1.07	1.11
0.64	1.02	1.06
0.55	0.98	1.01

De acuerdo con estos resultados, parece pertinente considerar, de hecho, una estructura de tres factores para el conjunto total de ítems del *EAT-26* (Garner et al., 1982). Sin embargo, como esta investigación tiene como objetivo la reducción de ítems, se consideraron para los siguientes análisis aquellos elementos con poder discriminativo más elevado.

Poder Discriminativo de los Ítems

Para seleccionar los ítems con mayor poder discriminativo, es decir, aquellos con mayor capacidad para diferenciar sujetos con valores cercanos, se establecieron grupos-criterio internos considerando el 50% de los sujetos con puntuaciones totales por debajo (grupo inferior) y por encima (grupo superior) del punto mediano (Feldt, 1963). Mediante la prueba *t* de Student, se compararon las medias de los grupos inferior y superior para cada ítem del instrumento. Los resultados de estos análisis indicaron que, del conjunto total de ítems, sólo el número 6 (Disfruto probando comidas nuevas y calóricas) del factor I no presentó un poder discriminativo satisfactorio. Los ítems 13 (Me siento impulsado/a a vomitar después de las comidas) y 23 (Vomito después de haber comido) se mostraron significativos con una $p < 0.01$ y 0.05, respectivamente, y los demás se presentaron adecuados con una $p < 0.001$.

Una vez que es coherente la propuesta de una versión del EAT con doce ítems (Engelsen & Hagtvet, 1999b; Lavik et al., 1991), se consideraron los cuatro ítems de cada factor con mayor poder discriminativo para los siguientes análisis. Sin embargo, dada la semejanza de contenido de los ítems 14 (Me preocupo mucho por la comida) y 9 (Paso demasiado tiempo pensando y ocupándome de la comida) y la ausencia de un elemento correspondiente a los síntomas bulímicos en el factor II, se optó por sustituir en esta dimensión el ítem 9 por el siguiente con mayor poder discriminativo, en este caso el ítem 13 (Me siento impulsado/a a vomitar después de las comidas). El conjunto final de ítems fue sometido a un análisis de Escalamiento Multidimensional, tal y como se describe a continuación.

Escalamiento Multidimensional

Para verificar la estructura del conjunto de ítems derivado del *Eating Attitudes Test* (*EAT-26*), se realizó un análisis de escalamiento multidimensional (*MDS*). Se asumió una solución bi-dimensional, estandarizando las puntuaciones (z) entre los ítems, siendo observados los resultados que se presentan en la Figura 1.

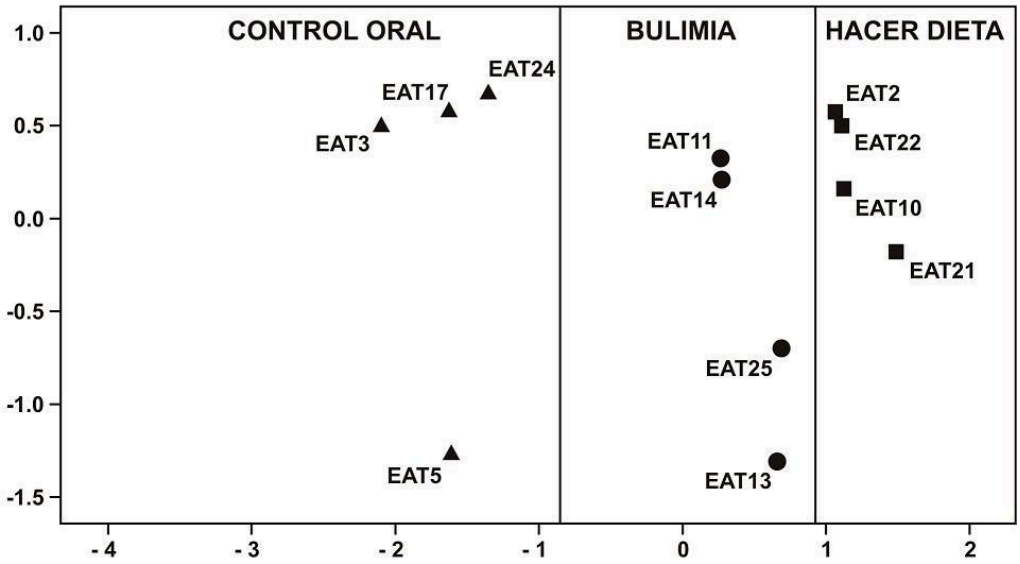

Figura 1. Representación espacial de los factores hacer dieta, bulimia y preocupación por los alimentos, y control oral de la versión reducida del *Eating Attitudes Test* (*EAT*)

Los indicadores de adecuación de la solución fueron como siguen: *S-Stress* = 0.07 y *RSQ* = 0.97. De acuerdo con la literatura, cuanto más se aproxima a cero el S-stress, mayor ajuste muestran los resultados; para este índice se consideran aceptables valores menores que 0.20. La indicación de ajuste a través del *RSQ*, a diferencia del *S-stress*, es señalada por valores superiores a 0.60 (Schiffman, Reynolds, & Young, 1981). Así, la interpretación de ajuste referida a la dimensionalidad del espacio de estímulos representados por este conjunto de ítems, viene dada por valores bajos del *S-Stress* y valores altos del *RSQ*.

De acuerdo con la figura de arriba, los ítems relacionados con cada uno de los factores teóricos fueron reunidos en espacios bien delimitados. Es interesante observar la centralidad del componente *Bulimia y preocupación por la alimentación*, que se sitúa justamente entre el componente de *Hacer dieta* y el de *Control Oral*. Sin embargo, esto no es un análisis confirmatorio; solamente sugiere que los 12 ítems resultantes pueden ser representados en un espacio bidimensional, y que se tienden a agrupar conforme a lo que teóricamente se espera. Resta, por tanto, comprobar este modelo estructural, tal y como a continuación se presenta.

Análisis Factorial Confirmatorio

Una vez que tanto la teoría en la que se basa esta instrumento como los resultados descritos previamente indican la pertinencia de estructurar los 12 ítems en tres factores, se realizó un análisis factorial confirmatorio para su comprobación (Figura 2).

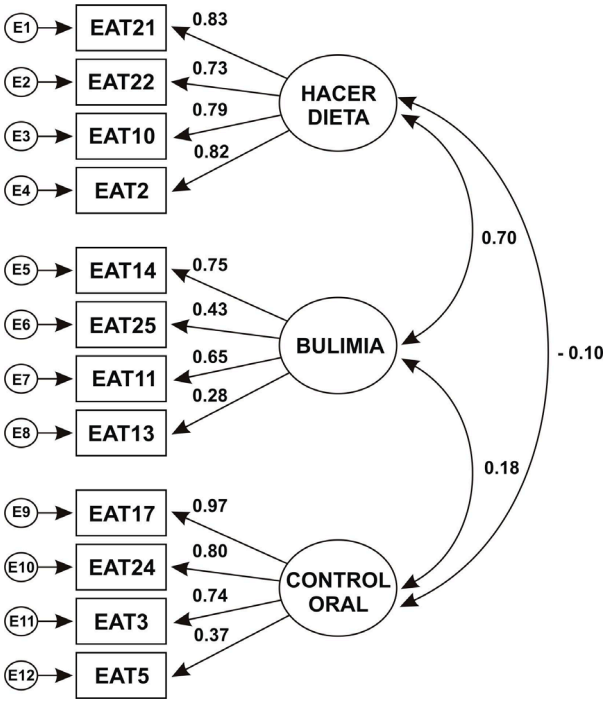

Figura 2. Estructura multifactorial de la versión reducida del *Eating Attitudes Test (EAT)*

El resultado del análisis factorial confirmatorio permitió comprobar la adecuación de este modelo. Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente diferentes de cero ($t > 1.96$, $p < 0.05$); la carga menor (0.13) se correspondió con el ítem 13 (Me siento impulsado/a a vomitar después de las comidas) del Factor II (Bulimia y preocupación por la alimentación), siendo la mayor (0.97) perteneciente al ítem 17 (Tengo la impresión de que los demás preferirían que yo comiese más) del Factor III (Control oral). El modelo presentó los siguientes índices de ajuste: χ^2 (52) = 108.03, $p < 0.001$; χ^2 / g.l = 2.08; GFI = 0.92; AGFI = 0.88; CFI = 0.94; y RMSEA = 0.071. Los índices de consistencia interna (Alfa de Cronbach) observados para el conjunto de ítems (0.79) y, más específicamente, para los tres factores pueden ser considerados satisfactorios, a saber: *Hacer dieta* (0.87), *Bulimia y preocupación por la alimentación* (0.60) y *Control oral* (0.52).

Discusión

El propósito central de esta investigación ha sido presentar una versión reducida de 12 ítems del *Eating Attitudes Test* (Garner et al., 1982), analizando la coherencia teórica de su estructura factorial a partir de distintas técnicas estadísticas. En función de los resultados, este objetivo ha sido alcanzado. No obstante, es necesario reconocer una limitación potencial del estudio: la muestra. No se ha tenido en cuenta una muestra al azar o representativa de España, ni de la comunidad autónoma de donde ella procedió. De este modo, aunque se reunieron evidencias de validez factorial y fiabilidad de este instrumento, no es posible ofrecer normas adecuadas para interpretar sus puntuaciones con fines diagnósticos.

En los estudios realizados por Garner y sus colaboradores el EAT mostró diversas estructuras factoriales. En el primero de ellos (Garner & Garfinkel, 1979), posiblemente debido a la utilización del criterio de *Kaiser*, que tiende a potencializar el número de factores (Hayton et al., 2004), los 40 ítems fueron distribuidos en siete dimensiones (*Preocupación por la alimentación*, *Ideal de cuerpo delgado*, *Vómito y abuso de laxantes*, *Dieta*, *Comer despacio*, *Comer a escondidas* y *Percepción de presión social para ganar peso*). En la segunda versión ([*EAT-26*], Garner et al., 1982), en función del criterio de *Cattell*, se estableció previamente la extracción de los tres factores citados anteriormente.

En investigaciones realizadas con muestras españolas los resultados relacionados con la estructura factorial de esta medida no se han mostrado coherentes. Las pruebas estadísticas sugieren estructuras de cinco (Rutt & Coleman, 2001), once (Castro et al., 1991) y hasta trece factores para el EAT (Raich et al., 1991). Este desencuentro proviene, probablemente, de los criterios utilizados para evaluar la coherencia estructural de las matrices específicas. Como ya se ha mencionado, a pesar de ser útiles, los criterios de Kaiser y Cattell pueden ser imprecisos (Hayton et al., 2004). Por lo tanto, una vez que el análisis paralelo surge como alternativa para dirimir posibles dudas, parece coherente a partir de los resultados de este estudio asumir para el conjunto de ítems del EAT una solución de tres factores (Tabla 1).

Por otra parte, teniendo en cuenta la utilidad de los instrumentos cortos para la viabilidad de estudios epidemiológicos, se intentó abreviar el conjunto de 26 ítems del EAT (Garner et al., 1982) a 12 ítems distribuidos equitativamente en los tres factores teóricos. Para la reducción de ítems se buscó, a través de los grupos criterio internos (Feldt, 1963), seleccionar aquellos con más alto poder discriminativo. Este criterio se justifica por el hecho de ser propuesta esta versión como medida de *screening* a ser utilizada en grupos no clínicos.

Conviene destacar que en la mayoría de los estudios aquí citados el poder discriminativo del EAT fue evaluado por medio de criterios externos, es decir, comparando muestras clínicas con no-clínicas, lo que presupone de antemano diferencia significativa entre las medias de respuesta. Además de este aspecto ninguna de estas investigaciones intentó evaluar separadamente el poder discriminativo específico para cada ítem de la escala. En este sentido, los resultados aquí encontrados permiten indicar no sólo qué ítems son capaces de detectar tendencias anoréxicas, sino cuál de ellos es más apropiado para ese *screening* en las llamadas muestras no-clínicas, por ejemplo, en la que fue utilizada en este estudio (universitarios de ambos sexos).

Después de seleccionar los ítems por medio del análisis de Escalamiento Multidimensional se pudo verificar que la representación espacial de los ítems que componen la versión reducida corrobora los resultados del análisis paralelo, sugiriendo la invariabilidad del modelo teórico. Como se observó en la Figura 1, los ítems correspondientes a cada factor se concentraron en espacios dimensionales definidos; localizándose los ítems del componente *Bulimia y preocupación por la alimentación* exactamente entre aquellos correspondientes al *Hacer dieta* y al *Control oral*. Esto permite suponer que, dentro de la sintomatología de la anorexia nerviosa, los síntomas relacionados con la subcategoría *compulsiva/purgativa* asumen una posición central. Sin embargo, esta es una hipótesis que demandará comprobación en estudios futuros.

En términos generales, los indicadores de adecuación de ajuste del modelo con tres factores, según el análisis factorial confirmatorio, se mostraron aceptables; tan sólo el AGFI se situó un poco abajo del valor 0.90 recomendado en la literatura (Hair et al., 1998), pero aún puede ser considerado satisfactorio (Rhee et al., 1996). Por lo tanto, dicha estructura ha sido admitida. Por otro lado, en relación a la consistencia interna (Alfa de Cronbach), aunque se reconozca que este parámetro no ha sido el deseable para los factores *Bulimia y preocupación por la alimentación* y *Control oral*, generalmente sugerida como 0.70 (Nunnally, 1991), no se puede perder de vista la homogeneidad de la muestra y el hecho de que cada factor está compuesto por apenas cuatro ítems. Claro, se puede indagar el hecho del primer factor presentar un Alfa por encima de 0.80. Quizá su contenido sea más evidente para los participantes del estudio, una vez que *Hacer dieta* parece una conducta convencional y muy común en los días de hoy. En todo caso, cabe señalar que, al menos para los propósitos de investigación exploratoria y cribado, Alfas cercanos a 0.60 pueden ser considerados aceptables (Clark & Watson, 1995; Garson, 2007).

En definitiva, los resultados del presente estudio sugieren la coherencia del modelo teórico para esta versión. Esta estructura, sin embargo, no invalida lo encontrado en estudios anteriores (Castro et al., 1991; Raich et al., 1991; Rutt & Coleman, 2001). Por el contrario, quizá el número de factores encontrados en los diferentes estudios realizados con el EAT en el contexto español pueda ser sintetizado en tres dimensiones, presuponiendo que este modelo teórico es más parsimonioso. Por cierto, los indicadores de adecuación del modelo, producidos a partir del análisis factorial confirmatorio, apoyan evidencias de validez factorial de este instrumento como representado por tres factores. Sin embargo, esta es aún una hipótesis, mereciendo considerar las diferentes matrices de datos de investigaciones anteriores, evaluando si, efectivamente, pueden ser encontrados los tres factores aquí descritos.

En resumen, debido a su brevedad, esta versión del EAT además de tener utilidad en investigaciones científicas, puede ser útil como instrumento para la realización de análisis epidemiológicos con muestras de población general. Sin embargo, este aspecto positivo necesita ser sopesado, considerando la limitación de un instrumento corto y simple para establecer diagnóstico clínico. Reconociéndose, no obstante, la relevancia de nuevos estudios que puedan replicar la presente investigación, considerando personas de la población general de diferentes comunidades autónomas. Asegurar la heterogeneidad de la muestra puede también favorecer mejores Alfas de Cronbach para los factores de esta medida (Gouveia, Santos, & Milfont, 2009). Esto, probablemente, permitirá no sólo la generalización de los resultados anteriormente descritos, sino también la comprobación de otros parámetros psicométricos, como su estabilidad temporal (test-retest), validez predictiva y convergente-discriminante.

Referencias

Acosta, M. V., Llopis, J. M., Gómez, G., & Pineda, G. (2005). Evaluación de la conducta alimentaria de riesgo: estudio transcultural entre adolescentes de España y México. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy, 5*, 223-232.

American Psychiatric Association. (2000). *Practice guideline treatment for psychiatric disorders: Compendium 2000*. Washington, DC: Author.

American Psychiatric Association. (2002). *DSM-IV-TR - Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. Washington, DC: Author.

Ballabriga, A., & Carrascosa, A. (2001). Trastornos de la conducta nutricional en la adolescencia: anorexia y bulimia nerviosas. In A. Ballabriga & A. Carrascosa (Eds.), *Nutrición en la infancia y adolescencia* (pp. 360-374). Madrid, España: Ergon.

Bueno, M., Velilla, M., Jiménez, A., & Fleta, J. (1999). Trastornos de la conducta alimentaria. *Medicine, 7,* 6234-6239.

Byrne, B. M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer-Verlag.

Castro, J., Toro, J., Salamero, M., & Guimará, E. (1991). The eating attitudes test: Validation of the Spanish version. *Evaluación Psicológica, 7*, 175-189.

Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*, 309-319.

Claudino, A. M., & Borges, M. B. F. (2002). Critérios diagnóstico para os transtornos alimentares: Conceitos em evolução. *Revista Brasileira de Psiquiatria, 24*(Supl. 3), 7-12.

Engelsen, B. K., & Hagtvet, K. (1999a). The dimensionality of the 12-item version of the Eating Attitudes Test: Confirmatory factor analyses. *Journal of Eating and Weight Disorders, 40*, 293-300.

Engelsen, B. K., & Hagtvet, K. (1999b). A generalizability study of the Eating Attitudes Test (EAT-12) in non-clinical adolescents. *Journal of Eating and Weight Disorders, 4*, 63-75.

Feldt, L. S. (1963). Note on use extreme criterion groups in item discrimination analysis. *Psychometrika, 28*, 97-104.

Gandarillas-Grande, A., & Febrel, C. (2002). *Encuesta de prevalencia de trastornos del comportamiento alimentario en adolescentes escolarizados de la Comunidad de Madrid.* Madrid, España: Dirección General de Salud Pública.

García, E. G., Gómez, T. O., & Soto, M. L. F. (2007). Perfiles sociales, alimentación y predicción de trastornos de la alimentación en adolescentes urbanos andaluces. *Atención Primaria, 39*, 7-13.

Garner, D. M., & Garfinkel, P. E. (1979). The Eating Attitudes Test: An index of the symptoms of anorexia nervosa. *Psychological Medicine, 9*, 273-279.

Garner, D. M., Olmstead, M. P., Bohr, Y., & Garfinkel, P. E. (1982). The Eating Attitudes Test: Psychometric features and clinical correlations. *Psychological Medicine, 12*, 871-878.

Garson, G. D. (2007). *Scales and standard measures*. Retrieved July 11, 2007, from http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/standard.htm

Gouveia, V. V., Santos, W. S., & Milfont, T. L. (2009). O uso da estatística na avaliação psicológica: Comentários e considerações práticas. In C. S. Hutz (Ed.), *Avanços e polêmicas em avaliação psicológica: Em homenagem a Jurema Alcides Cunha* (pp. 127-155). São Paulo, SP: Casa do Psicólogo.

Hair, J., Jr., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods, 7*, 191-205.

Herzog, D. B., Nussbaun, K. M., & Marmor, A. K. (1996). Comorbidity and outcome in eating disorders. *Psychiatric Clinic North American, 19*, 843-859.

Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7 user's reference guide*. Mooresville, IN: Scientific Software.

Keel, P. K., Dorer, D. J., Eddy, K. T., & Franko, D. (2003). Predictors of mortality in eating disorders. *Archives of General Psychiatry, 60,* 179-183.

Lavik, N., Clausen, S., & Pedersen, W. (1991). Eating behavior, drug use, psychopathology, and parental bonding in adolescents in Norway. ***Acta Psychiatrica Scandinavica**, 84*, 387-390.

Löwe, B., Zipfel, S., Buchholz, C., Dupont, Y., Reas, D. L., & Herzog, W. (2001). Long-term outcome of anorexia nervosa in a prospective 21-year follow-up study. *Psychological Medicine, 31*, 881-890.

Nielsen, S. (2001). Epidemiology and mortality of eating disorders. ***The Psychiatric Clinics of North America**, 24*, 201-214.

Nunnally, J. C. (1991). *Teoría psicométrica*. México, DF: Trillas.

Peláez, M. A., Labrador, F. J., & Raich, R. M. (2004). Epidemiología de los trastornos de la conducta alimentaría en España: revisión y estado de la cuestión. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace, 71*, 33-41.

Pinzon, V., & Nogueira, F. C. (2004). Epidemiologia, curso e evolução dos transtornos alimentares. *Revista de Psiquiatria Clínica, 31*(Supl. 4), 58-160.

Raich, R. M., Deus, J., Muñoz, M. J., Pérez, O., & Requena, A. (1991). Estudio de las actitudes alimentarias en una muestra de adolescentes. *Revista de Psiquiatría de la Facultad de Medicina de Barcelona, 18*, 305-315.

Rhee, E., Uleman, J. S., & Lee, H. K. (1996). Variations in collectivism and individualism by in-group and culture: Confirmatory factor analysis. *Journal of Personality and Social Psychology, 71,* 1037-1054.

Rutt, C. D., & Coleman, K. J. (2001). The evaluation of a measurement model for the Body Image Questionnaire and the Eating Attitudes Test in a Hispanic population. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences, 23*, 153-170.

Saris, W., & Stronkhorst, H. (1984). *Causal modelling in nonexperimental research*. Amsterdam, Netherlands: Sociometric Research Foundation.

Schiffman, S., Reynols, M., & Young, F. (1981). *Introduction to multidimensional scaling.* New York: Academic Press.

World Health Organization. (1992). *The ICD-10 classification of mental and behavioural disorders: Clinical descriptions and diagnostic guidelines.* Geneva, Switzerland: Author.

Received 08/06/2008
Accepted 21/09/2009

Valdiney Veloso Gouveia. Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.
Sandra de Lucena Pronk. Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.
Walberto S. Santos. Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, Brasil.
Rildésia S. V. Gouveia. Centro Universitário de João Pessoa, Brasil.
Jane P. N. Cavalcanti. Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.

Apéndice

Eating Attitudes Test (*EAT-12*): Versión reducida

Por favor, marca la respuesta que más se aproxime a cada una de las frases del cuestionario. La mayoría de las cuestiones están *estrictamente* relacionadas con los alimentos o con el comer, pero se incluye también algún otro tipo de preguntas. Por favor responde con atención a cada cuestión.

6. Siempre
5. Muy a menudo
4. A menudo
3. Alguna vez
2. Raramente
1. Nunca

Factor I: *Hacer dieta*						
Estoy preocupado/a por el deseo de estar más delgado/a.	1	2	3	4	5	6
Me da mucho miedo pesar demasiado.	1	2	3	4	5	6
Me he propuesto hacer régimen.	1	2	3	4	5	6
Cuando hago ejercicio, pienso en quemar calorías.	1	2	3	4	5	6
Factor II: Bulimia y preocupación por la alimentación						
Siento que los alimentos controlan mi vida.	1	2	3	4	5	6
Me siento impulsado/a a vomitar después de las comidas.	1	2	3	4	5	6
Me preocupo mucho por la comida.	1	2	3	4	5	6
A veces me he atiborrado de comida, sintiendo que era incapaz de parar de comer.	1	2	3	4	5	6
Factor III: Control oral						
Los demás piensan que estoy demasiado delgado/a.	1	2	3	4	5	6
En las comidas tardo más tiempo que los demás.	1	2	3	4	5	6
Tengo la impresión de que los demás preferirían que yo comiese más.	1	2	3	4	5	6
Noto que los demás me presionan para que coma.	1	2	3	4	5	6