

Propiedades psicométricas del Test de Bulimia de Edimburgo (BITE) en adolescentes escolarizadas (os) de Palmares

Psychometric properties of the Bulimia Investigatory Test Edinburgh (BITE) in adolescent students of Palmares

Beatriz Barrantes Umaña¹ / María Cristina Bolaños Bolaños² / Esther Collins Palmer³
Diana María Ferreto Mena⁴ / Juan Diego García Castro⁵

Recibido: 26/06/2015 / Aprobado: 20/10/2015

Resumen

El presente artículo tiene como objetivo conocer las propiedades psicométricas del Test de Bulimia de Edimburgo en población adolescente escolarizada de Palmares, Costa Rica. El test mide la presencia (sintomatología) y gravedad de la bulimia nerviosa. Este tipo de bulimia se caracteriza por episodios recurrentes de voracidad seguidos de conductas compensatorias inapropiadas, tales como el vómito provocado, ayuno, ejercicio excesivo, abuso de laxantes, entre otros. El instrumento se aplicó a un grupo de 200 estudiantes, de los cuales 113 (56,5%) eran mujeres, 86 (43%) hombres y una persona no indicó su sexo (0,5%). Las personas cursaban desde séptimo hasta décimo de secundaria, tenían entre seis y nueve años de educación formal, fueron seleccionados aleatoriamente y contaban con una edad media de $M=14,09$ años, con una desviación estándar de $SD=1,07$. El análisis confirmatorio afirma la unicidad de los ítems en una sola dimensión que explica el 20,15% de la varianza. No obstante se analizaron las dos subescalas que componen el instrumento. Los resultados mostraron un índice Alfa de Cronbach de $\alpha=0,86$ en la subescala de sintomatología y $\alpha=0,75$ en la subescala de gravedad. El análisis de confiabilidad Sperman y Brown es de 0,82. Además, la prueba de significancia de esfericidad de Barlett dio altamente significativa ($p<.001$), con un índice de Kaiser-Meyer-Olkin de 0,71. La validación estadística comprueba que el instrumento es apto para detectar síntomas y gravedad de bulimia nerviosa en esta población. Se discute el aporte a la detención de problemas alimenticios y a la tropicalización de instrumentos de medición psicológica.

Palabras Claves: Test de Bulimia de Edimburgo (BITE), Bulimia, Trastornos Alimenticios, Psicometría, Palmares.

Abstract

This article explores the psychometric properties of the Bulimic Investigatory Test of Edinburgh in the schooled adolescent population of Palmares, Costa Rica. The test measures the presence (symptoms) and severity of bulimia nervosa. This type of bulimia is characterized by recurrent episodes of inappropriate voracity such as induced vomiting, fasting, excessive exercise, and laxative abuse, among others. The instrument was applied to a group of 200 students, 113 (56, 5%) were women, 86 (43%) were men and one participant did not indicate its sex (0, 5%). Participants were enrolled in secondary school, from seventh to tenth grade, they had between six and nine years of formal education, they were randomly selected and had a mean age of $M=14.09$ with a standard deviation of $SD=1.074$. The confirmatory analysis states the uniqueness of the items on one dimension explaining the 20, 1% of variance. The two subscales that compose the instrument were analyzed. The results showed a Cronbach Alpha index of $\alpha=0.86$ in the symptomatology subscale, and $\alpha=0.75$ in the severity subscale. The reliability analysis of Sperman and Brown is 0.82. In addition, the Barlett's Sphericity significance test was highly significant ($p<.001$), with a Kaiser-Meyer-Olkin index of 0.71. Statistical validation verifies that the instrument is capable of detecting symptoms and severity of bulimia nervosa in this population. The contributions of detecting eating disorders and tropicalisation of psychological measurements are discussed.

Key words: Bulimic Investigatory Test of Edinburgh (BITE), Bulimic, Eating Disorders, Psychometric, Palmares.

1 Bachiller en Psicología, candidata a la Licenciatura en Psicología de la Universidad de Costa Rica, Sede de Occidente. Correo electrónico: beatriz.barrantesumana@ucr.ac.cr

2 Bachiller en Psicología, candidata a la Licenciatura en Psicología de la Universidad de Costa Rica, Sede de Occidente. Correo electrónico: maria.bolanosbolanos@ucr.ac.cr

3 Bachiller en Psicología, candidata a la Licenciatura en Psicología de la Universidad de Costa Rica, Sede de Occidente. Correo electrónico: esther.collins@ucr.ac.cr

4 Bachiller en Psicología, candidata a la Licenciatura en Psicología de la Universidad de Costa Rica, Sede de Occidente. Correo electrónico: diana.ferreto@ucr.ac.cr

5 Magister en Psicología de la Intervención Social. Profesor e investigador de la Universidad de Costa Rica, Sede de Occidente, Sección de Psicología. Correo electrónico: juandiego.garcia@ucr.ac.cr

Introducción

Los trastornos de conducta alimentaria han tenido un crecimiento significativo en las jóvenes de América Latina (Salazar, 2012). La población más vulnerable son los adolescentes, por su sensibilidad a la opinión de las otras personas, por estar construyendo su identidad personal y por la inseguridad con respecto a lo que gustan y lo que quieren de su vida (Shapiro, 2006).

En Costa Rica se han realizado pocos estudios que determinen la incidencia de los trastornos alimenticios en la juventud (Salazar, 2010). Entre los más importantes, en cuanto al tamaño de la muestra, destacan los trabajos de Salazar (2008) y Rosabal (2005), quienes realizaron estudios con 533 y 369 adolescentes, donde encontraron que el 20% de estos presentan algún trastorno alimenticio, principalmente anorexia y bulimia nerviosas.

En el presente artículo se analizan las propiedades psicométricas del Test de Bulimia de Edimburgo “Bulimic Investigatory Test Edinburgh (BITE)” que mide la presencia y gravedad de la bulimia nerviosa. Esta fue revisada en la población adolescente de un colegio público del cantón de Palmares, Alajuela, Costa Rica. El principal aporte que se realiza es contribuir al estudio de los trastornos alimenticios en la zona de Occidente y Costa Rica.

Los trastornos alimenticios se caracterizan por alteraciones graves de la conducta alimentaria (Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales, 1995). Por lo general, tienen su origen en una compleja problemática psicológica, algunas veces se deben a una baja autoestima, otras a la sensación de falta de control o a la imposibilidad para relacionarse adecuadamente con las demás personas (Silva, 2007).

Los dos trastornos alimenticios más frecuentes son la anorexia y la bulimia nerviosas. La bulimia se caracteriza por episodios recurrentes de voracidad seguidos de conductas compensatorias inapropiadas, tales como el vómito provocado, ayuno, ejercicio excesivo, abuso de laxantes, entre

otros. En ambos trastornos existe un trastorno en la percepción de la forma y el peso corporal (Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales, 1995).

El Test de Bulimia de Edimburgo (BITE), creado por Henderson y Freeman en el año 1987, fue elaborado con el fin de identificar a personas con síntomas bulímicos. Está conformado por 33 ítems que se dividen en dos dimensiones independientes de síntomas con 30 ítems y de gravedad con 3 ítems (Bascán, Bobes, Bousoño, Portilla, y Sáiz, 2002).

Henderson y Freeman (1987) indican que el Test de Bulimia de Edimburgo se construyó con una muestra de personas que comían compulsivamente y otra población que no padecía ningún trastorno alimenticio. La escala se divide en dos subescalas, la de síntomas y la de la severidad de estos. En el análisis de confiabilidad la subescala de síntomas reporta un índice Alfa de Cronbach de $\alpha=0,96$ y en la subescala de severidad un $\alpha=0,62$.

En estudios posteriores a la construcción de la escala, se realizó la adaptación para mujeres mexicanas a cargo de Franco, González, Díaz, López-Espinoza, Martínez y Aguilera (2010). Los resultados mostraron que el análisis de dos mitades de Spearman and Brown fue de 0,70 para las mujeres con trastornos alimenticios, y de 0,77 para las mujeres de Hermosillo y de Ciudad Guzmán sin trastornos alimenticios. La consistencia interna medida con el índice Alfa de Cronbach fue de $\alpha=0,90$ para las mujeres de Hermosillo, $\alpha=0,85$ para las mujeres de Ciudad Guzmán y $\alpha=0,83$ para las mujeres con trastornos alimenticios (Franco, González, Díaz, López-Espinoza, Martínez y Aguilera, 2010).

En el mismo estudio, el análisis de correlación entre los ítems mostró que todos, excepto el 1 (¿Tiene usted hábitos alimenticios regulares en su alimentación diaria?), el 2 (¿Sigue dietas de forma estricta?), el 21 (¿Es usted capaz de dejar alimentos en el plato al final de una comida?) y el 23 (¿Considera que consume la proporción de alimentos según la sensación de hambre que

tenga?), presentaban una correlación superior a 0,300 entre las mujeres de Hermosillo, en el caso de las mujeres de Ciudad Guzmán, se encontraron los ítems 1, 13 (¿Puede dejar de comer siempre que se lo propone?), 9 (¿Cree usted que la comida “domina” su vida?), 21 y 23, presentaban correlaciones menores a .300; mientras que en la muestra de mujeres con trastornos alimenticios, los ítems que no se correlacionaban, mayores de 0,300, fueron el 1,3 (¿Considera un fracaso no cumplir con su dieta alguna vez?), 16 (¿Le aterroriza la idea de engordar?), 17 (¿Alguna vez ha comido muchos alimentos rápidamente?), 19 (¿Le preocupa no tener control sobre cuánto come?) y 23 (Franco, et al 2010).

En otro estudio en el que se pretendía validar el BITE a población italiana, se utilizó como muestra 621 estudiantes de colegio, 374 adultos jóvenes de la escuela de entrenamiento naval, 420 mujeres con trastornos alimenticios y 720 personas obesas. En las muestras de población general se obtuvo un Alfa de Cronbach de $\alpha=0,80$ en mujeres y $\alpha=0,73$ en los varones. En la muestra de pacientes con trastornos alimentarios, el índice fue de $\alpha=0,85$, mientras que en la muestra de los pacientes obesos el índice fue de $\alpha=0,82$ (Orlandi, Mannucci, Cuzzolaro y el SISDCA-Study Group on Psychometrics, 2005).

Por otra parte, en una adaptación de la escala al castellano, se aplicó en una muestra española compuesta por pacientes con desórdenes alimenticios, y se encontró una fiabilidad de $\alpha=0,90$ (Vaz y Penas, 1999). Otro estudio donde se aplicó el BITE fue realizado con 108 pacientes del Hospital Universitario Fundación Alcorcón en España, candidatas a cirugía bariátrica, con el objetivo de conocer la prevalencia de las alteraciones psicopatológicas de los pacientes con obesidad mórbida y los criterios de cirugía bariátrica. Se encontró un Alfa de Cronbach de $\alpha=0,96$ para la subescala de síntomas y de $\alpha=0,62$ para la subescala de gravedad (Sánchez, Arias, Gorgojo y Sánchez, 2009).

En otro trabajo que tenía como objetivo estudiar la estructura factorial del BITE, en una muestra de 1794 adolescentes en Asturias, España, se analizaron la confiabilidad y la validez de la escala. El coeficiente Alfa de Cronbach dio como resultado $\alpha=0,95$ para la subescala de síntomas, y $\alpha=0,70$ para la subescala de gravedad. Realizaron además un análisis factorial exploratorio, donde el análisis de Bartlett fue de $\chi^2=13723,2$ ($p<0,001$), con un índice de KMO de 0,97, donde encontraron que la escala se subdividía en un único factor denominado “Sintomatología de la Bulimia”, que explicó 19,64% de la varianza total, con un valor propio de 11,97 (Fonseca-Pedrero, Sierra-Baigrie, Paino, Lemos-Giráldez y Muñiz, 2011).

Otro estudio realizado en Canadá, el cual buscaba probar la estructura factorial del BITE y otros instrumentos de medición de la bulimia, aplicó el instrumento a 553 participantes. Se encontró como resultado que una estructura de un factor del BITE explicó el 54,1% de la varianza con una confiabilidad de $\alpha=0,84$, mientras que una estructura alternativa de 2 factores explicó un adicional de 9,5 % de la varianza (el factor 1 explicó 34,3 % de la varianza y el factor 2 explicó 29,4 % de la varianza), con un coeficiente de fiabilidad interna de $\alpha=0,81$. Finalmente, el coeficiente de dos mitades de Spearman and Brown fue de 0,59 ($p < 0,001$) (Brunault, Ballon, Gaillard, Réveillère y Courtosis, 2014).

En otro artículo realizado en Italia, donde se investigó sobre la presencia de síntomas psicóticos en 112 mujeres diagnosticadas con desórdenes alimenticios y 631 mujeres estudiantes con la misma condición de salud, se realizó un análisis Alfa de Cronbach que dio como resultado 0,84 en la escala total (Miotto, Pollini, Restaneo, Favaretto, Sisti, Rocchi y Preti, 2010).

Otro estudio realizado con población China, se aplicó el BITE a estudiantes de danza y estudiantes regulares, con el fin de comparar la confiabilidad entre la versión original y los resultados obtenidos. La muestra estuvo compuesta por 655 estudiantes

de danza y 1251 estudiantes regulares. La versión china original, cuenta con un Alfa de Cronbach de $\alpha=0,95$ para la escala de síntomas y $\alpha=0,77$ para la escala de severidad. En la muestra de estudiantes bailarines, el Alfa de Cronbach fue de $\alpha=0,83$ en

síntomas y $\alpha=0,49$ en severidad. En la muestra de estudiantes regulares el Alfa de Cronbach fue de $\alpha=0,80$ para la escala de síntomas y $\alpha=0,52$ para la de severidad (Tseng, Fang y Lee, 2014). En la tabla 1 la síntesis de los resultados.

Tabla 1. Síntesis de resultados psicométricos

| Autores | Población | Confiabilidad | Validez |
|---|---|--|---|
| (Franco, González, Díaz, López-Espinoza, Martínez y Aguilera, 2010). | Mujeres voluntarias mexicanas con trastornos y sin trastornos alimenticios, de Hermosillo y de Ciudad Guzmán. | Spearman and Brown 0,7 mujeres con trastornos alimenticios, 0,77 mujeres de Hermosillo y Ciudad Guzmán. Alpha de cronbach $\alpha=0,90$ Hermosillo, $\alpha=0,85$ Ciudad Guzmán y $\alpha=0,83$ trastornos alimenticios. | |
| (Orlandi, Mannucci, Cuzzolaro y el SISDCA, 2005). | 621 estudiantes, 374 adultos, 420 mujeres con trastornos alimenticios y 720 personas obesas. | $\alpha=0,80$ en mujeres, $\alpha=0,73$ en los varones, $\alpha=0,85$ en pacientes con trastornos alimentarios, $\alpha=0,82$ en pacientes obesos. | |
| (Vaz y Penas, 1999). | Pacientes con desórdenes alimenticios. | $\alpha=0,90$ en la escala total. | |
| (Sánchez, Arias, Gorgojo y Sánchez, 2009). | 108 pacientes en España, candidatos a cirugía bariátrica. | $\alpha=0,96$ para la subescala de síntomas y $\alpha=0,62$ para la subescala de severidad. | |
| (Fonseca-Pedrero, Sierra-Baigrie, Paino, Lemos-Giráldez y Muñiz, 2011). | 1794 adolescentes. | $\alpha=0,95$ para la subescala de síntomas, y $\alpha=0,70$ para la subescala de gravedad. | Bartlett $\chi^2=13723,2$ ($p<0,001$), KMO 0,97, un único factor, que explicó 19,64% |
| (Brunault, Ballon, Gaillard, Réveillère y Courtosis, 2014). | 553 participantes. | Coeficiente de fiabilidad interna de $\alpha=0,81$. Coeficiente de Spearman and Brown fue de 0,59 ($p < 0,001$). | Un factor explicó el 54,1 % de la varianza, dos factores explicaron un adicional de 9,5 % |
| (Miotto, Pollini, Restaneo, Favaretto, Sisti, Rocchi y Preti, 2010). | 112 diagnosticadas con desórdenes alimenticios y 631 estudiantes con la misma condición. | $\alpha=0,84$ en la escala total. | |
| (Tseng, Fang y Lee, 2014). | 655 estudiantes de danza y 1251 estudiantes regulares. | Bailarines $\alpha=0,83$ en síntomas y $\alpha=0,49$ en severidad. Estudiantes regulares $\alpha=0,80$ para síntomas y $\alpha=0,52$ para severidad. | |

Fuente: elaboración propia.

En síntesis, el Test de Bulimia de Edimburgo es un instrumento muy utilizado internacionalmente para el estudio de la Bulimia. Presenta características psicométricas que permiten su uso en investigación y en espacios de atención clínica. La escala de síntomas es más confiable que la escala de severidad. En relación con la validez, es un instrumento unidimensional que puede dividirse en dos sub-escalas.

Este artículo hace una contribución al conocimiento sobre los trastornos alimenticios en adolescentes, ya que da a conocer las propiedades psicométricas de un instrumento que mide la bulimia, y se puede conocer si este es confiable y válido para aplicarlo en población adolescente de la zona de Occidente de Costa Rica. Además el estudio es pionero en la adaptación del BITE a población costarricense, ya que no se encontraron investigaciones previas en las que se haya adaptado a este contexto.

Metodología

Procedimiento

Los pasos para realizar la investigación fueron los siguientes: (a) seleccionar la escala de interés; b) elegir la población a la que se quería aplicar el instrumento; (c) adaptar el lenguaje de la escala al contexto en el cual se iba a aplicar, es decir, cambiar palabras específicas para que fuera más entendible, por ejemplo, se cambió el ítem “¿Tiene usted costumbres regulares en su alimentación diaria?” por “¿Tiene usted hábitos alimenticios regulares en su alimentación diaria?”, o el ítem “¿Cuenta las calorías de todo lo que come, incluso cuando no está en régimen?” por “¿Cuenta las calorías de todo lo que come, incluso cuando no está a dieta?” y d) aplicar la escala a los y las estudiantes.

Instrumentos

El Test de Bulimia de Edimburgo (BITE), creado por Henderson y Freeman en el año 1987,

fue elaborado con el fin de identificar a personas con síntomas bulímicos. Está conformado por 33 ítems que se dividen en las dimensiones independientes de síntomas y de gravedad. Los ítems sobre síntomas tienen dos opciones de respuesta (sí o no) mientras que los ítems de gravedad poseen varias opciones de respuesta. Originalmente, la subescala de los síntomas reporta un Alfa de Cronbach de $\alpha=0,96$ y la subescala de severidad un valor de $\alpha=0,62$ (Henderson y Freeman, 1987).

Algunos ejemplos de ítems son: “¿Considera un fracaso no cumplir con su dieta alguna vez?” (Síntomas); “¿Cuenta las calorías de todo lo que come, incluso cuando no está a dieta?” (Síntomas); “¿Cree usted que la comida “domina” su vida?” (Síntomas) y “¿Con qué frecuencia come usted en exceso?” (Gravedad).

Participantes

El instrumento se aplicó a un grupo de 200 estudiantes de las cuales 113 (56,5%) eran mujeres, 86 (43%) hombres y una persona no indicó su sexo (0,5%). Las personas cursaban los años desde de séptimo hasta décimo de secundaria, tenían entre seis y nueve años de educación formal aprobada, fueron seleccionados aleatoriamente y contaban con una edad media de $M=14,09$ años con una desviación estándar de $SD=1,07$.

Los participantes fueron contactados mediante una reunión con el director de la institución, este dio el permiso y se coordinó con un orientador, quien solicitó a los profesores el espacio durante las clases para aplicar el instrumento a los estudiantes que aceptaran participar de esta investigación. La duración promedio para contestar el cuestionario fue de 15 minutos. Para la aplicación de la escala se contó con un consentimiento informado donde se les indicaba que su participación sería voluntaria, anónima y podrían dejar de responder en el momento que así desearan, además se aclaró que los datos obtenidos se utilizarían con fines académicos.

Análisis

Los datos se sistematizaron y analizaron con el paquete estadístico SPSS v.19. Se realizaron análisis de confiabilidad, en este caso el Alfa de Cronbach, el cual mide el grado de consistencia interna y estabilidad de las puntuaciones del instrumento, lo cual dio como resultado un número que va de 1 a 0, donde el 1 representa el mejor resultado. Se realizó un coeficiente de dos mitades de Spearman and Brown, el cual divide las respuestas del test en dos mitades paralelas, con el fin de calcular la correlación entre ambas partes y ver la consistencia interna del test (Martínez, Hernández y Hernández, 2006).

Se analizaron también las correlaciones entre ítems de la escala, con el fin de ver si los ítems se relacionan entre sí y observar si están midiendo el mismo constructo. Para analizar su validez se realizó un análisis factorial confirmatorio para confirmar o refutar lo expuesto en la teoría sobre la división de la escala en factores, además de un

análisis factorial exploratorio de las dimensiones de la escala, con el fin de determinar en cuántas dimensiones se divide la escala aplicándola a la población adolescente de Palmares. En los análisis se incluyeron todos los ítems de la escala. En ambos análisis factoriales se utilizó una normalización varimax con Kaiser.

Resultados

Análisis de confiabilidad

Se realizó un análisis de confiabilidad de dos mitades de Spearman and Brown cuyo resultado fue de 0,82, el análisis de confiabilidad Alfa de Cronbach dio como resultado $\alpha=0,86$ en la subescala de sintomatología, mientras que en la subescala de gravedad se obtuvo un resultado de $\alpha=0,75$, en ambos casos se reporta el Alfa de Cronbach estandarizado. El resultado del análisis de correlación entre los ítems se presenta en la Tabla 2.

Tabla 2. Correlación entre los ítems de la escala BITE

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 28 | 29 | 30 | 31 | 32 | 33 | | |
|----|---|------|-------|-------|------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---|--|
| 1 | 1 | -.13 | -.13 | .10 | .02 | .19** | .19** | .11 | .18 | .06 | .05 | .29** | .11 | -.11 | .10 | .08 | -.09 | .22** | .19** | .14* | .20** | .14* | .11 | .20** | .12 | -.16* | .17* | .31** | .22** | -.04 | | |
| 2 | | 1 | .30** | .19** | -.05 | -.05 | .02 | -.21** | -.23** | -.01 | -.03 | -.07 | -.00 | .08 | -.09 | .02 | .16* | -.01 | .02 | -.08 | .04 | -.34** | -.03 | -.04 | .23** | -.10 | -.06 | .01 | .23** | | | |
| 3 | | | 1 | .17* | .07 | .38** | .03 | .10 | -.02 | .10 | .20** | -.02 | .22** | .26** | .01 | .39** | .23** | .20** | .00 | .14* | .01 | -.23 | .08 | -.02 | .07 | .50** | .12 | -.00 | .05 | .21** | | |
| 4 | | | | 1 | .05 | .15* | -.02 | .13 | .01 | .03 | .01 | -.01 | .12 | .03 | .05 | .06 | .04 | .20** | .03 | .25** | .00 | -.11 | .08 | .15* | .05 | .08 | .03 | .13 | .13 | -.08 | | |
| 5 | | | | | 1 | .03 | .07 | .11 | .07 | .00 | .02 | .07 | -.06 | .05 | .00 | .05 | .16* | .10 | -.05 | .12 | -.06 | .17* | .17* | .15 | .00 | .10 | .16* | .01 | .14 | .04 | | |
| 8 | | | | | | 1 | .36** | .22** | .18* | .32** | .20** | .18* | .26** | .09 | .09 | .61** | .26** | .47** | .09 | .44** | .19** | .05 | .30** | .27** | .23** | .36** | .38** | .40** | .39** | .09 | | |
| 9 | | | | | | | 1 | .26** | .28** | .30** | .24** | .37** | .31** | .02 | .10 | .37** | .15* | .35** | .08 | .23** | .15* | .15* | .44** | .45** | .32** | .14* | .21** | .30** | .52** | .10 | | |
| 10 | | | | | | | | 1 | .36** | .23** | .15* | .29** | .23** | -.01 | .28** | .15* | .12 | .32** | .01 | .18** | .03 | .22** | .32** | .29** | .16* | .02 | .20** | .15* | .29** | .10 | | |
| 11 | | | | | | | | | 1 | .30** | .16* | .32** | .12 | -.00 | .23** | -.01 | .04 | .21** | .04 | .08 | .05 | .36** | .30** | .30** | .19** | -.07 | .23** | -.02 | .19** | .14* | | |
| 12 | | | | | | | | | | 1 | .21** | .24** | .19** | .09 | .16* | .28** | .13 | .51** | .06 | .16** | .11 | .13 | .53** | .44** | .34** | .18* | .19** | .17* | .31** | .05 | | |
| 13 | | | | | | | | | | | 1 | .19** | .24** | -.08 | .01 | .08 | .04 | .32** | .08 | .08 | .25** | .08 | .13 | .18* | .22** | .22** | .23** | .10 | .26** | .11 | | |
| 14 | | | | | | | | | | | | 1 | .33** | .03 | .13 | .15* | .02 | .28** | .12 | .25** | .14* | .27** | .37** | .44** | .29** | .09 | .22** | .27** | .37** | -.03 | | |
| 15 | | | | | | | | | | | | | 1 | .05 | .14* | .16* | .17* | .29** | .06 | .23** | .11 | .18** | .31** | .30** | .28** | .21** | .22** | .06 | .33** | .05 | | |
| 16 | | | | | | | | | | | | | | 1 | .14* | .18** | .36** | .02 | .05 | .04 | -.00 | -.14* | .10 | -.07 | .01 | .38** | -.08 | .02 | .03 | -.00 | | |
| 17 | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .12 | .14* | .24** | .12 | .18** | -.13 | .29** | .16* | .20** | .16* | .11 | .07 | .07 | .02 | .04 | | |
| 18 | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .23** | .35** | -.03 | .47** | .09 | .02 | .21** | .28** | .19** | .38** | .21** | .40** | .37** | .16* | | |
| 19 | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .31** | .00 | .34** | -.04 | .00 | .26** | .12 | -.02 | .33** | .22** | .00 | .20** | .12 | | |
| 20 | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .00 | .34** | .17* | .18* | .45** | .42** | .29** | .18** | .38** | .13 | .32** | .10 | | |
| 21 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | -.04 | -.03 | -.02 | .17* | .20** | .13 | -.03 | -.11 | .08 | .22** | -.06 | | |
| 22 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .03 | .11 | .29** | .35** | .21** | .37** | .32** | .41** | .30** | .13 | | |
| 23 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | -.07 | .12 | .17* | .13 | .02 | .18* | .27** | .24** | .17* | | |
| 24 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .23** | .28** | .19** | -.11 | .18* | .01 | .23** | -.15 | | |
| 25 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .62** | .34** | .13 | .32** | .19** | .50** | .09 | | |
| 26 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .49** | .03 | .28** | .29** | .50** | .18* | | |
| 28 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .10 | .20** | .15* | .52** | .27** | | |
| 29 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .14* | .15* | .19** | .13 | | |
| 30 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .19** | .21** | .11 | | |
| 31 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .36** | .10 | | |
| 32 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | .19** | | |
| 33 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | |

**p<.01 *p<.05

Fuente: Elaboración propia

Como se observa en la Tabla 2, los ítems presentan correlaciones con puntajes altos, lo que confirma están midiendo el mismo constructo. Por ejemplo, se presenta una covarianza alta entre los ítems 3 (¿Considera un fracaso no cumplir con su dieta?) y el 29 (Después de comer mucho ¿Se siente muy culpable?) ($r=0,52$, $p<.01$); entre el ítem 8 (¿Se ve su vida diariamente afectada por su forma de comer?) y el ítem 18 (¿Se siente avergonzado (a) por su forma de comer?) ($r=0,61$, $p<.01$).

Análisis de validez

Para realizar el análisis factorial confirmatorio y exploratorio, se realizó una prueba de significancia de esfericidad de Barlett que dio como resultado $\chi^2=1761,173$ ($p<.001$), con un índice de Kaiser-Meyer-Olkin de 0,71, lo cual permite realizar el análisis. A continuación se presentan los resultados primero del análisis factorial exploratorio y después del análisis factorial confirmatorio.

Tabla 3. Análisis Factorial Exploratorio del BITE

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|-----------------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1 | | -.436 | | | | | | | |
| 2 | | .486 | | | | | | | |
| 3 | | .516 | | | | | | | |
| 4 | | | | | | | .407 | | |
| 5 | | | | | | | -.166 | | |
| 8 | .697 | | | | | | | | |
| 9 | .640 | | | | | | | | |
| 10 | .431 | | | | | | | | |
| 11 | | -.433 | | | | | | | |
| 12 | .580 | | | | | | | | |
| 13 | .393 | | | | | | | | |
| 14 | .513 | | | | | | | | |
| 15 | .506 | | | | | | | | |
| 16 | | .454 | | | | | | | |
| 17 | | | | | | | | -.357 | |
| 18 | .639 | | | | | | | | |
| 19 | .434 | | | | | | | | |
| 20 | .685 | | | | | | | | |
| 21 | | | | | .331 | | | | |
| 22 | .629 | | | | | | | | |
| 23 | .260 | | | | | | | | |
| 24 | | | | | | | | -.357 | |
| 25 | .639 | | | | | | | | |
| 26 | .434 | | | | | | | | |
| 28 | .685 | | | | | | | | |
| 29 | | .712 | | | | | | | |
| 30 | .452 | | | | | | | | |
| 31 | | | -.567 | | | | | | |
| 32 | .702 | | | | | | | | |
| 33 | | | | .672 | | | | | |
| % varianza por factor | 9.26 | 8.31 | 7.44 | 6.03 | 5.97 | 4.98 | 3.64 | 3.18 | 2.79 |
| % varianza acumulado | 9.26 | 17.58 | 25.03 | 31.07 | 37.04 | 42.03 | 45.67 | 48.86 | 51.66 |

Fuente: Elaboración propia

A partir de la tabla anterior se observa que el análisis factorial exploratorio para el Test de Bulimia de Edimburgo (BITE), divide su carga factorial en 9 dimensiones. No obstante, en el sexto y en el noveno factor no se encuentran cargas elevadas y en el tercer, cuarto, quinto, sétimo y octavo no se encuentran tantos valores como en las primeras dos dimensiones. Estos resultados demuestran que los factores desde 3 hasta 9 no son relevantes para el análisis, ya que no explican mucha variabilidad (-7,45%).

Al realizar este tipo de análisis se observa una discordancia entre lo que plantea la teoría y lo que se encuentra en la población de Palmares, debido a que se presentan más dimensiones que las propuestas. Sin embargo, parece existir una mayor agrupación en el factor 1, seguido por el factor 2. El agrupamiento de los ítems en factores apoya la teoría de que la dimensión que presenta mayor carga factorial es la 1, que agrupa ítems de “sintomatología”. Sin embargo, el factor dos parece explicar un constructo que podría denominarse como “autocontrol”, por las características de los ítems que agrupa. A continuación el análisis factorial confirmatorio.

Tabla 4. Análisis Factorial Confirmatorio del BITE

| Ítems | Factor Sintomatología |
|--|-----------------------|
| 1. ¿Tiene usted hábitos alimenticios regulares en su alimentación diaria? | .241 |
| 2. ¿Sigue dietas de forma estricta? | .021 |
| 3. ¿Considera un fracaso no cumplir con su dieta alguna vez? | .316 |
| 4. ¿Cuenta las calorías de todo lo que come, incluso cuando no está a dieta? | .116 |
| 5. ¿Alguna vez ha pasado un día completo sin comer? (Si la respuesta es no, pase a la pregunta 7). | .121 |
| 8. ¿Se ve su vida diaria gravemente afectada por su forma de comer? | .679 |
| 9. ¿Cree usted que la comida “domina” su vida? | .648 |
| 10. ¿Alguna vez ha comido tanto que siente molestas físicas que lo (a) obliguen a parar de comer? | .437 |
| 11. ¿Hay momentos en los que solo puede pensar en comida? | .309 |
| 12. ¿Come de forma moderada con las demás personas y en privado come en exceso? | .603 |
| 13. ¿Puede dejar de comer siempre que se lo propone? | .397 |
| 14. ¿Ha experimentado alguna vez deseos excesivos de comer, comer y comer? | .523 |
| 15. ¿Cuándo se siente ansioso (a) tiende a comer demasiado? | .508 |
| 16. ¿Le aterroriza la idea de engordar? | .175 |
| 17. ¿Alguna vez ha comido muchos alimentos rápidamente? | .324 |
| 18. ¿Se siente avergonzado (a) por su forma de comer? | .601 |
| 19. ¿Le preocupa no tener control sobre cuánto come? | .412 |
| 20. ¿Se refugia en la comida para sentirse bien? | .667 |
| 21. ¿Es usted capaz de dejar alimentos en el plato al final de una comida? | .121 |
| 22. ¿Miente a las demás personas sobre la cantidad de alimentos que come? | .595 |

| | |
|--|-------|
| 23. ¿Considera que consume la proporción de alimentos según la sensación de hambre que tenga? | .263 |
| 24. ¿Alguna vez ha comido grandes cantidades de alimentos? | .224 |
| 25. Cuando termina de comer grandes cantidades de alimentos ¿Se siente usted miserable? | .435 |
| 26. ¿Come usted en exceso cuando está solo (a)? | .685 |
| 28. ¿Se desplazaría grandes distancias para satisfacer la necesidad urgente de comer grandes cantidades? | .493 |
| 29. Después de comer mucho ¿Se siente muy culpable? | .418 |
| 30. ¿Come algunas veces en secreto? | .458 |
| 31. ¿Cree que su forma de comer puede considerarse “normal”? | .445 |
| 32. ¿Se considera a sí mismo (a) un (a) comedor (a) impulsivo (a) (no puede dejar de comer)? | .703 |
| 33. ¿Varía su peso (sube o baja) más de dos kilogramos en una semana? | .246 |
| % de varianza explicada | 20.15 |

Fuente: Elaboración propia

A partir de la tabla anterior, el análisis confirmatorio da como resultado que la carga factorial de todos los ítems dicotómicos que componen la escala se agrupan en un único factor o dimensión, que en este caso sería la dimensión de “Síntomatología”. Se puede observar también que hay ítems que presentan cargas factoriales menores a .300, como el ítem 1 (.241), el 2 (.021), el ítem 4 (.116), el 16 (.175), el 21 (.121), el ítem 23 (.263), el 24 (.224) y el ítem 33 (.246). Estos resultados demuestran que los ítems con menor carga factorial están agrupados en otra dimensión en el análisis exploratorio o son los ítems que presentan resultados más bajos en el factor 1.

Discusión

Como se pudo observar en el apartado anterior, los resultados del análisis estadístico indican que la escala presentó altos índices de confiabilidad y validez, lo cual quiere decir que es recomendable para aplicarla en poblaciones con condiciones similares para detectar la presencia y severidad de la bulimia nerviosa.

Se puede observar que en la subescala de gravedad, el Alfa de Cronbach dio como resultado para esta muestra un valor mayor al de todos los

artículos reportados (Meg, et al, 2014; Sánchez, et al 2009), incluido el trabajo original (Báscan, et al, 2002). Sin embargo no se encuentra lo mismo para la subescala de sintomatología ya que el valor se encuentra entre lo esperado, siendo de la misma forma un buen resultado.

En comparación con los datos reportados en otros contextos y señalados en la introducción (Meg, et al., 2014; Sánchez, et al., 2009), se encuentra que la consistencia interna del test es similar a la de otras investigaciones.

Respecto a la validez, se encontró también que los ítems están relacionados entre sí, por lo cual se confirma que la escala está midiendo la presencia de bulimia nerviosa. En relación con los análisis factoriales, los resultados muestran que la mayoría de ítems se agrupan en una sola dimensión, la de sintomatología. Sin embargo, también se muestra una variable latente que se podría denominar “autocontrol” que es una de las características de la bulimia. Estos resultados respaldan la teoría, donde se menciona que la mayoría de ítems se agrupan en uno o dos factores.

El autocontrol es la capacidad para regular y modificar las respuestas conductuales en consonancia con los ideales, expectativas y objetivos

a mediano y largo plazo. Se relaciona con problemas alimenticios pero también con el abuso de alcohol y drogas, criminalidad, despilfarro económico y comportamiento sexuales de riesgo (Baumeister, Vohs, y Tice, 2007).

Obtener una variable latente de autocontrol informa sobre las propiedades psicométricas de la escala. Puede deberse a factores relacionados con el propio instrumento que es importante esclarecer. Sin embargo, también puede deberse a las características de la población en estudio. El autocontrol en la adolescencia como una etapa de exploración en el desarrollo del ciclo vital es de extraordinaria importancia ya que se relaciona con el bienestar físico y mental.

Por otra parte es necesario resaltar que a diferencia de la mayoría de las investigaciones, el presente estudio se realizó en una muestra mixta de mujeres y hombres, lo cual pudo incidir en los resultados. Se considera fundamental incluir a la población masculina en los estudios sobre trastornos alimenticios ya que sus padecimientos en torno a esta temática generalmente son ignorados.

La principal limitación de este estudio es su carácter exploratorio. No se encuentran en Costa Rica antecedentes de esta misma escala que sirvan para comparar los datos obtenidos. Además, existe poca tradición de estudios psicométricos (García-Castro, 2011) y la investigación psicológica en la zona de Occidente empieza a dar sus primeros pasos. Otra limitación es que este instrumento únicamente se probó en una población estudiantil de un colegio específico del cantón de Palmares, y para su uso futuro debe ser adaptado a una muestra más amplia del país, que incluya diferentes contextos. Si quisiera usarse en otra población o localidad es necesario revisar la adaptación.

La realización del presente trabajo genera un instrumento actualizado y válido para próximas investigaciones. Se logra abrir espacios al conocimiento del tema de trastornos alimenticios en adolescentes de la zona de Occidente, lo cual permitirá implementar nuevas investigaciones en

torno a este tema, las cuales faciliten un acercamiento más específico con las necesidades de dicha población, así como crear programas de prevención de los trastornos de la conducta alimentaria.

Se considera fundamental realizar de programas de prevención, debido a que las investigaciones han identificado la insatisfacción con el propio cuerpo como uno de los factores de riesgo más importantes para padecer trastornos de la conducta alimentaria (Grabe, Ward y Hyde, 2008, como se citó en Plaza, 2010). Catalán (2007) señala que la preocupación excesiva por el peso y la figura, en diversas ocasiones, conduce al desarrollo de un trastorno alimenticio.

Además, se genera conocimiento psicométrico del instrumento, aspecto muchas veces ignorado en los artículos de investigación. Se realizan más análisis y con mayor profundidad sobre las características de la escala, lo cual es útil para la investigación en América Latina en general y para la tropicalización de sus instrumentos de medición.

Los aportes que la Psicología brinda a la zona de Occidente de Costa Rica se manifiestan en diferentes ámbitos. Con este trabajo en concreto, se aporta con un instrumento sobre bulimia nerviosa listo para ser utilizado tanto en la investigación como en la práctica clínica y prevención.

Referencias bibliográficas

- Bascán, M.T., Bobes, J., Bousoño, M., G.-Portilla, M.P., y Sáiz, P.A. (2002). *Instrumentos de evaluación para los trastornos neuróticos y secundarios a situaciones estresantes*. En Bascán, M.T., Bobes, J., Bousoño, M., G.-Portilla, M.P., y Sáiz, P.A. (Eds.), Banco de Instrumentos Básicos para la práctica de la psiquiatría clínica (67-80). Barcelona, España: Psiquiatría Editores, S.L.
- Baumeister, R. F., Vohs, K. D., y Tice, D. M. (2007). *The Strength Model of Self-Control*. *Current Directions in Psychological Science*, 16(6), 351-355.

- Brunault, P., Ballon, N., Gaillard, P., Réveillère, C., y Courtosis, R. (2014). *Validation of the French Version of the Yale Food Addiction Scale: An Examination of Its Factor Structure, Reliability, and Construct Validity in a Nonclinical Sample*. Canadian Journal of Psychiatry, 59(5), 276-284.
- Catalán, D. (2007). *Efectividad de una intervención fisioterapéutica en trastornos alimentarios*. (Tesis para optar por el grado de doctor en fisioterapia en salud mental). Universidad de Málaga, España.
- Fonseca-Pedrero, E., Sierra-Baigrie, S., Paino, M., Lemos-Giráldez, S., y Muñiz, J. (2011). *Factorial structure and measurement invariance of the Bulimic Investigatory Test, Edinburgh across gender and age*. International Journal of Clinical and Health Psychology, 11(1), 109-123.
- Franco, K., González, O., Díaz, F., López-Espinosa, A., Martínez, A., y Aguilera, V. (2010). *Reliability and validity of bulimic investigatory test edinburgh in mexican women*. Journal of Behavior, Health & Social Issues, 2(1), 14-24.
- García-Castro, J.D. (2011). *Adaptación del Inventario de Estilos de Identidad Personal en adolescentes escolarizados costarricenses*. Actualidades en Psicología, 25, 75-92.
- Henderson, M., y Freeman, C. (1987). *A self-rating scale for bulimia: The "Bite"*. British Journal of Psychiatry, 150, 18-24.
- Jiménez, B., y Silva, C. (2010). *Riesgo para trastorno alimentario, ansiedad, depresión y otras emociones asociadas a la exposición de imágenes publicitarias*. Anales en Psicología, 26(1), 11-17.
- Miotto, P., Pollini, B., Restaneo, A., Favaretto, G., Sisti, D., Rocchi, M., y Preti, A. (2010). *Symptoms of psychosis in anorexia and bulimia nervosa*. Psychiatry Research, 175, 237-243.
- Monterrosa, A., Boneu, D., Muñoz, J., y Obredor, P. (2012). *Trastornos del comportamiento alimentario: Escalas para valorar síntomas y conductas de riesgo*. Revista de Ciencias Biomédicas, 3(1), 99-111.
- Orlandi, E., Mannucci, E., Cuzzolaro, M., y the SISDCA-Study Group on Psychometrics (2005). *Bulimic Investigatory Test, Edinburgh (BITE). A validation study of the Italian version*. Eating Weight Disorder, 10, 14-20.
- Pichot, P., López-Ibor, J., y Valdés, M. (1995). *Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales*. Barcelona: MASSON.
- Plaza, J. (2010). *Medios de comunicación, anorexia y bulimia. La difusión mediática del "anhelo de delgadez": un análisis con perspectiva de género*. Revista Icono 14, 8, 62-83.
- Prado, J., y Salazar, Z. (2014). *Ponencia: Validez y confiabilidad del Eating Attitudes Test en Costa Rica*. Revista Costarricense de Psicología, 33(1), 1-17.
- Rosabal, A. (2005). *Riesgo de desórdenes alimentarios en adolescentes del Cantón Central de San José en noviembre del 2004 - abril del 2005*. Tesis licenciatura, Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica.
- 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. (2010). *Informes Finales de Investigación. Adolescencia y trastornos alimenticios: Influencia de los modelos televisivos*. San José: Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad de 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(113), 51-71.
- Sánchez, S., Arias, F., Gorgojo, J. y Sánchez, S. (2009). *Evolución de alteraciones psicopatológicas en pacientes con obesidad mórbida tras cirugía bariátrica*. *Medicina clínica*, 133(6), 206-212.
- Shapiro, A. (2006). *Importancia del abordaje diagnóstico en pacientes con trastornos de conducta alimentaria*. *Revista Costarricense de Psicología*, 25(38), 47-54.
- Silva, C. (2007). *Trastornos alimentarios*. México: Paxs México.
- Talwar, P. (2011). *Factorial analysis of the eating attitude test (EAT-40) among a group of malaysian university students*. *Malaysian Journal of Psychiatry Ejournal*, 20(2), 1-10.
- Tseng, M., Fang, D., y Lee, M. (2014). *Comparative Validity of the Chinese Versions of the Bulimic Inventory Test Edinburg and Eating Attitudes Test for DSM-IV Eating Disorders Among High School Dance and NOnDance Students in Taiwan*. *International Journal of Eating Disorders*, 47(1), 105-111.
- Vaz, F., y Penas, E. M. (1999). *Differential study of the complete and subclinical presentations of bulimia nervosa [Estudio diferencial de las formas completas y subclínicas de bulimia nerviosa]*. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 27, 359-365.