

Ponencia: Validez y confiabilidad del *Eating Attitudes Test* en Costa Rica

Paper Presentation: Validity and Reliability of the Eating Attitudes Test in Costa Rica

Jorge Esteban Prado-Calderón y Zaida Salazar-Mora

Universidad de Costa Rica

Resumen

Se exponen evidencias de validez y confiabilidad del Eating Attitudes Test (EAT-40) en Costa Rica. En el Estudio 1 se adaptó el EAT-40 al léxico costarricense y se aplicó a 594 adolescentes. Se obtuvo un alfa de Cronbach de .87. El riesgo de desarrollar trastornos de la conducta alimentaria (TCA) fue mayor en mujeres (18.6%) que en hombres (7.4%) y correlacionó con la identificación con modelos televisivos ($r = .725$) y con la insatisfacción con el aspecto físico ($r = .562$). En el Estudio 2 se compararon las puntuaciones de mujeres con TCA ($n = 19$) y sin él ($n = 533$). Se obtuvieron buenas propiedades de discriminación a partir de los puntajes de corte de 30 (sensibilidad 63.2%, especificidad 85.8%) y de 20 (sensibilidad 73.7%, especificidad 71.8%). En el Estudio 3 se aplicó el EAT-40 a una muestra nacional de adolescentes de ambos sexos ($n = 4,285$). La prevalencia del riesgo fue de 6.2%, siendo mayor en mujeres (9.4%) que en hombres (2.3%) y los mejores predictores del riesgo en mujeres fueron los malestares psicósomáticos ($\beta = .275$) y el nivel de satisfacción con la imagen corporal ($\beta = -.159$).

Palabras clave: Eating Attitudes Test, trastornos de la conducta alimentaria, anorexia, bulimia, epidemiología

Abstract

The paper reports evidence of validity and reliability of the Eating Attitudes Test (EAT-40) in Costa Rica. In Study 1, the EAT-40 was adapted to Costa Rican lexicon and applied to 594 adolescent. A Cronbach's alpha of .87 was obtained, the risk of developing eating disorders (ED) was higher in women (18.6%) than men (7.4%), and this risk correlated with the identification with television models ($r = .725$) and with the dissatisfaction with physical appearance ($r = .562$). In Study 2, scores of women with ED ($n = 19$) and without it ($n = 533$) were compared. Good discrimination properties were obtained from the cut points of 30 (sensitivity 63.2%, specificity 85.8%) and 20 (sensitivity 73.7%, specificity 71.8%). In Study 3 the EAT-40 was applied to a national sample of adolescents of both sexes ($n = 4285$). The prevalence of risk was 6.2%, being higher in women (9.4%) than in men (2.3%) and the best predictors of risk in women were psychosomatic symptoms ($\beta = .275$) and the level of satisfaction with the body image ($\beta = -.159$).

Keywords: Eating Attitudes Test, Eating Disorders, Anorexia, Bulimia, Epidemiology

Jorge Esteban Prado-Calderón y Zaida Salazar-Mora, Escuela de Psicología, Universidad de Costa Rica.
Esta ponencia fue presentada en el V Congreso Latinoamericano de Psicología ULAPSI, 14 al 17 de mayo del 2014 en La Antigua, Guatemala.

La correspondencia en relación con este artículo se dirige a Jorge Esteban Prado-Calderón, dirección electrónica: jorge.prado@ucr.ac.cr y Zaida Salazar-Mora, dirección electrónica: zaidasalazar@hotmail.com



El *Eating Attitudes Test* (EAT-40) fue desarrollado por Garner y Garfinkel (1979) para evaluar las conductas y actitudes sobre la comida, el peso y el ejercicio relacionados con la anorexia nerviosa. Consiste en un cuestionario autoadministrado de 40 ítems que permite evaluar el riesgo de padecer anorexia nerviosa o bulimia nerviosa. Para ello, dentro del rango de posibles puntuaciones (0 a 120) se estableció un puntaje de corte de 30 que indica la presencia del riesgo. Garner, Olmsted, Bohr y Garfinkel (1982) desarrollaron una versión abreviada (EAT-26) con un puntaje de corte alternativo de 20. Asimismo, Castro, Toro, Salamero y Guimerá (1991) adaptaron el EAT-40 a una población española y encontraron una estructura factorial distinta, proponiendo un puntaje de corte de 20.

Desde su creación en 1979, el EAT-40 ha sido utilizado en muchos países, tales como Estados Unidos, España, Turquía, Portugal, México, Italia y Bulgaria. En estos contextos, la consistencia interna de la escala completa ha sido reiteradamente demostrada, alcanzando alfas de Cronbach en un rango de .71 (Prete et al., 2007) a .94 (Garner & Garfinkel, 1979). En el caso de Costa Rica, el EAT-40 fue utilizado por Rosabal (2005), quien observó un 19% de prevalencia de riesgo en una muestra de adolescentes escolarizados del área metropolitana. Posterior a esto, se han llevado a cabo tres estudios de validación del EAT-40 en Costa Rica, los cuales se exponen en las siguientes páginas.

La anorexia nerviosa es un trastorno de la conducta alimentaria (TCA) que se caracteriza por el rechazo a alcanzar y mantener el peso mínimo recomendado, un miedo intenso a ganar peso y una percepción distorsionada de la imagen y el peso corporal (*American Psychiatric Association*, 2000; Guardia et al., 2010). Las personas con este trastorno sufren de niveles de ansiedad patológicos ante temas como la comida, y la forma y el peso del cuerpo (Attia, 2010; Jacobi & Fittig, 2010).

Levine y Smolak (2010) afirman que la incidencia de los TCA ha mostrado una dinámica temporal (aumento constantemente desde 1930) y geográfica, al punto de que existe una clara relación entre la prevalencia de anorexia nerviosa de los países y sus índices de modernización y utilización de medios de comunicación de masas.

La anorexia nerviosa tiene una de las mayores tasas de mortalidad dentro de los trastornos mentales (mayor al 20%; Giordano, 2005). El tener anorexia aumenta significativamente el riesgo de muerte, al punto de que quienes la presentan tienen índices de mortalidad seis veces mayores a la población general en todas las causas de defunción (Meczekalski, Podfigurna-Stopa & Katulski, 2013). Adicionalmente, existe evidencia de que las personas con anorexia presentan niveles de autoestima bajos en todas las esferas del funcionamiento humano (Brytek-Matera & Rybicka-Klimczyk, 2011).

Lo expuesto hasta aquí refleja que la anorexia nerviosa es un importante problema de salud pública, relacionado tanto con la salud física como con la salud mental. Ante ello, es

necesario contar con instrumentos de cribado o diagnóstico de riesgo, tal como el EAT-40, a fin de poder detectar los casos de riesgo en las etapas tempranas de la enfermedad.

En las siguientes páginas se exponen tres estudios realizados en Costa Rica destinados a adaptar EAT-40 y evaluar sus propiedades de validez y confiabilidad en población adolescente: En el Estudio 1, se adaptó el EAT-40 al léxico costarricense y se estimó su consistencia interna. En el Estudio 2, se determinaron los estadísticos de sensibilidad y especificidad para diferenciar entre personas con y sin un TCA. Finalmente, en el Estudio 3 se aplicó el test a una muestra nacional de adolescentes de ambos sexos para determinar la prevalencia del riesgo y explorar la estructura factorial y consistencia interna.

Estudio 1

Este estudio (Salazar, 2008) tuvo como objetivo estimar la relación entre la identificación con los modelos televisivos y el riesgo de desarrollar anorexia nerviosa. Para ello, previamente se adaptó el EAT-40 y otros instrumentos mediante un estudio piloto.

Estudio piloto

Método

Participantes

La muestra fue de tipo intencional y constó de 174 adolescentes (52.3% mujeres) con edades entre 13 y 18 años ($M = 15.15$, $DE = 1.07$), provenientes de un colegio público (45.98%) y otro privado (54.02%) del área metropolitana de Costa Rica. En cada colegio se encuestó a un grupo de octavo, uno de noveno y uno de décimo año.

Instrumentos

Además del cuestionario con preguntas sobre datos sociodemográficos, aspectos de salud general, práctica de deportes y hábitos con respecto a la televisión, se utilizaron los instrumentos descritos a continuación.

Escala de Identificación Parasocial. Para estimar la percepción de involucramiento e interacción con los personajes expuestos en medios de comunicación de masas, se utilizó la versión de 10 ítems de la *Parasocial Interaction Scale* (Rubin & Perse, 1987). En el estudio de construcción de esta versión corta, la escala mostró una estructura unifactorial que explicó el 51% de la varianza, con un alfa de Cronbach de .88.

Escala de Identificación con el Modelo Televisivo. Para estimar el nivel de identificación con los modelos televisivos se construyó un instrumento compuesto por ítems

extraídos de la versión para adolescentes del *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire* (Smolak, Levine & Thompson, 2001), de la *Multidimensional Media Influence Scale* (Cusumano & Thompson, 2000) y de la subescala de medios de la *Tripartite Influence Scale* (Keery, van den Berg & Thompson, 2004).

EAT-40. Para estimar las actitudes alimentarias y el riesgo de TCA, se utilizó la versión española (Castro et al., 1991) del EAT-40 (Garner & Garfinkel, 1979) con un puntaje de corte de 30. En el estudio español, la escala obtuvo un alfa de Cronbach de .92.

Test de Satisfacción con la Imagen Corporal. Para estimar la satisfacción corporal, se utilizó una modificación del test desarrollado por García-Tornel y Gaspar (2001, como se citó en Raich, Torras & Sánchez-Carracedo, 2001). Los ítems fueron tomados de García (2004). Esta versión consiste en un listado de 18 partes del cuerpo, para cada una de las cuales el participante reporta su nivel de satisfacción en una escala entre 0 a 10. Los 18 ítems se pueden promediar para obtener un índice de satisfacción corporal general. Asimismo, para estimar la insatisfacción con la imagen corporal, se consultó mediante preguntas de *sí o no* si cada una de estas partes del cuerpo representaba un problema estético, y si se estaba conforme con su talla y peso. Para estimar la calificación general del aspecto físico se consultó: *En general ¿con qué nota valora su aspecto físico (de 0 a 10)?*.

Índice de Masa Corporal. Se tomaron las medidas de masa y estatura para estimar los índices de masa corporal ($IMC = \text{masa}/\text{estatura}^2$). Estos fueron categorizados como delgado ($IMC < 18.5$), normal ($18.5 < IMC < 25$) y sobrepeso ($IMC > 25$).

Procedimiento

Antes de su aplicación, los instrumentos fueron revisados por un profesional en psicología y un profesional en ciencias de la comunicación colectiva. Seguidamente fueron aplicados a una muestra de 12 adolescentes (de ambos sexos con 14, 15 y 16 años de edad de un colegio público y de un privado) con el fin de revisar la comprensión de instrucciones, reactivos y opciones de respuesta. Finalmente, las versiones resultantes fueron aplicadas a la muestra de 174 jóvenes en sus aulas de clase para estimar los índices de consistencia interna. Fue solicitado el consentimiento de cada participante y de sus responsables legales mediante el formulario establecido por el Comité Ético-Científico de la Universidad de Costa Rica.

Análisis

Las puntuaciones obtenidas en cada instrumento fueron sometidas a un análisis factorial exploratorio con rotación Varimax. Los ítems con cargas menores a .30 fueron

eliminados. La consistencia interna de cada escala resultante fue estimada con el alfa de Cronbach. Los análisis fueron realizados mediante SPSS¹ para *Windows*.

Resultados

El EAT-40 mostró una estructura unifactorial en la cual 24 ítems obtuvieron cargas factoriales mayores a .30, para un alfa de Cronbach de .87. Por su parte, la *Escala de Identificación con el Modelo Televisivo* conservó 17 ítems y obtuvo un alfa de .89. La *Escala de Identificación Parasocial* conservó los 10 ítems originales y obtuvo un alfa de .80.

Estudio principal

Método

Participantes

La muestra fue de tipo intencional y constó de 594 adolescentes (54% mujeres) con edades entre 13 y 19 años ($M = 15.70$, $DE = 1.15$), provenientes de un colegio público (50.17%) y otro privado (49.83%) del área metropolitana de Costa Rica. En cada colegio se encuestó a tres grupos de octavo, tres de noveno y tres de décimo año. Se descartó que las personas encuestadas padecieran de enfermedades que podrían afectar sus respuestas. Nueve por ciento reportó padecer asma, 2% alergias y 1% migrañas.

Instrumentos

Fueron utilizadas las versiones resultantes del estudio piloto.

Procedimiento

Los instrumentos fueron aplicados grupalmente en las aulas de clase. Fue solicitado el consentimiento de cada participante y de sus responsables mediante el formulario establecido por el Comité Ético-Científico de la Universidad de Costa Rica.

Análisis

Se llevaron a cabo comparaciones de frecuencias y de promedios, correlaciones bivariadas y regresiones múltiples, todo a través de SPSS para *Windows*.

¹ SPSS = *Statistical Package for Social Sciences*

Resultados

En primer lugar, se observó que el 20% de participantes presentó riesgo de TCA. Este porcentaje fue mayor en mujeres (28.6%) que en hombres (8.6%), lo cual se evidenció en diferencias significativas ($\chi^2(2, N = 533) = 35.783, p < .01$). En segundo lugar, se encontraron correlaciones significativas ($p < .01$) entre las puntuaciones del EAT-40 y otras escalas. La principal correlación (muy fuerte) se dio con la identificación con el modelo televisivo ($r = .725$), seguida por una correlación fuerte con la insatisfacción con la imagen corporal ($r = .562$). Asimismo, se encontró una correlación fuerte con la satisfacción con la imagen corporal ($r = .470$), una moderada con la calificación general del aspecto físico ($r = -.387$) y una leve con la identificación parasocial ($r = .221$).

Finalmente, mediante el método *enter* se ingresaron todas las escalas, la edad, el sexo, el ingreso, el IMC (delgado-normal-sobrepeso), las horas semanales de televisión y las horas semanales de deporte como predictores del EAT-40 en una ecuación de regresión múltiple. Luego de depurar los predictores, al excluir los no significativos y los que excedían los valores recomendados para el factor de inflación de varianza y para la tolerancia, se obtuvo el modelo presentado en la tabla 1, el cual fue replicado por separado para hombres y para mujeres.

Se observa que para la muestra completa resultaron predictores relevantes ($p < .001$) la identificación con el modelo televisivo, la insatisfacción con la imagen corporal y el IMC, que explicó un 58.1% de la varianza. Al segregar los análisis por sexo, se observa para las mujeres que el IMC deja de ser un predictor eficiente en el modelo, a pesar de lo cual el porcentaje de varianza explicada aumentó a un 63.5%.

Tabla 1
Predictores del EAT-40 en hombres, mujeres y en la muestra total

Predictor	B		
	Hombres	Mujeres	Total
Identificación con el modelo televisivo	0.356	0.587	0.450
Insatisfacción con la imagen corporal	0.262	0.262	0.225
IMC (delgado)	-0.085	--	-7.642
IMC (normal)	-0.092	--	-3.664
Significancia del modelo*	$F_{(4,473)} = 34.678$	$F_{(2,475)} = 189.876$	$F_{(4,473)} = 163.853$
R^2	.368	.635	.581

* $p < .01$

Nota: B = Coeficiente de regresión; IMC = índice de masa corporal

Estudio 2

El segundo estudio (Salazar, 2012) tuvo como objetivo examinar la efectividad del EAT-40 para diferenciar entre personas con o sin un TCA diagnosticado. Adicionalmente, se exploró la estructura factorial y consistencia interna del instrumento.

Método

Participantes

La muestra fue intencional y estuvo conformada por 555 mujeres del área metropolitana de Costa Rica, 94.59% de las cuales se encontraron en el rango de edad de 13 a 23 años. Diecinueve de ellas fueron diagnosticadas con TCA (4 con bulimia y 15 con anorexia), mientras que 533 fueron encuestados como grupo de comparación sano. La edad de las mujeres diagnosticadas ($M = 16.58$, $DE = 2.46$) no difirió significativamente de la edad de las mujeres sin diagnóstico ($M = 17.31$, $DE = 3.18$, $t_{(550)} = .988$, $p = .324$). Las mujeres con diagnóstico de TCA fueron reclutadas en tres hospitales metropolitanos, mientras que las mujeres no diagnosticadas pertenecían a colegios y universidades.

Instrumentos

El cuestionario utilizado contenía los ítems sobre información sociodemográfica y la versión del EAT-40 adaptada en el Estudio 1 (Salazar, 2008).

Procedimiento

Para el caso de la muestra clínica, el cuestionario fue entregado en un sobre sellado y contestado individualmente. Para las mujeres sin diagnóstico de TCA, las aplicaciones fueron grupales en sus aulas de colegio o universidad. Fue solicitado el consentimiento de cada participante y de sus responsables legales mediante el formulario establecido por el Comité Ético-Científico de la Universidad de Costa Rica.

Análisis

Se llevó a cabo un análisis de componentes principales con rotación Varimax. Se compararon estructuras factoriales mediante análisis factorial confirmatorio. Se calcularon los alfas de Cronbach de la escala y sus factores. Con base en los puntajes de corte de 30 (Garner & Garfinkel, 1979) y de 20 (Castro et al., 1991), se calcularon los indicadores de sensibilidad (verdaderos positivos) y especificidad (verdaderos negativos) de la prueba. Fueron utilizados los programas SPSS y SPSS Amos para *Windows*.

Resultados

En primer lugar, el análisis de componentes principales ($KMO^2 = .901$; Barlett $\chi^2_{(780)} = 6182.058$, $p < .001$) reveló una estructura unifactorial cuyo autovalor inicial fue de 9.87 y que explicó un 24.68% de la varianza. Ocho de los ítems cargaron en el componente con saturaciones menores a .30. Los restantes cargaron con saturaciones entre .324 y .733. En segundo lugar, el análisis factorial confirmatorio (tabla 2) reflejó que las soluciones de Garner et al. (1982) y Castro et al. (1991), en ese orden, presentaron un ajuste mayor que la versión de 40 ítems de Garner y Garfinkel (1979).

Tabla 2

Comparación de los índices de ajuste de tres estructuras factoriales del EAT

Índice de ajuste	Garner y Garfinkel (1979)	Garner et al. (1982)	Castro et al. (1991)
χ^2 / gl	3.496	4.889	3.707
TLI	.681	.734	.715
CFI	.712	.776	.748
RMSEA	.066	.083	.069

Nota: CFI = Confirmatory Fit Index; gl = grados de libertad; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; TLI = Tucker Lewis Index; χ^2 = Chi-cuadrado.

En tercer lugar, los índices de confiabilidad de las escalas (tabla 3) reflejaron nuevamente una superioridad de la propuesta de Garner et al. (1982, $\alpha = .902$) y de la de Castro et al. (1991, $\alpha = .897$) sobre la versión clásica de 40 ítems ($\alpha = .888$).

Tabla 3

Alfas de Cronbach de tres versiones del EAT

Versión de la escala	Ítems	Alfa de Cronbach
Garner y Garfinkel (1979, EAT-40)	40	.888
Garner et al. (1982, EAT-26) ¹	26	.902
Castro et al. (1991) ²	35	.897

¹ Factor I: $\alpha = .884$; Factor II: $\alpha = .731$; Factor III: $\alpha = .564$

² Factor I: $\alpha = .888$; Factor II: $\alpha = .633$; Factor III: $\alpha = .517$

Finalmente, al partir de un puntaje corte de 20 (tabla 4), en el presente estudio se obtuvo una sensibilidad (73.7%) menor a la obtenida por Castro et al. (1991, 91%), pero una especificidad mayor (71.8% contra 69.2%, respectivamente). Por otra parte, con el puntaje de corte tradicional (30), se obtuvo una sensibilidad de 63.2%, mayor a la obtenida por De Irala et al. (2008, 52.7%) pero menor a la obtenida por Mintz y O'Halloran (2000, 77%),

² KMO = Kaiser-Meyer-Olkin

mientras que la especificidad fue de 85.8%, menor a la obtenida por De Irala (93.8%) y por Mintz y O'Halloran (95.0%).

Tabla 4
 Valores predictivos del EAT-40 con puntajes de corte de 20 y 30

Puntaje de corte	Con diagnóstico		Sin diagnóstico	
	Verdaderos positivos	Falsos negativos	Verdaderos negativos	Falsos positivos
20	14 (73.7%)	5 (26.3%)	385 (71.8%)	151 (28.2%)
30	12 (63.2%)	7 (36.8%)	460 (85.8%)	76 (14.2%)

Estudio 3

En el tercer estudio, cuyos manuscritos se encuentran en preparación, se tuvo como objetivo estimar la prevalencia del riesgo de desarrollo de TCA (EAT-40 > 30) en una muestra de adolescentes escolarizados representativa a nivel nacional. Asimismo, se obtuvieron nuevos indicadores estadísticos de la validez y confiabilidad de la escala.

Método

Participantes

La muestra fue de tipo probabilística y estuvo conformada por 59 colegios de todo el territorio nacional, seleccionados mediante la técnica de probabilidad proporcional al tamaño, con base en el número de estudiantes matriculados durante el año 2009. Se contó con 4319 estudiantes (55.31% mujeres) de 39 cantones del país, 98.29% con un rango de edad de 14 a 19 años ($M = 16.08$, $DE = 1.30$). La muestra estuvo conformada principalmente por estudiante de noveno (34.5%), décimo (33.2%) y undécimo año (30.6%). Se contó con participantes de zonas urbanas (59.3%) y rurales (40.7%) y de colegios públicos (91.5%), privados (5.3%) y subvencionados (3.2%).

Instrumentos

Además del EAT-40, se utilizaron las siguientes escalas:

Ánimo positivo y ánimo negativo. Se utilizó la versión adaptada por Smith-Castro y Molina (2011) del *Positive and Negative Affect Schedule* (PANAS, Watson, Clark & Tellegen, 1988), quienes obtuvieron alfas de .82 y .85 en universitarios costarricenses.

Autoestima. A partir de los ocho ítems recomendados por Smith (2003), se utilizó la versión adaptada a población costarricense por Marín y Prado-Calderón (2011) de la *Rosenberg Self-Esteem Scale* (Rosenberg, 1965), quienes obtuvieron alfas de .84 y .85.

Deseabilidad Social. Se utilizó la adaptación realizada por Smith-Castro y Molina (2011) de la versión corta (MC-Form C) elaborada por Reynolds (1982) de la *Marlowe-Crowne Social Desirability Scale* (Crowne & Marlowe, 1960). En dicho estudio de adaptación, la escala obtuvo un KR-20 de .76 en una muestra de jóvenes costarricenses.

Satisfacción con la imagen corporal. Se utilizó una adaptación del test de satisfacción con la imagen corporal expuesto en el Estudio 1.

Malestares psicósomáticos. Se utilizó una versión de 30 ítems del *Psychosomatic Symptom Checklist* creado por Cox, Freundlich y Meyer (1975, revisado por Attanasio, Andrasik, Blanchard y Arena, 1984) adaptada de Molina y Salazar (2011), quienes añadieron a los ítems originales malestares comunes reportados en diversas investigaciones.

Locus de control interno y externo. Se utilizó la escala construida por Chavarría (2009) a partir de los aportes de Lluch (2003) y Cardeñoso y Calvete (2004), utilizada anteriormente en el contexto costarricense (Villalobos, 2009).

Procedimiento

Los instrumentos fueron aplicados grupalmente en las aulas de clase. Fue solicitado el consentimiento de cada participante mediante una carta de presentación establecida por el Comité Ético-Científico de la Universidad de Costa Rica.

Análisis

Para explorar la estructura factorial y consistencia de la escala, se aplicó el análisis de componentes principales con rotación Varimax, seguido de análisis factoriales confirmatorios y cálculo de los alfas de Cronbach. Se determinó la prevalencia del riesgo de TCA ($EAT-40 > 30$) y se compararon los puntajes por sexo mediante la U de Mann-Whitney. Se correlacionaron los puntajes del EAT-40 con las demás variables mediante el coeficiente de correlación de Pearson y se llevó a cabo el análisis de regresión múltiple.

Resultados

En primer lugar, el análisis de componente principales ($KMO = .923$; Barlett $\chi^2_{(780)} = 23437.310$, $p < .001$) reveló una estructura unifactorial cuyo autovalor inicial fue de 8.37 y explicó un 20.93% de la varianza. Quince de los ítems cargaron en el componente con saturaciones menores a .30. Los restantes cargaron con saturaciones entre .342 y .689. En la tabla 5 se observan los resultados segregados por sexo. La solución factorial para mujeres fue superior a la de hombres, pero idéntica a la solución general de la muestra total.

Tabla 5

Análisis de componentes principales del EAT-40 en hombres, mujeres y en la muestra total

	Hombres	Mujeres	Total
Autovalor inicial	4.97	8.37	8.37
Varianza explicada	12.73	20.93	20.93
Ítems con cargas < .30	16	15	15
Rango de cargas > .30	.305 a .597	.342 a .689	.342 a .689

En segundo lugar, la interpretación de los análisis factoriales confirmatorios (tabla 6) reflejó varios hechos: (a) Los indicadores de ajuste fueron mayores en mujeres que en hombres; (b) para la muestra femenina, la versión de Castro et al. (1991) tuvo mayor ajuste, seguida por el EAT-26 y de último el EAT-40; (c) para la muestra masculina, tuvo mayor ajuste el EAT-26, seguido de la versión de Castro et al. (1991) y por último el EAT; (d) el mayor ajuste se encontró en la versión de Castro et al. con la muestra femenina, en la cual se obtuvieron los mayores índices de TLI y CFI, junto con un valor RMSEA muy adecuado.

Tabla 6

Comparación del ajuste de tres estructuras del EAT en hombres, mujeres y en la muestra total

Índice de ajuste	Hombres	Mujeres	Total
Garner y Garfinkel (1979, EAT-40)			
χ^2/ gl	6.693	9.975	15.149
TLI	.521	.677	.666
CFI	.569	.708	.698
RMSEA	.054	.061	.057
Garner et al. (1982, EAT-26)			
χ^2/ gl	6.852	14.485	20.699
TLI	.696	.743	.752
CFI	.743	.783	.791
RMSEA	.055	.075	.068
Castro et al. (1991)			
χ^2/ gl	5.768	8.604	13.185
TLI	.643	.775	.763
CFI	.685	.801	.791
RMSEA	.050	.056	.053

Nota: CFI = Confirmatory Fit Index; gl = grados de libertad; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; TLI = Tucker Lewis Index; χ^2 = Chi-cuadrado.

En tercer lugar, los alfas de Cronbach presentados en la tabla 7 reflejaron los siguientes hallazgos: (a) La consistencia interna de las escalas siempre fue mayor para la muestra femenina, (b) la versión de Garner et al. (1982) presentó siempre los mayores alfas de Cronbach; (c) el EAT-40 presentó los menores índices de consistencia, tanto en la muestra

femenina como en la masculina; (d) mientras los alfas para la muestra completa y para la femenina fueron adecuados, no pasó lo mismo para muestra masculina.

Tabla 7

Alfas de Cronbach de tres versiones del EAT en hombres, mujeres y en la muestra total

Versión de la escala	Hombres	Mujeres	Total
Garner y Garfinkel (1979, EAT-40)	.679	.850	.850
Garner et al. (1982, EAT-26)	.751	.880	.858
Factor I (<i>Dieting</i>)	.727	.867	.843
Factor II (<i>Bulimia & food preoccupation</i>)	.397	.618	.550
Factor III (<i>Oral control</i>)	.493	.619	.594
Castro et al. (1991)	.722	.867	.837
Factor I (<i>Dieting & food preoccupation</i>)	.710	.867	.832
Factor II (<i>Perceived social pressure & eating distress</i>)	.521	.649	.624
Factor III (<i>Psychobiological disorders</i>)	.226	.415	.386

En cuarto lugar, respecto a la prevalencia del riesgo de TCA, según el puntaje de corte tradicional (< 30), solamente el 6.2% de los 4,319 participantes presentó riesgo. La prevalencia fue mayor en las mujeres (9.4%) que en los hombres (2.3%). Asimismo, las puntuaciones fueron mayores en las mujeres ($n = 2,386$, $M = 15.16$, $DE = 12.16$) que en los hombres ($n = 1,926$, $M = 11.85$, $DE = 7.27$) y dicha diferencia fue significativa ($U = 2020091$, $Z = -6.837$, $p < .001$), aunque con un tamaño de efecto pequeño ($r = .10$).

En quinto lugar, al interpretar las correlaciones con el EAT-40 en la muestra femenina (tabla 8), se observó una correlación fuerte con los malestares psicossomáticos ($r = .445$) y una correlación negativa moderada con la satisfacción con la imagen corporal ($r = -.310$). Las restantes correlaciones fueron leves aunque acordes a lo esperado, resultando que a mayores puntuaciones en el EAT-40, menor autoestima y mayor ánimo negativo y locus de control externo. Las correlaciones en la muestra masculina fueron leves.

Tabla 8

Correlaciones con el EAT-40 en hombres, mujeres y en la muestra total

Variable	Hombres	Mujeres	Total
Malestares psicossomáticos	.282*	.445*	.430*
Imagen corporal	-.128*	-.310*	-.251*
Autoestima	-.110*	-.260*	-.233*
Ánimo negativo	.147*	.255*	.244*
Locus externo	.054*	.216*	.166*
Deseabilidad social	-.038*	-.154*	-.114*
Locus interno	-.024*	-.094*	-.079*
Ánimo positivo	.118	-.027	-.003

* $p < .001$

Finalmente, para determinar el aporte individual de cada una de estas variables en la predicción de la varianza del EAT-40 con la muestra femenina, se procedió a incluirlas junto con la edad, nivel socioeconómico y zona (urbana/rural) en un análisis de regresión múltiple. Se utilizó el método de pasos sucesivos (*stepwise*) con criterios de entrada de .05 y de salida de .10. Seis de las 11 variables lograron entrar en el modelo de regresión, con lo que se obtuvo una solución capaz de explicar el 17.8% de la varianza (tabla 9). Se observó que las variables que mejor predijeron las puntuaciones en el EAT-40 fueron los malestares psicossomáticos ($\beta = .275$) y la satisfacción con la imagen corporal ($\beta = -.159$), seguidas por el estado ánimo positivo ($\beta = .102$), el nivel de autoestima ($\beta = -.107$), el estado de ánimo negativo ($\beta = .066$) y la deseabilidad social ($\beta = .045$).

Tabla 9
Predictores del EAT-40 en la muestra femenina

Predictor	B	Error típico	β	t	p	IC 95%	
						LI	LS
(Constante)	2.235	.104		21.479	< .001	2.031	2.440
Malestares psicossomáticos	.119	.010	.275	12.291	< .001	.100	.138
Satisfacción imagen corporal	-.058	.008	-.159	-6.893	< .001	-.075	-.042
Ánimo positivo	.008	.002	.102	4.762	< .001	.005	.011
Autoestima	-.015	.004	-.107	-4.208	< .001	-.023	-.008
Ánimo negativo	.005	.002	.066	2.850	.004	.002	.009
Deseabilidad social	.010	.005	.045	2.028	.043	.000	.019

R^2 ajustada = .178, $F_{(6, 2213)} = 81.115$, $p < .001$, Durbin-Watson = 1.989, Tol > .575; B = Coeficiente de regresión; β = Coeficiente de regresión estandarizado; IC = Intervalo de confianza; LI = límite inferior; LS = límite superior.

Conclusiones

1. Correcciones mínimas en el léxico utilizado en las instrucciones, reactivos y opciones de respuesta de la versión española (Castro et al., 1991) del EAT-40 demostraron ser suficientes para obtener buenas cualidades psicométricas en el contexto costarricense.
2. Al aplicar el análisis de componentes principales con rotación Varimax a las puntuaciones obtenidas en el EAT-40 en los tres estudios reseñados, se obtuvieron estructuras unifactoriales que explicaron entre el 20.93% (Estudio 3) y el 24.68% (Estudio 2) de la varianza. Sin embargo, al aplicar el análisis factorial confirmatorio, la estructura unifactorial de 40 ítems presentó índices de ajuste lejanos de lo ideal (Estudio 2: TLI = .681, CFI = .712, RMSEA = .066; Estudio 3: TLI = .677, CFI = .708, RMSEA = .061).
3. Los mayores índices de ajuste fueron obtenidos con la versión de tres factores de Castro et al. (1991) en la muestra de mujeres del Estudio 3 (TLI = .775, CFI = .801, RMSEA =

- .056). Sin embargo, se debe tomar en cuenta que los estudios de Garner et al. (1982) y de Castro et al. (1991) se llevaron a cabo con muestras clínicas, mientras que el Estudio 3 se realizó con una muestra probabilística representativa de adolescentes escolarizadas de Costa Rica.
4. La consistencia interna del EAT-40 en mujeres fue alta en los tres estudios presentados (Estudio 1, $\alpha = .87$; Estudio 2, $\alpha = .888$; Estudio 3, $\alpha = .850$). Sin embargo, fue incluso mejor al considerar solamente los ítems pertenecientes al EAT-26 con las muestras de mujeres del Estudio 2 ($\alpha = .902$) y del Estudio 3 ($\alpha = .880$).
 5. Por medio del Estudio 2 se obtuvieron evidencias adicionales de la validez del EAT-40, al determinar los niveles de sensibilidad y especificidad del test con los puntajes de corte de 20 (73.7% y 71.8%, respectivamente) y de 30 (63.2% y 85.8%, respectivamente).
 6. El Estudio 3 permitió explorar la prevalencia de riesgo de TCA en la población adolescente escolarizada (6.2%), la cual fue mayor en mujeres (9.4%) que en hombres (2.3%).
 7. Asimismo, en el Estudio 3 se obtuvo evidencia de la validez concurrente del EAT-40 en mujeres al encontrar correlaciones entre sus puntuaciones y las obtenidas en las escalas de malestares psicossomáticos ($r = .445$) y satisfacción con la imagen corporal ($r = -.310$).
 8. Finalmente, y acorde a lo anterior, mediante el análisis de regresión múltiple se logró explorar la importante relación que guardan la identificación con los modelos televisivos (Estudio 1), la presencia de malestares psicossomáticos (Estudio 3) y los niveles de satisfacción con la imagen corporal (Estudios 1 y 3) en el surgimiento del riesgo de desarrollar TCA.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4a. ed., texto revisado). Washington, DC: Autor.
- Attanasio, V., Andrasik, F., Blanchard, E. B., & Arena, J. G. (1984). Psychometric properties of the SUNYA revision of the psychosomatic symptom checklist. *Journal of Behavioral Medicine*, 7(2), 247-258.
- Attia, E. (2010). Anorexia nervosa: Current status and future directions. *Annual Review of Medicine*, 61, 425-435.
- Brytek-Matera, A. & Rybicka-Klimczyk, A. (2011). Evaluation of body image among females with anorexia readiness syndrome. *Archives of Psychiatry and Psychotherapy*, 3, 11-19.
- Castro, J., Toro, J., Salamero, M. & Guimerá, E. (1991). The Eating Attitudes Test: Validation of the Spanish versión. *Psychological Assessment*, 7(2), 175-190.
- Chavarría, C. (2009). *Violencia, locus de control y selección temática televisiva en estudiantes de colegios urbanos y rurales* (Tesis de doctorado). Universidad para la Paz, San José, Costa Rica.

-
- Cox, D. J., Freundlich, A., & Meyer, R. G. (1975). Differential effectiveness of electromyograph feedback, verbal relaxation instructions and medication placebo with tension headaches. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 43*(6), 892-898.
- Crowne, D. P. & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology, 24*, 349-354.
- Cusumano, D. & Thompson, K. (2000). *Media influence and body image in 8-11-year-old boys and girls: A preliminary report on the Multidimensional Media Influence Scale. International Journal of Eating Disorders, 29*(1), 37-44.
- Irala de, J., Cano-Prous, A., Lahortiga-Ramos, F., Gual-García, P., Martínez-González, M. A. & 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. *Med Clin (Barc), 130*(13), 487-491.
- García, N. I. (2004). *Trastornos de la conducta alimentaria en adolescentes de ambos sexos con y sin diabetes mellitus tipo 1* (Tesis de doctorado en psicología). Universidad Autónoma de Barcelona, Barcelona, España.
- Garner, D. M. & Garfinkel, P. E. (1979). The Eating Attitudes Test: An index of the symptoms of anorexia nervosa. *Psychological Medicine, 9*(22), 273-279.
- Garner, D. M., Olmsted, M. P., Bohr, Y. & Garfinkel, P. E. (1982). The Eating Attitudes Test: Psychometric features and clinical correlates. *Psychological Medicine, 12*, 871-878.
- Giordano, S. (2005). *Understanding eating disorders: Conceptual and ethical issues in the treatment of anorexia and bulimia nervosa*. Nueva York, Estados Unidos: Oxford.
- Guardia, D., Lafarguea, G., Thomasa, P., Dodinc, V., Cottencina, O. & Luyata, M. (2010). Anticipation of body-scaled action is modified in anorexia nervosa. *Neuropsychologia, 48*, 3961-3966.
- Jacobi, C. & Fittig, E. (2010). Psychosocial risk factors for eating disorders. En W. S. Agras (Ed.), *The Oxford handbook of eating disorders* (pp. 123-136). Nueva York, Estados Unidos: Oxford.
- Keery, H., van den Berg, P. & Thompson, J.K. (2004). An evaluation of the tripartite influence model of body dissatisfaction and eating disturbance with adolescent girls. *Body Image, 1*, 237-251.
- Levine, M. P. & Smolak, L. (2010). Cultural influences on body image and the eating disorders. En W. S. Agras (Ed.), *The Oxford handbook of eating disorders* (pp. 223-246). Nueva York, Estados Unidos: Oxford.
- Lluch, M. (2003). Construcción y análisis psicométrico de un cuestionario para evaluar la salud mental positiva. *Psicología Conductual, 11*(1), 61-78.
- Cardeñoso, O. & Calvete, E. (2004). Desarrollo de un inventario de creencias irracionales para adolescentes. *Psicología Conductual, 12*(2), 289-304.
- Marín, B. & Prado-Calderón, J. E. (2011). *Teoría del manejo del terror y promoción de la salud: Una evaluación experimental de sus hipótesis mediante publicidad contra conducir bajo la influencia del alcohol* (Tesis de licenciatura en psicología). Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica.
- Meczekalski, B., Podfigurna-Stopa, A. & Katulski, K. (2013). Long-term consequences of anorexia nervosa. *Maturitas, 75*, 215-220.
-

- Mintz, L. B. & O'Halloran, M. S. (2000). The Eating Attitudes Test: Validation with DSM-IV eating disorder criteria. *Journal of Personality Assessment*, 74(3), 489-503.
- Molina, A. & Salazar, K. (2011). *Estructuras de covarianza entre estilos parentales de crianza percibidos, malestares psicosomáticos y calidad de vida asociada a la salud reportado por un grupo de niños y niñas entre los 9 y los 16 años de edad* (Tesis de licenciatura en psicología). Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica.
- Preti, A., Pinna, C., Nocco, S., Pilia, S., Mulliri, E., Micheli, V.,... & Carmelo, M. (2007). Rural/urban differences in the distribution of eating disorder symptoms among adolescents from community samples. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 41, 525-535.
- Raich, R. M., Torras, J., & Sánchez-Carracedo, D. (2001, setiembre). *Body image in a sample of adolescent students*. Trabajo presentado en el VII European Council on Eating Disorders, Barcelona, España.
- Reynolds, W. M. (1982). Development of reliable and valid short forms of the Marlowe-Crowne social desirability scale. *Journal of Clinical Psychology*, 38(1), 119-125.
- Rosabal, A. (2005). Riesgo de desórdenes alimentarios en adolescentes del cantón central de San José en noviembre del 2004 - abril del 2005 (Tesis de licenciatura en nutrición). Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. New Jersey, Estados Unidos: Princeton University Press.
- Rubin, A. & Perse, E. (1987). Audience activity and soap opera involvement: A uses and effects investigation. *Human Communication Research*, 14, 246-268.
- 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.
- Smith, V. (2003) *Acculturation and psychological adaptation*. Westport, Estados Unidos: Greenwood Press.
- Smith-Castro, V. & Molina, M. (2011). *La entrevista cognitiva: Guía para su aplicación en la evaluación y mejoramiento de instrumentos de papel y lápiz*. San José, Costa Rica: Instituto de Investigaciones Psicológicas.
- Smolak, L., Levine, M. & Thompson, K. (2001). *The use of the sociocultural attitudes towards appearance questionnaire with middle school boys and girls*. *International Journal of Eating Disorders*, 29(2), 216-223.
- Villalobos, A. (2009). *Desarrollo de una medida de resiliencia para establecer el perfil psicosocial de los adolescentes resilientes que permita poner a prueba el modelo explicativo de resiliencia basado en variables psicosociales* (Tesis de especialidad). Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegan, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.

 Disponible en línea: 01 de agosto de 2014

La publicación (únicamente digital) de las ponencias del Congreso ULAPSI, 2014, es cortesía de la *Revista Costarricense de Psicología* a solicitud de los expositores. Los trabajos no pasaron por la revisión de pares externos, por lo que se publican en forma de “suplemento”.

¿Cómo citar este documento?

Prado-Calderón, J. E. y Salazar-Mora, Z. (2014). Validez y confiabilidad del Eating Attitudes Test en Costa Rica [Ponencia]. *Revista Costarricense de Psicología*, 33(Supl 1), 1-17. Ponencia presentada en el V Congreso Latinoamericano de Psicología ULAPSI, 14 al 17 de mayo del 2014 en La Antigua, Guatemala. Recuperado de <http://www.rcps-cr.org/ediciones/edicion.php?n=33>

How to cite this document?

Prado-Calderón, J. E. y Salazar-Mora, Z. (2014). Validez y confiabilidad del Eating Attitudes Test en Costa Rica [Paper presentation, Spanish]. *Revista Costarricense de Psicología*, 33(Supl 1), 1-17. Paper presented at the V Congreso Latinoamericano de Psicología ULAPSI, 14th – 17th of May, 2014 in La Antigua, Guatemala. Retrieved at <http://www.rcps-cr.org/ediciones/edicion.php?n=33>