



## DE TRASTORNOS ALIMENTARIOS MEXICAN JOURNAL OF EATING DISORDERS

<http://journals.iztacala.unam.mx/index.php/amta/>



### ARTÍCULO

## Adaptation and psychometric properties of Body Esteem Scale in Mexican women and men



María del Consuelo Escoto Ponce de León<sup>a,\*</sup>, Lilian Elizabeth Bosques-Brugada<sup>a</sup>, Brenda Sarahi Cervantes-Luna<sup>a</sup>, Esteban Jaime Camacho Ruiz<sup>b</sup>, Ismael Díaz Rangel<sup>a</sup> y Gabriela Rodríguez Hernández<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Centro Universitario UAEM Ecatepec, Universidad Autónoma del Estado de México, Ecatepec, México

<sup>b</sup> Unidad Académica Profesional Nezahualcóyotl, Universidad Autónoma del Estado de México, Nezahualcóyotl, México

Recibido el 19 de marzo de 2016; aceptado el 5 de agosto de 2016

Disponible en Internet el 6 de septiembre de 2016

#### KEYWORDS

Body esteem;  
Body image;  
Exploratory factor analysis;  
Validity;  
Reliability

**Abstract** To explore the relationship between body esteem and psychological adjustment it is important to have valid and reliable measures. However, in Mexico we do not have tools to assess body esteem. The purpose of this study was to analyze the psychometric properties of Body Esteem Scale in females ( $n=304$ ) and males ( $n=250$ ), the age of participants ranged from 11 to 33 years. The principal axis analysis with oblique rotation derived two factors with adequate internal consistency for women and men ( $\alpha=0.86$  to  $0.91$ ). The temporal stability of the scale and their factors was acceptable for women ( $\alpha=0.66$  a  $0.75$ ); however, for men, Physical and Sexual Attractiveness factor obtained a lower index than acceptable ( $\alpha=0.55$ ). Finally, for women, body esteem correlated with self-esteem, body mass index and fat mass. Body Esteem Scale is a promising measure to assess body esteem in Mexican women; however, construct validity were not entirely confirmed for males. Methodological strengths and limitations of this study, as well as the direction of future research are discussed.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Estudios Superiores Iztacala. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

#### PALABRAS CLAVE

Estima corporal;  
Imagen corporal;  
Análisis factorial exploratorio;  
Validez;  
Confiabilidad

#### Adaptación y propiedades psicométricas de la Escala de Estima Corporal en mujeres y varones mexicanos

**Resumen** Con la finalidad de explorar la relación entre estima corporal y ajuste psicológico, es importante contar con medidas válidas y confiables. En México no se cuenta con herramientas para evaluar la estima corporal, por lo que el propósito de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Estima Corporal en mujeres ( $n=304$ ) y varones ( $n=250$ ) de

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [consuelo\\_escoto@hotmail.com](mailto:consuelo_escoto@hotmail.com) (M.d.C. Escoto Ponce de León).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.rmta.2016.08.001>

2007-1523/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Estudios Superiores Iztacala. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

11 a 33 años. El análisis factorial exploratorio (ejes principales con rotación oblicua) derivó dos factores con consistencia interna adecuada para mujeres y hombres ( $\alpha=0.86$  a  $0.91$ ). La estabilidad temporal de la escala y sus factores fue aceptable para las mujeres ( $\alpha=0.66$  a  $0.75$ ); en cambio, para los hombres, el factor Atractivo Físico y Sexual obtuvo un índice por debajo de lo aceptable ( $\alpha=0.55$ ). Solo en las mujeres, la estima corporal correlacionó con la autoestima, el índice de masa corporal y la masa grasa. La Escala de Estima Corporal es una medida prometedora para evaluar la estima corporal en mujeres mexicanas; sin embargo, la validez de constructo no fue del todo confirmada para varones. Se discuten las fortalezas y limitaciones metodológicas de este estudio, y la dirección de futuras investigaciones.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Estudios Superiores Iztacala. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

## Introducción

Actualmente, la preocupación por el peso y la apariencia física, así como la práctica de dietas restrictivas se han generalizado en la sociedad contemporánea (Gitau, Micklesfield, Pettifor y Norris, 2014). Tales preocupaciones han aumentado por la influencia de la publicidad, que pondera las virtudes de la delgadez y la «buena forma física» (Mak et al., 2016; Vinkers, Evers, Adriaanse y de Ridder, 2012). La retroalimentación que se recibe por parte de otros, la presión social percibida para ser delgada(o) y la interiorización del ideal de delgadez influyen en la estima corporal (Stice y Shaw, 2002). La estima corporal se refiere a la imagen o representación mental que las personas tienen sobre sus cuerpos, y a la observación de su atractivo estético y sexual (Franzoi y Herzog, 1986). La evaluación desfavorable del cuerpo y el autoconcepto negativo pueden llevar a las personas a realizar esfuerzos para alcanzar lo que se considera el «cuerpo ideal»; por ejemplo, realizar dietas restrictivas, ejercicio excesivo, e incluso recurrir a cirugías invasivas y/o al abuso en el consumo de sustancias para adelgazar o ganar masa muscular (Gitau et al., 2014). Más aún, hay evidencia de que la estima corporal negativa es un factor de riesgo para la patología alimentaria (Stice y Shaw, 2002; Vinkers et al., 2012).

Con la finalidad de explorar la relación entre estima corporal y ajuste psicológico es importante contar con medidas válidas y confiables. Entre los instrumentos más utilizados para evaluar la apreciación del propio cuerpo se encuentra la Body Esteem Scale (BES, «Escala de Estima Corporal»; Franzoi y Shields, 1984). La BES evalúa la apreciación por las partes y funciones del cuerpo. Es una medida libre del sesgo atribuible a la deseabilidad social (Franzoi, 1994), que comprende 35 ítems tipo Likert con cinco opciones de respuesta (desde 1 = *tengo sentimientos fuertemente negativos*, hasta 5 = *tengo sentimientos fuertemente positivos*), en donde mayores puntuaciones indican mayor aprecio por el propio cuerpo. El estudio de Franzoi y Shields, realizado con estudiantes universitarios, identificó tres factores para hombres: Condición Física (e. g., energía, agilidad, salud), Fortaleza en la Parte Superior del Cuerpo (e. g., fuerza muscular, bíceps, anchura de los hombros) y Atractivo Físico (e. g., cara, labios, nalgas), con coeficientes *alfa* de Cronbach entre 0.78 y 0.87; y tres factores para mujeres:

Preocupación por el Peso (e. g., figura/apariencia, estómago, peso), Condición Física (e. g., reflejos, resistencia, coordinación) y Atractivo Sexual (e. g., deseo sexual, olor corporal, labios), con coeficientes *alfa* entre 0.81 y 0.86. Cabe destacar que la estructura factorial difiere ampliamente por sexo, ya que aunque coinciden en el número de factores, solo el de Condición Física evalúa el mismo constructo (tabla 1). Se han realizado otros estudios sobre las propiedades psicométricas de la BES en distintos países: Canadá (Thomas y Freeman, 1990), España (Jorquera, Baños, Perpiñá y Botella, 2005), Estados Unidos (Cecil y Stanley, 1997; Franzoi, 1994; Franzoi y Herzog, 1986), Japón (Kowner, 2002) y Polonia (Lipowska y Lipowski, 2013). De estos estudios, solo cuatro examinaron la estructura factorial de la BES (Cecil y Stanley, 1997; Jorquera et al., 2005; Kowner, 2002; Lipowska y Lipowski, 2013), todos con base en la aplicación de ACP como método de extracción, y los dos más recientes utilizando métodos de rotación ortogonal (tabla 1). En cuanto al número de factores extraídos, en general se han identificado tres (Jorquera et al., 2005; Kowner, 2002; Lipowska y Lipowski, 2013), tanto para hombres como para mujeres, aunque Cecil y Stanley (1997) identificaron para estas últimas un cuarto factor.

Así, según nuestro conocimiento, solo Jorquera et al. (2005) han evaluado las propiedades psicométricas de la BES en población de habla hispana, aportando evidencia sobre su validez, específicamente en cuanto a su contenido, su estructura factorial y la relación de esta con otras variables. El ACP con rotación varimax identificó tres factores para mujeres: Preocupación por el Peso, Condición Física y Atractivo Sexual, con coeficientes *alfa* entre 0.76 y 0.90; y tres factores para hombres: Apariencia Física, Atractivo Sexual y Fuerza Muscular, con coeficientes *alfa* entre 0.81 y 0.89. Con relación a la estabilidad temporal (con un intervalo de cuatro semanas), Jorquera et al. obtuvieron coeficientes *r* de Pearson de 0.82 para hombres y 0.91 para mujeres, para el total de la escala, y de 0.46 a 0.77 y de 0.59 a 0.74 en las subescalas, respectivamente. Sin embargo, dicho estudio de Jorquera et al. presenta algunas elecciones estadísticas problemáticas: 1) uso del ACP como método de extracción, ya que este no discrimina entre la varianza única y la compartida, por lo que tiende a sobrestimar el número de factores a retener (Worthington y Whittaker, 2006); 2) el número reducido de participantes, considerando que se realizó un

**Tabla 1** Estudios previos que han examinado la estructura factorial de la Escala de Estima Corporal

Estudio	<i>n</i>	Edad	MR	Ho	$\alpha$	MJ	$\alpha$
Franzoi y Shields (1984) Estados Unidos	331 H	Universitarios	OB	AF	0.81	AS	0.78
	633 MJ			FSC	0.85	PP	0.87
				CF	0.86	CF	0.82
Cecil y Stanley (1997) Estados Unidos	436 H	<i>R</i> = 11-18	Escala OB	CF	0.90	AS	0.82
	225 MJ			AF	0.88	PP	0.94
				FSC	0.89	CF	0.90
						S	-
Kowner (2002) Japón	237 H	<i>M</i> = 20.0 ( <i>DE</i> = 1.5)	Escala OB	FSC		PP	
	332 MJ			AF		CF	
				CF		AS	
Jorquera et al. (2005) España	72 H	<i>R</i> = 14-29 <i>M<sub>H</sub></i> = 18.14 ( <i>DE</i> = 3.01) <i>M<sub>M</sub></i> = 17.9 ( <i>DE</i> = 3.7)	Escala OR	ApF	0.89	AS	0.76
	212 MJ			AS	0.83	CF	0.85
				FM	0.81	PP	0.90
					0.90		0.91
Lipowska y Lipowski (2013) Polonia	2,433 H	<i>R</i> = 16-80 <i>M<sub>H</sub></i> = 28.74 ( <i>DE</i> = 11.50) <i>M<sub>M</sub></i> = 29.92 ( <i>DE</i> = 12.85)	Escala OR	AF	0.85	AS	0.80
	1,865 MJ			FSC	0.85	PP	0.89
				CF	0.88	CF	0.82
					0.93		0.92

AF: Atractivo Físico; AS: Atractivo Sexual; ApF: Apariencia Física;  $\alpha$ : *alpha* de Cronbach; CF: Condición Física; DE: desviación estándar; FM: Fuerza Muscular; FSC: Fortaleza en la Parte Superior del Cuerpo; Ho: hombres; M: media; MJ: mujeres; *M<sub>H</sub>*: media de hombres; *M<sub>M</sub>*: media de mujeres; MR: método de rotación; OB: oblicua; OR: ortogonal; PP: Preocupación por el Peso; R: rango; S: Sexualidad; -: no específica.

ACP para hombres y otro para mujeres; 3) uso de rotación ortogonal, lo cual es inapropiado cuando los factores están correlacionados entre sí (Costello y Osborne, 2005; Fabrigar, Wegener, MacCallum y Strahan, 1999; Tabachnick y Fidell, 2001; Worthington y Whittaker, 2006); 4) no indicar el criterio empleado para la retención de factores (e. g., valores propios mayores a uno, gráfico de sedimentación, análisis paralelo de Horn); y 5) no aplicar un criterio de eliminación de ítems con base en las cargas cruzadas en más de un factor. En atención a dichas condiciones, el propósito de este estudio fue analizar la estructura factorial, la consistencia interna, la estabilidad temporal y la validez convergente de la BES en mujeres y varones mexicanos.

## Método

### Muestra

La muestra fue no probabilística, e incluyó a 554 estudiantes de secundaria (*n* = 99), preparatoria (*n* = 137) y universidad (*n* = 318) del Estado de México (250 hombres y 304 mujeres), con un rango de edad de 11 a 33 años, todos procedentes de escuelas públicas. Para los hombres, la edad promedio fue 18.99 (*DE* = 5.07), y 19.16 (*DE* = 4.21) para las mujeres; no se registró diferencia por sexo (*t* = 0.42, *gl* 483.50, *p* = 0.67). En cambio, en el IMC (*t* = 2.42, *gl* 301; *M<sub>mujeres</sub>* = 24.64, *DE* = 12.23; *M<sub>hombres</sub>* = 21.84, *DE* = 4.54) y en la masa grasa (*t* = 8.08, *gl* 300; *M<sub>mujeres</sub>* = 20.70, *DE* = 9.02; *M<sub>hombres</sub>* = 12.27,

*DE* = 8.64) se observaron diferencias por género (*p* = 0.02 y 0.0001, respectivamente).

## Instrumentos y medidas

Escala de estima corporal (Franzoi y Shields, 1984), la cual fue descrita previamente. En el presente estudio se utilizó la versión traducida y adaptada por Jorquera et al. (2005).

*Rosenberg's Self-Esteem Scale* (RSES, «Escala de Autoestima de Rosenberg»; Rosenberg, 1965), que evalúa los sentimientos que una persona tiene hacia sí misma. Consta de 10 ítems tipo Likert, con cuatro opciones de respuesta (desde *totalmente en desacuerdo* = 1, hasta *totalmente de acuerdo* = 4), en donde puntuaciones más altas indican mayor autoestima. La RSES es un sistema de medición unidimensional, con consistencia interna aceptable ( $\alpha$  = 0.73-0.92; Rosenberg, 1965; Schmitt y Allik, 2005), y estabilidad temporal (en un lapso de 2 semanas) que va de *r* = 0.85 a 0.88 (Rosenberg, 1965). Finalmente, la RSES posee validez convergente y discriminante con escalas de satisfacción con la vida y de depresión (Schmitt y Allik, 2005). En México, con una muestra de 479 mujeres y hombres estudiantes universitarios, de 17 a 34 años de edad, Bosques (2015) confirmó la unidimensionalidad de la RSES, la cual quedó conformada por ocho ítems, y con una consistencia interna aceptable ( $\alpha$  = 0.79), versión que fue utilizada en el presente estudio.

**Medidas antropométricas.** Tanto el IMC como la masa grasa fueron obtenidos por medio de un analizador de composición corporal por bioimpedancia eléctrica, marca *InBody*, modelo 230. La talla se obtuvo con un tallímetro de pared, marca *Seca*, con precisión de 1 mm. Para ajustar el peso de la ropa, se sustrajo un kilogramo al peso obtenido por cada participante.

## Procedimiento

El estudio fue aprobado por el comité de ética de la universidad de procedencia de los autores. Inicialmente se acudió a las instituciones educativas a gestionar la autorización por parte de las autoridades escolares para realizar la aplicación de las pruebas y la medición antropométrica. Además, en el caso de los estudiantes menores de edad, los padres de familia firmaron un formato de consentimiento informado, y los participantes otorgaron su asentimiento. En el caso de los participantes mayores de edad, estos dieron su consentimiento informado. Los cuestionarios fueron aplicados por el tercer autor y al menos tres asistentes de investigación, en grupos de 20 a 30 participantes. Por otro lado, las medidas antropométricas fueron registradas de manera individual con cada participante, en un espacio cerrado y aislado, y en presencia de alguna autoridad escolar. Para ello, a los participantes se les solicitó despojarse de los zapatos y de cualquier objeto o ropa pesada que portaran (e. g., chamarras, suéteres, llaves). Finalmente, cabe señalar que en el proceso de recolección de los datos se obtuvo un 100% de la tasa de respuesta.

## Adaptación del instrumento

Treinta participantes (10 de secundaria, 10 de preparatoria y 10 de universidad) completaron la BES. No se reportaron inconsistencias en las instrucciones ni en las opciones de respuesta. Sin embargo, con base en los comentarios de los participantes, se hicieron adecuaciones lingüísticas a los ítems siguientes: 14 (*constitución corporal por estructura corporal*), 16 (*culo/nalgas por nalgas*), 18 (*anchura de espaldas por anchura de los hombros*), 25 (*silueta por figura o apariencia*), 26 (*impulso sexual por deseo sexual*) y 29 (*aspecto del estómago por aspecto del abdomen*).

## Análisis estadísticos

El análisis de los datos se llevó a cabo con el Paquete Estadístico para las Ciencias Sociales (SPSS versión 24 en castellano). Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con base en el método de extracción de ejes principales y rotación oblicua (oblimin), considerando las guías y criterios recomendados en la literatura: 1) el número de factores se determinó con el análisis paralelo de Horn; 2) los ítems con carga factorial mayor o igual a 0.32 fueron retenidos; 3) los ítems con cargas cruzadas, cuya diferencia fue menor de 0.15, fueron eliminados; y 4) los ítems con cargas cruzadas, cuya diferencia era mayor o igual a 0.15, fueron retenidos en el factor con mayor carga (Costello y Osborne, 2005; Fabrigar et al., 1999; Tabachnick y Fidell,

2001; Visauta y Martori, 2003; Worthington y Whittaker, 2006). La imputación de los valores perdidos identificados se realizó con la técnica de máxima verosimilitud. La consistencia interna se calculó con el coeficiente *alpha* de Cronbach. Con la correlación *r* de Pearson se estimó tanto la estabilidad temporal (con un intervalo de tres semanas), como la validez convergente de la BES con la RSES, la masa grasa y el IMC.

## Resultados

De manera descriptiva (tabla 2), se observó que en 18 de los 35 ítems de la BES los varones registraron puntuaciones promedio significativamente mayores que las mujeres ( $p < 0.05$ ); por el contrario, en las mujeres solo fueron mayores las puntuaciones de seis ítems: 6 (labios), 11 (orejas), 16 (nalgas), 21 (aspecto de los ojos), 22 (mejillas) y 23 (cadera). Por otro lado, en los 11 ítems restantes no se reportaron diferencias significativas en función del sexo de los participantes, siendo los siguientes: 1 (olor corporal), 3 (nariz), 5 (reflejos), 13 (barbilla), 15 (coordinación física), 20 (pecho/pectorales), 24 (piernas), 25 (figura o apariencia), 27 (pies), 31 (actividades sexuales) y 34 (cara). En cuanto a la puntuación total en la BES, los hombres ( $M = 126.84$ ,  $DE = 21.28$ ) mostraron tener mayor estima corporal ( $t = 2.79$ ,  $gl = 552$ ,  $p = 0.01$ ) que las mujeres ( $M = 122.10$ ,  $DE = 18.81$ ).

El índice KMO fue aceptable tanto en mujeres como en varones (0.89 y 0.92, respectivamente). La prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ( $p = 0.0001$ ). El análisis paralelo de Horn (1965) planteó dos factores (con base en la matriz de configuración), tanto para mujeres como para hombres (tabla 2). En las mujeres, el factor Condición Física y Preocupación por el Peso agrupó 14 ítems y explicó 25.08% de la varianza, mientras que el factor Atractivo Físico y Sexual agrupó 19 ítems y explicó 5.79% de la varianza. Los ítems 2 (apetito) y 32 (vello corporal) quedaron fuera de la estructura factorial, por no alcanzar una carga mayor o igual a 0.32. Por otro lado, la correlación entre los factores fue significativa y de magnitud moderada ( $r = 0.60$ ,  $p = 0.0001$ ). Para los hombres, el factor Condición Física y Preocupación por el Peso agrupó 17 ítems y explicó 33.11% de la varianza, en tanto que el factor Atractivo Físico y Sexual agrupó 14 ítems y explicó 4.48% de la varianza. Cuatro ítems quedaron fuera de la estructura factorial, dos por obtener una carga menor a 0.32, siendo 1 (olor corporal) y 2 (apetito); y dos ítems por registrar carga cruzada en los dos factores, siendo 19 (brazos) y 20 (pecho). La correlación entre factores fue significativa y con magnitud de moderada a fuerte ( $r = 0.73$ ,  $p = 0.0001$ ).

Básicamente, con respecto a las similitudes y diferencias observadas en el interior de las estructuras por sexo, en el factor Condición Física y Preocupación por el Peso, mujeres y hombres coincidieron en el agrupamiento de 12 ítems; aunque, destaca el hecho de que la carga factorial del ítem 35 (peso) fue sustancialmente mayor en las mujeres (0.73) que en los varones (0.34) y, por el contrario, fueron mayores las cargas factoriales obtenidas por ellos en los ítems 4 (resistencia física = 0.90), 5 (reflejos = 0.71), 7 (fuerza muscular = 0.58) y 9 (nivel de energía = 0.75), en los que las mujeres apenas registraron cargas factoriales

Tabla 2 Medias, desviaciones estándar y análisis factoriales exploratorios de la Escala de Estima Corporal

Ítem	M (DE)	M (DE)	t	Factores			
				Mujeres		Hombres	
				Mujeres (n=198)	Hombres (n=129)	CFyPP	AFyS
35. Peso	3.18 (1.24)	3.56 (1.12)	3.81****	0.73	0.17	0.34	0.23
33. Condición física	3.35 (1.00)	3.68 (1.17)	3.52****	0.72	0.08	0.72	0.06
29. Aspecto del abdomen	2.90 (1.16)	3.52 (1.08)	6.38****	0.69	0.12	0.57	0.09
8. Cintura	3.21 (1.13)	3.43 (1.00)	2.41*	0.64	0.06	0.51	0.03
4. Resistencia física	3.48 (1.08)	3.80 (1.16)	3.41***	0.61	0.21	0.90	0.37
17. Agilidad	3.62 (0.96)	3.97 (1.02)	4.17****	0.57	0.01	0.78	0.18
9. Nivel de energía	3.57 (0.99)	3.90 (1.09)	3.71****	0.53	0.14	0.75	0.12
14. Estructura corporal	3.51 (1.05)	3.73 (0.98)	2.47**	0.52	0.19	0.52	0.17
19. Brazos	3.33 (0.95)	3.66 (1.03)	3.84****	0.51	0.17	0.32	0.42
18. Anchura de los hombros	3.19 (1.07)	3.61 (0.96)	4.78****	0.47	0.09	0.25	0.38
25. Figura o apariencia	3.59 (1.11)	3.76 (1.07)	1.92	0.47	0.27	0.50	0.26
30. Salud	3.70 (1.05)	4.10 (0.95)	4.61****	0.39	0.19	0.41	0.24
7. Fuerza muscular	3.42 (0.98)	3.67 (1.06)	2.82**	0.37	0.07	0.58	0.05
5. Reflejos	3.74 (0.99)	3.89 (0.99)	1.84	0.33	0.12	0.71	0.15
2. Apetito	3.52 (1.08)	3.86 (1.04)	3.79****	0.29	0.21	0.28	0.25
31. Actividades sexuales	3.18 (1.22)	3.30 (1.21)	1.09	0.38	0.77	0.33	0.76
26. Deseo sexual	3.34 (1.09)	3.57 (1.13)	2.41*	0.30	0.68	0.23	0.68
21. Aspecto de los ojos	4.10 (1.13)	3.73 (1.14)	3.79****	0.20	0.66	0.05	0.59
22. Mejillas	3.76 (1.07)	3.47 (0.95)	3.36***	0.05	0.61	0.07	0.73
24. Piernas	3.69 (1.07)	3.67 (1.00)	0.16	0.12	0.56	0.51	0.22
6. Labios	4.10 (0.90)	3.77 (1.02)	4.04****	0.05	0.54	0.20	0.37
28. Genitales	3.42 (0.98)	3.78 (1.00)	4.28****	0.08	0.54	0.01	0.57
11. Orejas	3.65 (1.04)	3.44 (1.03)	2.34*	0.06	0.51	0.22	0.33
20. Pecho/pectorales	3.42 (1.06)	3.49 (1.06)	0.75	0.12	0.47	0.32	0.44
1. Olor corporal	3.79 (1.09)	3.61 (1.10)	1.86	0.10	0.45	0.24	0.24
16. Nalgas	3.59 (1.02)	3.35 (1.10)	2.70**	0.13	0.43	0.20	0.32
13. Barbilla	3.39 (0.96)	3.40 (0.97)	0.16	0.26	0.41	0.31	0.40
23. Cadera	3.58 (1.06)	3.36 (0.88)	2.59**	0.26	0.37	0.19	0.53
10. Muslos	3.32 (1.04)	3.58 (1.07)	2.89**	0.20	0.37	0.42	0.21
3. Nariz	3.46 (1.10)	3.48 (1.03)	0.14	0.13	0.36	0.37	0.15
27. Pies	3.43 (1.05)	3.49 (1.01)	0.70	0.24	0.35	0.29	0.37
12. Bíceps	3.16 (0.94)	3.47 (0.98)	3.73****	0.29	0.34	0.46	0.27
34. Cara	3.86 (1.04)	3.72 (1.03)	1.58	0.28	0.33	0.26	0.47
15. Coordinación física	3.73 (0.99)	3.80 (1.08)	0.88	0.29	0.33	0.62	0.08
32. Vello corporal	2.82 (1.01)	3.22 (1.02)	4.64****	0.14	0.31	0.13	0.69
Alpha de Cronbach				0.86	0.88	0.91	0.88
Escala					0.91		0.94
Test-retest				0.75****	0.66****	0.64****	0.55****
Escala					0.68****		0.62****

AFyS: Atractivo Físico y Sexual; CFyPP: Condición Física y Preocupación por el Peso; DE: desviación estándar; M: media.

Los valores resaltados en cursiva corresponden al ítem retenido en el factor.

\*  $p < 0.05$ .

\*\*  $p < 0.01$ .

\*\*\*  $p < 0.001$ .

\*\*\*\*  $p < 0.0001$ .

de 0.33 a 0.61. Por otro lado, en cuanto a las no coincidencias entre mujeres y hombres respecto a los ítems agrupados en este factor, se observa que mientras para ellas fueron retenidos los ítems 18 (anchura de los hombros) y 19 (brazos), en los hombres se agruparon cinco ítems que no figuraron en el factor para mujeres, siendo los siguientes: 3 (nariz), 10 (muslos), 12 (bíceps), 15 (coordinación física) y 24 (piernas).

Con lo que respecta al factor Atractivo Físico y Sexual, mujeres y hombres también coincidieron en 12 ítems, pero aquí no se identificaron diferencias sustanciales en las cargas factoriales registradas por ambos. En cuanto a las no coincidencias por género respecto a los ítems agrupados en este factor, se observa que mientras en los hombres fueron retenidos los ítems 18 (anchura de los hombros) y 32 (vello corporal), en las mujeres se agruparon en el factor siete



**Tabla 3** Correlación de la Escala de Estima Corporal con la autoestima y los indicadores de la composición corporal

	BES		CFyPP		AFyS	
	M	H	M	H	M	H
RSES	0.19**	0.14	0.16*	0.12	0.16*	0.11
IMC	-0.20**	-0.01	-0.17*	-0.16	-0.14	0.15
MG	-0.29***	-0.06	-0.40***	-0.21*	-0.09	0.10

AFyS: Atractivo Físico y Sexual; BES: puntuación total en la Escala de Estima Corporal; CFyPP: Condición Física y Preocupación por el Peso; H: hombres; IMC: índice de masa corporal; M: mujeres; MG: masa grasa; RSES: puntuación total en la Escala de Autoestima de Rosenberg.

La muestra está compuesta por 182 mujeres y 121 hombres.

\*  $p < 0.05$ .

\*\*  $p < 0.001$ .

\*\*\*  $p < 0.0001$ .

ítems que no figuraron en el de hombres, siendo los siguientes: 1 (olor corporal), 3 (nariz), 10 (muslos), 12 (bíceps), 15 (coordinación física), 20 (pecho/pectorales) y 24 (piernas).

Para las mujeres, la consistencia interna de la BES y sus factores oscilaron entre 0.86 y 0.91; y para los hombres fluctuaron entre 0.88 y 0.94 (tabla 2). Asimismo, aunque en general la estabilidad temporal fue aceptable para ambos sexos, fue mayor para las mujeres ( $r = 0.64-0.75$ ) que para los hombres ( $r = 0.55-0.66$ ).

En apoyo a la validez, en el caso de las mujeres, la puntuación de la BES y sus factores correlacionaron positivamente con la autoestima, aunque débilmente; además, la puntuación de la BES y su factor Condición Física y Preocupación por el Peso correlacionaron negativamente con el IMC y la masa grasa. En cambio, en los hombres, solo el factor Condición Física y Preocupación por el Peso correlacionó, también de forma negativa, con la masa grasa (tabla 3).

## Discusión

Para nuestro conocimiento, este es el primer estudio que analiza las propiedades psicométricas de la BES en Latinoamérica. Globalmente, el análisis psicométrico aquí practicado evidencia que la satisfacción con el propio cuerpo queda mejor representada con una estructura de dos factores (Condición Física y Preocupación por el Peso, y Atractivo Físico y Sexual), esto tanto para mujeres como para hombres, lo que –en general– supone un factor menos que en los estudios previos. Así, estos han identificado tres factores para varones (Cecil y Stanley, 1997; Jorquera et al., 2005; Kowner, 2002; Lipowska y Lipowski, 2013); sin embargo, en el estudio de Jorquera et al. los nombres de los factores extraídos difieren ampliamente de los originalmente propuestos por Franzoi y Shields (1984). En el caso de las mujeres, los estudios previos derivan una estructura similar a la original, excepto el de Cecil y Stanley, quienes identificaron cuatro factores en vez de tres. La diferencia en la solución factorial puede deberse a que para definir el número de factores a retener, en el presente estudio se empleó el análisis paralelo en lugar del problemático criterio de valores propios mayores a 1 (Costello y Osborne, 2005).

En las mujeres, cuatro ítems (cadera, muslos, nalgas y piernas), que en el estudio de Franzoi y Shields (1984) formaron parte del factor Preocupación por el Cuerpo, en el presente estudio quedaron agrupados en el factor Atractivo Físico y Sexual. Probablemente, la agrupación de los ítems aquí identificada puede deberse a que la estima corporal es un constructo altamente dependiente de la cultura, y más cuando se trata de partes corporales específicas. Por tanto, la agrupación de dichos ítems en el factor Atractivo Físico y Sexual indica que, para la mujer latina, algunas partes del cuerpo (cadera, muslos, nalgas y piernas) son características centrales de lo que socioculturalmente se considera el «atractivo sexual femenino» (Bakhshi, 2011; Thompson, Heinberg, Altabe y Tantleff-Dunn, 1999; Viladrich, Yeh, Bruning y Weiss, 2009). Asimismo, los ítems *deseo sexual, genitales y olor corporal* también se agruparon en este factor, lo cual refleja la congruencia conceptual del constructo.

La consistencia interna de la BES fue aceptable tanto para hombres ( $\alpha = 0.94$ ) como para mujeres ( $\alpha = 0.91$ ). El resultado es similar al de Jorquera et al. (2005) y al de Lipowska y Lipowski (2013), quienes, para la puntuación total de la BES, identificaron coeficientes *alpha* entre 0.89 y 0.93 para hombres, y entre 0.91 y 0.92 en mujeres, respectivamente.

En cuanto a la estabilidad temporal (en un intervalo de cuatro semanas) de la BES y sus factores, se obtuvieron coeficientes de 0.66 a 0.75 en las mujeres y de 0.55 a 0.62 en los hombres, coeficientes que mayormente se ubican por debajo de los reportados por Franzoi (1994), aunque son similares a los informados por Jorquera et al. (2005) en población española. Sin embargo, considerando que en la literatura se señala que los coeficientes de estabilidad temporal mayores a 0.70 se consideran adecuados (Arribas, 2004), en futuros estudios será necesario reevaluarla en población mexicana.

En las mujeres, la BES y sus factores correlacionaron con la autoestima y con los indicadores de composición corporal evaluados (IMC y masa grasa), lo cual aporta evidencia a favor de la validez de la escala para mujeres, aspecto no confirmado en el caso de los hombres. Es importante destacar que la correlación más fuerte se registró en las mujeres, entre el factor Condición Física y Preocupación por el Peso y la masa grasa, lo cual es congruente con la noción de que los ideales de belleza femenino y masculino difieren, ya que mientras las mujeres desean perder peso, los hombres desean ganar masa muscular. En consecuencia, la

masa grasa es más importante para la estima corporal de las mujeres, mientras que la masa libre de grasa, la cual condiciona la visibilidad de la musculatura, es más importante para explicar la estima corporal de los hombres (Camacho, Escoto, Cedillo y Díaz, 2010; McCreary, Karvinen y Davis, 2006). Por lo tanto, para contribuir a tener mayor evidencia sobre la validez de la BES, futuras investigaciones podrían, por un lado, evaluar la asociación de la estima corporal con una medida de riesgo de trastornos alimentarios y una de síntomas de dismorfia muscular, y por otro lado, evaluar la relación, entre estima corporal y el índice de masa libre de grasa esperando que, en los hombres, la correlación entre estos fuese mayor que en las mujeres.

Finalmente, se observaron importantes diferencias en la estima corporal por género. Las mujeres obtuvieron puntuaciones significativamente mayores que los hombres en seis ítems del factor Atractivo Físico y Sexual (labios, orejas, nalgas, aspecto de los ojos, mejillas y cadera); en cambio, los hombres puntuaron más alto en los 15 ítems del factor Condición Física y Preocupación por el Peso, el cual hace referencia a características corporales propias del ideal muscular (e. g., definición de los músculos abdominales, fuerza y desarrollo muscular de muslos y bíceps), lo cual concuerda con lo reportado en estudios previos (Aguilar, Valdez, Pliego, Torres y González, 2015; Kowner, 2002).

Para concluir, es importante señalar que la aproximación usada en este estudio representa dos fortalezas metodológicas: se eligió AFE con rotación oblicua en lugar de ACP con rotación ortogonal; se empleó análisis paralelo en lugar del problemático criterio de valores propios mayores a 1. No obstante, en tanto limitaciones del estudio se pueden señalar las siguientes: la muestra no fue representativa de la población mexicana y la selección de los participantes no fue aleatoria, por lo que no es posible generalizar los hallazgos. Futuros estudios podrían beneficiarse si incluyeran muestras representativas de hombres y mujeres de diferentes entidades, o bien, de diferentes grupos etarios. Por último, es también importante corroborar la estructura propuesta de la BES por medio de la realización de análisis factorial confirmatorio.

## Responsabilidades éticas

**Protección de personas y animales.** Los autores declaran que para esta investigación no se han realizado experimentos en seres humanos ni en animales.

**Confidencialidad de los datos.** Los autores declaran que en este artículo no aparecen datos de pacientes.

**Derecho a la privacidad y consentimiento informado.** Los autores han obtenido el consentimiento informado de los pacientes y/o sujetos referidos en el artículo. Este documento obra en poder del autor de correspondencia.

## Financiación

Red imagen corporal y trastornos relacionados con la alimentación, clave 1002/2012RCA.

## Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## Referencias

- Aguilar, Y. P., Valdez, J. L., Pliego, E. R., Torres, M. A. y González, N. I. (2015). Autopercepción del atractivo corporal en dos culturas: Mexicana y argentina. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 6(1), 45–50.
- Arribas, M. (2004). Diseño y validación de cuestionarios. *Matronas Profesión*, 5(17), 23–29.
- Bakhshi, S. (2011). Women's body image and the role of culture: A review of the literature. *Europe's Journal of Psychology*, 7(2), 374–394.
- Bosques, L. E. (2015). Efecto de la adhesión a los estereotipos de género sobre la sintomatología de trastorno del comportamiento alimentario y dismorfia muscular: Identificación de variables mediadoras [Tesis doctoral]. México, D.F.: Universidad Nacional Autónoma de México. [consultado 5 Ene 2016]. Disponible en: <http://132.248.9.195/ptd2015/junio/090076037/Index.html>.
- Camacho, E. J., Escoto, C., Cedillo, C. M. y Díaz, R. (2010). Correlatos antropométricos de la obsesión por la musculatura. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 1(2), 125–131.
- Cecil, H. y Stanley, M. A. (1997). Reliability and validity of adolescents' scores on the Body Esteem Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 57(2), 340–356.
- Costello, A. B. y Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 10(7), 1–9.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C. y Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299.
- Franzoi, S. L. (1994). Further evidence of the reliability and validity of the Body Esteem Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 50(2), 237–239.
- Franzoi, S. L. y Herzog, M. E. (1986). The Body Esteem Scale: A convergent and discriminant validity study. *Journal of Personality Assessment*, 50(1), 24–31.
- Franzoi, S. L. y Shields, S. (1984). The Body Esteem Scale: Multidimensional structure and sex differences in a college population. *Journal of Personality Assessment*, 48(2), 173–178.
- Gitau, T. M., Micklesfield, L. K., Pettifor, J. M. y Norris, S. A. (2014). Changes in eating attitudes, body esteem and weight control behaviours during adolescence in a South African cohort. *PLoS One*, 9(10), 1–10.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185.
- Jorquera, M., Baños, R. M., Perpiñá, C. y Botella, C. (2005). La Escala de Estima Corporal (BES): Validación en una muestra española. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 10(3), 173–192.
- Kowner, R. (2002). Japanese body image: Structure and esteem scores in a cross-cultural perspective. *International Journal of Psychology*, 37(3), 149–159.
- Lipowska, M. y Lipowski, M. (2013). Polish normalization of the Body Esteem Scale. *Health Psychology Report*, 1(1), 72–81.
- Mak, K. K., Cerin, E., McManus, A. M., Lai, C. M., Day, J. R. y Ho, S. Y. (2016). Mediating effects of body composition between physical activity and body esteem in Hong Kong adolescents: A structural equation modeling approach. *European Journal of Pediatrics*, 175(1), 31–37.
- McCreary, D. R., Karvinen, K. y Davis, C. (2006). The relationship between the drive for muscularity and anthropometric measures of muscularity and adiposity. *Body Image*, 3(2), 145–152.

- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Schmitt, D. P. y Allik, J. (2005). Simultaneous administration of the Rosenberg Self-Esteem Scale in 53 nations: Exploring the universal and culture-specific features of global self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(4), 623–642.
- Stice, E. y Shaw, H. E. (2002). Role of body dissatisfaction in the onset and maintenance of eating pathology: A synthesis of research findings. *Journal of Psychosomatic Research*, 53(5), 985–993.
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed.). Boston: Allyn and Bacon.
- Thomas, C. y Freeman, R. (1990). The Body Esteem Scale: Construct validity of the female subscales. *Journal of Personality Assessment*, 54(1-2), 204–212.
- Thompson, J. K., Heinberg, L. J., Altabe, M. y Tantleff-Dunn, S. (1999). *Exacting beauty: Theory, assessment, and treatment of body image disturbance*. Washington, D. C.: American Psychological Association.
- Viladrich, A., Yeh, M. C., Bruning, N. y Weiss, R. (2009). “Do real women have curves?” Paradoxical body images among Latinas in New York City. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 11(1), 20–28.
- Vinkers, C. D., Evers, C., Adriaanse, M. A. y de Ridder, D. T. (2012). Body esteem and eating disorder symptomatology: The mediating role of appearance-motivated exercise in a non-clinical adult female sample. *Eating Behaviors*, 13(3), 214–218.
- Visauta, B. y Martori, J. (2003). *Análisis estadístico con SPSS para Windows: Volumen II, estadística multivariante*. Madrid: McGraw-Hill Interamericana.
- Worthington, R. L. y Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838.