



ORIGINAL

Contraste del Modelo Jerárquico Tetrafactorial para el Test de Actitud Corporal en Mujeres Mexicanas

Testing the 4 Factor Hierarchical Model for the Body Attitude Test in Mexican Women

Cecilia Meza Peña¹, Edith G. Pompa Guajardo, Mayra L. Gutiérrez Muñoz, Cirilo H. García Cadena, y Leopoldo Daniel González

Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, México

Recibido 3 de septiembre 2019, Aceptado 5 de mayo 2020

Resumen

El *Body Attitude Test* (BAT) fue desarrollado para evaluar la experiencia subjetiva hacia el propio cuerpo y las actitudes que se tienen con el mismo en muestra clínica de mujeres con desórdenes alimentarios. *Objetivo*. Este estudio toma la versión en español del BAT y analiza su estructura, su consistencia interna e invarianza factorial en una muestra de adolescentes mexicanas. *Método*. Se usó un análisis factorial confirmatorio para evaluar la estructura factorial subyacente e identificar la validez de constructo del modelo de medición, así como se realizó un análisis de la invarianza factorial. *Participantes*. La muestra se conformó por 571 mujeres con una media de edad de 15.2 (DE=2.51). *Resultados*. El análisis de consistencia interna mostró una alta confiabilidad para el conjunto de 20 ítems igual a la propuesta original. La estructura tetrafactorial fue confirmada en el total de la muestra mediante una validación cruzada de la misma, dividida en pares y nones obteniendo valores de bondad de ajuste adecuados ($\chi^2/gl = 3.615$; RMSEA = .068; CFI = .917; TLI = .903; IFI=.917; NFI= .889). La estructura modelada fue estrictamente invariante en los grupos analizados de preadolescentes y adolescentes. *Conclusiones*. Se concluye que el BAT posee propiedades psicométricas apropiadas para población no clínica de adolescentes, no obstante, se requieren de futuras investigaciones que incluyan población clínica.

Palabras Clave: Mujeres, Cuerpo, Actitudes, Propiedades Psicométricas

1 Correspondencia: Cecilia Meza Peña, Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Psicología, Dr. Carlo Canseco No. 110, Col. Mitras Centro, Cd. Monterrey, N.L. México. C.P.64460, teléfono: (81)8329 4000 ext. 1585, Email: cecilia.mezapn@uanl.edu.mx.

Abstract

The Body Attitude Test (BAT) was developed to evaluate the subjective experience and the attitudes towards the own body in a clinical sample of women with eating disorders. *Objective.* This study takes the Spanish version of the BAT and analyzes its factorial structure, internal consistency and invariance in a sample of Mexican women. *Method.* A confirmatory factorial analysis was used to evaluate the underlying factor structure and identify the construct validity of the measurement model, as well as an analysis of the factorial invariance. *Participants.* The sample consisted of 571 women with an average age of 15.2 (SD=2.51). *Results.* The internal consistency analysis showed a high reliability for the set of 20 items equal to the original proposal. The tetrafactorial structure was confirmed in the total of the sample through a cross-validation, dividing the sample into pairs and odds with adequate goodness-of-fit values ($\chi^2 / df = 3.615$, RMSEA = .068, CFI = .917, TLI = .903, IFI = .917, NFI = .889). The modeled structure was strictly invariant in the analyzed groups of preadolescents and adolescents. *Conclusions.* It is concluded that the BAT possesses psychometric properties appropriate for the nonclinical population of women, however, future investigations that include a clinical population are required.

Keywords: Women, Body, Attitudes, Psychometric Properties

El estudio de la imagen corporal ha cobrado gran relevancia no sólo dentro de los trastornos alimentarios, ya que la presión cultural por la delgadez genera preocupaciones sobre la apariencia física, manifestándose como rechazo hacia la figura, antipatía hacia la obesidad, insatisfacción corporal y en algunos casos, distorsión en la percepción de la propia imagen (Jorquera, Baños, Perpiñá & Botella, 2005; Shroff & Thompson, 2006; Thompson, Heinberg, Altabe, & Tantleff-Dunn, 2004; Vizoso-Gómez, Vega-Sánchez & Fernández-Fernández, 2018).

Pese a las aportaciones en el estudio de la imagen corporal y debido a la complejidad multidimensional del constructo, podemos observar que en la última década existe una falta de integración empírica y teórica de las diferentes aportaciones (Cash & Pruzinsky, 2004). Raich (2000), ha señalado que en el estudio de la imagen corporal se deben incluir aspectos como las emociones, la insatisfacción, las cogniciones, etc. En este sentido, Cash y Deagle (1997), advierten que la evaluación de los aspectos actitudinales hacia la percepción del tamaño corporal, poseen mayor capacidad discriminativa entre población clínica y no clínica.

Scagliusi et al. (2006) señalan que el constructo de “actitudes corporales” incluye tres aspectos: 1) evaluación afectiva sobre la apariencia, incluyendo pensamientos y creencias; 2) experiencias emocionales en torno al cuerpo, e 3) investidura corporal, con la cual refieren a la importancia sobre la apariencia y las conductas que permiten mantener o mejorar dicha apariencia. En sí, como señala la literatura en torno al estudio de la imagen corporal, son los componentes cognitivos, afectivos y culturales los que se incluyen en el diseño de escalas que miden este constructo. Algunas de las escalas que más se utilizan son el *Body Shape Questionnaire* (BSQ) de Cooper, Taylor, Cooper y Fairburn (1987), el *Body Attitude Questionnaire* (BAQ) de Ben-Tovim y Walker (1991), así como el *Body Attitude Test* de Probst, Vandereycken, Van Coppenolle y Vandelinden (1995).

El *Body Attitude Test* fue desarrollado para evaluar la experiencia subjetiva y las actitudes hacia el propio cuerpo en pacientes con trastornos alimentarios. Probst et al. (1995) realizan una propuesta de un cuestionario con 4 factores: el primero mide la percepción negativa del tamaño del cuerpo; un segundo factor llamado pérdida de familiaridad con el propio cuerpo, un tercer factor que mide la insatisfacción

general y el cuarto factor denominado factor restante. Los autores proponen el cuestionario como una prueba de tamizaje que permite la detección oportuna de sintomatología asociada a los trastornos de la conducta alimentaria en mujeres, confirmando su aplicación en población no clínica en diversos estudios y para la cual proponen como punto de corte un valor de 36, en donde los valores mayores a este puntaje señalan la presencia de patología en relación a los trastornos de la conducta alimentaria (Probst et al. 1995; Santonastaso, Favaro, Ferrara, Sala, & Zanetti, 1995). Originalmente fue desarrollada en holandés, y ha sido traducida en diferentes idiomas como el Inglés, Español, Japonés, Polaco e Italiano.

Estudios previos apoyan la validez de la escala, incluyendo los 20 ítems de la propuesta inicial, algunos confirman los 4 factores originales, además de otorgar datos sobre la validez concurrente y confiabilidad test-retest. Por ejemplo, la validación del BAT en muestra española (Gila, Castro, Gómez, Toro & Salamero, 1999), confirma la estructura de 4 factores, con los mismos ítems solo que con diferentes cargas factoriales. Otra diferencia estriba en el punto de corte que posibilita la diferenciación entre población clínica y no clínica, la cual se establece en 41. La consistencia interna que reporta el estudio para el conjunto de 20 ítems es de $\alpha=.92$.

La versión Japonesa del BAT (Kashima et al., 2003) contrasta la estructura factorial con una propuesta de tres factores; un primero denominado insatisfacción corporal (1, 3, 5, 7, 8, 10, 13, 16 y 18, $\alpha=.91$), un segundo factor de falta de familiaridad con el propio cuerpo (2, 11, 12, 14, 17 y 19, $\alpha=.83$) y el factor restante, con los mismos ítems del factor cuatro de Probst et al. (15 y 20), los cuales eliminan. El valor de consistencia interna para la escala se reporta en $\alpha=.90$. Dentro de esta población se propone un punto de corte de 51, el cual muestra mejor balance, sensibilidad y sensibilidad a la muestra.

La versión polaca (Brytek-Matera & Probst, 2014) utiliza los mismos factores que la versión original del BAT. Los autores reportan valores de consistencia interna de $\alpha=.80$ para el factor de apercepción negativa del tamaño del cuerpo, $\alpha=.68$ para el factor de pérdida de familiaridad con el cuerpo y $\alpha=.80$ para el fac-

tor de insatisfacción general. Se reporta una consistencia interna de $\alpha=.87$ para el conjunto de 20 ítems en población no clínica.

Es importante destacar que diversos estudios señalan la presencia de insatisfacción corporal en preadolescentes de ambos géneros (Moreno & Ortiz, 2009), evidenciando casos de preadolescentes de 9 a 14 años con un deseo de ser más delgadas y hacer dieta, con un alto riesgo para desarrollar trastorno de la conducta alimentaria (Halvarsson, Lunner, Westerberg, Anteson, & Sjödén, 2002). La edad adolescente es crucial para la formación de la identidad adulta, y es de esperar las transformaciones corporales propias de los adolescentes jóvenes, cuyas edades van de los 12 a los 14 años, propicien cuadros de desajuste emocional debidos a los cambios hormonales y físicos que enfrentan (Martínez & Martínez, 1996; Kim-Cohen, Caspi, Moffitt et al., 2003). Unikel, Saucedo, Villatoro & Fleiz (2002) advierten que cuando un adolescente se encuentra afectado emocionalmente tiene una menor capacidad para soportar su apariencia física, siendo más susceptible a desarrollar trastornos de la conducta alimentarios. Como señalan Escoto Ponce de León y Camacho Ruiz (2008), el interés por estudiar las conductas y actitudes hacia el cuerpo, su peso, su figura y las conductas alimentarias en edades tempranas, cobra relevancia en el grupo de preadolescentes dado que los trastornos de la conducta alimentaria se inician en este grupo de edad, además de la evidencia de insatisfacción corporal y conductas restrictivas en la dieta inicia en preadolescentes que cursan la secundaria.

La imagen corporal es un aspecto clave en los trastornos de la conducta alimentaria (Berengüía, Castejóna & Torregrosa, 2016; Engel & Keizer, 2017), por lo que su adecuada evaluación es prioritaria en una sociedad que presiona con estándares de delgadez. En una muestra no clínica de preadolescentes mexicanos Cruz, Urbina, Alvear, Ortiz y Morán (2018) han encontrado evidencia de insatisfacción corporal en el 47 % de sus encuestados, en donde observan un deseo de estar más delgados tanto en hombres como en mujeres. Aunque instrumentos como el BAT fueron diseñados para población clínica, es importante validar su uso en población no clínica, in-

cluso diferenciando a los grupos de preadolescentes con los adolescentes, en quienes se espera a partir de los 15 años, menores ajustes corporales a nivel físico comparado con la edad preadolescente, en donde los ajustes físicos son mayores. Esto permitiría una adecuada detección de casos de riesgo y la implementación de estrategias de prevención adecuadas en los diferentes grupos de edad.

Es por lo que, en el presente estudio, tras analizar la propuesta factorial de los estudios en relación con el BAT, y observar la repetición de la estructura factorial de la versión original en algunos de los estudios previos, damos cuenta que no se han realizado estudios de validación en México. Además, múltiples estudios usan este instrumento para evaluar la insatisfacción con la imagen corporal en muestras no clínicas (Jorquera, et al., 2005; Miotto, De Coppi, Frezza, Petretto, Masala, & Preti, 2003; Olesti Baiges, 2008), lo cual deja una clara necesidad de validar su utilidad. Esto nos permitió plantearnos la necesidad de analizar la estructura factorial del cuestionario en nuestra población, estimando la confiabilidad de la consistencia interna de la escala y sus factores, sometiéndolo a un análisis de validez cruzada de constructo así como determinar la invarianza factorial de la escala en población de mujeres pre-adolescentes y adolescentes.

Método

Diseño de estudio

La presente investigación corresponde a un estudio empírico, con alcance de nivel descriptivo-explicativo, partiendo de las propiedades psicométricas en relación a la estructura factorial subyacente y la validez de constructo del modelo de medición del BAT, así como el análisis de la invarianza factorial.

Participantes

Se trata de una muestra no probabilística de tipo intencional 571 mujeres voluntarias de la zona metropolitana de la Ciudad de Monterrey (ubicada en el no-

reste de México), población no clínica, cuyas edades oscilaron entre 12 y 21 años ($M=15.2$, $DE=2.51$). El 50.1% ($n=286$) de las encuestadas cursaba la secundaria, correspondiendo al grupo de preadolescentes de acuerdo con la clasificación de los Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades; dentro del grupo de adolescentes evaluadas el 32.0% ($n=183$) cursaba nivel de preparatoria y el 17.9% ($n=102$) restante nivel superior. Todas las participantes realizaban sus estudios en escuelas públicas.

Instrumento

Test de las actitudes corporales (Body Attitude Test) de Probst et al. (1995). Evalúa la experiencia corporal subjetiva y las actitudes que se tienen hacia el propio cuerpo. Consta de 20 ítems en una escala Likert de seis puntos, donde 5=siempre y 0=nunca (Anexo 1). La puntuación máxima es de 100 puntos, a mayor puntuación mayor la desviación en cuanto a la experiencia corporal. Los autores proponen una estructura de cuatro factores: 1) apercepción negativa del tamaño del cuerpo (3,5,6,10,11, 13 y 16, $\alpha=.88$), 2) pérdida de familiaridad con el propio cuerpo (2, 4, 9, 12, 14, 17 y 19, $\alpha=.90$), 3) insatisfacción general (1, 7, 8 y 18, $\alpha=.88$) y 4) factor restante (15 y 20, $\alpha=.55$). La confiabilidad medida para el conjunto de 20 ítems revela un nivel alto ($\alpha=.93$). La correlación entre las subescalas y el total varía entre 0.88 a 0.90. Se han determinado puntuaciones críticas que determinan el límite entre pacientes y no pacientes y el cual se estableció en 36, usando el modelo de Shrout y Fleiss (1981). El BAT posee buena validez convergente contrastada con cuestionarios que miden aspectos relacionados con la experiencia corporal.

Procedimiento y Aspectos Éticos

El estudio fue realizado de acuerdo con las recomendaciones de ética en investigación con seres humanos realizadas por la Declaración de Helsinki (*World Medical Association*, 2013), la *American Psychological Association* (2002) y la Sociedad

Mexicana de Psicología (2010), en cuanto a los principios de confidencialidad, privacidad y consentimiento, aspectos detallados en el siguiente apartado. El protocolo del estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Autónoma de Nuevo León en agosto de 2018, implementándose la aplicación en los meses de octubre y noviembre del mismo año.

A las instituciones y a las participantes se les ofreció una capacitación dentro de una jornada de temas de salud mental, al tiempo que se les invitó al proyecto de investigación explicando claramente los objetivos del estudio. Participaron escuelas secundarias, preparatorias y de nivel superior en las capacitaciones, ofreciendo un mínimo de 3 y un máximo de 5 temas por grupo (las temáticas abordadas fueron de noviazgo, liderazgo, violencia, plan de vida, sexualidad, prevención de drogadicción, entre otras). La administración del cuestionario fue realizada al inicio de las jornadas de salud mental, y posterior a la obtención del consentimiento de los padres y el asentimiento de los menores en los casos de nivel de secundaria y preparatoria, quienes respondieron en formato de papel dentro de las aulas, acompañados por el staff y las responsables del proyecto; para las participantes universitarias se utilizaron cuestionarios en línea. Se aclaró que la participación era voluntaria, manteniendo las respuestas anónimas y confidenciales. Una vez finalizada la jornada de salud mental, y bajo el compromiso con las participantes y las instituciones de hacer devolución de resultados a quienes lo desearan o bien en los que hubiese indicadores de malestar emocional detectados por el equipo, se establecieron encuentros para dar devolución de los mismos. Los protocolos incompletos no fueron incluidos en el estudio.

Análisis Estadístico

Para el reporte de confiabilidad se usa el Índice de la Fiabilidad Compuesta (IFC), el cual resulta adecuado cuando existe más de un constructo ya que toma en cuenta las interrelaciones de los constructos extraídos. De acuerdo a las reglas de valoración, el valor del estadístico debe ser superior a 0.7 para casos descriptivos (Prieto y Delgado, 2010).

Debido a que los ítems no se distribuyen normalmente ($K-S=.000$), se realiza el análisis factorial confirmatorio (AFC) usando el método de mínimos cuadrados no ponderados, así como una validación cruzada de constructo, para la cual se dividió la base de datos en pares e impares. Se manejan como índice de ajuste absoluto el cociente entre ji-cuadrado y sus grados de libertad [χ^2/gl], además de cinco índices de ajuste relativo: el residuo cuadrático medio de aproximación [RMSEA] de Steiger-Lind; el índice de ajuste comparativo [CFI] de Bentler, índice de Tucker-Lewis [TLI]; el índice incremental de ajuste [IFI] por el coeficiente Δ^2 de Bollen, y el índice normado de ajuste [NFI]. El modelo tiene buen ajuste cuando: p de $\chi^2 > 0.05$, $\chi^2/gl < 2$, $RMSEA \leq 0.05$, CFI, TLI, IFI y $NFI > 0.95$, y muestra ajuste adecuado cuando: p de $\chi^2 > 0.01$, $\chi^2/gl < 3$, $RMSEA < 0.08$, CFI, TLI, IFI y $NFI > 0.90$ (Hayduk, 1987; Moral, 2006).

Se calcula el coeficiente de Mardia para la N , teniendo que valores < 70 se acepta el supuesto de normalidad multivariada (Rodríguez & Ruiz, 2008). Se analiza la invarianza del modelo a los datos empíricos entre preadolescentes y adolescentes. Se estableció como punto de corte para edad preadolescente los 14 años (Centros para el Control y la Prevención de las Enfermedades, 2020). De este modo, el 50.1% de los casos quedan incluidos en el grupo preadolescentes, y el 49.1% restante son propiamente adolescentes. Se contrastó la hipótesis de equivalencia entre los parámetros de ambas muestras en cada modelo anidado por la prueba Z con un contraste bilateral. La bondad del ajuste global del modelo se estimó con los siguientes índices: la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad [χ^2 / gl], el error cuadrático medio de aproximación [RMSEA], el índice de bondad de ajuste [GFI] y el índice de bondad de ajuste comparativo [CFI]. Se consideran como valores convencionales para los indicadores de un buen ajuste los siguientes: en un rango de 2 a 1 y de 3 a 1 en la razón de χ^2 / gl ; mayores a 0.90 en GFI e inferiores a 0.05 en RMSEA (Jöreskog & Sörgeron, 2003; Kline, 2005; Steiger & Lind, 1980). La invarianza fue evaluada usando los siguientes índices: la diferencia entre el χ^2 / gl , el modelo de línea base (invarianza configuracional) y los modelos anidados ($\Delta\chi^2 / gl$) y y la diferencia

en CFI y RMSEA (Δ CFI y Δ RMSEA) (Akaike, 1987; Bentler, 1990). Valores de $p > .05$ para $H_0: \Delta\chi^2 = 0$, $\Delta\chi^2/\Delta$ gl < 3 , Δ CFI y Δ RMSEA $\leq .01$ se consideran que muestran equivalencia en el ajuste a los datos (Byrne, 2008). Finalmente, se estimó la invarianza considerando que el $\Delta\chi^2$ /gl no incrementaran su valor respecto al modelo menos restrictivo y cuando el CFI no se incremente en más de 0.01 en función del modelo anterior (Dimitrov, 2010).

Resultados

Se estiman las cargas factoriales de cada uno de los ítems correspondientes a los 4 factores originales, así como la varianza del error. Finalmente se estima el índice de fiabilidad compuesta para el conjunto de 20 ítems, obteniéndose una confiabilidad compuesta de alta (ver Tabla 1).

Se realiza un análisis factorial confirmatorio para contrastar el modelo de cuatro factores de segundo orden, con el cual se confirma la estructura de 4 factores que sustenta el modelo propuesto por los autores de la escala. Todos los índices de ajuste resultan adecuados. Se divide al conjunto de la muestra en impares (grupo 1, $n=286$) y pares (grupo 2, $n= 285$) para realizar un análisis de validez cruzada, observándose que en ambos grupos se obtienen valores de bondad de ajuste adecuados (ver Tabla 2).

El valor inicial de TLI=0.903 en el total de la muestra ofrece evidencia suficiente que permite continuar con el análisis de invarianza factorial. En la tabla 3 se muestra el contraste de equivalencia factorial el cual inicia con un análisis que examina por separado la bondad de ajuste de la estructura del BAT en la muestra total (Modelo -M0), en la muestra de preadolescentes (Modelo-M0a) y en la muestra de

Tabla 1
Análisis del Índice de Fiabilidad Compuesta del BAT

Ítem	CF	CF ²	Var. Error	ω FC	ω FC
Factor 1. Apercepción negativa del tamaño del cuerpo					
3	0.528	0.279	0.721	0.828	0.907
5	0.734	0.539	0.461		
6	0.34	0.116	0.884		
10	0.841	0.707	0.293		
11	0.784	0.615	0.385		
13	0.634	0.402	0.598		
16	0.554	0.307	0.693		
Factor 2. Pérdida de familiaridad con el propio cuerpo					
2	0.697	0.486	0.514	0.556	
4	-0.62	0.384	0.616		
9	-0.155	0.024	0.976		
12	0.581	0.338	0.662		
14	0.661	0.437	0.563		
17	0.688	0.473	0.527		
19	0.541	0.293	0.707		
Factor 3. Insatisfacción general corporal					
1	0.549	0.301	0.699	0.769	
7	0.628	0.394	0.606		
8	0.763	0.582	0.418		
18	0.745	0.555	0.445		
Factor 4. Restante					
15	0.624	0.389	0.611	0.580	
20	0.654	0.428	0.572		

Nota. F= Factor, CF= cargas factoriales, CF²= cuadrado de las cargas factoriales, Var. Err.= Error de la varianza, ω FC= índice de fiabilidad compuesta.

adolescentes (Modelo-M0b). Se obtiene un valor de la curtosis Multivariada de Mardia $MSk = 47.015$ (preadolescentes) y $MSk = 53.397$ (adolescentes). Los índices de ajuste GFI, CFI y RMSEA de los Modelos M0 y M0a resultaron adecuados, siendo todos los parámetros estimados estadísticamente significativos.

Se crean nuevos modelos anidados realizado análisis multimuestra. El Modelo 1 (M1), muestra los cálculos de un modelo sin restricciones el cual examina la invarianza estructural del BAT en los dos grupos. Los resultados mostraron índices de ajuste adecuados ($\chi^2=2.52$; $gl=264$; $RMSEA = 0.05$; $SRMR = 0.05$; $CFI = 0.91$), evidenciando que la estructura factorial del BAT es invariante en los dos grupos. Este modelo se usó como referente para la subsiguiente anidación de restricciones.

Tabla 2
Índices de Bondad de Ajuste del Análisis Factorial Confirmatorio del BAT por el método de mínimos cuadrados no ponderados

Índices	Total N=571	Grupo 1 n=285	Grupo 2 n=286
χ^2/gl	3.615	2.335	2.603
RMSEA	.068	.068	.075
CFI	.917	.913	.903
TLI	.903	.899	.887
IFI	.917	.914	.904
NFI	.889	.859	.852

Nota. Grupo 1= Pares, Grupo 2= Impar

Tabla 3
Estructura Interna e Invarianza Factorial de la BAT

Modelo	$\chi^2 (gl)$	$\Delta\chi^2 (\Delta gl)$	RMSEA [IC 90%]	p	SRMR	GFI	CFI	(ΔCFI)	($\Delta RMSEA$)
Ambos Grupos	3.62 (132)	-	.068 [.061, .074]	< .001	.045	.911	.917	-	-
PA	1.97 (132)	-	.058 [.048, .069]	< .001	.048	.906	.936	-	-
AD	3.07 (132)	-	.085 [.076, .095]	< .001	.056	.856	.879	-	-
M ₁	2.52 (264)	-	.052 [.047, .057]	< .001	.048	.880	.906	-	-
M ₂	2.47 (279)	.05 (15)	.051 [.046, .056]	< .001	.051	.877	.904	.002	.001
M ₃	2.47 (281)	.01 (2)	.051 [.046, .056]	< .001	.053	.877	.903	.001	.000
M ₄	2.48 (282)	.01 (1)	.051 [.046, .056]	< .001	.056	.876	.902	.001	.000
M ₅	2.45 (285)	.03 (3)	.051 [.046, .055]	< .001	.056	.876	.903	.001	.000
M ₆	2.90 (303)	0.45 (18)	.058 [.053, .062]	< .001	.054	.855	.865	.04	.007

Nota. M₁ = sin restricciones, M₂ = con restricciones en los pesos de medida, M₃ = con restricciones en los pesos estructurales, M₄ = con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales, M₅ = con restricciones en los residuos estructurales y M₆ = con restricciones en los residuos de medida. Modelos: PA = preadolescentes y AD = adolescentes

Las siguientes cinco hipótesis presentan nuevos modelos (M2, M3, M4, M5, M6), cada uno se anida en el anterior. El Modelo 2 (M2) plantea la equivalencia en la matriz de pesos de mediad. El modelo mostró adecuados índices de ajuste ($\chi^2=2.47$; $gl=279$; $RMSEA = 0.05$; $SRMR=0.05$; $cfi = 0.90$), siendo muy similares (diferencia inferior entre índices de ajuste: $Drmsea < 0.01$; $DSRMR < 0.01$ y $Dcfi < 0.01$) a los índices de ajuste obtenidos en el M1, lo que indica que no hay diferencias entre el modelo de línea base (M1) y el modelo con la restricción en los pesos de medida (M2). Por lo tanto, no existen diferencias entre las cargas factoriales de las dos muestras (preadolescentes y adolescentes).

El Modelo 3 (M3) agrega la equivalencia entre interceptos, con índices aceptables ($\chi^2=2.47$; $gl=281$; $RMSEA = 0.05$; $SRMR=0.05$; $cfi = 0.90$). La comparación de los índices con los obtenidos en el modelo base (M1), no excede el valor criterio de 0.01, por lo que se acepta la hipótesis de invarianza de los interceptos.

Al observarse índices de bondad de ajuste adecuados para los modelos M2 y M3, se procede a estimar si existen diferencias entre las medias de las variables latentes, así como a estimar la magnitud de dicha diferencia. El Modelo 4 (M4) presente la invarianza de cargas factoriales, interceptos y de las medias latentes de los factores. Como se observa en la Tabla 3, este modelo presentó índices de ajuste adecuados ($\chi^2=2.48$; $gl=282$; $RMSEA = 0.05$;

SRMR=0.06; CFI = 0.90) y además las diferencias entre los índices (Drmsea; DSRMR; Dcfi) de este modelo con respecto al M1 es igual a 0.01. La invarianza entre medias latentes es confirmada. El Modelo 5 (M5) añade los residuos estructurales. Como se observa en la Tabla 3, este modelo presentó índices de ajuste adecuados ($\chi^2=2.45$; $gl=285$; RMSEA = 0.05; SRMR=0.06; CFI = 0.90) con diferencias entre los índices (Drmsea; DSRMR; Dcfi) de este modelo con respecto al M1 es igual a 0.01. De tal forma que se confirma que todos los ítems del BAT observan las mismas diferencias en los grupos, confirmando su invarianza. El modelo final M6, el cual añade las restricciones en los residuos de medida, presentó índices de ajuste adecuados ($\chi^2=2.90$; $gl=303$; RMSEA = 0.06; SRMR=0.05; CFI = 0.870) y además las diferencias entre los índices (Drmsea; DSRMR) de este modelo con respecto al M1 es igual a 0.01; solo en Dcfi fue =0.03, resultando el modelo invariante según Dimitrov (2010) a través del grupo de edad, de modo que la dimensionalidad del BAT fue equivalente en las muestras analizadas.

Al contrastar la invarianza del modelo factorial entre ambos grupos, los parámetros de los seis modelos anidados en las dos muestras fueron significativos. En el modelo M1, se sostuvo la hipótesis nula de equivalencia en pesos de medida con una $p > .05$ en 37 de 39 pesos y $< .05$ en 6 pesos. En el modelo M2, se sostuvo la hipótesis nula de equivalencia entre los pesos de medida en 24 de 39 ($p < .05$). En el modelo M3 se mantuvo la hipótesis nula de equivalencia en 22 de 24 pesos ($p < .05$). En el modelo M4, de igual forma se mantuvo la hipótesis nula de equivalencia en 20 de 22 covarianzas estructurales ($p < .05$). En el modelo M5, se rechazó la hipótesis nula de equivalencia en los cinco residuos estructurales ($p < .05$). Por último, en el modelo M6, igualmente que el modelo M5 se rechazó la hipótesis nula de equivalencia en los tres residuos de medida.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue evaluar la estructura factorial del *Body Attitude Test* en una muestra de mujeres adolescentes mexicanas, así como deter-

minar su invarianza en grupos de preadolescentes y adolescentes.

La confiabilidad compuesta del conjunto de los 20 ítems del BAT es alta (0.91), valor muy similar a la propuesta original de Probst y colaboradores, quienes reportaron un valor de 0.93 de consistencia interna, así como aquellos reportados en las validaciones del cuestionario en población japonesa (Kashimina, 2003), española (Gila, 1999) y polaca (Brytek-Matera & Probst, 2014), en donde se reportan valores de consistencia interna iguales o superiores a 0.90.

Como señalan Kashimina y sus colaboradores (2003), la estructura factorial del BAT debe ser consistente tanto en población clínica como no clínica debido a que está diseñado para evaluar los sentimientos que se tienen hacia el propio cuerpo. El análisis factorial confirmatorio apoyan la evidencia de cuatro factores originales del BAT, obteniendo incluso en la validación cruzada de constructo evidencia de buen ajuste en los índices en ambos grupos de la muestra.

La invarianza factorial es estricta en la equivalencia de bondad de ajuste, no obstante, en la prueba Z bilateral no se observó equivalencia en los parámetros de los modelos M1, M2 y M3. Por tanto, el modelo de medida es invariante pero no de manera estricta en los grupos analizados, lo que brinda evidencia suficiente de su capacidad para evaluar a ambos sectores poblacionales. Por esta razón, es un modelo parsimonioso que puede ser utilizado para explicar las variaciones en las actitudes hacia el cuerpo tanto en adolescentes como en pre-adolescentes, independientemente del ciclo de vida que se trate. Este hallazgo resulta importante ya que, en las validaciones previas en diversas poblaciones, no se observa evidencia de la equivalencia de las poblaciones cuando se incluye muestra de preadolescentes y adolescentes, siendo este el primer estudio de esta naturaleza.

Estudios como el de Amaya-Hernández, Alvarez-Rayón, Ortega-Luyando y Mancilla-Díaz (2017) han evaluado la insatisfacción corporal en grupos de preadolescentes y adolescentes, no encontrando diferencias entre grupos, así mismo, Rosenblum y Lewis (1999) reportaban una insatisfacción corporal con aumento significativo entre los 13 y los 15 años, la cual se mantenía constante hasta los 18 años,

Tabla 4
Comparación en los parámetros libres entre la muestra de preadolescentes y adolescentes en los modelos anidados para la BAT por la prueba Z con contraste bilateral

Parámetros	Prueba Z para comparar cada parámetro entre modelos anidados en el análisis multigrupo					
	M ₁	M ₂	M ₃	M ₄	M ₅	M ₆
$p_{BAT \rightarrow ANC}$.62	-5.02***	-4.84***	-	-	-
$p_{BAT \rightarrow PFC}$	-.79	3.50****	2.46***	-	-	-
$p_{BAT \rightarrow INC}$	CO	CO	CO	CO	CO	CO
$b_{ANC \rightarrow BAT3}$	CO	CO	CO	CO	CO	CO
$b_{ANC \rightarrow BAT5}$	-.69	-	-	-	-	-
$b_{ANC \rightarrow BAT6}$	-.06	-8.83***	-	-	-	-
$b_{ANC \rightarrow BAT10}$	-1.20	9.47***	-	-	-	-
$b_{ANC \rightarrow BAT11}$	-.71	-7.34***	-	-	-	-
$b_{ANC \rightarrow BAT13}$.07	-1.83	-	-	-	-
$b_{ANC \rightarrow BAT16}$	-.30	-.35	-	-	-	-
$b_{PFC \rightarrow BAT2}$	CO	CO	CO	CO	CO	CO
$b_{PFC \rightarrow BAT4}$	1.33	-16.90***	-	-	-	-
$b_{PFC \rightarrow BAT9}$.99	7.48***	-	-	-	-
$b_{PFC \rightarrow BAT12}$.63	9.45***	-	-	-	-
$b_{PFC \rightarrow BAT14}$	-2.49*	1.55	-	-	-	-
$b_{PFC \rightarrow BAT17}$.65	4.29***	-	-	-	-
$b_{PFC \rightarrow BAT19}$.65	-4.35***	-	-	-	-
$b_{INC \rightarrow BAT1}$	CO	CO	CO	CO	CO	CO
$b_{INC \rightarrow BAT7}$	-.38	3.23***	-	-	-	-
$b_{INC \rightarrow BAT8}$.01	4.33***	-	-	-	-
$b_{INC \rightarrow BAT18}$	-1.32	-2.61**	-	-	-	-
$S^2_{e\ BAT3}$	-3.42***	-2.12	-9.14***	-7.74***	-	-
$S^2_{e\ CV\ BAT5}$	-1.96*	1.51	-4.16***	1.93***	-	-
$S^2_{e\ BAT6}$	-.92	-.38	-2.30*	-6.35***	-	-
$S^2_{e\ BAT10}$	-.10	-5.77***	-6.42***	-8.38***	-	-
$S^2_{e\ BAT11}$	-5.62	-.37	15.85***	-8.31***	-	-
$S^2_{e\ BAT13}$	-3.27	3.34***	7.64***	-5.31***	-	-
$S^2_{e\ BAT16}$	-1.17	2.05*	.42	20.25***	-	-
$S^2_{e\ BAT2}$.77	-5.10***	-4.79***	8.02***	-	-
$S^2_{e\ BAT4}$	1.23	4.15***	-2.19*	1.72	-	-
$S^2_{e\ BAT9}$	-2.87**	6.42***	4.17***	6.78***	-	-
$S^2_{e\ BAT12}$	-6.71***	-8.22***	-9.48***	-9.85***	-	-
$S^2_{e\ BAT14}$	-4.20	-1.40	-10.85***	-6.46***	-	-
$S^2_{e\ BAT17}$	1.15	.45	-6.63***	-6.19***	-	-
$S^2_{e\ BAT19}$.56	1.00	-2.67**	-7.91***	-	-
$S^2_{e\ BAT1}$	-1.01	4.75***	-2.20*	-3.36***	-	-
$S^2_{e\ BAT7}$	-.35	-2.55*	-2.05*	-1.61	-	-
$S^2_{e\ BAT8}$	-3.60***	.45	-5.57***	-4.71***	-	-
$S^2_{e\ BAT18}$	-1.19	-1.59	-5.38***	-3.08**	-	-
$S^2_{e\ D1}$	-.62	-5.33***	-9.73***	-15.96***	-6.64***	-12.08***
$S^2_{e\ D2}$.52	-1.17	-10.59***	-11.52***	-13.19***	-6.93***
$S^2_{e\ D3}$.71	.73	-10.59***	-10.87***	-12.56***	-13.08***
$S^2_{e\ BAT}$	-.18	-2.01*	-1.34	-6.48***	-9.76***	-

Notas. M₁ = modelo sin restricciones, M₂ = modelo con restricciones en los pesos de medida, M₃ = modelo con restricciones en los pesos estructurales, M₄ = modelo con restricciones en las covarianzas estructurales, M₅ = modelo con restricciones en los residuos estructurales y M₆ = modelo con restricciones en los residuos de medida. p = peso de medida estandarizado, b = peso estructural estandarizado, S^2_e = varianza del residuo estructural, S^2 = varianza de la variable exógena. CO = corregido. ANC= Apercepción negativa del tamaño del cuerpo, PFC= Pérdida de familiaridad con el cuerpo, INC= Insatisfacción corporal. Valor de significación: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

mientras que Rodríguez y Cruz (2008) ubican este aumento de la insatisfacción entre las edades de los 13 y hasta los 17 años.

Los ajustes corporales propios de la edad en la preadolescencia llevan a una idea menos estable del cuerpo, la cual se caracteriza por la metamorfosis Gila (1999), por lo que un análisis de invarianza nos brinda la seguridad de medir el mismo constructo en poblaciones que atraviesan por diferentes momentos en torno al cuerpo.

La invarianza factorial del BAT sugiere que las variables observadas (ítems) miden las mismas variables latentes en forma idéntica en los grupos de preadolescentes y de adolescentes. Esto posibilita la comparación entre dos grupos que viven un momento diferente en torno al cuerpo, marcado por grandes cambios a nivel físico en el grupo de preadolescentes (Rosenblum & Lewis, 1999). Dado que los datos apoyan la estructura tetradimensional subyacente del BAT como invariante por edad en preadolescentes y adolescentes féminas, podemos afirmar que las adolescentes mexicanas estudiadas conceptualizan la insatisfacción corporal de la misma forma, aspecto que posibilita que interpreten y respondan a los ítems del BAT de forma similar. Aunado a esto, la invarianza nos permite notar que, si existe diferencia en la puntuación media latente del BAT, esto se puede explicar cómo una verdadera diferencia en las variables latentes, sin ser atribuible a un sesgo.

Es de interés para la presente investigación el observar la presencia en diversos estudios de los ítems correspondientes al factor 4 de la escala original, aun cuando los autores advierten que se pueden eliminar dado que no contribuyen a los primeros tres factores claramente definidos. No obstante, el presente estudio arroja evidencia de la estructura factorial, así como de la invarianza en diferentes edades.

Debido a que estudio busca validar la propuesta de Probst et al. en función de su riqueza teórico-metodológica, uno de los aportes del presente radica en brindar evidencia de la estructura factorial mediante el AFC, del cual no se encuentra precedente en las validaciones previamente revisadas, además de arrojar evidencia de la invarianza factorial ante muestra de mujeres en edad pre-adolescente y adolescentes, por

lo que los resultados son valiosos para las mujeres dentro de estos grupos de edad en la región estudiada. Como señalan Probst, Pieters MD y Vanderlinden (2008), el uso de las 4 escalas del BAT en población clínica y no clínica, puede ser una herramienta útil para hacer un cribado que permita la detección de adolescentes con alto riesgo para el desarrollo de trastornos de la conducta alimentaria.

No obstante, debemos señalar que el alcance de los resultados es limitado dadas las características de la muestra, la cual al provenir de instituciones públicas, siendo no clínica y no probabilística y una parte de ella evaluada en línea, impone limitaciones para la generalización de los hallazgos; así mismo la medición se realizó transversalmente, no evaluándose la confiabilidad test-retest, por lo que estudios de medidas repetidas podrían arrojar mayor evidencia de la estabilidad del comportamiento del BAT. Sería importante en futuras investigaciones incluir población clínica y no clínica del sector educativo privado, que permita robustecer la evidencia actual, en donde se pueda otorgar evidencia de la invarianza factorial del BAT en función del tipo de muestra.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas ha mostrado que el modelo tetrafactorial jerárquico es apropiado para población no clínica de mujeres mexicanas entre los 12 y los 21 años dentro del presente estudio. Aunado a esto, el factor de mayor orden del BAT mostró una excelente consistencia interna, y la consistencia de los factores restantes varió de buena a aceptable.

Financiamiento

Ninguno.

Conflictos de interés

Los autores declaran no tener conflictos de interés.

Agradecimientos

Los autores agradecen la colaboración de las instituciones, así como a las mujeres adolescentes y preadolescentes que participaron activamente en este estudio.

Anexo 1

Test de las Actitudes Corporales Probst, Vandereycken, Coppinolle y Vanderlinden (1995)

1	Si comparo mi cuerpo con el cuerpo de personas de mi edad, me genera insatisfacción sobre el mío
2	Mi cuerpo parece ser una cosa torpe
3	Mis caderas parecen demasiado grandes para mí
4	Me siento a gusto dentro de mi cuerpo
5	Tengo un fuerte deseo de estar más delgada.
6	Creo que mis pechos son demasiado grandes.
7	Tiendo a ocultar mi cuerpo. (Por ejemplo, poniéndome ropas amplias).
8	Cuando me miro en un espejo, me encuentro insatisfecha con mi cuerpo.
9	Me es muy fácil relajarme físicamente.
10	Pienso que soy demasiado gruesa.
11	Siento mi cuerpo como una carga.
12	Mi cuerpo se me representa como si no fuera mío.
13	Algunas partes de mi cuerpo parecen que están hinchadas.
14	Mi cuerpo es una amenaza para mí.
15	La apariencia corporal es muy importante para mí.
16	El aspecto de mi vientre es como si estuviera embarazada.
17	Me siento tensa en mi cuerpo.
18	Envidia a otros por su apariencia física.
19	Hay cosas de mi cuerpo que me asustan.
20	Suelo observar mi apariencia en un espejo.

Referencias

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52(3), 17- 32. doi: 10.1007/BF02294359
- Amaya-Hernández, A., Alvarez-Rayón, G., Ortega-Luyando, M. & Mancilla-Díaz, J. M. (2017). Peer influence in preadolescents and adolescents: A predictor of body dissatisfaction and disordered eating behaviors. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 8, 31-39. doi: 10.1016/j.rmta.2016.12.001
- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57(12), 1060-1073. doi:10.1037/0003-066X.57.12.1060
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-46. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Ben-Tovim, D.I., & Walker, M.K. (1991). The development of the Ben-Tovim Walker body attitudes questionnaire (BAQ), a new measure of women's attitudes towards their own bodies. *Psychological Medicine* 21(3), 775-784. doi: 10.1017/S0033291700022406
- Berengüía, R., Castejóna, M. A. y Torregrosa, M.S. (2016). Insatisfacción corporal, conductas de riesgo para trastornos de la conducta alimentaria en universitarios *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 7(1), 1-8. doi: 10.1016/j.rmta.2016.02.004
- Brytek-Matera, A., & Probst, M. (2014). Psychometric properties of the Polish version of the Body Attitude Test. *Archives of Psychiatry and Psychotherapy*, 16(1), 39-46. doi: 10.12740/APP/21445
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Cash, T.F., & Deagle, E.A. (1997). The nature and extent of body-image disturbances in anorexia nervosa and bulimia nervosa: A meta- analysis. *International Journal of Eating Disorders*, 22(2), 107-125. doi: 10.1002/(SICI)1098-108X(199709)22:2<107::AID-EAT1>3.0.CO;2-J

- Cash, T.F., & Pruzinsky, T. (Eds.). (2004). *Body Image: A Handbook of Theory, Research, & Clinical Practice*. New York: The Guilford Press.
- Centros para el Control y la Prevención de las enfermedades –CDC-2020). *Adolescentes jóvenes (12 a 14 años)*. Consultado el 07/06/2020. Disponible en: <https://www.cdc.gov/ncbddd/spanish/childdevelopment/positiveparenting/adolescence.html>.
- Cooper, P.J., Taylor, M.J., Cooper, Z., & Fairburn, C.G. (1987). The development and validation of the Body Shape Questionnaire. *International Journal of Eating Disorders*, 6(4), 485-494. doi: 10.1002/1098-108X(198707)6:4<485::AID-EA-T2260060405>3.0.CO;2-O
- Cruz Licea, V., Urbina Cedillo, C., Alvear Galindo, M. G., Ortiz Hernández, L. y Morán Álvarez, I. C. (2018) Percepción del cuerpo saludable y su relación con la insatisfacción corporal en adolescentes mexicanos. *Revista de Salud Pública y Nutrición*, 17(1), 23-29. doi: 10.29105/respyn17.1-4
- Dimitrov, D.M. (2010). Testing for the factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development* 43(2), 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Duno, M. y Acosta, E. (2019). Percepción de la imagen corporal en adolescentes universitarios. *Revista Chilena de Nutrición*, 46(5), 545-553. doi: 10.4067/S0717-75182019000500545
- Engel, M. M., & Keizer, A. (2017). Body representation disturbances in visual perception and affordance perception persist in eating disorder patients after completing treatment. *Scientific Reports*, 7, 16184. doi: 10.1038/s41598-017-16362-w
- Escoto Ponce De León, M. C. y Camacho Ruiz, E. J. (2008). Propiedades psicométricas del test infantil de actitudes alimentarias en una muestra mexicana. *Revista Mexicana de Psicología*, 25(1), 99-106.
- Gila, A., Castro, J., Gómez, M.J., Toro, J., & Salamero, M. (1999). The body attitude test: Validation of the Spanish version. *Eating Weight Disorders*, 4(4), 175-178. doi: 10.1007/BF03339733
- Halvarsson, K., Lunner, K., Westerberg, J., Anteson, F., & Sjöden, P. (2002). A longitudinal study of development of dieting among 7–17-year-old Swedish girls. *International Journal of Eating Disorders*, 31, 32-42. doi: 10.1002/eat.10004.
- Hayduk, L. A. (1996). *LISREL Issues, Debates and Strategies*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (2003). *LISREL 8: User's reference guide* (2nd ed.). Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- 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. doi: 10.5944/rppc.vol.10.num.3.2005.4001
- Kashima, A., Yamashita, T., Okamoto, A., Nagoshi, Y., Wada, Y., Tadai, T., & Fukui, K. (2003). Japanese version of the Body Attitude Test: Its reliability and validity. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 57, 511-516. doi: 10.1046/j.1440-1819.2003.01156.x
- Kim-Cohen J., Caspi, A., Moffitt, T. E., Harrington, H. L., Milne, B. J. & Poulton, R. (2003). Prior juvenile diagnoses in adults with mental disorder: developmental follow-back of a prospective-longitudinal cohort. *Archives of General Psychiatry*, 60(7), 709-17. doi: 10.1001/archpsyc.60.7.709
- Kline RB. (2005). *Principals and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York: The Guildford Press.
- Martínez y Martínez, R. (1996). La salud del niño y del adolescente. Federación de Pediatría Centro-Occidente de México. 3a. edición (1119-1131). México, D.F.: JGH Masson-Salvat,.
- Miotto, P., De Coppi, M., Frezza, M., Petretto, D.R., Masala, C., & Preti, A. (2003). Eating disorders and aggressiveness among adolescents. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 108, 183–189. doi: 10.1034/j.1600-0447.2003.00121.x
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (eds.), *Estadística con spss y metodología de la investigación*, (pp. 445-528). México: Trillas.
- Moreno, M. A., & Ortiz, G. R. (2009). Eating Disorder and its Relationship with Body Image and Self-Esteem in Adolescents. *Terapia psicológica*, 27(2), 181-190. doi: 10.4067/S0718-48082009000200004
- Olesti Baiges, M., Piñol Moreso, J.L., Martín Vergara, N., De la Fuente García, M., Riera Solé, A., Bofarull Bosch, J.M., y Ricomá de Castellarnau, G. (2008). Prevalencia de anorexia nerviosa, bulimia nerviosa y otros TCA en adolescentes femeninas de Reus. *Anales de Pediatría*, 68(1), 18-23. doi: 10.1157/13114466
- Prieto, G., y Delgado, A.R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74. <http://www.cop.es/papeles>
- Probst, M., Pieters, G., & Vanderlinden, J. (2008). Evaluation of body experience questionnaires in eating disorders in female patients (AN/BN) and nonclinical participants. *International Journal of Eating Disorders*, 41(7), 657-665 doi: 10.1002/eat.20531
- Probst, M., Vandereycken, W., Van Coppenolle, H., & Vanderlinden, J. (1995). The Body Attitude Test for

- patients with an eating disorder: Psychometric characteristics of a new questionnaire. *Eating Disorders* 3(2), 133-144. doi: 10.1080/10640269508249156
- Raich, R. M. (2000). *Imagen corporal: Conocer y valorar el propio cuerpo*. Editorial Pirámide.
- Rodríguez S, y Cruz S. (2008). Insatisfacción corporal en adolescentes latinoamericanas y españolas. *Psicothema*, 20(1), 131-137. ISSN: 0214-9915. Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=727/72720118>
- Rodríguez. M. N., y Ruiz, M. Á. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.
- Rosenblum, G., & Lewis, M. (1999). The relations among body image, physical attractiveness and body mass in adolescence. *Child Development*, 70(1), 50-64. doi: 10.1111/1467-8624.00005
- Santonastaso, P., Favaro, A., Ferrara, S., Sala, A. & Zanetti, T. (1995). Prevalence of Body Image Disturbance in a Female Adolescent Sample: A Longitudinal Study. *Eating Disorders: The Journal of Treatment & Prevention*, 3(4), 342-350. doi: 10.1080/10640269508250064
- Scagliusi, F.B., Alvarenga, M., Polacow, V.O., Cordás, T.A., de Oliveira Queiroz, G.K., Coelho, D., Philippi, S.T., & Lancha, A.H. (2006). Concurrent and discriminant validity of the Stunkard's figure rating scale adapted into Portuguese. *Appetite* 47(1), 77-82. doi: 10.1016/j.appet.2006.02.010
- Shroff, H., & Thompson, J. K. (2006). The tripartite influence model of body image and eating disturbance: A replication with adolescent girls. *Body Image*, 3, 17-23. doi:10.1016/j.bodyim.2005.10.004.
- Shrout P., & Fleiss, J. (1981). Reliability and case detection. In Wing, J.K., Bebbington, P., & Robbins, L.N. (Eds.), *What is a case?* (pp. 117-128). London: Grant McIntyre.
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2010). *Código ético del psicólogo*. México: Trillas.
- Steiger, J.H., & Lind, J.C. (1980). *Statistically based test for the Lumber of common factors*. Iowa City; Paper presented at the Annual Meeting of Psychometrics Society.
- Thompson, J. K., Heinberg, L. J., Altabe, M., & Tantleff-Dunn, S. (2004). *Exacting beauty: Theory, assessment and treatment of body image disturbance*. Washington: American Psychological Association.
- Vizoso-Gómez, C., Vega-Sánchez, S., y Fernández-Fernández, E. (2018). Satisfacción con el peso y actitudes hacia la obesidad. *Psychology, Society, & Education*, 10(3), 275-284. doi: 10.25115/psye.v10i1.2133
- World Medical Association (2013). DWMA Declaration of Helsinki – Ethical principles for medical research involving human subjects. Recuperado de <https://www.wma.net/policies-post/wma-declaration-of-helsinki-ethical-principles-for-medical-research-involving-human-subjects/>

© Universidad Nacional Autónoma de México, 2020.

Los derechos reservados de *Acta de Investigación Psicológica*, son propiedad de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) y el contenido de esta revista no puede ser copiado ni enviado por correo electrónico a diferentes sitios o publicados en listas de servidores sin permiso escrito de la UNAM. Sin embargo, los usuarios pueden imprimir, descargar o enviar por correo electrónico los artículos para uso personal.

Copyright of *Psychological Research Record* is the property of Universidad Nacional Autónoma de México (National Autonomous University of Mexico, UNAM) and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.