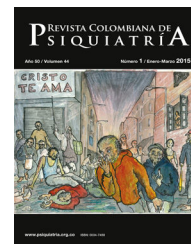




REVISTA COLOMBIANA DE PSIQUIATRÍA

www.elsevier.es/rcp



Artículo original

Análisis psicométrico del Body Shape Questionnaire en universitarios mexicanos

Sergio Dominguez-Lara^a, Saret Aguirre-Pérez^b, Tania Romo-González^c, Socorro Herrera-Meza^d e Yolanda Campos-Uscanga^{b,*}

^a Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

^b Instituto de Salud Pública, Universidad Veracruzana, Xalapa, Veracruz, México

^c Instituto de Investigaciones Biológicas, Universidad Veracruzana, Xalapa, Veracruz, México

^d Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad Veracruzana, Xalapa, Veracruz, México

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 18 de junio de 2018

Aceptado el 8 de septiembre de 2018

On-line el 14 de noviembre de 2018

Palabras clave:

Psicometría

Imagen corporal

Composición corporal

Salud del estudiante

Sexo y salud

R E S U M E N

Objetivo: Analizar las propiedades psicométricas, estructura interna y relación con indicadores antropométricos del Body Shape Questionnaire (BSQ) en universitarios mexicanos, partiendo de un enfoque de la invarianza de medición.

Métodos: Se realizó un estudio instrumental, orientado a la evaluación de las propiedades psicométricas, validez y fiabilidad, del BSQ. Se realizó análisis de invarianza de la medición por el método de estimación mínimos cuadrados ponderados con varianza ajustada y correlaciones policóricas, previa evaluación de diferentes modelos de medición del BSQ en cada grupo. Las puntuaciones de la versión final se correlacionaron con indicadores antropométricos mediante el coeficiente de correlación de Pearson.

Resultados: En el análisis dimensional, todos los modelos previos del BSQ presentan índices de ajuste favorables, aunque aquellos de un solo factor presente son los que tienen evidencia más robusta. Se aceptó la invarianza configural, lo que indica que la estructura unidimensional es común a varones y mujeres. Sin embargo, las cargas factoriales de 16 ítems fueron estadísticamente diferentes entre los grupos, por lo que se descartaron y se obtuvo una versión de 18 ítems (BSQ-18), que se considera invariante respecto al sexo. Además, hay relación directa entre las puntuaciones de la versión del BSQ-18 y el índice de masa corporal, la circunferencia de cintura y el porcentaje de grasa. En cuanto a la fiabilidad, se hallaron indicadores satisfactorios.

Conclusiones: El BSQ-18 es aplicable tanto a varones como a mujeres y tiene indicadores de fiabilidad elevados que posibilitan su uso en entornos clínicos para la evaluación en el abordaje de trastornos de la conducta alimentaria y obesidad en jóvenes universitarios.

© 2018 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: ycampos@uv.mx (Y. Campos-Uscanga).

<https://doi.org/10.1016/j.rcp.2018.09.002>

0034-7450/© 2018 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Psychometric Analysis of the Body Shape Questionnaire in Mexican University Students

A B S T R A C T

Keywords:
Psychometry
Body image
Body composition
Student health
Gender and health

Objective: To analyse the psychometric properties, internal structure, and relationship with anthropometric indicators of the Body Shape Questionnaire (BSQ) among Mexican university students according to the measurement invariance approach.

Methods: An instrumental study was carried out to assess the psychometric properties, validity, and reliability of the BSQ. The analysis of the measurement invariance was performed using the Least Squares Estimation, and weighted by adjusted variance and polychoric correlations after assessing different measurement models for BSQ in each group. The scores of the final version were correlated with anthropometric indicators by the Pearson correlation coefficient.

Results: As regards the dimensional analysis, all of the previous models for BSQ have favourable adjustment rates, although those with a single factor show more robust evidence. The configural invariance was accepted; suggesting that the one-dimensional structure is common for both men and women. However, 16-item factorial loadings were statistically different between the groups. Hence, they were discarded and an 18-item version (BSQ-18) was obtained, which is considered invariant as regards gender. In addition, there is a direct relationship between the scores of the BSQ-18 version and the body mass index, waist circumference, and fat percentage. Satisfactory indicators were found as regards stability.

Conclusions: The BSQ-18 can be used with men and women, and has high reliability indicators to be conducted in clinical settings to assess eating disorders and obesity among university students.

© 2018 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

La satisfacción con la imagen corporal hace referencia a cómo una persona se siente respecto de la imagen mental que tiene del tamaño, la apariencia y la forma de su cuerpo¹. La insatisfacción con la imagen corporal se ha investigado prioritariamente en mujeres por ser un factor de riesgo de trastornos de la conducta alimentaria (TCA)²; sin embargo, actualmente se inician estudios con varones porque, pese a tener menor prevalencia, también se observan TCA y comportamientos alimentarios de riesgo³. Dada la importancia de esta variable, es necesario contar con instrumentos válidos y confiables para su análisis.

Uno de los instrumentos de uso más extendido para la evaluación de la insatisfacción corporal es el *Body Shape Questionnaire* (BSQ)⁴, cuyas propiedades psicométricas se han analizado en diversos países desde diversas metodologías. Por ejemplo, el estudio original no se orienta desde un enfoque analítico factorial para determinar la dimensionalidad de la escala, aunque se deduce que fue una elección implícita porque se propone utilizar una sola puntuación. Posteriormente los estudios instrumentales del BSQ dan cuenta de estructuras tanto unidimensional⁵ como de 2^{6,7} y 4^{8,9} factores, pero se basan en un método exploratorio para derivar factores, concretamente el paquete *Little Jiffy* (análisis de componentes principales, regla de Kaiser y rotación Varimax), cuya implementación en estudios psicométricos se cuestiona por la inadecuación de los procedimientos (p. ej., la

ausencia de discriminación entre comunalidad y especificidad)¹⁰. Una consecuencia de ello es que, al usar una rotación ortogonal, no se reportan las correlaciones interfactoriales, aun cuando la presencia de cargas cruzadas significativas podría indicar la superposición de factores⁶. Más tarde se desarrollaron versiones breves y aparentemente equivalentes^{11,12} que asumen el constructo como unidimensional. Más adelante, y desde un enfoque confirmatorio¹³, se analizaron la versión original y las breves como unidimensionales, y se obtuvieron indicadores de ajuste favorables. Por ese motivo, es muy probable que solo una variable latente explique las puntuaciones del BSQ. Finalmente, existe un reporte del análisis del BSQ-14¹¹ en adolescentes mexicanos¹⁴, pero un análisis pormenorizado de los resultados da cuenta de una solución impropia considerando que la varianza explicada de cada ítem no puede exceder la unidad, por lo que los resultados no serían concluyentes.

Además, se ha cuestionado que se usen en grupos de varones cuestionarios diseñados para medir la satisfacción con la imagen corporal de las mujeres, por las diferencias entre sexos que se observan en las representaciones sobre dicho constructo, es decir, que la medición no es invariante¹⁵. La invarianza de medición (IM) es una condición necesaria para establecer comparaciones justas entre grupos, es decir, sin sesgos inherentes al proceso de la medición¹⁶.

En tal sentido, algunos estudios reportan que en grupos jóvenes las mujeres se perciben más gordas que los varones¹⁷, tienen más miedo a engordar, preocupación por la imagen,

irritabilidad e insatisfacción por su figura y realizan más dietas¹⁸, mientras que por otra parte una investigación no encontró diferencias por sexo en adolescentes de 12-13 años, aunque sí se observaron variaciones en edades posteriores, lo que indica que la insatisfacción corporal se instaura en el periodo que va de los 12 a los 16 años¹⁹. Sin embargo, los estudios antes señalados podrían haber dejado de lado el análisis de la IM y, por ende, la validez de las inferencias se vería comprometida.

Específicamente en población mexicana, las mujeres se perciben con peso corporal normal aunque tengan bajo peso, mientras que cuando presentan obesidad subestiman su estado. Por su parte, los varones con obesidad muestran coincidencia entre la imagen y el índice de masa corporal (IMC), aunque subestiman la percepción corporal con bajo peso²⁰. En cuanto a la circunferencia de la cintura (CC), se ha reportado que es un importante factor para el autoconcepto corporal⁸ y las personas con mayor índice cintura-cadera y mayor CC tienen una mayor apreciación de sobrepeso u obesidad y el deseo de verse más delgados⁹. Por otra parte, los varones jóvenes cuya principal actividad de ocio es el deporte muestran mayor satisfacción con la imagen corporal, mientras que esta asociación no se observa en mujeres¹⁰.

En este sentido, los objetivos del presente estudio son analizar: a) la invarianza de medición del BSQ entre varones y mujeres, previo estudio de su estructura interna, tanto en lo que respecta a los diversos modelos encontrados en la literatura como la versión breve de 14 ítems; b) las diferencias de medias entre varones y mujeres con la versión del BSQ resultante, y c) la relación de indicadores antropométricos con las puntuaciones del BSQ.

Este estudio es importante porque es el primero del BSQ que analiza su estructura interna desde un enfoque de IM orientado a descubrir los posibles sesgos de medida relacionados con el sexo ya que, aunque en algunos grupos de edad se han observado puntuaciones similares en el BSQ, otros han mostrado diferencias. Sin embargo, a pesar de la controversia con respecto al sexo, el BSQ puede ser de utilidad para futuras investigaciones pues, aunque la imagen corporal se considera relevante para las mujeres debido a la presión social existente, actualmente los varones no están exentos de ella y hay evidencias importantes de su presencia en dicho grupo, por lo que podría aplicarse a ambos sexos, considerando además la relación identificada entre satisfacción con la imagen corporal y salud mental¹¹.

Consideraciones éticas

El protocolo de investigación fue revisado y aprobado por un comité de ética e investigaciones (número de registro DGI40500201891). Los participantes en el estudio fueron orientados sobre sus fines y firmaron un consentimiento informado. Se garantizó la confidencialidad de los datos.

Métodos

Se realizó un estudio instrumental, orientado a la evaluación de las propiedades psicométricas, la validez y la fiabilidad del BSQ.

Participantes

Se seleccionó una muestra no probabilística integrada por 1.474 estudiantes (el 48,8% varones y el 51,2% mujeres) de la Universidad Veracruzana en México (media de edad, $19 \pm 2,3$ años). Se incluyó a jóvenes de todas las áreas académicas que ofrece en la Región Veracruz: ciencias biológico-agropecuarias, ciencias de la salud, económico-administrativas, humanidades y técnica.

Instrumentos

Se utilizó la versión española del BSQ⁶, que evalúa la satisfacción o insatisfacción con la imagen corporal por medio de 34 ítems en formato de respuesta ordinal de 6 opciones.

Además se hicieron mediciones antropométricas para determinar el IMC (peso y talla), el porcentaje de grasa corporal (PGC) y CC. Nutriólogos entrenados llevaron a cabo la antropometría. La medición de la talla se hizo con el sujeto descalzo y sin adornos en la cabeza. Se pesó con el mínimo de ropa posible, sin calzado y con la vejiga vacía, mediante una báscula OMRON con monitor de composición corporal, con el que se obtuvo también el PGC. La circunferencia de cintura se tomó con el torso descubierto ubicando el punto medio del borde costal y la cresta iliaca y verificando que el abdomen se encontrara relajado.

Procedimiento

Inicialmente, la inteligibilidad de la escala se analizó solicitando la opinión de 40 estudiantes universitarios mexicanos (20 varones) con las mismas características de la muestra evaluada. Se identificó que 5 ítems (5, 8, 9, 24 y 28) usaban palabras difíciles de comprender para ambos grupos por no emplearse en el contexto mexicano. Ello motivó la sustitución de algunas palabras: «carne» por «cuerpo»; «fijarse» por «poner atención» y «michelines» por «llantas». Como el ítem 15 hacía referencia al uso de «vestidos», que en México solo se aplica a mujeres, se sustituyó por el genérico «ropa».

Tres jueces expertos en temas vinculados con la imagen corporal y el trabajo con jóvenes revisaron esta versión ajustada a fin de valorar que no se perdiera el significado de las frases. Posteriormente se aplicó a otros 40 estudiantes (20 varones), y se encontró que eran comprensibles, por lo que se procedió a su aplicación.

Por último, se invitó a los estudiantes a participar en la investigación, y a quienes aceptaron se les proporcionó el consentimiento informado y el cuestionario para que lo cumplieran individualmente.

Análisis de datos

Se analizaron preliminarmente los estadísticos de distribución, asimetría (g_1) y curtosis (g_2), con el objetivo de observar el alejamiento de la normalidad univariable, esperando valores máximos de 2 y 7 respectivamente²¹.

Para el análisis de IM, se utilizó el programa Mplus versión 7²² con el método de estimación de mínimos cuadrados

Tabla 1 – Modelos de medición del BSQ

| Modelo | Autor | Factores | Ítems |
|----------------|---|--|---|
| M ₁ | Peter J. Cooper, Melanie J. Taylor, Zafra Cooper, Christopher G. Fairbum ⁵ | Insatisfacción corporal | 1-34 |
| M ₂ | Monica Di Pietro, Dartiu Xavier da Silveira ¹⁰ | F1: Autopercepción de imagen corporal F2: Percepción comparativa de la imagen corporal F3: Actitudes respecto a la alteración de la imagen corporal F4: Alteraciones graves de la percepción corporal | 1, 2, 3, 4, 5, 6, 9, 10, 11, 14, 15, 16, 17, 19, 21, 22, 23, 24, 28, 30, 33, 34 12, 20, 25, 29, 31 7, 13, 18, 26, 32 8, 27 |
| M ₃ | Rosalía Vázquez, Jessica Galán, Xóchitl López, Georgina L. Álvarez, Juan M. Mancilla, Alejandro Caballero y Claudia Unikel ⁸ | F1: Malestar corporal normativo F2: Malestar corporal patológico | 2, 4, 5, 6, 9, 12, 17, 22, 24, 34 13, 15, 16, 18, 19, 26, 27, 32 |
| M ₄ | A. Rousseau, A. Knotter, P. Barbe, R.M. Raich, H. Chabrol ⁹ | F1: Evitación y vergüenza social por exposición del cuerpo F2: Insatisfacción corporal con las partes inferiores del cuerpo F3: Uso de laxantes y vómitos F4: Creencias y comportamientos disfuncionales para controlar el peso | 7, 8, 15, 18, 19, 20, 27, 31 2, 3, 4, 5, 9, 10, 12, 14, 24, 25, 28 11, 26, 32 6, 21, 22, 23, 34 |
| M ₅ | Diego Castrillón, Iris Luna, Gerardo Avendaño, Andrés M. Pérez-Acosta ⁷ | F1: Insatisfacción corporal F2: Preocupación por el peso | 1, 3, 7, 8, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 17, 18, 19, 20, 25, 26, 27, 29, 31, 32 2, 4, 5, 6, 9, 16, 21, 22, 23, 24, 28, 30, 33, 34 |
| M ₆ | Rosa M. Raich, Marisol Mora, Anna Soler, Celia Avila, Inmaculada Clos, Laura Zapater ⁶ | Insatisfacción corporal | 2, 3, 4, 6, 9, 10, 12, 14, 15, 17, 19, 20, 21, 23, 25, 29, 34 |
| M ₇ | Jonathan Dowson, Lynn Henderson ¹² | Insatisfacción corporal | 2, 9, 12, 14, 17, 19, 20, 21, 23, 24, 25, 29, 33, 34 |

ponderados con varianza ajustada con base en matrices policóricas debido a que los ítems son medidas ordinales. Para la valoración de los modelos individuales, se usaron los índices de ajuste RMSEA ($\leq 0,06$), TLI y CFI ($\geq 0,95$)²³ y WRMR ($< 0,90$)²⁴. No se registraron resultados de la prueba de la χ^2 debido a su sensibilidad al tamaño muestral, lo que podría resultar en conclusiones poco precisas considerando las dimensiones de la muestra de estudio ($n > 1.000$). Antes de la IM, en cada grupo de varones y mujeres se evaluaron todos los modelos hallados en la literatura (tabla 1), y se eligió aquel con los mejores indicadores psicométricos (índices de ajuste):

La IM se evaluó gradualmente siguiendo la literatura especializada²⁵. En la invarianza configural se restringe la igualdad de la configuración del instrumento en varones y mujeres; para evaluar la invarianza métrica, se plantea la igualdad de las cargas factoriales (λ) entre los grupos; por último, la invarianza fuerte informa de la igualdad de los umbrales (τ) entre los grupos. No se evaluó la invarianza estricta (igualdad de residuales), debido a que basta que se cumpla la invarianza fuerte para la comparación entre las medias de los grupos evaluados.

El grado de IM se evaluó comparando índices de ajuste entre modelos anidados (p. ej., comparar el modelo de invarianza configural con el de invarianza métrica). Concretamente, se consideraron las variaciones del CFI y RMSEA con base en la propuesta de Chen²⁶ adaptada para estos fines (rechazar la invarianza si $\Delta CFI < -0,01$ y $\Delta RMSEA \geq 0,01$), Meade²⁷ (rechazar si $\Delta CFI < -0,002$ y $\Delta RMSEA \geq 0,007$) y Marsh²⁸ (se espera que $\Delta TLI = 0$).

Dado que los indicadores mencionados anteriormente (CFI y RMSEA) valoran el modelo de manera general, se consideraron los índices de modificación²⁹ con el objetivo de detectar si, a nivel de ítems, es necesario realizar modificaciones al modelo (p. ej., conocer qué parámetros deben liberarse) para mejorar su ajuste, con el objetivo de detectar ítems no invariantes a diferente nivel, con lo que se llega a la invarianza parcial.

Para terminar, se calcularon las diferencias de medias latentes entre varones y mujeres tanto por su significación estadística ($p < 0,05$) como su significación práctica ($\Delta\kappa^*$)³⁰, que se valora según los siguientes criterios: 0,2, pequeña; 0,5, moderada, y 0,8, grande. Según la literatura revisada, se esperan mayores puntuaciones en las mujeres. Del mismo modo, se estableció la relación entre PGC y CC con las puntuaciones de la versión final del BSQ, esperando una asociación directa y significativa ($> 0,20$)³¹.

En cuanto a la fiabilidad, se calculó tanto del constructo como de las puntuaciones observadas. En cuanto a la confiabilidad del constructo, se reportó el coeficiente ω ³² esperando magnitudes $> 0,80$ ³³. En cuanto a la confiabilidad de las puntuaciones, se evaluó el modelo tau-equivalente (igualdad estadística de cargas factoriales) como condición necesaria para el uso del coeficiente alfa. Con base en el modelo congénico (la versión final de 18 ítems), se igualaron las cargas factoriales y se compararon los 2 modelos anidados según los criterios utilizados en el análisis de IM (ΔCFI). Posteriormente se reportó acompañado de sus intervalos de confianza del 95% (IC95%)³⁴.

Tabla 2 – Estadísticos descriptivos de los ítems del BSQ según grupo (n = 2.036)

| | Varones | | | Mujeres | | | λ |
|---------|-----------------|-------|-------|-----------------|-------|-------|-----------|
| | Media \pm DE | g_1 | g_2 | Media \pm DE | g_1 | g_2 | |
| Ítem 1 | 2,48 \pm 1,44 | 0,84 | -0,19 | 2,9 \pm 1,52 | 0,59 | -0,56 | - |
| Ítem 2 | 2,71 \pm 1,57 | 0,58 | -0,73 | 3,14 \pm 1,72 | 0,26 | -1,20 | 0,822 |
| Ítem 3 | 1,58 \pm 1,01 | 2,13 | 4,6 | 1,94 \pm 1,46 | 1,56 | 1,38 | - |
| Ítem 4 | 2,94 \pm 1,77 | 0,49 | -1,11 | 3,54 \pm 1,86 | 0,03 | -1,45 | 0,779 |
| Ítem 5 | 2,63 \pm 1,56 | 0,69 | -0,56 | 3,36 \pm 1,62 | 0,17 | -1,09 | 0,744 |
| Ítem 6 | 2,22 \pm 1,49 | 1,11 | 0,21 | 2,65 \pm 1,72 | 0,75 | -0,78 | - |
| Ítem 7 | 1,42 \pm 1,03 | 2,92 | 8,39 | 1,98 \pm 1,5 | 1,49 | 1,06 | 0,81 |
| Ítem 8 | 1,5 \pm 1,06 | 2,56 | 6,41 | 1,79 \pm 1,29 | 1,77 | 2,48 | - |
| Ítem 9 | 1,94 \pm 1,32 | 1,46 | 1,38 | 2,46 \pm 1,58 | 0,89 | -0,33 | 0,835 |
| Ítem 10 | 1,5 \pm 0,96 | 2,39 | 6,05 | 1,95 \pm 1,42 | 1,48 | 1,15 | - |
| Ítem 11 | 1,44 \pm 0,9 | 2,57 | 7,23 | 1,71 \pm 1,16 | 1,92 | 3,42 | - |
| Ítem 12 | 2,3 \pm 1,37 | 1,04 | 0,4 | 2,87 \pm 1,56 | 0,63 | -0,61 | - |
| Ítem 13 | 1,58 \pm 1,02 | 2,17 | 4,97 | 1,93 \pm 1,32 | 1,51 | 1,48 | 0,812 |
| Ítem 14 | 1,7 \pm 1,17 | 1,98 | 3,63 | 2,23 \pm 1,53 | 1,19 | 0,35 | 0,881 |
| Ítem 15 | 1,92 \pm 1,41 | 1,55 | 1,41 | 2,49 \pm 1,64 | 0,86 | -0,48 | - |
| Ítem 16 | 1,61 \pm 1,25 | 2,7 | 4,38 | 2,01 \pm 1,53 | 1,45 | 0,91 | 0,793 |
| Ítem 17 | 1,72 \pm 1,23 | 1,99 | 3,55 | 2,22 \pm 1,56 | 1,2 | 0,32 | 0,864 |
| Ítem 18 | 1,39 \pm 0,92 | 2,98 | 9,57 | 1,63 \pm 1,24 | 2,18 | 4,04 | - |
| Ítem 19 | 1,71 \pm 1,21 | 2,01 | 3,61 | 2,12 \pm 1,52 | 1,3 | 0,63 | 0,882 |
| Ítem 20 | 1,99 \pm 1,31 | 1,47 | 1,62 | 2,6 \pm 1,56 | 0,85 | -0,27 | 0,827 |
| Ítem 21 | 2,09 \pm 1,42 | 1,26 | 0,66 | 2,43 \pm 1,55 | 0,88 | -0,31 | 0,812 |
| Ítem 22 | 2,04 \pm 1,45 | 1,39 | 0,97 | 2,6 \pm 1,78 | 0,76 | -0,82 | - |
| Ítem 23 | 2,26 \pm 1,56 | 1,09 | 0,04 | 2,72 \pm 1,68 | 0,65 | -0,82 | 0,811 |
| Ítem 24 | 1,88 \pm 1,36 | 1,62 | 1,76 | 2,49 \pm 1,66 | 0,88 | -0,47 | 0,871 |
| Ítem 25 | 1,48 \pm 1,04 | 2,56 | 6,49 | 1,8 \pm 1,35 | 1,82 | 2,44 | - |
| Ítem 26 | 1,17 \pm 0,61 | 4,37 | 21,74 | 1,26 \pm 0,88 | 3,92 | 15,54 | - |
| Ítem 27 | 1,38 \pm 0,92 | 3,04 | 9,98 | 1,57 \pm 1,22 | 2,41 | 5,08 | - |
| Ítem 28 | 1,45 \pm 0,97 | 2,7 | 7,71 | 2,61 \pm 1,67 | 0,77 | -0,63 | - |
| Ítem 29 | 1,7 \pm 1,15 | 1,97 | 3,53 | 2,23 \pm 1,46 | 1,21 | 0,6 | 0,868 |
| Ítem 30 | 2,19 \pm 1,44 | 1,18 | 0,5 | 2,67 \pm 1,61 | 0,72 | -0,57 | - |
| Ítem 31 | 1,97 \pm 1,37 | 1,5 | 1,43 | 2,59 \pm 1,66 | 0,77 | -0,60 | 0,793 |
| Ítem 32 | 1,19 \pm 0,65 | 4,25 | 20,8 | 1,29 \pm 0,88 | 3,67 | 13,89 | 0,649 |
| Ítem 33 | 1,71 \pm 1,14 | 1,91 | 3,41 | 2,18 \pm 1,4 | 1,24 | 0,75 | 0,825 |
| Ítem 34 | 2,85 \pm 1,75 | 0,5 | -1,08 | 3,4 \pm 1,79 | 0,15 | -1,34 | - |

DE: desviación estándar; g_1 : asimetría; g_2 : curtosis; λ : cargas factoriales, modelo final (BSQ-18).

Resultados

En cuanto a las características descriptivas de los ítems (tabla 2), presentan promedios ligeramente superiores en el grupo de mujeres, aunque los indicadores de asimetría y curtosis se muestran homogéneos entre ambos grupos, con magnitudes aceptables en la mayoría de los ítems ($g_1 < 2$; $g_2 < 7$).

En cuanto al análisis dimensional previo de los modelos hallados del BSQ, todos (de M1 a M7) presentan índices de ajuste favorables, aunque esto se aprecia en mayor grado en el grupo de mujeres (tabla 3). En general, las correlaciones interfactoriales ($\phi_{\text{promedio}} > 0,850$) son tan altas que indican multicolinealidad, es decir, una superposición empírica entre factores que no permite una interpretación independiente de cada una. En ese sentido, solo M1 y M7 representan mejor el constructo (unidimensional), pero se consideró M1 debido a que M7 es una versión breve y, al ser el primer estudio orientado a la evaluación de la IM del BSQ, sería apropiado comenzar con la escala completa.

Seguidamente, la invarianza configural presenta índices de ajuste adecuados, lo que indica que la estructura unidimensional es común a varones y mujeres. Si bien es cierto que las variaciones en los índices de ajuste (CFI, TLI y RMSEA) están a favor del cumplimiento de esta etapa, la información brindada por los índices de modificación ($\chi^2 > 10$; $p < 0,001$) indican que las cargas factoriales de 16 ítems (1, 3, 6, 8, 10, 11, 12, 15, 18, 22, 25, 26, 27, 28, 30 y 34) no son estadísticamente similares entre los grupos. En relación con la invarianza fuerte realizada con los 18 ítems restantes, solo un umbral resultó no invariante, lo cual no impacta significativamente en la consideración de la versión del BSQ-18 como invariante respecto al sexo³⁵, y con cargas factoriales de magnitud moderada-alta ($\lambda > 0,60$) y estadísticamente significativas (tabla 4).

Finalmente, en cuanto a las diferencias de medias latentes, las mujeres presentan significativamente mayor insatisfacción corporal que los varones ($\Delta\kappa = 0,442$; $t = 7,967$; $p < 0,001$) y de magnitud moderada ($\Delta\kappa^* = 0,412$)³⁰.

Para terminar, se halló una relación directa y significativa entre el IMC y las puntuaciones de la versión del BSQ-18 en

Tabla 3 – Índices de ajuste de los modelos del BSQ respecto al sexo

| | CFI | TLI | RMSEA (IC90%) | WRMR | Φ_{promedio} |
|----------------------|-------|-------|---------------------|-------|--------------------------|
| M₁ | | | | | |
| Varones | 0,944 | 0,940 | 0,077 (0,074-0,079) | 1,852 | — |
| Mujeres | 0,960 | 0,958 | 0,073 (0,070-0,076) | 1,624 | — |
| M₂ | | | | | |
| Varones | 0,950 | 0,946 | 0,073 (0,070-0,075) | 1,737 | 0,926 |
| Mujeres | 0,965 | 0,962 | 0,069 (0,066-0,072) | 1,514 | 0,919 |
| M₃ | | | | | |
| Varones | 0,959 | 0,954 | 0,086 (0,081-0,091) | 1,694 | 0,896 |
| Mujeres | 0,974 | 0,970 | 0,078 (0,073-0,083) | 1,411 | 0,930 |
| M₄ | | | | | |
| Varones | 0,952 | 0,947 | 0,079 (0,075-0,083) | 1,711 | 0,872 |
| Mujeres | 0,965 | 0,962 | 0,075 (0,071-0,078) | 1,499 | 0,899 |
| M₅ | | | | | |
| Varones | 0,948 | 0,944 | 0,074 (0,071-0,077) | 1,785 | 0,943 |
| Mujeres | 0,962 | 0,960 | 0,071 (0,068-0,074) | 1,579 | 0,964 |
| M₆ | | | | | |
| Varones | 0,958 | 0,953 | 0,099 (0,093-0,104) | 1,560 | — |
| Mujeres | 0,970 | 0,965 | 0,100 (0,094-0,106) | 1,526 | — |
| M₇ | | | | | |
| Varones | 0,961 | 0,954 | 0,115 (0,107-0,122) | 1,626 | — |
| Mujeres | 0,977 | 0,973 | 0,107 (0,100-0,114) | 1,428 | — |

Tabla 4 – Índices de ajuste para la invarianza de medición del BSQ respecto al sexo

| | CFI | TLI | RMSEA (IC90%) | Δ CFI | Δ TLI | Δ RMSEA |
|--|-------|-------|---------------------|--------------|--------------|----------------|
| Varones | 0,944 | 0,940 | 0,077 (0,074-0,079) | | | |
| Mujeres | 0,960 | 0,958 | 0,073 (0,070-0,076) | | | |
| Configural | 0,954 | 0,951 | 0,075 (0,073-0,077) | | | |
| Métrica ^a | 0,972 | 0,971 | 0,057 (0,055-0,060) | 0,018 | 0,020 | -0,018 |
| Métrica parcial ^b | 0,983 | 0,982 | 0,066 (0,062-0,070) | 0,011 | 0,011 | 0,011 |
| Fuerte parcial ^c | 0,982 | 0,986 | 0,059 (0,055-0,062) | -0,001 | 0,004 | -0,007 |
| Modelo final (BSQ-18) (muestra completa) | 0,966 | 0,961 | 0,098 (0,094-0,102) | | | |

^aRespecto a configural.
^bRespecto a métrica
^cRespecto a métrica parcial.

la muestra completa ($r = 0,395$; $p < 0,001$), así como en varones ($r_{\text{varones}} = 0,413$; $p < 0,001$) y mujeres ($r_{\text{mujeres}} = 0,442$; $p < 0,001$) por separado. Del mismo modo, entre el BSQ-18 y la CC ($r = 0,327$; $p < 0,001$; $r_{\text{varones}} = 0,412$; $p < 0,001$; $r_{\text{mujeres}} = 0,434$; $p < 0,001$) y el PGC ($r = 0,465$; $p < 0,001$; $r_{\text{varones}} = 0,412$; $p < 0,001$; $r_{\text{mujeres}} = 0,445$; $p < 0,001$).

En cuanto a la fiabilidad del constructo, se halló un coeficiente ω satisfactorio (0,947). En cuanto al análisis de la tau-equivalencia, el ajuste del modelo fue adecuado (CFI = 0,974; RMSEA = 0,085) y no difiere de manera significativa del modelo congénico (modelo final; tabla 4). En tal sentido, pudo llevarse a cabo el cálculo del coeficiente alfa, que resultó en una magnitud elevada ($\alpha = 0,957$; IC95%, 0,952-0,961).

Discusión

La consideración de los TCA como un problema no exclusivo de las mujeres trae como consecuencia natural la revisión psicométrica de los instrumentos de evaluación con

modelos analíticos más rigurosos. En este sentido, ante la creciente aparición de estudios que comparan a varones y mujeres en cuanto a la insatisfacción corporal y la ausencia de reportes que analicen el potencial sesgo de sexo en el BSQ, originalmente construido para mujeres, se llevó a cabo este trabajo desde un enfoque de IM.

Una revisión de la literatura dio cuenta de diversos modelos de 2 o más factores⁵⁻⁹, pero en el presente estudio el que presenta mejor funcionamiento psicométrico en varones y mujeres por separado es el original⁴ (unidimensional). Se destaca de ese análisis la elevada correlación interfactorial en los otros modelos, lo que puede informar respecto a un solapamiento entre factores que no se ha comunicado en estudios previos y podría generar resultados no válidos.

Por otro lado, una vez analizados los parámetros de IM, se encontró que diversos ítems representan de forma distinta el constructo entre varones y mujeres, lo que brindaría una medición sesgada que no posibilitaría una comparación justa entre grupos, como se observa en otros estudios similares¹⁵.

Por tal motivo, luego de realizar el análisis de IM fue posible obtener una versión de 18 ítems (BSQ-18) aplicable tanto a varones como a mujeres. Del mismo modo, se obtuvieron indicadores de fiabilidad elevados ($> 0,95$) que posibilitan su uso en entornos clínicos. Finalmente, el BSQ-18 mostró asociaciones significativas con indicadores antropométricos (como el IMC), lo que da cuenta de su validez respecto a criterios externos.

Tener una escala validada en población mexicana que sea aplicable a varones y mujeres y permita evaluar la satisfacción con la imagen corporal puede brindar información que ayude a evitar la aparición de enfermedades tanto fisiológicas como mentales (como el TCA), ya que actualmente ambos sexos son propensos a conductas derivadas de la insatisfacción con la imagen corporal que ponen en riesgo la salud³, aunque en este trabajo nuevamente se identifica que las mujeres presentan mayor insatisfacción con la imagen corporal que los varones¹⁸.

La relación encontrada entre mayor insatisfacción con la imagen corporal y mayores IMC, CC y PGC pone en evidencia también su uso y aplicación para el trabajo con los problemas de obesidad que son cada vez más frecuentes entre los jóvenes. Si bien el estudio de la relación entre satisfacción con la imagen corporal y la obesidad es incipiente^{8,9}, la presente escala abre la posibilidad de llevar a cabo estudios que permitan dilucidar en qué medida la insatisfacción con la imagen corporal influye en la obesidad y viceversa. Este instrumento también permitiría evaluar el efecto de intervenciones tanto de tratamiento como de prevención.

Conflicto de intereses

Ninguno.

Agradecimientos

Los autores agradecen a las Dras. Antonia Barranca Enríquez y Carolina Palmeros Exsome y a todo el personal de la Coordinación de Odontología y de la Coordinación de Nutrición del Centros de Estudios y Servicios en Salud de la Universidad Veracruzana que apoyaron en la recolección de datos.

BIBLIOGRAFÍA

- Slade PD. What is body image? *Behav Res Ther.* 1994;32:497-502.
- Morales A, Gómes A, Jiménez B, et al. Trastorno por atracón: prevalencia, factores asociados y relación con la obesidad en adultos jóvenes universitarios. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2015;44:177-82.
- Lydecker JA, Grilo CM. Comparing men and women with binge-eating disorder and co-morbid obesity. *Int J Eat Disord.* 2018. Disponible en: <https://doi.org/10.1002/eat.22847>.
- Cooper PJ, Taylor MJ, Cooper Z, Fairbum CG. The development and validation of the body shape questionnaire. *Int J Eat Disord.* 1987;6:485-94.
- Raich RM, Mora M, Soler A, Avila C, Clos I, Zapater L. Adaptación de un instrumento de evaluación de la insatisfacción corporal. *Clin Salud.* 1996;7:51-66.
- Castrillón-Moreno D, Luna-Montaña I, Avendaño-Prieto G, Pérez-Acosta AM. Validación del *Body Shape Questionnaire* (Cuestionario de la figura corporal) BSQ para la población colombiana. *Act Colomb Psicol.* 2007;10:15-23.
- Vázquez-Arévalo R, Galán-Julio J, López-Aguilar X, et al. Validez del *Body Shape Questionnaire* (BSQ) en mujeres mexicanas. *Rev Mex Trastor Aliment.* 2011;2:42-52.
- Rousseau A, Knotter A, Barbe P, Raich RM, Chabrol H. Étude de validation de la version française du *Body Shape Questionnaire*. *Encéphale.* 2005;31:162-73.
- Di Pietro M, Silveira DX. Internal validity, dimensionality and performance of the *Body Shape Questionnaire* in a group of Brazilian college students. *Rev Bras Psiquiatr.* 2009;31:21-4.
- Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anal Psicol.* 2014;30:1151-69.
- Dowson J, Henderson L. The validity of a short version of the *Body Shape Questionnaire*. *Psychiatry Res.* 2001;102:263-71.
- Evans C, Dolan B. *Body Shape Questionnaire*: derivation of shortened "alternate forms". *Int J Eat Disord.* 1993;13:315-21.
- Warren CS, Cepeda-Benito A, Gleaves DH, et al. English and Spanish versions of the *Body Shape Questionnaire*: measurement equivalence across ethnicity and clinical status. *Int J Eat Disord.* 2008;41:265-72.
- Franco-Paredes K, Bautista-Díaz ML, Díaz-Reséndiz FJ, Arredondo-Urtíz EM. Propiedades psicométricas del *Body Shape Questionnaire* (BSQ-14) en mujeres universitarias mexicanas. *Evaluar.* 2018;18:1-11.
- Elosua P, Hermosilla D. Does body dissatisfaction have the same meaning for males and females? A measurement invariance study. *Eur Rev Appl Psycho.* 2013;63:315-21.
- Dominguez-Lara S. Comparación del autoconcepto entre grupos. ¿sesgo o diferencias?: comentarios a Castillo et al. *Rev Chil Pediatr.* 2016;87:436.
- Ramos P, Rivera F, Pérez RS, Lara L, Moreno C. Diferencias de género en la imagen corporal y su importancia en el control de peso. *Escritos de Psicología* (Internet). 2016;9:42-50.
- Arbinaga FA, García D, Vázquez I, Joaquín M, Pazos E. Actitudes hacia el ejercicio en estudiantes universitarios: relaciones con los hábitos alimenticios y la insatisfacción corporal. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte.* 2011;6:97-112.
- Baile Ayensa JI, Guillén Grima F, Garrido Landívar E. Insatisfacción corporal en adolescentes medida con el *Body Shape Questionnaire* (BSQ): efecto del anonimato, el sexo y la edad. *Int J Clin Health.* 2002;2:439-50.
- Oliva-Peña Y, Ordóñez-Luna M, Santana-Carvajal A, Marín-Cárdenas AD, Andueza-Pech G, Gómez-Castillo IA. Concordancia del IMC y la percepción de la imagen corporal en adolescentes de una localidad suburbana de Yucatán. *Biomédica.* 2016;27:49-60.
- Finney SJ, DiStefano C. Non-normal and categorical data in structural equation modeling. En: *Structural equation modeling. A second course.* Greenwich: Information Age Publishing; 2006. p. 269-314.
- Muthén LK, Muthén BO. *Mplus user's guide.* Los Angeles: Muthén & Muthén; 1998-2012.
- Kline RB. *Principles and practice of structural equation modeling.* 3.ª ed New York: Guilford Press; 2010.
- Yu CY. Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes. University of California; Los Angeles; 2002.
- Pendergast LL, von der Embse N, Kilgus SP, Eklund KR. Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *J Sch Psychol.* 2017;60:65-82.
- Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Struct Equ Modeling.* 2007;14:464-504.

27. Meade AW, Johnson EC, Braddy PW. Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *J. Appl Psychol.* 2008;93:568-92.
28. Marsh HW, Ludtke O, Muthen B, et al. A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychol Assess.* 2010;22:471-91.
29. Sörbom D. Model modification. *Psychometrika.* 1989;54:371-84.
30. Pornprasertmanit S. A note on effect size for measurement invariance. CRAN R Project. 2014. Disponible en: <https://cran.r-project.org/web/packages/semTools/vignettes/partialInvariance.pdf>.
31. Ferguson CJ. An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. *Prof Psychol Res Pr.* 2009;40:532-8.
32. McDonald RP. *Test theory: A unified treatment.* Mahwah: Lawrence Erlbaum; 1999.
33. Raykov T, Hancock GR. Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *Br J Math Stat Psychol.* 2005;58:65-82.
34. Domínguez-Lara S, Merino-Soto C. ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Rev Latinoam Cienc Soc Niñez Juv.* 2015;13:1326-8.
35. Dimitrov DM. Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Meas Eval Couns Dev.* 2010;43:121-49.