



Revista Iberoamericana de Psicología y Salud

ISSN: 2171-2069

rips@usc.es

Sociedad Universitaria de Investigación en
Psicología y Salud
España

Flores, Rosalva; Ornelas, Martha; Viciano, Jesús; Blanco, Humberto; Gastélum, Gabriel
INVARIANZA FACTORIAL DE LA PRUEBA BODY IMAGE ANXIETY SCALE EN UNIVERSITARIOS
DE CIENCIAS SOCIALES

Revista Iberoamericana de Psicología y Salud, vol. 4, núm. 2, julio, 2013, pp. 31-48

Sociedad Universitaria de Investigación en Psicología y Salud
A Coruña, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=245128059002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

INVARIANZA FACTORIAL DE LA PRUEBA BODY IMAGE ANXIETY SCALE EN UNIVERSITARIOS DE CIENCIAS SOCIALES

Rosalva Flores*, Martha Ornelas*, Jesús Viciano**, Humberto Blanco*, y Gabriel
Gastélum*

*Universidad Autónoma de Chihuahua, México.

** Universidad de Granada, España.

(Recibido 1 de febrero de 2013; revisado 29 de abril de 2013; aceptado 2 de mayo de 2013)

Abstract

The present study analyses the psychometric properties of the Body Image Anxiety Scale (BIAS) on students of Social Sciences. The total sample comprised 589 participants; 376 women and 213 men, all of them freshman at Universidad Autónoma de Chihuahua in the area of social sciences, with a mean age of 18.24 years ($DS = 0.73$). Psychometric analysis showed that a two-factorial structure was viable and adequate. The factor structure of the questionnaire was analyzed with confirmatory factor analysis (CFA). The structure of the two factors, attending to substantive and statistic criteria, showed adequate indicators of adjustment of reliability and validity. In addition, factor analysis conducted with subsamples indicated the presence of strong evidence of factor structure stability. Future research should replicate these findings in larger samples.

Keywords: instrument construction; factor structure; measurement invariance; instrumental study; construct validation; structural equation.

Resumen

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas de la prueba *Body Image Anxiety Scale* (BIAS) en alumnos de Ciencias Sociales. La muestra total fue de 589 sujetos; 376 mujeres y 213 hombres, alumnos de primer ingreso a las licenciaturas de ciencias sociales que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua, con una edad media de 18,24 años ($DE = 0,73$). La estructura factorial del cuestionario se analizó a través de un análisis factorial confirmatorio (AFC). El análisis, muestra que una estructura bifactorial es viable y adecuada. La estructura de dos factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Además, los resultados de los análisis factoriales llevados a cabo con las submuestras, indican la existencia de fuertes evidencias de la estabilidad de la estructura factorial. Futuras investigaciones deberían replicar estos hallazgos en muestras más amplias.

Palabras clave: construcción de instrumento; invarianza de medida; estudio instrumental; validación de constructo; ecuaciones estructurales.

Introducción

En los últimos años la imagen corporal ha tomado un inmenso auge en las sociedades modernas, muchas de las cuales han creado toda una subcultura basada en la percepción y la importancia de la imagen ideal (Banfield y McCabe, 2002). El ideal de estar delgado y las preocupaciones por el peso vienen de un ideal cultural que aunque hoy sea considerado estético, es sólo una moda y no es necesariamente saludable, ni accesible, pudiendo tener consecuencias negativas como una gran preocupación por el peso y la figura, que pueden ser manifestadas como insatisfacción corporal, apreciada como el grado en que los individuos valoran o desprecian su cuerpo y/o en distorsión de la imagen corporal, que es la imprecisión en la determinación del tamaño corporal (Contreras, Gil, García, Fernández, y Pastor, 2012; Vidal, 2007).

La imagen corporal y las normas estéticas que rigen actualmente al mundo occidental pueden afectar el desarrollo psicológico tanto de hombres como de mujeres, pero son las mujeres, preadolescentes y adolescentes, las que presentan una mayor tendencia a padecer conflictos en la elaboración de la imagen corporal, vinculados al desarrollo de problemas en las conductas alimentarias (Bonilla, Pastor, y Martínez, 2001; Facchini, 2006; Thompson, 2003). Lo anterior se debe a que los estándares de “belleza y delgadez” son especialmente rígidos para ellas (Calaf, León, Hilerio, y Rodríguez, 2005).

El anhelo de adelgazar o de mantenerse delgado se ha convertido en un valor central de nuestra cultura y su interiorización en todos nosotros es un hecho indiscutible. Tampoco es discutible que ésta generalizada y emotiva vocación de perder peso constituye el más notable factor de riesgo para los trastornos del comportamiento alimentario (Cano, 2003; Solano y Cano, 2012).

En una investigación internacional sobre imagen corporal y control de peso realizada por Wardle, Haase, y Steptoe (2006), en la que participaron 18.512 estudiantes (hombres y mujeres) universitarios de 22 países, donde las medidas incluyeron el peso, altura, percepción acerca del exceso o pérdida de peso y los 22 países se agruparon en cinco áreas geopolíticas y económicas: 1) el Norte de Europa Occidental y U.S.A., 2) Europa Central y Oriental, 3) el Mediterráneo, 4) Asia y 5) América del Sur; se concluyó, que la mujer tiende a sobreestimar su peso en niveles más bajos del índice de masa corporal (IMC) y los hombres a subestimarlos en los niveles más altos de éste; además, de una marcada percepción de sobrepeso e intentos de perder peso en el grupo

de países de Asia, donde las personas son generalmente delgadas, lo que sugiere que la cultura local y las normas podrían moderar las actitudes hacia el peso.

Hoy día, algunas jóvenes se autoprescriben dietas, en muchas ocasiones demasiado rigurosas, otras llevan a cabo programas intensos de acondicionamiento físico: de resistencia, levantamiento de pesas, entre otros. La razón de que el peso es importante para las jóvenes, es que ellas se interesan mucho por su aceptación social y la gordura no es bien vista hoy día en nuestra sociedad. Hay muchas adolescentes perfectamente normales, incluso esbeltas, que están médicamente saludables, pero que ellas mismas se consideran obesas y quieren perder peso (Anuel, Bracho, Brito, Rondón, y Sulbarán, 2012; Cano, 2003), esto último no siempre de manera saludable, y algunas veces pagando un precio muy alto en cuanto a su salud física y mental.

Raich (2004) comenta que en una sociedad que glorifica la belleza, la juventud y la salud no es extraño que aumente la preocupación por la apariencia física. De hecho se gastan millones cada año para mejorar el aspecto físico. Uno de los negocios más lucrativos es el que hace referencia a la mejora del aspecto físico. Pero la preocupación exagerada puede llegar a ser altamente perturbadora e incluso incapacitante para mucha gente.

La insatisfacción corporal, el fuerte deseo de adelgazar, la restricción alimentaria, la influencia de los compañeros y la familia, todo ello encabezado por una dificultad para juzgar o valorar de forma adecuada las dimensiones corporales propias, suponen graves amenazas a la nutrición y, por lo tanto, al desarrollo físico y psicológico de los adolescentes y jóvenes, amenazas que en algunos casos pueden conducir a la aparición de un trastorno alimentario o de algunos de sus factores de riesgo (Saldaña, 1994).

Por otro lado, los medios masivos de comunicación, también juegan un papel importante en la falta de conformidad de los jóvenes con su aspecto personal, al presentar a éstos una serie de modelos como artistas, cantantes y deportistas con características de belleza realmente fuera de lo común, ya sea ésta natural o manipulada de alguna forma, prototipo de belleza a la que la mayoría de la población joven no tiene acceso. Por lo que la falta de congruencia entre su autoimagen imperfecta y el hermoso ideal mostrados en medios de comunicación como revistas, televisión e internet puede constituir una fuente de ansiedad (Cano, 2003; Castillo, 2006).

Por todo ello, en este trabajo se analiza la consistencia interna y la estructura factorial de un instrumento de autoreporte que permite identificar la ansiedad que

generalmente presentan las personas hacia áreas corporales que tienen que ver con su peso corporal, así como con áreas relacionadas con la belleza física, aportando evidencias y datos que propicien la intervención educativa dentro de una perspectiva de atención a la diversidad en el aula.

Para contar con un instrumento con las mejores propiedades psicométricas, se realizó el análisis del mismo en dos submuestras, desde la perspectiva del enfoque clásico de la teoría de los test (Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2008) y el de los modelos de ecuaciones estructurales (Batista y Coenders, 2000); lo cual permitió realizar estudios paralelos para corroborar y verificar los resultados obtenidos. Las preguntas de investigación fueron: 1) ¿cuál es la estructura factorial más viable y adecuada para la prueba *Body Image Anxiety Scale*, en alumnos universitarios de ciencias sociales, en su versión rasgo?; y 2) ¿cuál es el nivel de consistencia interna de cada uno de los factores obtenidos?

Método

Participantes

La muestra de 589 sujetos, 376 (63,8%) mujeres y 213 (36,2%) hombres se obtuvo mediante un muestreo por cuotas, tratando de abarcar la representatividad de las diferentes licenciaturas de ciencias sociales que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua; luego, la muestra, fue aleatoriamente dividida en dos submuestras (50% y 50%) utilizando el *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) en su versión 17.0; con el fin de realizar estudios paralelos que permitieran corroborar y verificar los resultados obtenidos (validación cruzada).

La primera mitad (submuestra 1) quedó constituida por 304 sujetos; 198 (65,1%) mujeres y 106 (34,9%) hombres. Las edades fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18,18 y una desviación estándar de 0,74 años. La segunda mitad (submuestra 2) quedó compuesta por 285 sujetos; 178 (62,5%) mujeres y 107 (37,5%) hombres. Las edades fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18,30 y una desviación estándar de 0,72 años.

Instrumento

El *Body Image Anxiety Scale* (BIAS) en su versión original, es un cuestionario de 15 ítems que evalúa ansiedad-rasgo relacionada con el peso (8 ítems, Factor Peso) y

con zonas corporales no relacionadas con el peso (7 ítems, Factor No Peso), donde el encuestado responde, en una escala de 0 a 4, que tan ansioso(a), tenso(a) o nervioso(a) se siente con respecto a dichas zonas del cuerpo. De acuerdo a Raich (2001) el BIAS tiene buena consistencia interna, buena estabilidad temporal y validez; lo que concuerda con los índices de consistencia interna y validez reportada por Guedea, Ornelas, Rodríguez, y Gastélum (2012) y Ornelas, Gastélum, Blanco y Peinado (en prensa) con alfas de Cronbach y Coeficientes de congruencia superiores a ,85. Se eligió este tipo de encuesta por ser fácil de aplicar (Raviolo, Ramirez, López, y Aguilar, 2010); además, de proporcionar una buena base para una primera ordenación de los individuos en la característica que se mide. Para el estudio se hicieron tres adaptaciones a la versión original:

- Primera adaptación, en la escala original se puntúa con cinco respuestas, en la versión utilizada en la presente investigación, el sujetos elige entre onces posibles respuestas, se conjugó la original con la versión aquí obtenida, quedando de la forma siguientes, nada (0), ligeramente (1, 2 y 3), moderadamente (4, 5 y 6), mucho (7, 8 y 9) y demasiado (10) esta primer adaptación se justifica en relación a que los sujetos están acostumbrados a la escala de 0 a 10, ya que así han sido evaluados por el sistema educativo de nuestro país (México), por ejemplo, Viciano, Cervelló y Ramírez (2007) reportan un cambio similar en la validación de una escala con características muy parecidas, con población española.
- Segunda adaptación, en esta versión se utilizaron solo 12 ítems de acuerdo a los resultados encontrados por Ornelas et al. (en prensa).
- La tercera y última adaptación consistió en aplicar el instrumento por medio de una computadora; esto con el fin de al permitir el almacenamiento de los datos sin etapas previas de codificación, con una mayor precisión y rapidez.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los alumnos de primer ingreso de las licenciaturas de ciencias sociales que se ofrecen en la UACH; los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación correspondiente. Luego se aplicó el instrumento antes descrito por medio de una computadora personal utilizando el módulo administrador del instrumento del editor de escalas versión 2,0 (Blanco et al., 2007), en

una sesión de aproximadamente 25 minutos; en los centros de cómputo de las unidades académicas participantes. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento; las instrucciones de cómo responder se encontraban en las primeras pantallas; antes del primer reactivo del instrumento. Al término de la sesión se les agradeció su participación. Una vez aplicado el instrumento se procedió a recopilar los resultados por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2,0 (Blanco et al., 2007).

Análisis de datos

Análisis clásico de las propiedades psicométricas de la escala

Para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir, de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los ítems del instrumento, se realizaron sendos análisis factoriales exploratorios con las submuestras 1 y 2, a partir del método de factores principales, tomando como base el criterio de Kaiser-Guttman (Costello y Osborne, 2005), por el que se toman autovalores mayores o igual a la unidad y el análisis gráfico del Scree Test de Cattell (Costello y Osborne, 2005) sobre los autovalores; además de que para garantizar una adecuada representación de las variables (ítems), solo se conservaron aquéllos cuya comunalidad, o proporción de su varianza explicada por la solución factorial, fuera superior a ,45; después de una rotación varimax (Costello y Osborne, 2005). Luego mediante el coeficiente α de cronbach se estimó la consistencia interna para cada factor retenido como una medida de su fiabilidad (Elosua y Zumbo, 2008).

Análisis de las propiedades psicométricas de la escala mediante modelos de ecuaciones estructurales

Para conducir el análisis factorial confirmatorio en la submuestra 2, se utilizó el software AMOS 16 (Arbuckle, 2007), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables superficiales (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Probabilidad; siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no sólo el ajuste de

un modelo teórico sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste del modelo se siguieron las recomendaciones antes planteadas, que indican la conveniencia de emplear múltiples indicadores de ajuste. Específicamente, se emplean el estadístico Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI), el residuo cuadrático medio (RMSR), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y el índice de validación cruzada esperada (ECVI) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI), el Índice del ajuste normal (NFI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. El índice de ajuste normado de parsimonia (PNFI), el índice de calidad de ajuste de parsimonia (PGFI), la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia.

Para comprobar la estructura factorial de la prueba *Body Image Anxiety Scale* obtenida a partir de la submuestra 2 (análisis factorial confirmatorio, primera solución factorial), se realizó un segundo análisis factorial confirmatorio en la submuestra 1.

Resultados

Análisis factorial exploratorio (primera solución factorial)

La significación del *Test de Barlett* (2121,576; $p < ,0001$) y el KMO (.879) mostraron una adecuada correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral respectivamente. Detectándose, después de una rotación varimax, una estructura de dos factores: Ansiedad Rasgo Factor No Peso y Ansiedad Rasgo Factor Peso. El conjunto de los factores seleccionados explicaron el 64,65% de la varianza (ver Tablas 1 y 2).

Tabla 1. Autovalores y Porcentaje de Varianza Explicada por los Factores Retenidos. Análisis Factorial Exploratorio Submuestra 1. Solución Rotada.

Factor	Autovalor	% varianza	% acumulado
Ansiedad Rasgo No Peso	3,97	33,14	33,14
Ansiedad Rasgo Peso	3,78	31,51	64,65

Tabla 2. Ítems Agrupados por Factor. Análisis Factorial Exploratorio Submuestra 1. Solución Rotada.

Ítem	Factor	
	No Peso	Peso
1. Mis muslos		,72
2. Mis nalgas		,79
3. Mis caderas		,80
4. Mi abdomen		,78
5. Mis piernas		,75
6. Mi cintura		,75
7. Mis labios	,78	
8. Mis muñecas	,80	
9. Mis manos	,77	
10. Mi frente	,75	
11. Mi cuello	,85	
12. Mi mentón (barbilla)	,77	

Análisis factorial exploratorio (segunda solución factorial)

Con el fin validar la solución factorial obtenida con la submuestra 1, se realizó nuevamente un análisis de factores principales con los datos de la submuestra 2; encontrándose de nuevo una estructura de dos factores: Ansiedad Rasgo Factor No Peso con un 34,75% de la varianza explicada y Ansiedad Rasgo Factor Peso con un 32,27%. El conjunto de los factores principales seleccionados explicaron el 67,02% de la varianza (Tablas 3 y 4). La significación del Test de Barlett (2112,203; $p < ,0001$) y el KMO (.894) muestran, además, una adecuada correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral respectivamente.

Tabla 3. Autovalores y Porcentaje de Varianza Explicada por los Factores Retenidos. Análisis Factorial Exploratorio Submuestra 2. Solución Rotada.

Factor	Autovalor	% varianza	% acumulado
Ansiedad Rasgo Peso	4,17	34,75	34,75
Ansiedad Rasgo No Peso	3,87	32,27	67,02

Tabla 4. Ítems Agrupados por Factor. Análisis Factorial Exploratorio Submuestra 2. Solución Rotada.

Ítem	Factor	
	No Peso	Peso
1. Mis muslos		,68
2. Mis nalgas		,80
3. Mis caderas		,83
4. Mi abdomen		,80
5. Mis piernas		,73
6. Mi cintura		,82
7. Mis labios	,83	
8. Mis muñecas	,80	
9. Mis manos	,77	
10. Mi frente	,81	
11. Mi cuello	,86	
12. Mi mentón (barbilla)	,75	

Congruencia entre los factores de las dos soluciones factoriales (validación cruzada)

Los valores de los coeficientes de congruencia y de los coeficientes de correlación de Pearson entre los pesos factoriales de los factores obtenidos en los análisis factoriales exploratorios llevados a cabo con las submuestras 1 y 2; indican, de acuerdo a Cureton y D'Agostino (1983) una alta congruencia entre pares de factores (Tabla 5).

Tabla 5. Coeficientes de Congruencia y de Correlación de Pearson entre Pesos Factoriales. Análisis Factoriales Exploratorios Submuestras 1 y 2.

Factor	Coeficiente de Congruencia	Coeficiente de Correlación
Ansiedad Rasgo No Peso	,999	,901
Ansiedad Rasgo Peso	,999	,883

Fiabilidad de las subescalas (consistencia interna)

Las subescalas (factores) resultantes en los análisis factoriales exploratorios, de ambas submuestras, obtuvieron alphas $> ,9$ evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas (Tabla 6).

Tabla 6. Coeficientes de Consistencia Interna de los Factores Obtenidos en los Análisis Factoriales Exploratorios Submuestras 1 y 2.

Factor	α Submuestra 1	α Submuestra 2
Ansiedad Rasgo No Peso	,907	,909
Ansiedad Rasgo Peso	,902	,908

Análisis factorial confirmatorio (primera solución factorial)

De acuerdo a los resultados de la Tabla 7, el análisis factorial confirmatorio de la submuestra 2 indica que el modelo de medición de dos factores es óptimo (GFI ,885; RMSR 0,460; RMSEA ,103; ECVI 0,928) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia (Tablas 8 y 9) significativamente superior, al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Tabla 7. Medidas Absolutas de Ajuste para los Modelos Generados. Primer Análisis Factorial Confirmatorio Submuestra 2.

Modelo	Índice de Ajuste				
	χ^2	GFI	RMSR	RMSEA	ECVI
Independiente (12 ítems)	2148,772 ***	,292	3,458	,333	7,651
Saturado (12 ítems)	0	1	0	-	0,549
2 factores 12 ítems	213,511 ***	,885	0,460	,103	0,928

Nota. χ^2 = Chi-cuadrado; GFI = Índice de bondad de ajuste; RMSR = Residuo cuadrático medio; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación; ECVI = Índice de validación cruzada esperada.

*** $p < ,01$.

Tabla 8. Medidas de Ajuste Incremental para los Modelos Generados. Primer Análisis Factorial Confirmatorio Submuestra 2.

Modelo	Índice de Ajuste			
	AGFI	TLI	NFI	CFI
Independiente (12 ítems)	,163	0	0	0
Saturado (12 ítems)	-	-	1	1
2 factores 12 ítems	,831	,904	,901	,923

Nota. AGFI = Índice de bondad ajustado; TLI = Índice Tucker-Lewis; NFI = Índice del ajuste normal; CFI = índice de bondad de ajuste comparativo.

Tabla 9. Medidas de Ajuste de Parsimonia para los Modelos Generados. Primer Análisis Factorial Confirmatorio Submuestra 2.

Modelo	Índice de Ajuste			
	PNFI	PGFI	CMIN/GL	AIC
Independiente (12 ítems)	0	,247	32,557	2172,772
Saturado (12 ítems)	0	-	-	156,000
2 factores 12 ítems	,723	,602	4,029	263,511

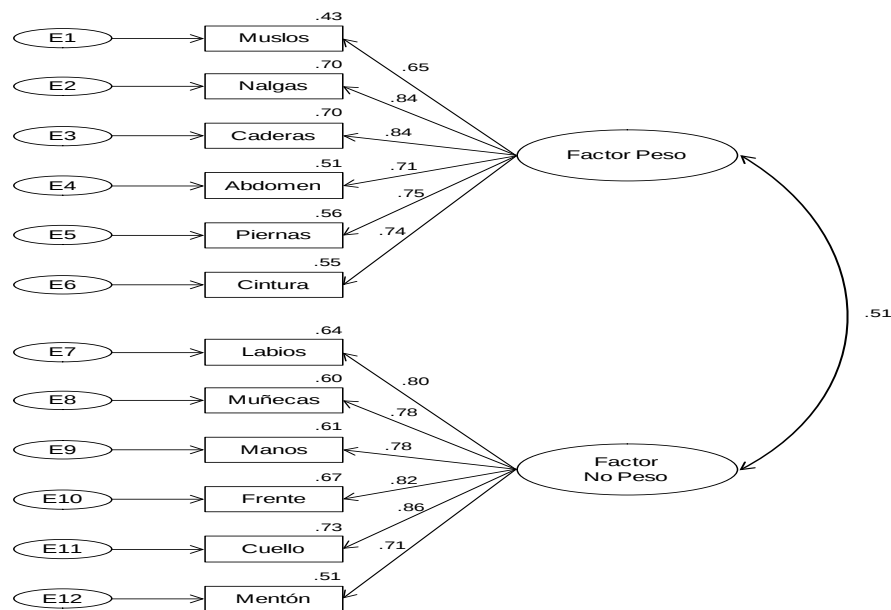
Nota. PNFI = Índice de ajuste normado de parsimonia; PGFI = Índice de calidad de ajuste de parsimonia; CMIN/GL = razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad; AIC = Criterio de Información de Akaike.

En la Figura 1 se presenta el modelo de medición para los 12 ítems agrupados en dos factores, incluyendo los coeficientes de regresión estandarizados entre ítems y factores y las saturaciones factoriales estandarizadas (comunalidades) de cada uno de los ítems.

Ambos factores: Ansiedad Rasgo Peso y Ansiedad Rasgo No Peso, presentan saturaciones factoriales estandarizadas elevadas (mayores a ,40); por lo que todos los ítems resultan bien explicados a partir de dichos factores.

Por su parte, la estimación de la correlación entre los dos factores de la escala es de ,51; lo cual muestra que, a medida que aumenta el nivel de ansiedad en uno de los factores, también aumenta en el otro.

Figura 1. Modelo de Medición para la Escala. Análisis Factorial Confirmatorio Submuestra 2.



Análisis factorial confirmatorio (segunda solución factorial)

La estructura factorial analizada plantea un modelo de dos factores, con adscripciones de los ítems basados en análisis factorial confirmatorio de la submuestra 2 (2 factores 12 ítems). De acuerdo a los resultados de la Tabla 10, el análisis factorial confirmatorio de la submuestra 1 indica que el modelo de medición de dos factores es adecuado (GFI ,807; RMSR 0,554; RMSEA ,122; ECVI 1,113) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia (Tablas 11 y 12) significativamente superior, al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Tabla 10. Medidas Absolutas de Ajuste para los Modelos Generados. Segundo Análisis Factorial Confirmatorio Submuestra 1.

Modelo	Índices de Ajuste				
	χ^2	GFI	RMSR	RMSEA	ECVI
Independiente (12 ítems)	2155,967***	,307	3,401	,323	7,195
Saturado (12 ítems)	0	1	0	-	0,515
2 factores 12 ítems	293,429***	,869	0,554	,122	1,133

Nota. GFI = Índice de bondad de ajuste; RMSR = Residuo cuadrático medio; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación; ECVI = Índice de validación cruzada esperada.

*** $p < ,01$.

Tabla 11. Medidas de Ajuste Incremental para los Modelos Generados. Segundo Análisis Factorial Confirmatorio Submuestra 1.

Modelo	Índices de Ajuste			
	AGFI	TLI	NFI	CFI
Independiente (12 ítems)	,181	0	0	0
Saturado (12 ítems)	-	-	1	1
2 factores 12 ítems	,807	,857	,864	,885

Nota. AGFI = Índice de bondad ajustado; TLI = Índice Tucker-Lewis; NFI = Índice del ajuste normal; CFI = índice de bondad de ajuste comparativo.

Tabla 12. Medidas de Ajuste de Parsimonia para los Modelos Generados. Segundo Análisis Factorial Confirmatorio Submuestra 1.

Modelo	Índices de Ajuste			
	PNFI	PGFI	CMIN/GL	AIC
Independiente (12 ítems)	0	,260	32,666	2179,967
Saturado (12 ítems)	0	-	-	156,000
2 factores 12 ítems	,694	,590	5,536	343,429

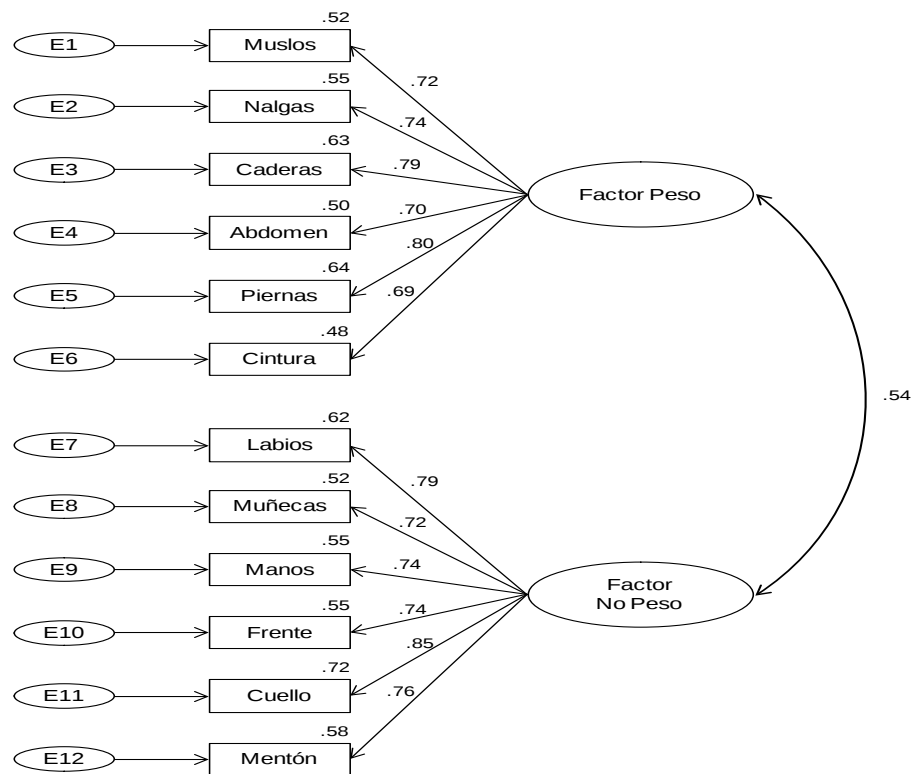
Nota. PNFI = Índice de ajuste normado de parsimonia; PGFI = Índice de calidad de ajuste de parsimonia; CMIN/GL = razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad; AIC = Criterio de Información de Akaike.

En la Figura 2 se presenta el modelo de medición para los 12 ítems agrupados en dos factores, incluyendo los coeficientes de regresión estandarizados entre ítems y factores y las saturaciones factoriales estandarizadas (comunalidades) de cada uno de los ítems.

Ambos factores: Ansiedad Rasgo Peso y Ansiedad Rasgo No Peso, presentan saturaciones factoriales estandarizadas elevadas (mayores a ,45); por lo que todos los ítems resultan bien explicados a partir de dichos factores.

Por su parte, la estimación de la correlación entre los dos factores de la escala es de ,54; lo cual muestra que, a medida que aumenta el nivel de ansiedad en uno de los factores, también aumenta en el otro.

Figura 2. Modelo de Medición para la Escala. Análisis Factorial Confirmatorio Submuestra 1.



Congruencia entre los factores de las dos soluciones factoriales (validación cruzada)

Los valores de los Coeficientes de Congruencia y de los Coeficientes de correlación de Pearson entre los pesos factoriales (coeficientes de regresión estandarizados) de los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios llevados a cabo con las submuestras 1 y 2; indican de acuerdo a lo sugerido por Cureton y D'Agostino (1983), una alta congruencia entre pares de factores. Lo que significa que los resultados del modelo son plenamente confirmatorios (ver Tabla 13).

Tabla 13. Coeficientes de Congruencia y de correlación de Pearson entre Pesos Factoriales. Análisis Factoriales Confirmatorios Submuestras 1 y 2.

Factor	Coefficiente de Congruencia	Coefficiente de Correlación
Ansiedad Rasgo Peso	,996	,873
Ansiedad Rasgo No Peso	,998	,862

Fiabilidad de las subescalas

Las subescalas (constructos) resultantes en los análisis factoriales confirmatorios, de ambas submuestras, poseen fiabilidades superiores a ,85, evidenciando, de acuerdo a Hair, Anderson, Tatham, y Black (1999) una fiabilidad óptima, particularmente si se considera el número reducido de ítems. En cuanto a la varianza extraída ambos factores (constructos) logran el mínimo sugerido (ver Tabla 14).

Tabla 14. Fiabilidad y Varianza Extraída de los Constructos Obtenidos en los Análisis Factoriales Confirmatorios Submuestras 1 y 2.

Factor	Submuestra 1		Submuestra 2	
	Fiabilidad	Varianza	Fiabilidad	Varianza
Ansiedad Rasgo Peso	,879	,549	,889	,574
Ansiedad Rasgo No Peso	,896	,589	,910	,628

Discusión

En cuanto al Análisis Factorial Exploratorio llevado a cabo para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir, de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los 12 ítems del instrumento *Body Image Anxiety Scale*, reveló una estructura de dos factores: Ansiedad Rasgo Peso y Ansiedad Rasgo No Peso; en concordancia con los autores originales de la escala (Reed et al., como se cita en Raich, 2001) y del análisis psicométrico realizado por Guedea et al. (2012) de esta misma escala. Además, los factores de ambas submuestras evidenciaron una consistencia interna adecuada; así como una alta congruencia entre pares de factores, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos. Por otra parte, el Análisis Factorial Confirmatorio indicó que el modelo de medición de 12 ítems en dos factores ajusta de manera adecuada al modelo teórico. Al mismo tiempo que los dos factores así obtenidos presentan en general saturaciones factoriales estandarizadas altas. Por su parte los dos factores correlacionan entre sí de forma positiva y estadísticamente significativa lo cual muestra que a medida que aumenta el nivel de ansiedad en uno de ellos, también aumenta en el otro. Conjuntamente con todo lo antes dicho, los valores de los coeficientes de congruencia y de los coeficientes de correlación de Pearson entre los pesos factoriales (coeficientes de regresión

estandarizados) de los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios llevados a cabo con las submuestras 1 y 2; indican una alta congruencia entre pares de factores. Lo que significa que los resultados del modelo son plenamente confirmatorios.

Conclusiones

De los resultados obtenidos, de su análisis y de su discusión, se pueden obtener las siguientes conclusiones, sobre las propiedades psicométricas de la prueba *Body Image Anxiety Scale* (BIAS) versión rasgo: 1) el análisis de las propiedades psicométricas, ha mostrado que una estructura bifactorial es viable y adecuada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios alumnos conclusiones; aportando evidencia de validez de constructo pues se confirma la estructura bidimensional del mismo, según es presentado en la literatura; 2) la estructura de dos factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez; 3) como la validez factorial de los instrumentos de medida debe ser demostrada con muestras que presenten diferencias tanto poblacionales como culturales, considerando que más estudios, con la versión del instrumento aquí obtenida, son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en la presente investigación.

Referencias

- Anuel, A., Bracho, A., Brito, N., Rondón, E., y Sulbarán, D. (2012). Autoaceptación y mecanismos cognitivos sobre la imagen corporal. *Psicothema*, 24, 390-395.
- Arbuckle, J. (2007). *AMOS users guide version 16.0*. USA: Marketing Department, SPSS Incorporated.
- Banfield, S. S., y McCabe, M. P. (2002). An evaluation of the construct of body image. *Adolescence*, 37, 373-393.
- Batista, J. M., y Coenders, G. (2000). *Modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid: La Muralla.
- Blanco, H., Ornelas, M., Beltrán, F., Mondaca, F., Rodríguez, J., Zueck, M. C., y Peinado, J. E. (2007). Editor para la construcción y aplicación de escalas por medio de una PC. *Tecnociencia Chihuahua*, 1, 55-59.
- Bonilla, A., Pastor, R., y Martínez I. (2001). Adolescencia y género: Imagen corporal y trastornos de la alimentación. *Cuadernos Mujer Salud*, 6, 156-164.

- Calaf, M., León, M., Hilerio, C., y Rodríguez, J. R. (2005). Inventario de Imagen Corporal para Fémias Adolescentes (IICFA). *Revista Interamericana de psicología*, 39, 347-354.
- Cano, B. (2003). Conductas alimentarias e imagen corporal en la adolescencia. Recuperado de <http://mateo.vilar.eresmas.net/descargas/trastornos%20del%20comportamiento%20alimentario.pdf>
- Castillo, B. (2006). Sociedad de consumo y trastornos de la conducta alimentaria. *Revista Electrónica: Trastornos de la Conducta Alimentaria*, 4, 321-335.
- Contreras, O. R., Gil, P., García, L. M., Fernández, J. G., y Pastor, J. C. (2012). Incidencia de un programa de Educación Física en la percepción de la propia imagen corporal. *Revista de Educación*, 357, 281-303.
- Costello, A., y Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 10, 1-9.
- Cureton, E. E., y D'Agostino, R. B. (1983). *Factor Analysis: An applied approach*. Londres: Lawrence Erlbaum Associates.
- Elosua, P., y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20, 896-901.
- Facchini, M. (2006). La imagen corporal en la adolescencia ¿es un tema de varones? *Revista Argentina de Pediatría*, 104, 177-189.
- Guedea, J. C., Ornelas, M., Rodríguez, J. M., y Gastélum, G. (2012). Invarianza factorial de la escala de ansiedad asociada a la imagen corporal en estudiantes universitarios de Educación Física y Ciencias de la Salud. *Formación Universitaria*, 5, 39-50.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham R. L., y Black, W. C. (1999). *Análisis multivariante*. México: Prentice Hall.
- Muñiz, J., y Fonseca-Pedrero, E. (2008). Construcción de instrumentos de medida para la evaluación universitaria. *Revista de Investigación en Educación*, 5, 13-25.
- Ornelas, M., Gastélum, G., Blanco, H., y Peinado, J. E. (en prensa). Análisis psicométrico de la prueba Body Image Anxiety Scale Versión Rasgo en alumnos de educación superior. *Perfiles Educativos*.
- Raich, R. M. (2001). *Imagen corporal. Conocer y valorar el propio cuerpo*. Madrid: Ediciones Pirámide.

- Raich, R. M. (2004). Una perspectiva desde la psicología de la salud de la imagen corporal. *Revista Avances en Psicología Latinoamericana*, 22, 15-27.
- Raviolo, A., Ramirez, P., López, E. A., y Aguilar, A. (2010). Concepciones sobre el conocimiento y los modelos científicos: Un estudio preliminar. *Formación Universitaria*, 3, 29-36.
- Saldaña, C. (1994). *Trastornos del comportamiento alimentario*. Madrid: Fundación Universidad Empresa.
- Solano, N., y Cano, V. (2012). Ansiedad en los trastornos alimentarios: Un estudio comparativo. *Psicothema*, 24, 384-389.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Thompson, J. K. (2003). Introduction: Body image, eating disorders, and obesity – An emerging synthesis. En J. K. Thompson (Ed.), *Body image, eating disorders, and obesity* (pp. 1-20). Washington, DC: American Psychological Association.
- Viciano, J., Cervelló, E. M., y Ramírez, J. (2007). Effects of manipulating positive and negative feedback on goal orientation, perceived motivational climate, satisfaction, task choice, perception of ability, and attitude to physical education lessons. *Perceptual and Motor Skills*, 105, 67-82.
- Vidal, M. L. (2007). *Cómo me veo y cómo estoy. Imagen corporal y obesidad*. Recuperado de http://www.susmedicos.com/OBESIDAD/art_Imagen_Obesidad.htm
- Wardle, J., Haase, A. M., y Steptoe, A. (2006). Body image and weight control in young adults: International comparisons in university students from 22 countries. *International Journal of Obesity*, 30, 644-651.