

Invarianza Factorial de la Escala de Ansiedad Asociada a la Imagen Corporal en Estudiantes Universitarios de Educación Física y Ciencias de la Salud

Julio C. Guedea, Martha Ornelas, Judith M. Rodríguez y Gabriel Gastélum

Universidad Autónoma de Chihuahua, Facultad de educación física y Ciencias del Deporte, DES Salud CA 121, Calle Escorza 900, CP 31000 Chihuahua, Chih.-México.

(e-mail: jcguedea@uach.mx, mornelas@uach.mx, jurodrig@uach.mx y gastelum@uach.mx)

Recibido May. 23, 2012; Aceptado Jun. 12, 2012; Versión final recibida Jul. 10, 2012

Resumen

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas de la prueba Escala de Ansiedad Asociada a la Imagen Corporal (BIAS) versión rasgo en alumnos de educación física y ciencias de la salud. La muestra total fue de 918 participantes; 460 de Educación física y 458 de Ciencias de la salud, con una edad media de aproximadamente 18.3 años y 18.1 años respectivamente. Los análisis factorial exploratorio y factorial confirmatorio mostraron que una estructura bifactorial es viable y adecuada para ambas poblaciones de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios alumnos. Además, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes en las dos poblaciones. Sin embargo, existen diferencias entre las poblaciones para las medias de ambos análisis.

Palabras clave: ansiedad, estructura factorial, invarianza de medida, multimuestra

Factorial Invariance of the Body Image Anxiety Scale on University Student's of Physical Education and Health Sciences

Abstract

The present study analyses the psychometric properties of the Body Image Anxiety Scale (BIAS) on students of physical education and health sciences. The total sample comprised 918 participants; 460 students of Physical Education and 458 students of Health Sciences, with a mean age of approximately 18.3 years and 18.1, respectively. Psychometric analysis showed that a bi-factorial structure was viable and adequate for both populations, according to the established psychometric requirements when the informers are the students themselves. The results showed that factor structure, factor loadings and intercepts of the instrument could be considered as invariant in both groups. However, there are differences between groups for the mean of both analyses.

Keywords: anxiety, factor structure, measurement invariance, multigroup

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 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 (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 et al., 2001; Thompson, 2003; Wardle et al., 2006). Lo anterior se debe a que los estándares de “belleza y delgadez” son especialmente rígidos para ellas (Calaf et al., 2005).

La investigación sobre ansiedad, tradicionalmente se ha dado en dos líneas. La primera de ellas, desde la psicología, estudia la ansiedad como un estado emocional excitado, que se ve influenciado por elementos del entorno social y como un rasgo de la personalidad permanente, que refleja diferencias individuales, influenciado por elementos intrínsecos al individuo (Spielberger, 1972, 1983; Lazarus, 1991), sobre la base de herramientas psicométricas para analizar diferencias individuales. La segunda, desde la psiquiatría, estudia la ansiedad como una enfermedad o un trastorno mental, sobre la base de categorías cualitativas, como las ofrecidas por el Manual de Diagnóstico y Estadística de Desórdenes Mentales (DSM), de la Asociación Americana de Psiquiatría, con un enfoque en estudios de casos.

Nuestra investigación se apoya en el estudio de la ansiedad desde la psicología, al utilizar herramientas de medición propias de esta área y aplicadas a población clínicamente sana, para conocer sus niveles de ansiedad estado y rasgo en su imagen corporal (Raich, 2001, 2004). 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 los alumnos universitarios hacia áreas corporales que tienen que ver con su peso corporal, por ejemplo, caderas, abdomen y cintura así como áreas relacionadas con la belleza física, que no tienen que ver con el peso, por ejemplo, la nariz, frente, orejas y manos, aportando evidencias y datos que propicien la intervención educativa dentro de una perspectiva de atención a la diversidad en el aula.

En el presente estudio interesa, no solo la estructura factorial del instrumento, sino también la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos; ya que en el contexto de la comparación intergrupala, es indispensable plantearse la necesidad de llevar a cabo la adaptación de un instrumento de medida psicológica que cumpla con todos los criterios de equivalencia, pero sobre todo plantearse si la misma estructura factorial es aplicable a distintos grupos de sujetos o, de modo más genérico, a distintas poblaciones (Abalo et al., 2006; Blanco et al., 2011; Castañeda, 2010) con la finalidad de contar con información valiosa para los sistemas de tutoría y desarrollo personal en nuestras universidades; aportando evidencias y datos que propicien la intervención educativa dentro de una perspectiva de atención a la diversidad en el aula.

METODOLOGÍA

Participantes

La muestra de 918 participantes, 460 (50.1%) alumnos de educación física y 458 (49.9%) de ciencias de la salud, se obtuvo mediante un muestreo por cuotas, tratando de abarcar la representatividad de la licenciatura de educación física y ciencias de la salud que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua.

La muestra de alumnos de educación física constituida por 460 participantes; 136 (29.6%) mujeres y 324 (70.4%) hombres. Las edades fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18.27 y una desviación estándar de 0.70 años. La muestra de alumnos de ciencias de la salud compuesta por 458 participantes; 242 (52.8%) mujeres y 216 (47.2%) hombres. Las edades fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18.13 y una desviación estándar de 0.74 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 Ornelas et al. (2011) con alfas de Cronbach y Coeficientes de congruencia superiores a .9. Se eligió este tipo de encuesta por ser fácil de aplicar (Raviolo et al., 2010); además, de proporcionar una buena base para una primera ordenación de los individuos en la característica que se mide.

Para nuestro 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 sujeto elige entre once posibles respuestas, conjugamos la original con nuestra versión, 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 et al. (2007) reportan un cambio similar en la validación de una escala con características muy parecidas, con población española y Ornelas et al. (2011) con universitarios mexicanos.

Segunda adaptación, en nuestra versión utilizamos 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 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 de la salud y educación física que se ofrecen en la UACH; los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación (consentimiento informado) 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

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) análisis factorial exploratorio y 2) análisis factorial confirmatorio y de invarianza factorial; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades para la conformación de los puntajes de ansiedad por la imagen corporal en universitarios de educación física y de ciencias de la salud.

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 muestras de educación física y de ciencias de la salud, a partir del método de factores principales, tomando como base el criterio de Kaiser-Guttman (Costello y Osborne, 2005), 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 (Nunnally y Bernstein, 1995; Elosua y Zumbo, 2008).

Para conducir el análisis factorial confirmatorio para cada muestra, 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 Verosimilitud; 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 emplearon el estadístico Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI), el residuo cuadrático medio (RMR), 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 (Gelabert et al., 2011; Leighton et al., 2007).

Para comprobar la invarianza factorial de la escala ansiedad por la imagen corporal (BIAS) entre alumnos de educación física y alumnos de ciencias de la salud, se realizaron una serie de análisis factoriales confirmatorios multimuestra mediante el software AMOS 16 (Arbuckle, 2007).

RESULTADOS

Análisis factorial exploratorio

Para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir, de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los 12 ítems del instrumento empleado, se realizó, un primer análisis exploratorio de Componentes Factoriales con los datos de la muestra de Educación física. La significación del Test de Barlett (4192.942; $p < .0001$) y el KMO (.913) mostraron una adecuada correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral respectivamente. Detectándose, después de una rotación varimax, una estructura de dos factores; el conjunto de los factores seleccionados explicaron el 71.06% de la varianza (Tablas 1 y 2).

Un segundo análisis exploratorio de Componentes Factoriales con los datos de la muestra de Ciencias de la salud; reveló de nuevo una estructura bifactorial. El conjunto de los dos factores explicaron el 65.42% de la varianza (Tablas 1 y 2). La significación del Test de Barlett (3258.794; $p < .0001$) y el KMO (.880) muestran una adecuada correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral respectivamente.

Fiabilidad de las subescalas (consistencia interna)

Las subescalas (factores) resultantes en los análisis factoriales exploratorios, de ambas muestras, poseen alfas superiores a .75, evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 3).

Tabla 1: Autovalores y porcentaje de varianza explicada por los factores retenidos. Análisis factorial exploratorio para alumnos de educación física y ciencias de la salud. Soluciones rotadas.

Factor	Educación física			Ciencias de la salud		
	Autovalor	% varianza	% acumulado	Autovalor	% varianza	% acumulado
1. Factor No Peso	4.62	38.55	38.55	3.82	31.88	31.88
2. Factor Peso	3.90	32.51	71.06	4.02	33.54	65.42

Tabla 2: Ítems agrupados por factor. Análisis factorial exploratorio para alumnos de educación física y ciencias de la salud. Soluciones rotadas.

Ítem	Educación física		Ciencias de la salud	
	1	2	1	2
1. Mis muslos		.70		.78
2. Mis nalgas		.75		.79
3. Mis caderas		.80		.83
4. Mi abdomen		.78		.78
5. Mis piernas		.68		.80
6. Mi cintura		.80		.80
7. Mis labios	.81		.79	
8. Mis muñecas	.80		.83	
9. Mis manos	.85		.85	
10. Mi frente	.81		.71	
11. Mi cuello	.86		.73	
12. Mi mentón (barbilla)	.82		.76	

Tabla 3: Coeficientes de consistencia interna de los factores obtenidos en los análisis factoriales exploratorios para alumnos de educación física y ciencias de la salud.

Factor	α educación física	α Ciencias de la salud
1. Factor No Peso	.938	.879
2. Factor Peso	.892	.898

Análisis factorial confirmatorio

Ahora, mediante el análisis factorial confirmatorio sobre los datos de las muestras de alumnos de educación física y de ciencias de la salud, se contrasta la solución factorial resultante de los análisis factoriales exploratorios realizados; con el fin de obtener modelos congenéricos y, al mismo tiempo, probar la validez de constructo de las dimensiones y variables estudiadas.

De acuerdo a los resultados de la Tabla 4 el análisis factorial confirmatorio de 12 ítems agrupados en dos factores en la muestra de educación física es aceptable (GFI .879 y RMSEA .091) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia (Tablas 5 y 6) significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio en la muestra de ciencias de la salud, indica nuevamente que el modelo de medición de dos factores es aceptable (GFI .872 y RMSEA .097) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia (ver Tablas 5 y 6) significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

En la figura 1 se presenta el modelo de medición del primer análisis factorial confirmatorio (alumnos de educación física) para los 12 ítems agrupados en tres 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 .50); 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 .48; lo cual muestra que, a medida que aumenta el nivel de ansiedad en uno de los factores, también aumenta en el otro.

En la figura 2 se presenta el modelo de medición del segundo análisis factorial confirmatorio (alumnos de ciencias de la salud) 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 .46; lo cual muestra que, a medida que aumenta el nivel de ansiedad en uno de los factores, también aumenta en el otro.

Tabla 4: Medidas absolutas de ajuste para los modelos generados. Análisis factorial confirmatorio para alumnos de educación física y ciencias de la salud; * $p < .05$.

Modelo	Índice de Ajuste				
	χ^2	GFI	RMR	RMSEA	ECVI
Solución factorial para educación física					
Independiente	4237.564 *	.228	4.194	.371	9.284
Saturado	0	1	0		0.340
2 factores 12 ítems	389.676 *	.879	0.375	.091	0.958
Solución factorial para ciencias de la salud					
Independiente	3293.628 *	.315	2.939	.327	7.260
Saturado	0	1	0		0.341
2 factores 12 ítems	405.717 *	.872	0.479	.097	0.997

Invarianza de la estructura factorial entre alumnos de educación física y ciencias de la salud

Para analizar la invarianza factorial del cuestionario se siguieron las recomendaciones de Abalo et al. (2006) estimando el mismo modelo en ambas muestras; los índices de ajuste obtenidos (Tabla 7) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos muestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, el

resto de índices contradicen esta conclusión (GFI .873; CFI .905; RMSEA .084; AIC 907.080) lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Tabla 5: Medidas de ajuste incremental para los modelos generados.
Análisis factorial confirmatorio para alumnos de educación física y ciencias de la salud.

Modelo	Índice de Ajuste			
	AGFI	TLI	NFI	CFI
Solución factorial para educación física				
Independiente	.088	0	0	0
Saturado			1	1
2 factores 12 ítems	.822	.899	.908	.919
Solución factorial para ciencias de la salud				
Independiente	.190	0	0	0
Saturado			1	1
2 factores 12 ítems	.812	.864	.877	.891

Tabla 6: Medidas de ajuste de parsimonia para los modelos generados.
Análisis factorial confirmatorio para alumnos de educación física y ciencias de la salud.

Modelo	Índice de Ajuste			
	PNFI	PGFI	CMIN/GL	AIC
Solución factorial para educación física				
Independiente	0	.193	64.206	4561.564
Saturado	0			156.000
2 factores 12 ítems	.729	.597	7.352	439.676
Solución factorial para ciencias de la salud				
Independiente	0	.266	49.903	3317.628
Saturado	0			156.000
2 factores 12 ítems	.704	.593	7.655	455.717

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la tabla 7 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI= .904) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA= .081) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC= 902.859) y el índice comparativo de Bentler (CFI= .904) no sufren grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (2002), quienes sugieren que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en .01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial; la diferencia entre CFI obtenida .001 permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos muestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las muestras, pasamos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 7) muestran un buen ajuste de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de

Bentler es de .006; el índice de ajuste general es .858 y el error cuadrático medio de aproximación es .086. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Tabla 7: Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial; * $p < .05$.

Modelo	Índice de Ajuste						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	811.080 *	108	.873	.892	.905	.084	907.080
Invarianza métrica	824.859 *	117	.873	.890	.904	.081	902.859
Invarianza factorial fuerte	940.594 *	120	.858	.875	.898	.086	1012.594

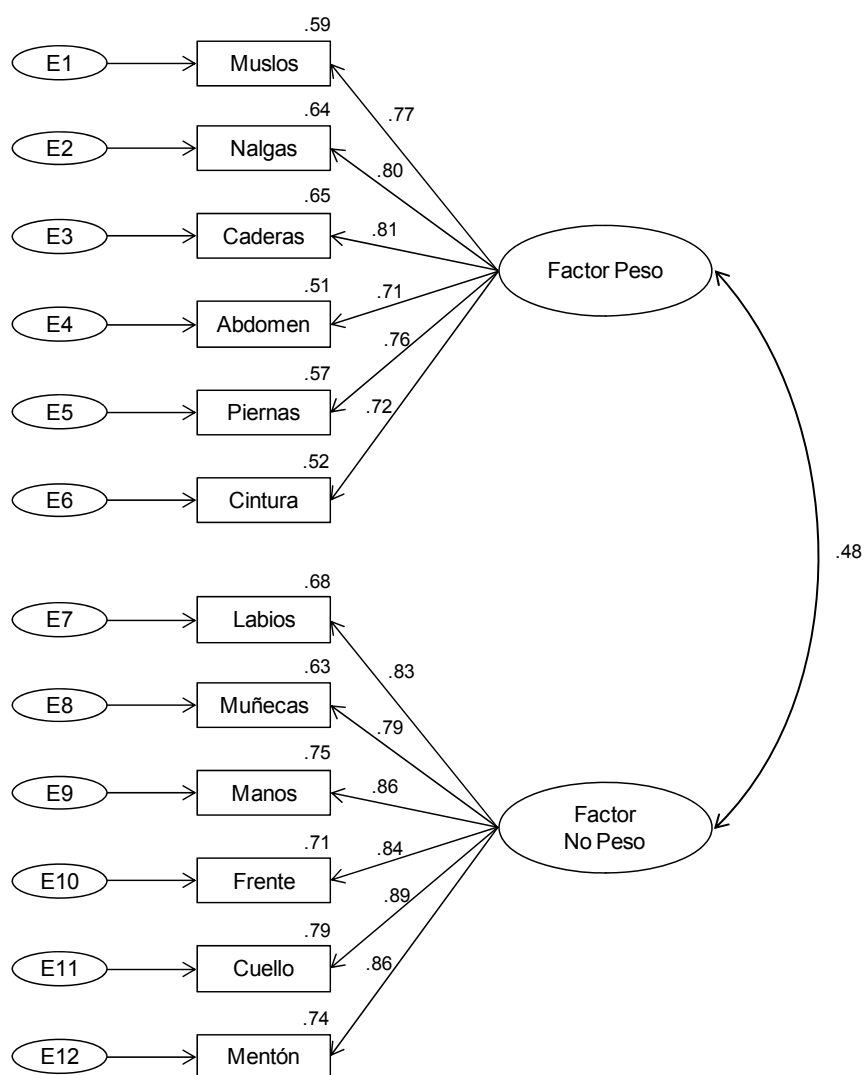


Fig. 1: Modelo de medición para la escala. Análisis factorial confirmatorio alumnos de educación física. Fuente: de los autores.

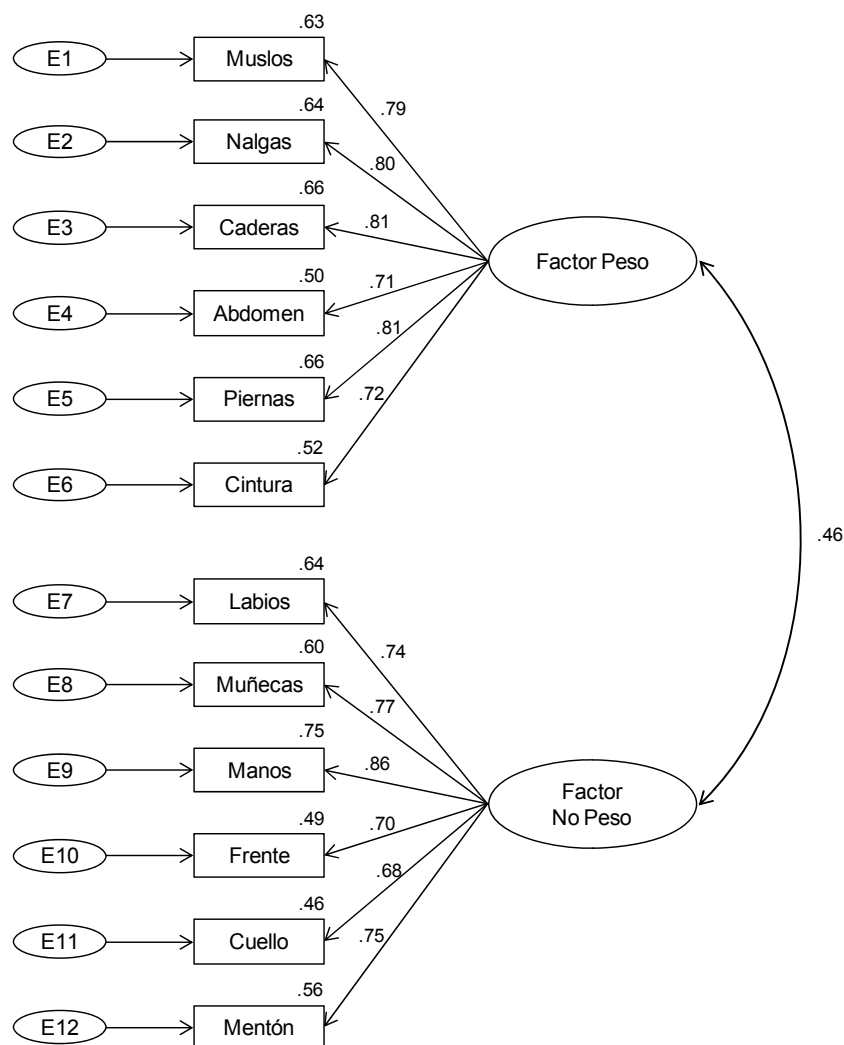


Fig. 2: Modelo de medición para la escala. Análisis factorial confirmatorio alumnos de ciencias de la salud. Fuente: de los autores.

Contrastes de las medias de los factores entre alumnos de educación física y ciencias de la salud

Una vez comprobada la invarianza factorial, las diferencias entre las medias de los factores de los dos grupos se estimaron tomando como referente la muestra de ciencias de la salud, fijando en 0 el valor de las medias para dicha muestra y estimando libremente el valor de las medias para la muestra de educación física. Las restricciones sobre los coeficientes de regresión e interceptos, requeridos para los contrastes entre las medias se realizaron automáticamente mediante el software AMOS 16 (Arbuckle, 2007). Los resultados de las comparaciones entre medias indicaron que la media de los factores No Peso y Peso fueron significativamente mayores (1.278, $p < 0.001$ y 0.765, $p < 0.001$ respectivamente), en los alumnos de educación física.

CONCLUSIONES

De los resultados mostrados, de su análisis y de su discusión, y tomando en cuenta que el objetivo principal de este estudio fue el de examinar la estructura factorial y la medición de la invarianza de dicha estructura en alumnos de educación física y ciencias de la salud, se pueden obtener las siguientes conclusiones:

1) El Análisis factorial exploratorio del instrumento Body Image Anxiety Scale Versión Rasgo llevado a cabo en cada una de las muestras estudiadas puso de manifiesto una estructura de dos factores: Ansiedad Rasgo Peso y Ansiedad Rasgo No Peso.

- 2) Los factores en ambas muestras evidenciaron una consistencia interna adecuada, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos.
- 3) El Análisis Factorial Confirmatorio indicó que el ajuste de los datos al modelo teórico de 12 ítems agrupados en dos factores es aceptable. Al mismo tiempo que los dos factores así obtenidos presentan en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas. Por su parte los factores correlacionan entre sí de forma positiva y estadísticamente significativa lo cual muestra que a medida que aumenta la ansiedad percibida en alguno de los factores, también aumenta en el otro.
- 4) Conjuntamente con todo lo antes dicho, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre las muestras; indican una alta congruencia entre pares de factores. Lo que sugiere la existencia de fuertes evidencias de la validación cruzada de la medida y por tanto de la estabilidad de la estructura, hasta que no se demuestre lo contrario.
- 5) Las comparaciones entre los grupos reflejaron diferencias significativas, a favor de los alumnos de educación física, en las medias de ambos factores. Lo que parece indicar que los alumnos de educación física manifiestan mayores niveles de ansiedad que los alumnos de ciencias de la salud en relación a su cuerpo.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas, ha mostrado que una estructura bifactorial es viable y apropiada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios alumnos. La estructura de dos factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez; lo que concuerda con los resultados encontrados por Ornelas et al., (2011). Sin embargo, consideramos que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en la presente investigación.

REFERENCIAS

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., y Varela, J., *Invarianza factorial con muestras múltiples*, En J. Lévy (Ed.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en ciencias de la salud* pp. 259-278. Netbiblo, Madrid (2006).
- Arbuckle, J., *AMOS users guide version 16.0* (2007).
- Banfield, S. S. y McCabe, M. P., *An evaluation of the construct of body image*, *Adolescence*, 37, 373-393 (2002).
- Blanco, H., Martínez, M., Zueck, M. A. y Gastélum, G., *Análisis psicométrico de la escala autoeficacia en conductas académicas en universitarios de primer ingreso*, *Actualidades Investigativas en Educación*, 11(3), 1-27 (2011).
- Blanco, H. y otros siete autores, *Editor para la construcción y aplicación de escalas por medio de una PC*, *Tecnociencia Chihuahua*, 1(1), 55-59 (2007).
- Bonilla, A., Pastor, R. y Martínez, I., *Adolescencia y género: Imagen corporal y trastornos de la alimentación*, *Cuadernos Mujer Salud*, 6, 156-164 (2001).
- Calaf, M., León, M., Hilerio, C., y Rodríguez, J. R., *Inventario de Imagen Corporal para Fémias Adolescentes (IICFA)*, *Revista Interamericana de psicología*, 39(3), 347-354 (2005).
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B., *Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance*, *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255 (2002).

Castañeda, S., Pineda, M. L., Gutierrez, E., Romero, N. y Peñalosa, E., *Construcción de instrumentos de estrategias de estudio, autorregulación y epistemología personal. Validación de constructo*, Revista Mexicana de Psicología, 27(1), 77-85 (2010).

Costello, A. y Osborne, J., *Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis*. Practical Assessment, Research and Evaluation, ISSN: 1531-7714, 10(7), 1-9, 2005. <http://pareonline.net/pdf/v10n7.pdf>. Acceso: 9 de Mayo (2011)

Elosua, P. y Zumbo, B., *Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas*, Psicothema, ISSN: 1886-144X (en línea), 20(4), 896-901, 2008. <http://www.psicothema.com/pdf/3572.pdf>. Acceso: 3 de agosto (2011).

Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A. y Subirà, S., *Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women*, Psicothema, ISSN: 1886-144X (en línea), 23(1), 133-139, 2011. <http://www.psicothema.com/pdf/3861.pdf>. Acceso: 3 de agosto (2011).

Lazarus, R. S., *Emotion and adaptation*, Oxford University Press, New York (1991).

Leighton, J., Gokiert, R. y Cui, Y., *Using Exploratory and Confirmatory Methods to Identify the Cognitive Dimensions in a Large-Scale Science Assessment*, International Journal of Testing, 7(2), 141-189 (2007).

Nunnally, J. y Bernstein, I., *Teoría Psicométrica*, McGraw-Hill, México (1995).

Ornelas, M., Blanco, H., Gastélum, G. y Chávez, A., *Análisis psicométrico de la prueba Body Image Anxiety Scale en alumnos de educación superior versión rasgo*, Perfiles Educativos, en prensa (2012).

Ornelas, M., Blanco, H., Rodríguez, J. M. y Flores, F. J., *Análisis Psicométrico de la Escala Autoeficacia en Conductas de Cuidado de la Salud Física en Universitarios de Primer Ingreso*, Form. Univ., 4(6), (2011).

Raich, R. M., *Imagen corporal. Conocer y valorar el propio cuerpo*, Ediciones Pirámide, Madrid (2001).

Raich, R. M., *Una perspectiva desde la psicología de la salud de la imagen corporal*, Revista Avances en Psicología Latinoamericana, 22(1), 15-27 (2004).

Raviolo, A., Ramirez, P., López, E. A. y Aguilar, A., *Concepciones sobre el Conocimiento y los Modelos Científicos: Un Estudio Preliminar*, Form. Univ., ISSN: 0718-5006 (en línea), 3(5), 29-36, 2010. <http://www.scielo.cl/pdf/formuniv/v3n5/art05.pdf>. Acceso: 3 de agosto (2011).

Spielberger, C. D., *Anxiety as an emotional state*. En: C. D. Spielberger (Ed), *Anxiety: Current trends in theory and research*, Academic Press, New York (1972).

Spielberger, C. D., *Manual for the State- Trait Anxiety Inventory: STAI (Form Y)*, Consulting Psychologists Press, Palo Alto, (1983).

Thompson, J. K., *Introduction: Body image, eating disorders, and obesity – An emerging synthesis*. En: J. K. Thompson (Ed.), *Body image, eating disorders, and obesity*, American Psychological Association, Washington, D C (2003).

Thompson, B., *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*, American Psychological Association, Washington, D. C: (2004).

Viciano, J., Cervelló, E. M. y Ramírez, J., *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(1), 67-82 (2007).

Vidal, M. L., *Cómo me veo y cómo estoy imagen corporal y obesidad* (2007), http://www.susmedicos.com/OBESIDAD/art_Imagen_Obesidad.htm. Acceso: 23 de Enero (2011).

Wardle, J., Haase, A. M. y Steptoe, A., *Body image and weight control in young adults: international comparisons in university students from 22 countries*, International Journal of Obesity, 30, 644-651 (2006).