

Composición e invarianza factorial del cuestionario IMAGEN en adolescentes mexicanos y españoles

Composition and factorial invariance of the IMAGEN questionnaire among Mexican and Spanish adolescents

Estrutura e invariancia fatorial do questionário IMAGEN em adolescentes mexicanos e espanhóis

Blanco, J.R.¹, Solano, N.², Benavides, E.V.¹ y Ornelas, M.¹

*1 Facultad de Ciencias de la Cultura Física, Universidad Autónoma de Chihuahua, México.
2 Dpto. Psicología Facultad de Educación, Campus Toledo, Universidad Castilla La Mancha, España.*

Resumen: El presente estudio analiza las propiedades psicométricas propuestos por Solano-Pinto y Cano-Vindel (2010) para el cuestionario IMAGEN. La muestra total fue de 533 participantes 257 mexicanos y 276 españoles, con una edad media de 13.15 años (DE=1.10). La estructura factorial del cuestionario se analizó a través de análisis factoriales exploratorios y confirmatorios. Los análisis, muestran que una estructura de cinco factores es viable y adecuada. La estructura de cinco factores (perceptivo, malestar emocional, comportamental, planteamiento de cambio y miedo a engordar), atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Sin embargo el modelo obtenido no coincide totalmente con el planteado por los autores de la prueba, aunque continúa avalando el componente multifactorial de la insatisfacción corporal. Por otro lado, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes en las dos poblaciones estudiadas (mexicanos y españoles); sin embargo, existen diferencias entre las poblaciones para las medias de los factores perceptivo, malestar emocional, planteamiento de cambio y miedo a engordar.

Palabras clave: validez; fiabilidad; psicometría; evaluación psicológica; imagen corporal.

Abstract: This study analyzes the psychometric properties proposed by Solano-Pinto y Cano-Vindel (2010) of the IMAGEN questionnaire. The total sample has been composed by 533 participant, 257 Mexican and 276 Spanish mean age 13,5 years (SD= 1,10). The factor structure of questionnaire has been analyzed through the exploratory and confirmatory factor analysis. This analysis shows that a five factor structure is good. A penta-factor structure (perceptive, emotional distress, behavioral, approach to change and fear to gain weight) have been show an acceptable model fit of reliability and

validity. Although the proposed model doesn't completely match with the authors' model of the questionnaire, the model continues to endorse the multifactorial components of the body dissatisfaction, On the other hand, the factor structure, factor loading and intercepts could be considered invariant across groups (Mexican and Spanish); however, there are differences among Mexican and Spanish adolescents in the perceptive, emotional distress, approach to change and fear to gain weight factors.

Keywords: validity; reliability; psychometrics; psychological assessment; body image.

Resumo: Este estudo analisa as propriedades psicométrica proposto por Solano-Pinto y Cano Vindel (2010) para o questionário IMAGEN. Amostra teve a participação de 533 jovem com idade média de 13,15 anos (DP= 5,24); 257 participantes mexicanos e 276 espanhóis. A estrutura fatorial da questionário foram analisados com análise fatorial exploratória e confirmatória. Os análise mostram que uma estrutura da cinco fatores pode ser considerada plausível. A estrutura da cinco fatores (perceptivo, desconforto emocional, comportamento, aproximação do mudança e medo a gordura) indicou adequados indicadores de ajuste do validade e precisão. Embora o modelo achado non corrobora totalmente á estrutura proposto por os autores do questionário, a apresenta evidencias de uma estrutura multidimensional de a insatisfação corporal. Por outro lado, a estrutura fatorial, as cargas fatoriais e os interceptos apontan um modelo invariante equivalente para dos mostras (mexicanos e espanhóis); porém os achados foram diferentes entre as mostras para as medias de os fatores perceptivo, desconforto emocional, aproximação do mudança e medo a gordura.

Palavras-chave: validade; precisão; psicometria; avaliação psicológica; imagem corporal

El desarrollo de la imagen corporal constituye una de las experiencias psicológicas más importantes del ser humano, asociándose a la calidad de vida (Ferreira, Fortunato, Marta-

Simões y Trindade, 2016) y la salud del ser humano (Bucchianeri y Neumark-Sztainer, 2014). Se configura como una vivencia del propio cuerpo y puede variar en función de experiencias o de cambios bruscos corporales, sin embargo, tiene un fuerte anclaje en la infancia y adolescencia acompañando a la persona durante todo su ciclo vital (Raich, 2000; Solano-Pinto y Díaz-Martínez, 2016).

Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Martha Ornelas, Antonio Plaza 2605, Colonia Linss, CP 31020, Chihuahua (México). E-mail: mornelas@uach.mx

Existe mucha literatura dedicada a la imagen corporal y la mayoría de estudios coinciden en situarla como un constructo multifactorial (Smolak y Thompson, 2009). Además, el malestar con la imagen corporal, es decir, la insatisfacción corporal, se configura en distintos tipos de manifestaciones cognitivas, emocionales, perceptivas y comportamentales. Así, las cognitivas se encuentran reflejadas en comparaciones y la focalización de la atención en aquellas partes del cuerpo que despierten malestar; las emociones más destacadas son la ansiedad, el miedo y la irritabilidad asociadas a la figura corporal. El componente perceptivo se manifiesta a través de connotaciones negativas asociadas al cuerpo y el comportamiento hace referencia a conductas realizadas con la finalidad de modificar el peso y/o el cuerpo.

La insatisfacción corporal adquiere especial relevancia en las poblaciones donde la comparación del propio cuerpo con el canon de belleza da lugar con frecuencia al rechazo de la propia apariencia (Wilksch et al., 2015). El éxito social se asocia con la delgadez rectilínea impuesta por el canon, de tal forma que cuando una persona se aleja de la mencionada delgadez es probable que la insatisfacción corporal aumente. Así, la comparación con un cuerpo delgado y rectilíneo hace que la insatisfacción corporal predomine en determinados sectores de la población occidental (Ferguson, Muñoz, Garza y Galindo, 2014), entre otros, en mujeres (Solano-Pinto y Solbes, en prensa; Zueck, Solano-Pinto, Benavides y Guedea, 2016) y en deportistas (García-Dantas, Sánchez-Martín, Del Rio y Jaenes, 2014). Por otra parte, existen etapas del desarrollo vital de mayor riesgo, siendo la adolescencia una etapa de transición a la vida adulta donde el joven tiene que afrontar y resolver los cambios que se producen. Así, los rápidos cambios corporales en interacción con otros biopsicosociales sitúan al joven en una situación de vulnerabilidad donde los cánones de belleza y la presión sociocultural tiene más influencia que en otras etapas vitales (Ramos, Rivera, Pérez, Lara y Moreno, 2016; Toro, 2013).

De la misma forma, en la literatura se señala que sin la insatisfacción corporal la persona probablemente no sentiría la necesidad de modificar su cuerpo a través de la realización de una dieta, de práctica deportiva de forma obsesiva e incontrolada (Hernández-Mulero y Berengüi, 2016) o de conductas purgativas o compensatorias. Además, la mayoría de los autores afirman que tener una elevada insatisfacción corporal es un factor predictor en el desarrollo de trastornos de la conducta alimentaria (Marco, Perpiñá y Botella, 2014). Por tanto, los diferentes estudios relacionan la imagen corporal positiva con una mayor satisfacción con la vida y autocuidados de la salud (Samperio, Jiménez-Castuera, Lobato, Leyton y Claver, 2016). En este sentido, un correcto desarrollo de la imagen corporal junto con la práctica de la actividad física y hábitos alimentarios equilibrados deberían ser de interés en las agendas de salud pública asociado a la prevención de trastornos de

la conducta alimentaria y la obesidad (Castillo, Solano y Sepúlveda, 2016; Magallares, Carbonero-Carreño, Ruiz-Prieto y Jauregui-Lobera, 2016; Tornero-Quiñones, Sierra-Robles, Carmona y Gago, 2015). Dada la importancia del constructo es fundamental poder evaluarlo a través de instrumentos válidos y fiables. Por ello en el presente estudio instrumental (Montero y León, 2005) se investiga la estructura factorial del cuestionario de evaluación de la insatisfacción con la imagen corporal (IMAGEN) propuesta por Solano-Pinto y Cano-Vindel (2010) y la equivalencia psicométrica del mismo en adolescentes españoles y mexicanos; lo que se justifica por la importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos. (Abalo, Lévy, Rial y Varela, 2006).

Método

Participantes

Participaron en el estudio 533 adolescentes, 276 españoles y 257 mexicanos. La edad de los participantes fluctuó entre los 11 y 15 años, con una media de 13,15 y una desviación estándar de 1,10 años.

Instrumento

Evaluación de la Insatisfacción con la Imagen Corporal (IMAGEN) de Solano-Pinto y Cano-Vindel (2010), consta de 38 ítems que se puntúan con cinco opciones de respuesta: (0) casi nunca o nunca, (1) pocas veces, (2) unas veces sí y otras no, (3) muchas veces y (4) casi siempre o siempre. Se obtiene una puntuación total de insatisfacción con la imagen corporal y puntuaciones en los componentes: cognitivo-emocional (21 ítems: 1-21), perceptivo (10 ítems: 22-32) y comportamental (7 ítems: 33-38). El proceso de creación del cuestionario consistió en obtener datos en relación a su fiabilidad (consistencia interna y test-retest) y su validez de constructo (a través de la correlación con otras pruebas de evaluación); validez discriminante (con muestra control y clínica) y validez estructural (análisis factorial exploratorio). Los datos obtenidos se realizaron en varias fases y con varios tipos de muestra que oscilaban entre los 12 y 22 años para las más de 500 jóvenes de sexo femenino que participaron en las distintas fases y entre los 12 y 16 años para los 352 de sexo masculino. Sin embargo, no se realizaron análisis para obtener datos sólidos respecto a su validez estructural a través del análisis factorial confirmatorio.

Para esta investigación se realizó una adaptación que consistió en cambiar algunos términos utilizados en los ítems de la versión original con el fin de utilizar un lenguaje más adecuado al contexto de la cultura mexicana (por ejemplo la palabra "chichas" por "gorduras").

Procedimiento

Una vez conseguido el permiso tanto de las autoridades educativas como el de las familias, se invitó a participar en el estudio a mujeres estudiantes de la ciudad de Chihuahua México y de la Comunidad de Madrid España. Las que aceptaron participar firmaron el consentimiento informado. Luego se aplicó el instrumento antes descrito en una sesión de aproximadamente 30 minutos; en las aulas de los centros educativos. Al inicio de la evaluación se comentaban las instrucciones del cuestionario y los objetivos de la investigación.

Una vez aplicado el instrumento se procedió a recopilar y a analizar los datos mediante el paquete SPSS 18.0 y AMOS 21.0.

Análisis de datos

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) análisis factorial exploratorio y 2) análisis factorial confirmatorio; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades psicométricas.

Análisis factorial exploratorio

El primer paso del análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario consistió en calcular la media, la desviación estándar, la asimetría, la curtosis y los índices de discriminación de cada ítem. Para luego eliminar de la escala aquellos que obtienen una curtosis o asimetría extremas, o un índice de discriminación por debajo de ,35.

Luego, para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir, de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los ítems del instrumento (con buena discriminación), se realizó un análisis factorial exploratorio a partir del método de máxima verosimilitud, además de que para garantizar una adecuada representación de las variables (ítems), solo se conservaron aquéllos cuya comunalidad inicial fuera superior a ,30; después de una rotación varimax (Costello y Osborne, 2005).

Análisis factoriales confirmatorios

Se sometieron a comparación cuatro modelos de medida: el Modelo 1 (IMAGEN-3), modelo de tres factores acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario; el Modelo 2 (IMAGEN-3b), que responde a la estructura factorial del modelo anterior, eliminando los ítems que no fueron suficientemente bien explicados por el Modelo 1; el Modelo 3 (IMAGEN-5), modelo de cinco factores acorde a los resultados del análisis factorial exploratorio y el Modelo 4 (IMAGEN-5b) que responde a la estructura penta factorial

del modelo anterior, eliminando los ítems que no fueron suficientemente bien explicados por ese modelo.

Para conducir los análisis factoriales confirmatorios se utilizó el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012), 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 observables (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 solo 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), la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. 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 (Byrne, 2010; Gelabert et al., 2011).

A continuación, se calculó la fiabilidad de cada una de los factores del mejor modelo obtenido, a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995) y del Coeficiente Omega (Revelle y Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

Análisis de invarianza factorial

Con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades para la conformación de los puntajes del cuestionario IMAGEN en mexicanos y españoles se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial de los modelos de medida obtenidos, tomando como base el mejor modelo obtenido en la muestra total (modelo IMAGEN-5b). Luego se calculó la fiabilidad, en ambas muestras, de cada una de las dimensiones a través del Alfa de Cronbach y el Coeficiente Omega (Revelle y Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Los análisis descriptivos y los índices de discriminación (correlación elemento-total corregida) de cada uno de los 38 ítems del cuestionario mostraron que las respuestas a todos los ítems reflejan puntuaciones medias que oscilan entre 0,21 y 2,12, y la desviación estándar ofrece, en todos los casos, valores mayores a 0,70 (dentro de un rango de respuesta entre 0 y 4). Con

excepción de los reactivos 24, 25, 26, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37 y 38 todos los valores de asimetría y curtosis se encuentran dentro del rango $\pm 2,00$; por lo que se infiere que las variables se ajustan razonablemente a una distribución normal. En cuanto a los índices de discriminación todos los ítems del cuestionario discriminan satisfactoriamente obteniendo índices de discriminación por encima de ,40 (Brzoska y Razum, 2010).

Después de una rotación varimax (Costello y Osborne, 2005) el análisis factorial exploratorio de los 38 ítems puso de manifiesto una estructura de cinco factores; llevando a eliminar 12 de los ítems analizados (3, 4, 6, 7, 12, 16, 17, 18, 21, 23, 32 y 34). El conjunto de los factores seleccionados explicaron aproximadamente el 61% de la varianza.

Los factores resultantes en el análisis factorial exploratorio obtuvieron en su mayoría valores de consistencia interna por encima de ,70 evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems.

Análisis factorial confirmatorio muestra total

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI ,765; RMSEA ,075; CFI ,867) para el modelo IMAGEN-3 indican que el modelo de medición es no aceptable (Tabla 1).

Tabla 1. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Muestra total.

Modelo	Índices absolutos				Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
IMAGEN-3	2660,362*	,765	,075	,062	,737	,859	,867	4,019	2818,362
IMAGEN-3b	1822,352*	,804	,074	,050	,775	,888	,895	3,944	1954,352
IMAGEN-5	688,628*	,907	,052	,038	,886	,949	,956	2,425	822,628
IMAGEN-5b	274,438*	,951	,043	,026	,932	,975	,980	1,974	376,438

Nota: * $p < ,05$; GFI = goodness of fit index; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; AGFI = adjusted goodness of fit index; TLI = Tucker-Lewis index; CFI = comparative fit index; CMIN/DF = chi-squared fit index divided by degrees of freedom; AIC = Akaike information criterion

El conjunto de los tres factores del modelo IMAGEN-3 explican aproximadamente el 59% de la varianza. Por otro lado, 12 de los 38 ítems poseen saturaciones por debajo de ,70 en su dimensión prevista (ítems 2, 4, 5, 7, 10, 18, 20, 22, 25, 33, 35 y 36). Observándose intercorrelaciones moderadas entre los tres factores evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI ,804; RMSEA ,074; CFI ,895) del segundo modelo sometido a prueba (IMAGEN-3b) que corresponde a una estructura tridimensional del cuestionario sin los ítems (2, 18, 25, 33, 35 y 36) que no fueron suficientemente bien explicados por el modelo IMAGEN-3, indican que este modelo de medición, aunque mejor que el modelo anterior, su ajuste sigue siendo no aceptable (Tabla 1). Los tres factores de este modelo explican en conjunto aproximadamente el 62% de la varianza. Además, 5 de los 32 ítems poseen saturaciones por debajo de ,70 en su dimensión prevista (ítems 3, 4, 5, 7 y 20). Observándose nuevamente intercorrelaciones moderadas entre los factores, evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI ,907; RMSEA ,052; CFI ,956) del tercer modelo sometido a prueba (IMAGEN-5) que corresponde a una

estructura pentadimensional acorde a los resultados del análisis factorial exploratorio de los ítems del cuestionario, indican que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es aceptable (Tabla 1). Los cinco factores de este modelo explican en conjunto más del 68% de la varianza y 6 de los 26 ítems saturan por debajo de ,70 en su dimensión prevista (ítems 22, 25, 33, 35, 36, 37 y 38). Observándose además, intercorrelaciones moderadas entre los cinco factores evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI ,951; RMSEA ,043; CFI ,980) del cuarto y último modelo sometido a prueba (IMAGEN-5b) que corresponde a una estructura pentafactorial del modelo anterior, eliminando los ítems que no fueron suficientemente bien explicados por ese modelo, indican que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo (Tabla 1). Los cinco factores de este modelo explican en conjunto aproximadamente el 74% de la varianza.

Por otro lado de acuerdo a los resultados de la Tabla 2; todos los ítems saturan por encima de ,70 en su dimensión prevista. Observándose además, intercorrelaciones moderadas entre los cinco factores evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Tabla 2. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo IMAGEN-5b. Muestra total.

Item	F1	F2	F3	F4	F5
Pesos Factoriales					
Ítem 26	,71				
Ítem 27	,81				
Ítem 28	,78				
Ítem 29	,86				
Ítem 30	,72				
Ítem 31	,75				
Ítem 8		,84			
Ítem 9		,86			
Ítem 10		,74			
Ítem 11		,76			
Ítem 19		,82			
Ítem 37			,91		
Ítem 38			,84		
Ítem 1				,89	
Ítem 2				,72	
Ítem 5				,71	
Ítem 13					,79
Ítem 14					,81
Ítem 15					,90
Correlaciones Factoriales					
F1	-				
F2	,78	-			
F3	,56	,50	-		
F4	,63	,74	,37	-	
F5	,60	,79	,46	,78	-

Nota: F1 = Perceptivo, F2 = Malestar emocional, F3 = Comportamental, F4 = Planteamiento de cambio, F5 = Miedo a engordar

Por otro lado, los factores resultantes en el análisis factorial confirmatorio para el mejor modelo obtenido (IMAGEN-5b) presentan valores de consistencia interna por encima de ,70 evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems.

Análisis factorial confirmatorio españolas y mexicanas

Los resultados del análisis factorial confirmatorio de 19 ítems agrupados en cinco factores (IMAGEN-5b) en la muestra de españolas es aceptable (GFI = ,906; RMSEA = ,062) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado (Tabla 3). Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio en la muestra de mexicanas, indica nuevamente que el modelo de medición de dos factores es aceptable (GFI = 0,916; RMSEA = 0,050) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado (Tabla 3).

Tabla 3. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Análisis factorial confirmatorio para españolas y mexicanas.

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Solución factorial para las españolas								
IMAGEN-5b	286,352*	,906	,062	,871	,947	,957	2,060	388,352
Saturado	0,000	1,000				1,000		380,000
Independiente	3567,946*	,204	,269	,116	,000	,000	20,865	3605,946
Solución factorial para las mexicanas								
IMAGEN-5b	228,513*	,916	,050	,885	,967	,973	1,644	330,513
Saturado	0,000	1,000				1,000		380,000
Independiente	3464,962*	,193	,274	,104	,000	,000	20,263	3502,962

Nota: GFI = Índice de bondad de ajuste; RMSEA = Raíz del error medio; AGFI = Índice corregido de la bondad de ajuste; TLI = Índice de Tucker-Lewis; CFI = Índice de ajuste comparativo; CMIN/DF = Índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = Criterio de Información de Akaike; * $p < 0,05$.

De acuerdo a los resultados de la Tabla 4, en ambas muestras la mayoría de los ítems saturan por encima de 0,70 en su dimensión (factor) prevista, lo que hace evidente una apropiada validez convergente. Observándose además intercorrelaciones moderadas entre los factores evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Tabla 4. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo IMAGEN-5b. Muestras españolas y mexicanas.

Ítem	españolas					mexicanas				
	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5
Pesos Factoriales										
Ítem 26	,65					,70				
Ítem 27	,79					,80				
Ítem 28	,70					,80				
Ítem 29	,88					,88				
Ítem 30	,64					,75				
Ítem 31	,64					,79				
Ítem 8		,82							,85	
Ítem 9		,83							,88	
Ítem 10		,74							,70	
Ítem 11		,75							,77	
Ítem 19		,85							,78	
Ítem 37			,91						,92	
Ítem 38			,83						,84	
Ítem 1				,90					,87	
Ítem 2				,69					,75	
Ítem 5				,67					,74	
Ítem 13					,76					,84
Ítem 14					,80					,79
Ítem 15					,91					,89
Correlaciones Factoriales										
F1	-					-				
F2	,76	-					-			
F3	,63	,60	-					-		
F4	,67	,76	,54	-					-	
F5	,57	,79	,52	,81	-					-

Nota: F1 = Perceptivo, F2 = Malestar emocional, F3 = Comportamental, F4 = Planteamiento de cambio, F5 = Miedo a engordar

Invarianza de la estructura factorial entre españolas y mexicanas

Los índices de ajuste obtenidos (Tabla 5) 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, los índices GFI=,911, CFI=,965, RMSEA=,040 y AIC=718,865 contradicen esta conclusión lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la Tabla 5 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI ,906) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA ,040) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC 719,148) y el índice comparativo de Bentler (CFI ,962) 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 CFIs obtenida 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 5) muestran un ajuste óptimo 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 ,897 y el error cuadrático medio de aproximación es ,043. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Tabla 5. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial.

Modelo	Índice de Ajuste						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	514,865*	278	,911	,927	,965	,040	718,865
Invarianza métrica	543,148*	292	,906	,923	,962	,040	719,148
Invarianza factorial fuerte	602,260*	307	,897	,914	,956	,043	748,260

Nota: * $p < ,05$; GFI = índice de bondad de ajuste; NFI = índice de ajuste normado; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = raíz del error medio; AIC = criterio de Información de Akaike

Todos los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios alcanzan valores de consistencia interna por encima de ,80 en ambas muestras (españolas y mexicanas); evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 6).

Tabla 6. Coeficiente omega y alfa para los factores obtenidos ambas muestras.

Factor	Españolas		Mexicanas	
	Ω	α	Ω	α
Perceptivo	,866	,879	,908	,909
Malestar emocional	,898	,899	,897	,894
Comportamental	,862	,858	,874	,869
Planteamiento de cambio	,801	,839	,831	,845
Miedo a engordar	,865	,863	,879	,874

Contrastes de las medias de los factores entre españolas y mexicanas

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 españolas, fijando en 0 el valor de las medias para dicha muestra y estimando libremente el valor de las medias para la muestra de mexicanas. Las restricciones sobre los coeficientes de regresión e interceptos, requeridos para los contrastes entre las medias se realizaron automáticamente mediante el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012). Los resultados de las comparaciones indicaron que las medias de los factores perceptivo, malestar emocional, planteamiento de cambio y miedo a engordar son significativamente mayores (0,467, $p < 0,001$; 0,422, $p < 0,001$; 0,502, $p < 0,001$ y 0,282, $p < 0,05$ respectivamente) en las mexicanas. En el factor comportamental no se encontraron diferencias significativas

Discusión

El objetivo del estudio fue obtener datos sobre la estructura factorial del cuestionario para la evaluación de la insatisfac-

ción con la imagen corporal (IMAGEN) propuesta por Solano-Pinto y Cano-Vindel (2010) en una muestra de mujeres adolescentes mexicanas y españolas. Los análisis llevados a cabo, tanto en la muestra total como en las muestras de españolas y mexicanas, mostraron que el modelo IMAGEN-5b con una estructura penta factorial: (a) Perceptivo, con seis ítems (26, 27, 28, 29, 30 y 31); (b) Malestar Emocional, con cinco ítems (8, 9, 10, 11 y 19); (c) Comportamental, con dos ítems (37 y 38); (d) Planteamiento de cambio, con tres ítems (1, 2 y 5); y (e) Miedo a engordar, también con tres ítems (13, 14 y 15), es composición factorial válida y viable para el cuestionario IMAGEN aplicado a adolescentes mexicanas y españolas. Con saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas y consistencia interna aceptable para cada uno de los factores.

Conjuntamente con todo lo antes dicho, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre españolas y mexicanas; 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. Además de que las comparaciones entre los grupos reflejaron diferencias significativas en cuatro de los cinco factores estudiados (perceptivo, malestar emocional, planteamiento de cambio y miedo a engordar), lo que parece indicar que las mujeres mexicanas en comparación con las españolas tienden a presentar mayores niveles de insatisfacción con su imagen corporal. Estos resultados podrían ser explicados por la comparación del cuerpo real con el ideal estético (Toro, 2013), haciendo que las adolescentes mexicanas, debido a su complejión física, se alejen de dicho ideal estético lo que podría aumentar su insatisfacción corporal, respecto a las adolescentes españolas. Esta interpretación debe ser tomada con cautela ya que sería necesarias medidas antropométricas que pudieran consolidar dicha hipótesis.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario Evaluación de la Insatisfacción con la Imagen Corporal (IMAGEN) ha mostrado que una estructura penta factorial, de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos, es viable, adecuada e invariante entre españolas y mexicanas. La estructura de cinco factores ha mostrado adecuados indicadores de ajuste y validez.

Sin embargo el modelo obtenido difiere en cierta medida

con el planteado por Solano-Pinto y Cano-Vindel (2010), ya que para lograr un mejor ajuste y una mayor capacidad de discriminación hubo que eliminar la mitad de los 38 ítems analizados y cambiar la saturación original de algunos ítems; esto último en base a los resultados del análisis factorial exploratorio, a los índices de modificación de los análisis factoriales confirmatorios y a su justificación teórica. Sin embargo, hay que destacar que los componentes perceptivo y comportamental se mantienen, aunque con un número menor de ítems, mientras que el componente cognitivo-emocional se desglosa en tres: malestar emocional; miedo a engordar y planteamiento de cambio (denominados así en esta investigación por el contenido de los ítems que corresponden a cada factor). De esta forma, se hace alusión a los componentes perceptivos, cognitivos, emocionales y comportamentales descritos por los distintos autores que apoyan un modelo multifactorial (Cash y Smolak, 2012; Gleeson y Frith, 2006; Sarwer y Cash, 2008; Trujano et al., 2010).

No obstante, el alcance de estos resultados es limitado, y es necesario que en investigaciones futuras se confirme la estructura obtenida, lo cual permitirá contar con evidencia más robusta respecto a la estructura factorial del cuestionario. Además, debe comprobarse si el cuestionario resulta útil para predecir la baja autoestima, el riesgo de padecer trastornos alimentarios y la adherencia hacia el inicio y el mantenimiento de la conducta activa.

Aplicaciones prácticas

El desarrollo de la imagen corporal constituye una de las experiencias psicológicas más importantes del ser humano, asociándose a la calidad de vida (Ferreira et al., 2016) y la salud del ser humano (Bucchianeri y Neumark-Sztainer, 2014), de ahí la necesidad de contar con instrumentos válidos y confiables para su medición. Por ello, el presente estudio analiza las propiedades psicométricas propuestos por Solano-Pinto y Cano-Vindel (2010) para el cuestionario IMAGEN. Este estudio además sirve de premisa para futuras investigaciones sobre el estudio de instrumentos para la medición de la imagen corporal en poblaciones con diferentes factores personales y culturales. Finalmente, el presente instrumento será de gran utilidad para la aplicación en diferentes ámbitos como, por ejemplo, estudios descriptivos o de intervención.

Agradecimientos

La Secretaría de Educación Pública-Subsecretaría de Educación Superior-Dirección de Superación Académica- Programa para el Desarrollo Profesional Docente (DE-13 -6894) financió este estudio. Además, el primer autor es apoyado por una beca del Programa para el Desarrollo Profesional Docente (PRODEP).

Referencias

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A. y Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy (Ed.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.
- Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.
- Brzoska, P. y Razum, O. (2010). *Validity Issues in Quantitative Migrant Health Research: The Example of Illness Perceptions*. New York, NY: Peter Lang International Academic Publishers.
- Bucchianeri, M. M. y Neumark-Sztainer, D. (2014). Body dissatisfaction: An overlooked public health concern. *Journal Public Mental Health, 13*(2), 64-69. doi: 10.1108/JPMH-11-2013-0071
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge.
- Cash, T. F. y Smolak, L. (2012). Understanding Body Images: Historical and Contemporary Perspectives. En T. F. Cash y L. Smolak (Eds.), *Body Image A Handbook of Science, Practice and Prevention* (pp. 3-11). New York: Guilford Press.
- Castillo, I., Solano, S. y Sepúlveda, A. R. (2016). Programa de prevención de alteraciones alimentarias y obesidad en estudiantes universitarios mexicanos. *Psicología Conductual, 24*(1), 5-28.
- Costello, A. B. y Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation, 10*(7), 1-9.
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 233-255. doi: 10.1207/s15328007SEM0902_5
- Elosua, P. y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema, 20*(4), 896-901.
- Ferguson, C. J., Muñoz, M. E., Garza, A. y Galindo, M. (2014). Concurrent and prospective analyses of peer, television and social media influences on body dissatisfaction, eating disorder symptoms and life satisfaction in adolescent girls. *Journal of Youth and Adolescence, 43*(1), 1-14. doi: 10.1007/s10964-012-9898-9
- Ferreira, C., Fortunato, P., Marta-Simões, J. y Trindade, I. A. (2016). Understanding the Role of Self-Judgment in the Association between Body Dissatisfaction and Quality of Life on Normal-Weight and Overweight Portuguese Women. *The Spanish Journal of Psychology, 19*, 1-9. doi: 10.1017/sjp.2016.15
- García-Dantas, A., Sánchez-Martín, M., Del Rio, C. y Jaenes, J. C. (2014). Insatisfacción corporal y actitudes alimentarias anómalas en bailarines y bailarinas. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y del Deporte, 9*(2), 519-531.
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A. y Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema, 23*(1), 133-139.
- Gleeson, K. y Frith, H. (2006). (De)constructing Body Image. *Journal of Health Psychology, 11*(1), 79-90. doi: 10.1177/1359105306058851
- Hernández-Mulero, N. y Berengüi, R. (2016). Identidad deportiva y trastornos de la conducta alimentaria. Estudio preliar en deportes de competición. *Cuadernos de Psicología del Deporte, 16*(2), 37-44.
- Magallares, A., Carbonero-Carreño, R., Ruiz-Prieto, I. y Jauregui-Lobera, I. (2016). Belief about obesity and their relationship with dietary restraint and body image perception. *Anales de Psicología, 32*(2), 349-354.
- Marco, J. H., Perpiñá, C. y Botella, C. (2014). Tratamiento de la imagen corporal en los trastornos alimentarios y cambio clínicamente

- significativo. *Anales de Psicología*, 30(2), 422-230. doi: 10.6018/analesps.30.2.151291
19. Montero, I. y León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 115-127.
 20. Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
 21. Raich, R. M. (2000). *Imagen corporal. Conocer y valorar el propio cuerpo*. Madrid: Pirámide.
 22. Ramos, P., Rivera, F., Pérez, R. S., Lara, L. y Moreno, C. (2016). Diferencias de género en la imagen corporal y su importancia en el control de peso. *Escritos de Psicología*, 9(1), 42-50. doi: 10.5231/psyp.writ.2015.1409
 23. Revelle, W. y Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z
 24. Samperio, J., Jiménez-Castuera, R., Lobato, S., Leyton, M. y Claver, F. (2016). Variables motivacionales predictoras de las barreras para la práctica de ejercicio físico en adolescentes. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 16(2), 65-76.
 25. Sarwer, D. B. y Cash, T. F. (2008). Body Image: Interfacing Behavioral and Medical Sciences. *Aesthetic Surgery Journal*, 28(3), 357-358. doi: 10.1016/j.asj.2008.03.007
 26. Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. doi: 10.1007/s11336-008-9101-0
 27. Smolak, L. y Thompson, K. (2009). *Body image, eating disorders, and obesity in youth: Assessment, Prevention, and Treatment*. Washington: American Psychological Association.
 28. Solano-Pinto, N. y Cano-Vindel, A. (2010). *IMAGEN Evaluación de la Insatisfacción con la Imagen Corporal*. Madrid: TEA Ediciones.
 29. Solano-Pinto, N. y Díaz-Martínez, F. (2016). Un caso biográfico de insatisfacción corporal. *DEMETRA: Alimentação, Nutrição e Saúde*, 11(3), 643-663. doi: 1012957/demetra.2016.22473
 30. Solano-Pinto, N. y Solbes, I. (en prensa). Imagen corporal en personas con trastorno alimentario. *Estudos Socioculturais em Alimentação e Saúde*, 5.
 31. Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
 32. Tornero-Quiñones, I., Sierra-Robles, Á., Carmona, J. y Gago, J. (2015). Implicaciones didácticas para la mejora de la imagen corporal y las actitudes hacia la obesidad desde la Educación Física. *Retos*, 27, 146-151.
 33. Toro, J. (2013). *El adolescente ante su cuerpo*. Madrid: Pirámide.
 34. Trujano, P., Nava, C., de Gracia, M., Limón, G., Alatríste, A. L. y Merino, M. T. (2010). Trastorno de la imagen corporal: Un estudio con preadolescentes y reflexiones desde la perspectiva de género. *Anales de Psicología*, 26(2), 279-289.
 35. Wilksch, S., Paxton, S. J., Byrne, S. M., Austin, S. B., McLean, S. A., Thompson, K., . . . Dorairaj, K. (2015). Prevention Across the Spectrum: a randomized controlled trial of three programs to reduce risk factors for both eating disorders and obesity. *Psychological Medicine*, 45(9), 1811-1823. doi: 10.1017/S003329171400289X
 36. Zueck, M. C., Solano-Pinto, N., Benavides, E. V. y Guedea, J. C. (2016). Imagen corporal en universitarios mexicanos: diferencias entre hombres y mujeres. *Retos. Nuevas tendencias en Educación Física, Deportes y Recreación*, 30, 177-179.

