

Composición factorial del Multidimensional Body Self Relations Questionnaire (MBSRQ) en universitarios mexicanos

Luis Humberto Blanco Ornelas*, Jesús Viciano Ramírez**, Juan Francisco Aguirre Chávez***, María Del Carmen Zueck Enríquez*** y Elia Verónica Benavides Pando***

FACTOR COMPOSITION OF THE MULTIDIMENSIONAL BODY SELF RELATIONS QUESTIONNAIRE (MBSRQ) IN MEXICAN UNIVERSITY STUDENTS

KEYWORDS: Instrumental study, factor structure, confirmatory factor analysis, factor invariance.

ABSTRACT: The aim of this study was to analyze if psychometric results proposed by Botella, Ribas and Ruiz for the Spanish version of the Multidimensional Body Self Relations Questionnaire could be replicated in Mexican university students. A total of 1539 university students participated in this study with a mean age of 20.56 years (SD = 1.88). The factor structure of the questionnaire was analyzed through exploratory and confirmatory factor analyses. Results showed a feasible and adequate structure of two factors (subjective importance of the physical appearance and subjective importance of the physical shape), with adequate fit indices of reliability and validity, according to statistical and substantive criteria. However, the obtained model does not coincide with that proposed by Botella et al. Future research should replicate these findings in wider samples.

La imagen corporal es un constructo psicológico multidimensional que representa las percepciones, creencias, sentimientos y comportamientos relativos al propio cuerpo, particularmente hacia la apariencia física, aunque no exclusivamente hacia ella (Roncero, Perpiñá, Marco y Sánchez-Reales, 2015). La imagen corporal ha sido contrastada como una variable psicológica de gran importancia, por su carácter mediador, predictor y asociado a numerosos campos. Baste enumerar algunos ejemplos de disciplinas asociadas a los efectos de la imagen corporal para reconocer su importancia psicológica [e.g., disfunciones sexuales (Pujols, Meston y Seal, 2010); sobrepeso y obesidad (Abad et al., 2012); consumo de drogas y trastornos alimentarios (Cruz-Sáez, Pascual, Etxebarria y Echeburúa, 2013); o actividad física (Baile, González, Ramírez y Suárez, 2011; González-Montero et al., 2010)].

En relación a la evaluación de la imagen corporal, el *Multidimensional Body Self Relations Questionnaire* (MBSRQ) es uno de los instrumentos más utilizados para medir imagen corporal, ya que abarca los componentes evaluativo, cognitivo-conductual y somático de la imagen corporal. El cuestionario original se basó en el creado por Brown, Cash y Mikulka (1990) de 69 ítems y 10 subescalas (aunque originalmente contaba con 294 ítems), y ha sido traducido al español y validado en dos ocasiones (Botella, Ribas y Ruiz, 2009; Raich, Torras y Figueras, 1996). El primero de estos estudios de validación, realizado con 214 estudiantes universitarios, detectó seis dimensiones en relación al deporte con adecuadas propiedades psicométricas (interés en el deporte y habilidades físicas, preocupaciones sobre la imagen corporal, evaluación de la

imagen corporal, indicios hipocondríacos, evaluación de la salud, y preocupaciones sobre salud). El segundo de Botella et al. (2009), aplicado a 131 estudiantes universitarios y 130 pacientes de cirugía plástica, identificó cuatro factores (importancia subjetiva de la corporalidad, conductas orientadas a mantener la forma física, atractivo físico autoevaluado, y cuidado del aspecto físico), reduciendo la extensión original de Brown et al. (1990) a 45 ítems, y explicando el 43.46% de la varianza. El primer factor del estudio de Botella et al. (2009) se compuso de ítems de todas las subescalas del original de Brown et al. (1990), conformando un factor genérico de la importancia subjetiva de la corporalidad. El segundo factor tuvo ítems de las escalas de evaluación de la forma física y orientación hacia la forma física del original de Brown et al. (1990). El tercero se compuso de ítems de la escala original de evaluación de la apariencia física, y el cuarto y último factor se compuso de ítems de la orientación hacia la apariencia física e ítems de las escalas de preocupación por el sobrepeso y evaluación de la forma física, conformando una nueva escala de evaluación de la preocupación por el aspecto físico (en cuanto al atractivo/apariencia y al sobrepeso/forma física). Respecto al original de Brown et al. (1990) se conservaron todas las escalas excepto la de "autoclasiificación del peso", que sin embargo apareció repartida en ítems del factor general y específico en la preocupación por el aspecto físico, resultando un cuestionario más viable y aplicable de extensión reducida.

El MBSRQ ha sido validado en población mexicana recientemente (Velázquez, Vázquez, Mancilla y Ruiz, 2014), pero solo con una muestra de 232 hombres universitarios, mostrando

Correspondencia: Verónica Benavides Pando. Calle Cerrada de Argentina, No 6907, Colonia Panamericana, CP 31210, Chihuahua, México. Teléfono: +526141972390.
E-mail: ebenavides@uach.mx.

* OPD Hospital Civil de Guadalajara, Universidad de Guadalajara, México.

** Departamento de Educación Física y Deportiva, Universidad de Granada, España.

*** Facultad de Ciencias de la Cultura Física, Universidad Autónoma de Chihuahua, México.

Agradecimientos: A la Secretaría de Educación Pública-Subsecretaría de Educación Superior-Dirección de Superación Académica-Programa para el Desarrollo Profesional Docente (DE-13-6894), así como la facilidad para la financiación de la publicación (CONACYT, Red Temática REDDECA).

"Artículo remitido e invitado con revisión"

una alfa de Cronbach de .88 y un coeficiente de .86 para el test-retest. En este estudio el MBSRQ quedó con 64 ítems y 10 factores, eliminándose cinco ítems y dos factores respecto al original de Brown et al. (1990) y añadiéndose dos factores nuevos (preocupación y autoclasificación del peso y evaluación del estado físico). Dada la importancia de este instrumento y la enorme influencia que tiene el género, se hace necesaria la validación en población mexicana que incluya tanto a hombres como a mujeres.

La importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos justifica el presente estudio (Abalo, Lévy, Rial y Varela, 2006). Consecuentemente, el objetivo fue proporcionar apoyo empírico a la división factorial de la versión española del MBSRQ propuesta por Botella et al. (2009) en una muestra de mujeres y hombres mexicanos adultos.

Método

Participantes

Participaron un total de 1539 universitarios mexicanos, 820 mujeres y 719 hombres, todos ellos alumnos de las licenciaturas que se imparten en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua. La edad fluctuó entre 18 y 26 años, con una edad media de 20.56 años ($DE=1.88$). La muestra fue aleatoriamente dividida en dos partes utilizando el *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS, versión 18.0) para realizar estudios paralelos que permitieran verificar los resultados obtenidos (validación cruzada). La primera mitad (submuestra 1) quedó constituida por 741 participantes (378 mujeres y 363 hombres) con una edad media de 20.62 años ($DE=1.83$). La segunda mitad (submuestra 2) quedó compuesta por 798 participantes (442 mujeres y 356 hombres) con una edad media de 20.51 años ($DE=1.92$).

Instrumento

La versión española reducida y adaptada del MBSRQ de Botella et al. (2009) consta de 45 ítems que se agrupan en cuatro dimensiones: importancia subjetiva de la corporalidad, conductas orientadas a mantener la forma física, atractivo físico autoevaluado y cuidado del aspecto físico. Se trata de una escala tipo Likert de 6 puntos que va desde 0 "Totalmente en desacuerdo" a 5 "Totalmente de acuerdo" donde a mayor puntuación mayor satisfacción con la propia imagen corporal, por lo que en los ítems que implicaban insatisfacción se invirtió su puntaje. De acuerdo a Botella et al. (2009) el MBSRQ obtuvo buena consistencia interna ($\alpha = .884$), y validez en todos sus factores (con α de .709 a .940).

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los alumnos de las licenciaturas que se imparten en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua. Los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación correspondiente. Posteriormente se les aplicó el MBSRQ por medio de una computadora personal (módulo administrador del editor de escalas de ejecución típica, Blanco et al. 2013), en una sesión de aproximadamente 40 minutos y dentro del aula de computación de la Facultad citada. Al inicio de la sesión se introdujo la importancia de la investigación y cómo acceder al instrumento. Se les solicitó la máxima sinceridad y se les garantizó la confidencialidad de los datos que se obtuvieran. Las instrucciones se encontraban en las primeras pantallas de la versión

computerizada del instrumento. Al término de la sesión se les agradeció su participación. Una vez aplicado el instrumento se recopilaron los resultados por medio del módulo generador del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2013), y finalmente se analizaron mediante el paquete SPSS 18.0 y AMOS 21.0.

Análisis de datos

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas con el fin de obtener una prueba que presentara las mejores propiedades para la conformar la puntuación de la imagen corporal: 1) análisis factorial exploratorio y 2) análisis factorial confirmatorio y de invarianza factorial.

Análisis clásico de las propiedades psicométricas de la escala

El primer paso del análisis consistió en calcular la media, la desviaciones estándar, la asimetría, la curtosis y los índices de discriminación de cada ítem (correlación corregida del ítem con el puntaje total de los ítems del factor), para luego eliminar de la escala aquellos que obtuvieran una curtosis o asimetría extremas, o un índice de discriminación por debajo de .30. Posteriormente, 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 realizaron sendos análisis factoriales exploratorios con las submuestras 1 y 2, a partir del método de máxima verosimilitud (Costello y Osborne, 2005). Además, para garantizar una adecuada representación de las variables (ítems), solo se conservaron aquellos cuya comunalidad inicial fuera superior a .30, después de aplicar una rotación obliqua (Costello y Osborne, 2005). Después, se calculó la fiabilidad de cada uno de los factores de los modelos obtenidos en ambas submuestras, 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 factorial confirmatorio y de invarianza factorial

Se sometieron a comparación cuatro modelos de medida: el Modelo 1 (M4), modelo de cuatro factores acorde a la distribución original de los ítems del cuestionario; el Modelo 2 (M4b), que responde a la estructura factorial del modelo anterior, eliminando los ítems con índices de discriminación por debajo de .30; el Modelo 3 (M2), modelo de dos factores acorde a los resultados de los análisis factoriales exploratorios; y el Modelo 4 (M2b) que responde a una estructura bifactorial del modelo anterior, eliminando los ítems que no fueron suficientemente bien explicados.

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, y en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala fuera igual a la de una de las variables observables (ítems). Se usó el método de estimación de máxima verosimilitud, siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en cuanto a que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio debe corroborarse no sólo el ajuste del modelo teórico, sino que se deben 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). Donde valores de .90 a menos de .95 para GFI, AGFI y CFI y de .8 a .1 para RMSEA corresponden a un ajuste aceptable y mayores o iguales a .95 para GFI, AGFI y CFI y menores de .8 para RMSEA a un ajuste óptimo (Hooper, Coughlan J. y Mullen, 2008).

Posteriormente, siguiendo las recomendaciones de Abalo et al. (2006), se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial del cuestionario para las submuestras, tomando como base el mejor modelo de medida obtenido en la etapa anterior.

Por último, se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones de los modelos de medida obtenidos en cada submuestra, a través del coeficiente Alfa de Cronbach (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995) y del 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 45 ítems del cuestionario mostraron que en la submuestra 1, las respuestas a todos los ítems obtuvieron puntuaciones medias entre 2.18 y 4.26, y la desviación estándar mostró, en todos los casos, valores mayores a .85 (dentro de un rango de respuesta entre 0 y 5). Con excepción de los ítems 1, 6, 8, 14, 17 y 34, todos los valores de asimetría y curtosis se encontraron dentro del rango ± 1.20 , por lo que se infiere que las variables se ajustaban razonablemente a una distribución normal. En la submuestra 2, las respuestas a todos los ítems reflejaron unas puntuaciones medias que oscilaron entre 2.11 y 4.31, y la desviación estándar mostró, en todos los casos, valores mayores a .80 (dentro de un rango de respuesta entre 0 y 5). Con excepción de los ítems 6, 14, 17, 35 y 38, todos los valores de asimetría y curtosis se encontraron dentro del rango ± 1.20 .

En cuanto a los índices de discriminación, en ambas submuestras, de los 45 ítems del cuestionario, 31 discriminaron satisfactoriamente y los 14 restantes (1, 6, 7, 9, 10, 15, 19, 21, 22, 25, 27, 29, 33 y 39) por debajo de .30 (Brzoska y Razum, 2010).

Después de una rotación oblimin (Costello y Osborne, 2005), el análisis factorial exploratorio para ambas submuestras de los 31 ítems con un índice de discriminación satisfactorio, puso de manifiesto una estructura bifactorial, con una correlación entre los factores cercana a .50: satisfacción con la apariencia física (ítems 4, 8, 23, 28, 40, 41, 42, 43, 44 y 45) e importancia subjetiva de la forma física (ítems 2, 5, 11, 12, 13, 18, 20, 26, 31 y 37), eliminándose 11 de los 31 ítems analizados. El conjunto de los factores seleccionados explicaron el 48.14% de la varianza en la primera submuestra y el 50.56% de la varianza en la segunda submuestra.

Los factores resultantes en los análisis factoriales exploratorios de ambas submuestras obtuvieron en su mayoría, valores de consistencia interna por encima de .85 en ambas submuestras, evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems.

Análisis factorial confirmatorio

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la submuestra 1 (GFI .667; RMSEA .082; CFI .620) y la submuestra 2 (GFI .667; RMSEA .082; CFI .637) para el modelo M4 indicaron que el modelo de medición, en ambas submuestras, no es aceptable (Tabla 1).

El conjunto de los cuatro factores del modelo M4 explicaron aproximadamente el 42.28% de la varianza en la submuestra 1 y el 43.34% de la varianza en la submuestra 2. Por otro lado, solo siete de los 45 ítems mostraron saturaciones iguales o mayores a .70 en su dimensión prevista (ítems 4, 8, 20, 23, 26, 31 y 37) en la submuestra 1 y nueve en la submuestra 2 (ítems 4, 8, 13, 20, 23, 26, 31, 37 y 45). Se observó además en ambas submuestras, intercorrelaciones elevadas entre los factores de importancia subjetiva de la corporalidad y atractivo físico autoevaluado, evidenciando una pobre validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la primera (GFI .722; RMSEA .091; CFI .732) y segunda submuestra (GFI .731; RMSEA .091; CFI .752) del segundo modelo sometido a prueba (M4b), que correspondía a una estructura tetradimensional del cuestionario sin los ítems (1, 6, 7, 9, 10, 15, 19, 21, 22, 25, 27, 29, 33 y 39) de más bajo índice de discriminación, indicaron que este modelo de medición aunque mejor que el modelo anterior su ajuste no es aceptable

| Modelo | Índices absolutos | | | | Índices incrementales | | | Índices de parsimonia | |
|---|-------------------|------|-------|-------|-----------------------|------|------|-----------------------|-----------|
| | χ^2 | GFI | RMSEA | SRMR | AGFI | TLI | CFI | CMIN/DF | AIC |
| Primera solución factorial (submuestra 1) | | | | | | | | | |
| M4 | 5556.826* | .667 | .082 | .093 | .632 | .599 | .620 | 5.918 | 5.748.826 |
| M4b | 3050.719* | .722 | .091 | .088 | .677 | .709 | .732 | 7.128 | 3.186.719 |
| M2 | 840.531* | .890 | .074 | .0565 | .860 | .894 | .907 | 5.063 | 928.531 |
| M2b | 326.635* | .940 | .069 | .0417 | .914 | .936 | .948 | 4.474 | 390.635 |
| Segunda solución factorial (submuestra 2) | | | | | | | | | |
| M4 | 5967.334* | .667 | .082 | .096 | .633 | .617 | .637 | 6.355 | 6.159.334 |
| M4b | 3224.735* | .731 | .091 | .089 | .689 | .731 | .752 | 7.534 | 3.360.735 |
| M2 | 695.591* | .913 | .063 | .050 | .890 | .928 | .937 | 4.190 | 783.591 |
| M2b | 223.419* | .960 | .051 | .034 | .943 | .967 | .974 | 3.061 | 287.419 |

Nota: * $p < .05$

Tabla 1. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Submuestras 1 y 2.

(Tabla 1). Los cuatro factores de este modelo explicaron en conjunto aproximadamente el 52% de la varianza en ambas submuestras. Además, solo siete de los 31 ítems obtuvieron saturaciones iguales o mayores a .70 en su dimensión prevista (ítems 4, 8, 20, 23, 26, 31 y 37) en la submuestra 1 y 10 en la submuestra 2 (ítems 4, 8, 13, 20, 23, 26, 31, 35, 37 y 45). Se observaron además en ambas submuestras, intercorrelaciones elevadas entre el factor de importancia subjetiva de la corporalidad y los factores atractivo físico autoevaluado y cuidado del aspecto físico, evidenciando una pobre validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la primera (GFI .890; RMSEA .074; CFI .907) y segunda submuestra (GFI .913; RMSEA .063; CFI .937) del tercer modelo sometido a prueba (M2), que correspondía a una estructura bidimensional acorde a los resultados de los análisis factoriales exploratorios de los ítems del cuestionario, indicaron que este modelo de medición era mejor que el anterior y que su ajuste es aceptable (Tabla 1). Los dos factores de este modelo, en ambas submuestras, explicaron en conjunto más del 50% de la varianza y solo tres de los 20 ítems saturaron por debajo de .60 en su dimensión prevista (ítems 12 y 40) en la submuestra 1, y uno (ítem 12) en la submuestra 2. Se observaron además intercorrelaciones moderadas entre los dos factores, evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la primera (GFI .940; RMSEA .069; CFI .948) y segunda submuestra (GFI .960; RMSEA .051; CFI .974) del cuarto y último modelo sometido a prueba (M2b), que correspondía a una estructura bifactorial del modelo anterior eliminando los ítems que no fueron suficientemente bien explicados, indicaron que este modelo de medición era mejor que el anterior y que su ajuste es óptimo (Tabla 1). Los dos factores de este modelo explican en conjunto aproximadamente el 60% de la varianza en ambas submuestras.

De acuerdo a los resultados de la Tabla 2, solo cuatro de los 14 ítems saturaron por debajo de .70 en su dimensión prevista (ítems 4, 5, 13 y 43) en la primera submuestra y dos (ítems 5 y 13) en la segunda submuestra. Se observaron además intercorrelaciones moderadas entre los dos factores, evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Invarianza de la estructura factorial entre las submuestras

Los índices de ajuste obtenidos (Tabla 3) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos submuestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, los índices CFI = .962, RMSEA = .042 y AIC = 678.061 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 de la Tabla 3 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI .949) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA .042) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC 675.155) y el índice comparativo de Bentler (CFI .961) no sufrieron 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 submuestras.

Demostrada la invarianza métrica entre las submuestras, se evaluó la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 3) mostraron un ajuste aceptable de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo

| Item | Submuestra 1 | | Submuestra 2 | |
|--|--------------|-----|--------------|-----|
| | F1 | F2 | F1 | F2 |
| Pesos Factoriales | | | | |
| 4 Mi cuerpo es atractivo | .63 | | .70 | |
| 8 Me gusta mi aspecto tal y como es | .72 | | .77 | |
| 23 Me gusta el aspecto de mi cuerpo sin ropa | .75 | | .76 | |
| 28 Me gusta cómo me sienta la ropa | .70 | | .70 | |
| 41 Grado de satisfacción con la parte media de tu cuerpo | .73 | | .70 | |
| 43 Grado de satisfacción con tu tono muscular | .66 | | .71 | |
| 44 Grado de satisfacción con tu peso corporal | .74 | | .73 | |
| 45 Grado de satisfacción con tu aspecto general | .76 | | .82 | |
| 5 No hago ejercicio regularmente | | .59 | | .66 |
| 13 No realizo actividades que me mantengan en buena forma física | | .62 | | .66 |
| 20 Hago cosas que aumenten mi fuerza física | | .75 | | .74 |
| 26 Me esfuerzo en mejorar mi resistencia física | | .78 | | .78 |
| 31 Trato de estar físicamente activo | | .79 | | .79 |
| 37 Hago deporte regularmente a lo largo del año | | .74 | | .78 |
| Correlaciones Factoriales | | | | |
| F1 | - | | - | |
| F2 | .55 | | .54 | - |

Nota: F1 = Importancia subjetiva de la apariencia física, F2 = Importancia subjetiva de la forma física

Tabla 2. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo M2b. Submuestras 1 y 2.

respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler fue menor a .001, el índice de ajuste general fue .948 y el error cuadrático medio de aproximación fue .041. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados se establecieron como equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios alcanzaron, en su mayoría, valores de consistencia interna por encima de .80 en ambas submuestras, evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 4).

Discusión

El objetivo del estudio fue proporcionar apoyo empírico a la estructura factorial de la versión española del MBSRQ propuesta por Botella et al. (2009) en una muestra de mujeres y hombres mexicanos adultos. Los análisis llevados a cabo mostraron que el modelo M2b con una estructura bifactorial: (a) importancia subjetiva de la apariencia física, con ocho ítems (4, 8, 23, 28, 41, 43, 44 y 45); y (b) importancia subjetiva de la forma física, con seis ítems (5, 13, 20, 26, 31 y 37), es un instrumento válido y viable para la versión española del MBSRQ aplicado a mexicanos adultos de ambos sexos. Los factores de ambas submuestras evidenciaron una consistencia interna adecuada y una alta congruencia entre pares de factores, particularmente si se considera el número

reducido de ítems en cada uno de ellos, resultando un modelo plenamente confirmatorio (con α superiores a .85 en los dos factores y las dos submuestras, tal y como ocurría en las versiones anteriores de Brown et al. (1990), o en la validación mexicana de Velázquez et al. (2014). Sin embargo, el modelo obtenido no coincide con el planteado Botella et al. (2009) ya que para lograr un mejor ajuste y una mayor capacidad de discriminación, se eliminaron ítems y se cambió la saturación original de otros en función de los índices de modificación y de su justificación teórica.

Las discrepancias observadas entre el MBSRQ de Botella et al. (2009) y la estructura propuesta en este estudio podrían atribuirse a diferencias sociales y culturales de los participantes, como el caso de ser estudiantes universitarios del área de la actividad física, cuestión que resaltamos como posible limitación del estudio. Aunque el MBSRQ propuesto por Velázquez et al. (2014) también se realizó con una muestra mexicana, tomó como referencia inicial los 69 ítems originales de Brown et al. (1990), resultando una estructura de 61 ítems y 10 factores diferente a la que presentamos en este estudio. Sin embargo, recordamos que los participantes mexicanos del estudio de Velázquez et al. (2014) solo fueron hombres, y por tanto consideramos que la versión aquí presentada puede ser más simple, pero viable, válida y aplicable a población mexicana de ambos sexos. En todo caso, la validación de un cuestionario es un proceso lento y continuo, por lo que futuras investigaciones deberán contrastar estos hallazgos en muestras más amplias (Holgado, Soriano y Navas, 2009).

| Modelo | Índice de Ajuste | | | | GFI | NFI | CFI | RMSEA | AIC |
|-----------------------------|------------------|----------------|-----|-------------|------|------|------|-------|---------|
| | χ^2 | $\Delta\chi^2$ | gl | Δgl | | | | | |
| Modelo sin restricciones | 550.06* | | 146 | | .951 | .949 | .962 | .042 | 678.061 |
| Invarianza métrica | 571.155* | 21.095* | 158 | 12 | .949 | .947 | .961 | .041 | 675.155 |
| Invarianza factorial fuerte | 579.033* | 7.878* | 161 | 3 | .948 | .947 | .961 | .041 | 677.033 |

Nota: * $p < .05$

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial.

| Factor | Submuestra 1 | | Submuestra 2 | |
|---|--------------|----------|--------------|----------|
| | Ω | α | Ω | α |
| Importancia subjetiva de la apariencia física | .892 | .887 | .905 | .899 |
| Importancia subjetiva de la forma física | .862 | .858 | .876 | .875 |

Tabla 4. Coeficiente omega y alfa para los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios submuestras 1 y 2

COMPOSICIÓN FACTORIAL DEL MULTIDIMENSIONAL BODY SELF RELATIONS QUESTIONNAIRE (MBSRQ) EN UNIVERSITARIOS MEXICANOS

PALABRAS CLAVE: estudio instrumental, estructura factorial, análisis factorial confirmatorio, invarianza factorial.

RESUMEN: El presente estudio pretendió replicar los resultados psicométricos propuestos por Botella, Ribas y Ruiz para la versión española del *Multidimensional Body Self Relations Questionnaire* en una muestra de universitarios mexicanos. Participaron un total de 1539 universitarios con una edad media de 20.56 años ($DE=1.88$). La estructura del cuestionario se analizó a través de análisis factoriales exploratorios y confirmatorios. Los resultados mostraron que una estructura de dos factores (importancia subjetiva de la apariencia física e importancia subjetiva de la forma física) es viable y adecuada. Esta estructura atendió a criterios estadísticos y sustantivos, mostrando adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Sin embargo, el modelo obtenido no coincide con el planteado por Botella y colaboradores. Futuras investigaciones deberían replicar estos hallazgos en muestras más amplias.

"COMPOSIÇÃO FATORIAL DA VERSÃO ESPANHOLA DO MULTIDIMENSIONAL BODY SELF RELATIONS QUESTIONNAIRE EM UNIVERSITÁRIOS MEXICANOS"

PALAVRAS CHAVE: estudo instrumental, estrutura fatorial, análise fatorial confirmatória, invariância fatorial. O presente estudo pretendeu replicar os resultados psicométricos propostos por Botella, Ribas e Ruiz para a versão espanhola do *Multidimensional Body Self Relations Questionnaire* em uma amostra de universitários mexicanos. Participaram um total de 1539 universitários com uma idade média de 20,56 anos ($DP = 1,88$). A estrutura do questionário analisou-se através de análises fatoriais exploratórios e confirmatórios. Os resultados mostraram que uma estrutura de dois fatores (importância subjetiva da aparência física e importância subjetiva da forma física) é viável e adequada. Esta estrutura atendeu a critérios estatísticos e substantivos, mostrando adequados indicadores de ajuste de fiabilidade e validade. Porém, o modelo obtido não coincide com o apresentado por Botella et al. Futuras investigações deveriam replicar estes achados em amostras mais grandes.

Referencias

- Abad, F., Rivero, J., Fandiño, E., Vera, J. A., de Vera, M. y Montero, L. (2012). Percepción de la propia imagen corporal en pacientes obesos o con sobrepeso. *ENE Revista de Enfermería*, 6(1), 24-31.
- 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.
- Baile, J. I., González, A., Ramírez, C. y Suárez, P. (2011). Imagen corporal, hábitos alimentarios y hábitos de ejercicio físico en hombres usuarios de gimnasio y hombres universitarios no usuarios. *Revista de Psicología del Deporte*, 20(2), 353-366.
- Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., López-Walle, J. y Viciano, J. (2013). Editor for creating and applying computerise surveys. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 106, 935-940. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105>
- Botella, L., Ribas, E. y Ruiz, J. B. (2009). Evaluación Psicométrica de la Imagen Corporal: Validación de la versión española del multidimensional body self relations questionnaire (MBSRQ). *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 18(3), 253-264.
- Brown, T. A., Cash, T. F. y Mikulka, P. J. (1990). Attitudinal Body-Image Assessment: Factor Analysis of the Body-Self Relations Questionnaire. *Journal of Personality Assessment*, 55(1), 135-144. doi: 10.1080/00223891.1990.9674053
- 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.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge.
- 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.
- Cruz-Sáez, M. S., Pascual, A., Etxebarria, I. y Echeburúa, E. (2013). Riesgo de trastorno de la conducta alimentaria, consumo de sustancias adictivas y dificultades emocionales en chicas adolescentes. *Anales de Psicología*, 29(3), 724-733. doi: 10.6018/analesps.29.3.151041
- 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.
- 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.
- González-Montero, M., André, A. L., García-Petuya, E., López-Ejeda, N., Mora, A. I. y Marrodán, M. D. (2010). Asociación entre actividad física y percepción de la imagen corporal en adolescentes madrileños. *Nutrición clínica dietética y hospitalaria*, 30(3), 4-12.
- Holgado, F. P., Soriano, J. A. y Navas, L. (2009). El cuestionario de autoconcepto físico (CAF): análisis factorial confirmatorio y predictivo sobre el rendimiento académico global y específico del área de educación física. *Acción Psicológica*, 6(2), 93-102.
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Pujols, Y., Meston, C. M. y Seal, B. N. (2010). The Association Between Sexual Satisfaction and Body Image in Women. *Journal of Sexual Medicine*, 2(2 Pt 2), 905-916. doi: 10.1111/j.1743-6109.2009.01604.x
- Raich, R. M., Torras, J. y Figueras, M. (1996). Estudio de la imagen corporal y su relación con el deporte en una muestra de estudiantes universitarios. *Análisis y Modificación de Conducta*, 85, 604-624.
- Revelle, W. y Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients Alfa, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z
- Roncero, M., Perpiñá, C., Marco, J. H. y Sánchez-Reales, S. (2015). Confirmatory factor analysis and psychometric properties of the Spanish version of the Multidimensional Body-Self Relations Questionnaire-Appearance Scales. *Body Image*, 14, 47-53. doi: 10.1016/j.bodyim.2015.03.005
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's Alfa. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. doi: 10.1007/s11336-008-9101-0
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
- Velázquez, H. J., Vázquez, R., Mancilla, J. M. y Ruiz, A. O. (2014). Propiedades psicométricas del Multidimensional Body Self Relations Questionnaire (MBSRQ). *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 5(2), 107-114. doi: 10.1016/S2007-1523(14)72006-3.