

VALIDACIÓN ESPAÑOLA DE LA “ESCALA DE COMPARACIÓN DE LA APARIENCIA FÍSICA” (PACS-R): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS EN UNA MUESTRA COMUNITARIA DE HOMBRES Y MUJERES

Helena Vall-Roqué¹, Ana Andrés² y Carmina Saldaña¹
¹Universidad de Barcelona; ²Universidad Ramón Llull (España)

Resumen

Los objetivos de este estudio fueron examinar la validez y la fiabilidad de la versión española de la “Escala de comparación de la apariencia física-revisada” (*Physical Appearance Comparison Scale-Revised*; PACS-R) y evaluar su capacidad predictiva de la insatisfacción corporal y las alteraciones alimentarias en una muestra comunitaria española. 1405 participantes (83,6% mujeres; de entre 14 y 64 años) completaron la PACS-R y también medidas de imagen corporal, alteraciones alimentarias, influencias socioculturales relacionadas con la apariencia física, autoestima y comparación social. Los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio apoyaron la estructura unidimensional original para la versión española de 11 ítems de la PACS-R. Las mujeres mostraron puntuaciones significativamente más elevadas que los hombres. Se halló una consistencia interna excelente, buena fiabilidad test-retest y buena validez convergente. Los análisis de regresión demostraron la utilidad de la escala para predecir la insatisfacción corporal y las alteraciones alimentarias tanto en hombres como en mujeres. Las excelentes propiedades psicométricas de la PACS-R la convierten en una herramienta útil para medir las comparaciones de la apariencia física en personas de habla española.

PALABRAS CLAVE: *PACS-R, comparación de la apariencia, imagen corporal, medida, validación española, propiedades psicométricas.*

Abstract

The objectives of this study were to examine the validity and reliability of the Spanish version of the Physical Appearance Comparison Scale-Revised (PACS-R) and to assess its ability to predict body dissatisfaction and disordered eating in a community sample in Spain. A total of 1405 participants (83.6% women; aged 14-64) completed the Spanish PACS-R along with measures of body image, eating disturbances, appearance-related sociocultural influences, self-esteem and social comparison. Exploratory and confirmatory factor analyses supported the original one-dimensional factor structure for the 11-item Spanish version of the PACS-R. Women had significantly higher PACS-R scores than men. Internal

consistency of the measure was excellent, and results showed good test-retest reliability and convergent validity in men and women. Regression analyses demonstrated the utility of the scale in predicting body dissatisfaction and disordered eating in both genders. Results suggest that the Spanish PACS-R has excellent psychometric properties, therefore it might be a useful tool to measure appearance comparisons among Spanish speaking populations.

KEY WORDS: PACS-R, appearance comparison, body image, measurement, Spanish validation, psychometric properties.

Introducción

La teoría de la comparación social de Festinger postula que las personas tienden a buscar estándares con los que compararse como un medio para determinar su propio progreso y posición en la vida (Festinger, 1954). Se ha sugerido que este marco teórico podría ser útil para comprender no solo las comparaciones relacionadas con las propias habilidades y opiniones, sino también las comparaciones de la apariencia física, ya que existe una tendencia a compararse a uno mismo con los estándares grupales en cuanto a la imagen corporal (Strahan *et al.*, 2006; Taniguchi y Ebesu Hubbard, 2019). Teniendo en cuenta que las sociedades occidentales promueven unos ideales de belleza que son irreales e inalcanzables para gran parte de la población, es probable que las personas experimenten insatisfacción corporal cuando comparan sus cuerpos con los estándares de atractivo físico (Wasilenko *et al.*, 2007).

Según el modelo de influencia tripartita (Thompson *et al.*, 1999), las comparaciones de la apariencia física y la interiorización de los ideales estéticos actúan como variables mediadoras en la relación entre las presiones socioculturales, la insatisfacción corporal y los trastornos de la conducta alimentaria. Diversos estudios han descrito el papel de la comparación de la apariencia como un proceso cognitivo que media la relación entre los factores socioculturales y la insatisfacción corporal (Strahan *et al.*, 2006; van den Berg y Thompson, 2007; Want, 2009), y la tendencia a comparar la propia apariencia física se ha asociado consistentemente con una imagen corporal negativa (Fardouly *et al.*, 2015b; Keery *et al.*, 2004; Myers y Crowther, 2009) y los trastornos alimentarios (Alcaraz-Ibáñez, 2017; Thompson *et al.*, 1999). Aunque la etiología de los trastornos de la conducta alimentaria es compleja y se han sugerido múltiples modelos explicativos (Moreno-Encinas *et al.*, 2021), las comparaciones de la apariencia podrían jugar un papel clave en el desarrollo de estos trastornos.

Asimismo, varias investigaciones han hallado relaciones significativas entre la tendencia a la comparación de la apariencia física y ciertas variables psicosociales, como el afecto negativo, la baja autoestima, la autocosificación, la vigilancia corporal, la vergüenza por el propio cuerpo, el impulso por la delgadez y la interiorización de los ideales de delgadez (Davison y McCabe, 2005; Engel *et al.*, 2013; Fardouly *et al.*, 2015a; Ridolfi *et al.*, 2011; Tiggemann y Miller, 2010; Tylka y Sabik, 2010).

Si bien la asociación entre la tendencia a comparar la apariencia y la insatisfacción corporal se ha demostrado consistentemente en muestras de

mujeres, los hallazgos son menos consistentes en el caso de los hombres. Por ejemplo, Halliwell y Harvey (2006) encontraron que había una correlación significativa entre la tendencia a la comparación entre iguales y la insatisfacción corporal tanto en hombres como en mujeres, pero Humphreys y Paxton (2004) hallaron que la asociación no era significativa en los hombres. Además, la literatura sugiere que las mujeres tienden a focalizarse en el peso cuando se comparan, mientras que las comparaciones realizadas por los hombres a menudo se relacionan con la musculatura (Fisher *et al.*, 2002). Asimismo, los hombres parecen realizar menos comparaciones de la propia apariencia en comparación con las mujeres, y el efecto de estas comparaciones podría estar menos asociado con sentimientos negativos sobre el propio cuerpo (Carlson Jones, 2004; Davison y McCabe, 2005, 2006; Myers y Crowther, 2009). Se ha sugerido que los hallazgos inconsistentes en los hombres podrían deberse a las medidas utilizadas, ya que la mayoría de las medidas de insatisfacción corporal y trastornos alimentarios más utilizadas se han desarrollado y validado en muestras de mujeres. Por lo tanto, las diferencias entre géneros pueden verse influidas por un sesgo del instrumento (Darcy y Lin, 2012).

Dada la importancia de las comparaciones de la apariencia en el contexto de la imagen corporal y los trastornos alimentarios, es esencial disponer de una medida para evaluar adecuadamente la tendencia a realizar comparaciones de la apariencia física. En este sentido, se han desarrollado algunos instrumentos. Por ejemplo, la "Escala de comparación del cuerpo" (*Body Comparison Scale*, BCS; Thompson, Heinberg, *et al.*, 1999) mide la frecuencia con la que una persona compara partes del cuerpo específicas con las de otros individuos, y la "Escala de comparación de la apariencia física ascendente" (*Upward Physical Comparison Scale*; UPCS) y la "Escala de comparación de la apariencia física descendente" (*Downward Appearance Comparison Scale*; DACS) que evalúan la tendencia de una persona a realizar comparaciones *ascendentes* y *descendentes*, respectivamente (O'Brien *et al.*, 2009). De manera similar, la "Medida de orientación comparativa del cuerpo, alimentación y ejercicio" (*Body, Eating, and Exercise Comparison Orientation Measure*, BEECOM; Fitzsimmons-Craft *et al.*, 2012) mide diferentes dimensiones de la comparación que tienden a asociarse con las alteraciones de la alimentación. Por último, la "Escala de comparación de la apariencia física" (*Physical Appearance Comparison Scale*; PACS; Thompson *et al.*, 1991), de 5 ítems, ha sido descrita como la medida validada de comparación de la apariencia física más utilizada (Myers y Crowther, 2009). Fue revisada por Schaefer y Thompson (2014), quienes crearon la "Escala de comparación de la apariencia física revisada" (*Physical Appearance Comparison Scale-Revised*; PACS-R) para abordar las limitaciones de la versión original, y validaron la medición en una muestra de estudiantes universitarias. Más adelante, Schaefer y Thompson (2018) desarrollaron una versión ampliada del PACS-R que contiene 27 ítems (PACS-3).

Hasta donde sabemos, solo se han publicado dos adaptaciones al español de un instrumento de comparación de la apariencia física. La primera fue publicada por Alcaraz-Ibáñez *et al.* (2020), quienes adaptaron el PACS-R para utilizarlo en una muestra de adolescentes españoles. En este proceso, y con el fin de adaptar el cuestionario a su población objetivo, se realizaron algunos cambios de vocabulario

previos al proceso de traducción (Alcaraz-Ibáñez *et al.*, 2020). La segunda adaptación fue realizada recientemente por Senín-Calderón *et al.* (2020), quienes validaron el PACS-R y el PACS-3 en una muestra de jóvenes del sur de España que eran usuarios de la red social Instagram. Sin embargo, todavía hay una falta de evidencia de la adecuación de las escalas que miden la comparación de la apariencia física en rangos de edad más amplios en la población española.

El objetivo principal del presente estudio fue validar el PACS-R en una muestra comunitaria española de hombres y mujeres. Los objetivos específicos fueron: a) validar su estructura interna, b) analizar su fiabilidad en términos de consistencia interna y test-retest, c) evaluar su validez convergente con respecto a la insatisfacción corporal, las alteraciones de la conducta alimentaria, las presiones socioculturales relacionadas con la apariencia, la tendencia a la comparación social y la autoestima, y d) explorar su utilidad predictiva mediante el análisis de la capacidad de la medida para predecir puntuaciones en dos variables de resultado teorizadas (insatisfacción corporal y alteraciones de la alimentación), y en medidas de influencia sociocultural y en el índice de masa corporal (IMC). Partimos de la hipótesis de que la estructura interna del PACS-R en su versión en español mostraría una estructura de un solo factor y tendría índices adecuados de consistencia y estabilidad internas. También teorizamos que las puntuaciones en el PACS-R correlacionarían positivamente con medidas de insatisfacción corporal, alteraciones alimentarias, tendencia a la comparación social, interiorización de ideales estéticos y presiones socioculturales relacionadas con la apariencia, y que estaría correlacionado negativamente con medidas de autoestima y de percepción del atractivo físico. Finalmente, planteamos la hipótesis de que el cuestionario podría predecir adecuadamente la insatisfacción corporal y las alteraciones de la conducta alimentaria.

Método

Participantes

En el estudio participaron 2439 personas de una muestra comunitaria. Quienes no vivían en España, presentaban datos incompletos en los cuestionarios o eran mayores de 65 años o menores de 14 años ($n= 1034$) fueron excluidos de los análisis, obteniendo así una muestra final de 1405 participantes.

La muestra estuvo compuesta por 1175 mujeres (83,6%), 220 hombres (15,7%) y 10 personas que se identificaron con el género no binario (0,7%). Los participantes tenían edades comprendidas entre los 14 y los 64 años, con una edad media de 26,49 años ($DT= 11,52$). El IMC medio de la muestra fue de 22,93 kg/m^2 ($DT= 4,43$). En cuanto al nivel educativo, la mayoría de los participantes había completado la educación secundaria (48,3%) o tenía estudios superiores (42%). El 44,5% de la muestra no tenía ingresos, el 19,8% tenía unos ingresos anuales por debajo del salario mínimo (SM), el 23,7% tenía unos ingresos anuales de entre una y dos veces el SM, y el 12% tenía unos ingresos de tres veces o más el SM. Finalmente, el 51,7% de las personas indicaron estar solteras, el 31,5%

tenían pareja estable, el 14,5% estaban casadas o tenían pareja de hecho, y el 2,3% estaban separadas, divorciadas o viudas.

Instrumentos

- a) Cuestionario *ad hoc* de datos sociodemográficos. Se preguntó a los participantes por su edad, género, lugar de residencia, nivel de estudios, rango de ingresos anuales, estado civil, altura y peso. La información de altura y peso se utilizó para calcular el IMC.
- b) "Escala de comparación de la apariencia física revisada" (*Physical Appearance Comparison Scale-Revised*, PACS-R; Schaefer y Thompson, 2014). El PACS-R es un cuestionario de 11 ítems que mide la tendencia a comparar la propia apariencia física con la de los demás en una amplia gama de situaciones sociales. Las respuestas se registran en una escala tipo Likert de 5 puntos que va desde "Nunca" hasta "Siempre". Puntuaciones elevadas indican altos niveles de comparación de la apariencia física. Las evaluaciones psicométricas de la versión original del PACS-R concluyen que el cuestionario tiene una estructura de un solo factor, así como una excelente consistencia interna (α de Cronbach de 0,97) y una muy buena validez convergente con medidas de satisfacción corporal, patología alimentaria, influencias socioculturales en la apariencia y autoestima en mujeres universitarias (Schaefer y Thompson, 2014). Para el presente estudio, se realizó una retrotraducción del PACS-R al español, siguiendo las guías de Beaton, Bombardier, Guillemin y Ferraz (2000). En primer lugar, una psicóloga con un alto dominio del inglés tradujo el cuestionario al español. Para asegurar la equivalencia "experiencial" y "conceptual" de las palabras, tal y como indican Beaton *et al.* (2020), se prestó especial atención a la palabra 'gimnasio' (Ítem 11), ya que la muestra incluía a personas menores de edad. Dado que las personas de 14 años pueden ir al gimnasio en España y es común que lo hagan, el término 'gimnasio' se mantuvo en la traducción al español. En segundo lugar, una segunda traductora independiente realizó una retrotraducción de la versión en español al inglés, para garantizar que el contenido de los ítems reflejara los de la versión original inglesa. Finalmente, se contactó con uno de los autores de la versión original del PACS-R, quien revisó la retrotraducción e indicó que era adecuada.
- c) "Cuestionario multidimensional de relaciones entre el cuerpo y uno mismo" (*Multidimensional Body-Self Relations Questionnaire*, MBSRQ; Cash, 1990), adaptado al español por Botella *et al.* (2009). Se utilizó la subescala Atractivo físico autoevaluado del MBSRQ. Esta contiene tres ítems que miden el atractivo físico percibido del propio cuerpo o apariencia. Las puntuaciones más altas indican una mayor percepción de cuerpo atractivo. El MBSRQ ha demostrado ser una medida de imagen corporal fiable y válida de cuatro factores en muestras españolas, con un alfa de Cronbach de 0,89 para todo el cuestionario y de 0,84 para la subescala SPA (Botella *et al.*, 2009).
- d) "Cuestionario de actitudes socioculturales hacia la apariencia" (*Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire*, SATAQ-4; Schaefer *et al.*,

- 2015), adaptado al español por Llorente *et al.* (2015). El SATAQ-4 es un cuestionario de 22 ítems que mide el grado de adhesión a los estándares culturales occidentales relacionados con la apariencia física. Las respuestas se califican en una escala de 5 puntos que va desde "totalmente en desacuerdo" hasta "totalmente de acuerdo". Las puntuaciones más altas indican una mayor influencia sociocultural relacionada con la apariencia física. Tanto la versión original como la versión en español del SATAQ-4 tienen cinco subescalas: interiorización del ideal de delgadez, interiorización del ideal atlético, presión familiar, presión de los iguales y presión de los medios de comunicación para lograr el ideal estético. En este estudio se utilizaron las cinco subescalas. El SATAQ-4 ha mostrado buenas propiedades psicométricas en muestras españolas, con alfas de Cronbach entre 0,88 y 0,97 en las escalas (Llorente *et al.*, 2015).
- e) "Escala de autoestima de Rosenberg" (*Rosenberg Self-Esteem Scale*, RSES; Rosenberg, 1965), adaptada al español por Martín-Albo *et al.* (2007). La RSES es una medida de autoinforme de 10 ítems ampliamente utilizada que evalúa el grado de satisfacción que una persona tiene consigo misma, con una escala Likert de cuatro puntos (desde "Totalmente en desacuerdo" hasta "Totalmente de acuerdo"). Las puntuaciones más altas indican una mayor autoestima. La escala tiene una estructura unifactorial y se ha indicado que posee una consistencia interna satisfactoria (α de Cronbach= 0,85) en muestras españolas (Martín-Albo *et al.*, 2007).
- f) "Medida de orientación de comparación Iowa-Holanda" (*Iowa-Netherlands Comparison Orientation Measure*, INCOM; Gibbons y Buunk, 1999), adaptada al español por Buunk *et al.* (2005). El INCOM evalúa las diferencias individuales en la tendencia a la comparación social. La medida consta de 11 ítems que se califican en una escala de Likert de 5 puntos que van desde "Estoy totalmente en desacuerdo" hasta "Estoy totalmente de acuerdo", y las puntuaciones más altas indican niveles más altos de comparación social. Tanto la versión original como la versión en español tienen una estructura de dos factores (una escala relacionada con comparaciones relacionadas con habilidades y otra relacionada con comparaciones basadas en opiniones). La medida tiene buenas propiedades psicométricas (α de Cronbach= 0,80) en muestras españolas (Buunk *et al.*, 2005).
- g) "Inventario de trastornos de la conducta alimentaria" (*Eating Disorders Inventory-3*, EDI-3; Garner, 2004), adaptado al español por Elosua *et al.* (2010). Se aplicaron las subescalas Obsesión por la delgadez (DT) e Insatisfacción corporal (BD). La subescala DT consta de 7 ítems que evalúan el deseo de adelgazar, la preocupación por la dieta, la preocupación por el peso y el miedo a engordar. La subescala BD contiene 10 ítems que evalúan el descontento con la forma general del cuerpo y con el tamaño de aquellas partes del cuerpo que suelen ser de gran preocupación para las personas con trastornos de la conducta alimentaria. Las respuestas de ambas subescalas se puntúan en una escala Likert de 6 puntos, que va desde "Nunca" hasta "Siempre". Ambas escalas tienen una consistencia interna (α de Cronbach) adecuada: se ha informado que la subescala DT tiene valores de 0,92 y 0,64

- en mujeres y hombres españoles respectivamente, y la subescala BD tiene valores de 0,90 y 0,67 en mujeres y hombres españoles (Elosua *et al.*, 2010).
- h) "Test de actitudes alimentarias-26" (*Eating Attitudes Test-26, EAT-26*; Garner *et al.*, 1982), adaptado al español por Castro *et al.* (1991). El EAT-26 es un cuestionario de autoinforme de 26 ítems que evalúa las alteraciones en la conducta y actitudes alimentarias. Los ítems se presentan en una escala tipo Likert de 6 puntos que va desde "Nunca" hasta "Siempre", y las puntuaciones más altas indican niveles más altos de alteraciones de la conducta alimentaria. Tiene tres subescalas: dieta, bulimia y preocupación por la comida, y control oral. Se ha indicado que el cuestionario tiene propiedades psicométricas adecuadas, con un α de Cronbach de 0,93 en una muestra española (Castro *et al.*, 1991).

Procedimiento

El estudio fue aprobado por el Comité de Bioética de la Universidad de Barcelona. No se solicitó el consentimiento informado de los padres de los participantes ya que la ley española establece que este solo se requiere para los menores de 14 años en este tipo de investigaciones (Ley Orgánica 3/2018 de Protección de Datos Personales y Garantía de los Derechos Digitales, artículos 6 y 7).

Los participantes fueron reclutados a través de varias redes sociales (Twitter, Instagram y Facebook). Al hacer clic a un enlace web, se les redirigió a un sitio web seguro. Todos los participantes dieron su consentimiento informado antes de empezar a contestar los cuestionarios. Los encuestados tenían la opción de proporcionar su dirección de correo electrónico y un código para ser contactados un mes después para completar los cuestionarios nuevamente para el retest. Los participantes no recibieron ninguna compensación por su participación.

Análisis de datos

Los análisis descriptivos, exploratorios y las comparaciones de medias se realizaron con el software estadístico SPSS versión 20.0, y para el análisis factorial confirmatorio (AFC) se utilizó el software AMOS 23.0.

Se realizó una validación cruzada. Los participantes fueron asignados aleatoriamente a dos grupos: muestra 1 ($n= 703$) y muestra 2 ($n= 702$). Las comparaciones de medias utilizando pruebas t de Student no revelaron diferencias estadísticamente significativas entre las dos muestras en términos de edad o IMC. La prueba de chi-cuadrado mostró que no había diferencias significativas en la proporción de hombres y mujeres en las dos muestras.

En primer lugar, se usaron las pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y de Barlett para determinar si los datos eran apropiados para el análisis factorial. Kaiser (1974) sugiere que los valores de KMO en el rango de 0,80-0,90 o superiores son "ideales", y los valores superiores a 0,70 son adecuados o "medios". Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando la factorización del eje principal y la rotación oblicua de Promax con los datos obtenidos de la muestra 1. Se utilizaron

las siguientes estrategias para determinar el número de factores subyacentes: valores propios (*eigenvalues*) iguales o superiores a 1,0 (Guttman, 1954; Kaiser, 1960), el análisis de la gráfica de sedimentación (Cattell, 1966) y el análisis paralelo de Horn (Horn, 1965; Zwick y Velicer, 1986). Se calcularon las saturaciones factoriales de los ítems, y se consideraron aceptables si llegaban a 0,30 (Floyd y Widaman, 1995).

En segundo lugar, la estructura factorial del cuestionario se confirmó con un AFC que se aplicó a la muestra 2. Antes de realizar el AFC, se examinó la suposición de normalidad multivariante calculando la estimación de Mardia para la curtosis multivariante (Mardia, 1970). Los valores superiores a 5,0 para la estimación normalizada de Mardia son indicativos de datos no normales (Bentler, 2005). Dado que se halló que los datos no eran normales multivariados, se aplicó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (*unweighted least square*, ULS) y se obtuvieron los siguientes índices de ajuste: índice de bondad de ajuste (*goodness-of-fit index*, GFI), índice de ajuste normado (*normed fit index*, NFI), índice de bondad de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI), la raíz media cuadrática residual estandarizada (*standardised root mean square residual*, SRMR) y el error cuadrático medio de aproximación (*root mean square error of approximation*, RMSEA). Los puntos de corte utilizados para determinar un buen ajuste del modelo fueron los siguientes: igual o superior a 0,95 para CFI (Hu y Bentler, 1999), igual o superior a 0,90 para GFI y NFI (Jackson *et al.*, 2009), e igual o inferior a 0,05 para SRMR (Hu y Bentler, 1999). Para el RMSEA, se considera que los valores de 0,05 e inferiores representan un buen ajuste, los valores de 0,05 a 0,08 representan un ajuste aceptable y los valores de 0,08 a 0,10 representan un ajuste marginal (Browne y Cudeck, 1993).

En tercer lugar, se realizó un análisis de fiabilidad en las muestras 1 y 2 para hombres y mujeres por separado, mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald. La discriminación de los ítems se evaluó mediante las correlaciones ítem-total corregidas, aplicando los criterios de Nunnally y Bernstein (1994). La puntuación media del PACS-R se calculó por separado para hombres y mujeres de toda la muestra, y se realizó una prueba t para muestras independientes para determinar si había diferencias significativas en la puntuación del PACS-R entre géneros. Cabe señalar que las personas no binarias ($n= 10$) no se incluyeron en los análisis que se realizaron por separado para hombres y mujeres o que evaluaron las diferencias entre géneros, debido al pequeño tamaño de la muestra de personas no binarias. El tamaño del efecto se evaluó mediante la *g* de Hedges y con un intervalo de confianza del 95%, y se interpretó según los criterios de Cohen (Cohen, 1988). Además, la fiabilidad test-retest de un mes de las puntuaciones del PACS-R se examinó en un subconjunto de la muestra general ($n= 165$; 80% mujeres) a través de coeficientes de correlación intraclase. Las correlaciones de 0,70 o superiores indican una buena fiabilidad test-retest (Crocker y Algina, 2008).

En cuarto lugar, se utilizaron correlaciones de Pearson en hombres y mujeres de toda la muestra por separado para evaluar las relaciones entre el PACS-R y otras variables relacionadas a nivel teórico.

Finalmente, partiendo del modelo de influencia tripartita como marco teórico, se realizaron análisis de regresión múltiple jerárquica en hombres y mujeres por separado para evaluar el PACS-R como predictor de las variables de resultado teorizadas (insatisfacción corporal y alteraciones de la conducta alimentaria), controlando por la interiorización del ideal de delgadez y atlético, por las presiones relacionadas con la apariencia y por el IMC. Se realizaron análisis preliminares para garantizar que no se violaran los supuestos de normalidad, linealidad, homocedasticidad y multicolinealidad. Se consideró que la multicolinealidad era un problema si el coeficiente del factor de inflación de la varianza (FIV) era superior a 10 o los valores de tolerancia eran inferiores a 0,10 (Belsley *et al.*, 1980; Hair *et al.*, 2010).

Resultados

Estructura interna

Se realizó un AFE a los datos de la muestra 1 ($n= 703$). Las pruebas de KMO y Barlett indicaron la adecuación de los datos para el análisis factorial, $KMO= 0,960$, $\chi^2 (55, n= 703)= 8741,934$; $p < 0,001$. Teniendo en cuenta el número de valores propios que eran mayores o iguales a 1, el examen del gráfico de sedimentación y los resultados del análisis paralelo, surgió la solución de un factor.

Las comunalidades oscilaron entre 0,516 y 0,838, y el porcentaje de varianza explicada fue de 73,26%. Las correspondientes saturaciones factoriales de estos ítems fueron aceptables, ya que alcanzaron 0,30 en todos los casos, como se muestra en la tabla 1.

Se realizó luego un AFC con la muestra 2 ($n= 702$) para probar la estructura de un factor obtenida previamente. La evaluación de la normalidad multivariante indicó que los datos no se ajustaban a la normalidad multivariante, ya que la estimación de Mardia para la curtosis multivariante fue de 50,785.

El AFC que se realizó con los 11 ítems indicó un buen ajuste del modelo según los índices de bondad de ajuste y SRMR, $\chi^2 (gl= 44, n= 702)= 142,606$, CFI= 0,998, GFI= 0,998, NFI= 0,998, SRMR= 0,033), y un ajuste marginal según RMSEA (RMSEA= 0,057). Los pesos de regresión estandarizados oscilaron entre 0,693 y 0,929.

Tabla 1
Saturaciones factoriales del PACS-R en una muestra de mujeres y hombres

Ítems	Comuna- lidades	Satura- ciones factoriales
1. Cuando estoy en público, comparo mi apariencia física con la apariencia de los demás	0.674	0.821
2. Cuando conozco a una persona nueva (de mi mismo sexo), comparo el tamaño de mi cuerpo con el tamaño de su cuerpo	0.765	0.874
3. Cuando estoy en el trabajo o en el colegio, comparo mi forma del cuerpo con la forma del cuerpo de los demás	0.802	0.896
4. Cuando estoy en público, comparo mi grasa corporal con la grasa corporal de los demás	0.808	0.899
5. Cuando estoy comprando ropa, comparo mi peso con el peso de los demás	0.709	0.842
6. Cuando estoy en una fiesta, comparo la forma de mi cuerpo con la forma del cuerpo de los demás	0.745	0.863
7. Cuando estoy con un grupo de amigos/as, comparo mi peso con el de los demás	0.769	0.877
8. Cuando estoy en público, comparo el tamaño de mi cuerpo con el tamaño del cuerpo de los demás	0.838	0.915
9. Cuando estoy con un grupo de amigos/as, comparo el tamaño de mi cuerpo con el tamaño del cuerpo de los demás	0.815	0.903
10. Cuando estoy comiendo en un restaurante, comparo mi grasa corporal con la grasa corporal de los demás	0.618	0.786
11. Cuando estoy en el gimnasio, comparo mi apariencia física con la apariencia de los demás	0.516	0.718

Consistencia interna

La consistencia interna del PACS-R fue excelente. En la muestra 1, el α de Cronbach de la escala fue de 0,956 en hombres y de 0,967 en mujeres. En la muestra 2, el α de Cronbach fue de 0,958 en hombres y 0,965 en mujeres. El Omega de McDonald's fue 0,958 para hombres y 0,968 para mujeres en la muestra 1, y 0,960 para hombres y 0,966 para mujeres en la muestra 2. Todos los ítems del PACS-R mostraron correlaciones ítem-total corregidas de 0,71 o más en la muestra 1, y 0,68 o superiores en la muestra 2 (tabla 2).

Las medias de los ítems oscilaron entre 0,89 y 2,03 en la muestra 1 y entre 0,80 y 2,03 en la muestra 2 (tabla 2). La puntuación media del PACS-R en toda la muestra fue de 1,13 ($DT= 0,98$) para hombres y de 1,58 ($DT= 1,16$) para mujeres. La prueba t de Student reveló que hubo diferencias significativas en las puntuaciones de hombres y mujeres, $t(343,32)= -6,04$, $p < 0,001$. La magnitud de las diferencias en las medias fue pequeña (g de Hedges= 0,40).

Tabla 2

Estadísticos descriptivos de los ítems y correlaciones ítem-total corregidas para el PACS-R en una muestra de mujeres y hombres

Ítem	<i>M (DT)</i>		Correlación ítem-total	
	Muestra 1	Muestra 2	Muestra 1	Muestra 2
1	2,03 (1,20)	2,03 (1,21)	0,807	0,799
2	1,73 (1,36)	1,75 (1,37)	0,858	0,847
3	1,73 (1,36)	1,71 (1,32)	0,878	0,877
4	1,39 (1,38)	1,31 (1,33)	0,882	0,862
5	1,20 (1,38)	1,18 (1,33)	0,828	0,816
6	1,68 (1,39)	1,60 (1,36)	0,848	0,838
7	1,39 (1,33)	1,32 (1,33)	0,860	0,847
8	1,47 (1,32)	1,49 (1,35)	0,898	0,909
9	1,48 (1,33)	1,46 (1,34)	0,885	0,874
10	0,89 (1,24)	0,80 (1,18)	0,775	0,765
11	1,76 (1,41)	1,82 (1,39)	0,707	0,681

Fiabilidad test-retest

La fiabilidad test-retest para el PACS-R fue buena, con un coeficiente de correlación intraclassa de $r = 0,892$ ($p < 0,001$). La puntuación media en el PACS-R del subconjunto de la muestra que completó el cuestionario dos veces ($n = 165$) fue 1,54 ($DT = 1,12$) en la primera administración del cuestionario y 1,52 ($DT = 1,12$) en la segunda administración.

Validez convergente

Un análisis de correlación mostró asociaciones significativas entre las puntuaciones del PACS-R y las variables examinadas en las direcciones hipotetizadas, tanto en hombres como en mujeres (tabla 3). Como era de esperar, el PACS-R correlacionó significativamente y de forma positiva con las medidas de insatisfacción corporal, obsesión por la delgadez, alteraciones de la conducta alimentaria, tendencia a la comparación social, interiorización de los ideales estéticos, y presiones relacionadas con la apariencia física por parte de la familia, los iguales y los medios. El PACS-R correlacionó significativamente y de manera negativa con las medidas de atractivo físico percibido y autoestima. La única relación que no fue estadísticamente significativa fue la correlación entre el PACS-R y la subescala de control oral del EAT-26 en hombres. Las correlaciones entre el PACS-R y las medidas convergentes fueron generalmente más fuertes dentro de la muestra de mujeres en comparación con la muestra de hombres.

Finalmente, la correlación entre el PACS-R y el IMC fue estadísticamente significativa tanto en hombres como en mujeres, aunque los coeficientes de correlación fueron bajos (hombres: $r = 0,14$, $p < 0,05$; mujeres: $r = 0,08$, $p < 0,01$).

Tabla 3
Correlaciones y estadísticos descriptivos para todas las variables del estudio

Cuestionario/Subescala	M (DT)	Correlación con PACS-R
MBSRQ		
Atractivo físico autoevaluado	3,15 (0,99) / 2,98 (1,02)	-0,47*** / -0,60***
SATAQ-4		
Interiorización del ideal de delgadez	2,55 (1,02) / 2,83 (1,13)	0,60*** / 0,69***
Interiorización del ideal atlético	2,61 (0,95) / 2,24 (0,92)	0,41*** / 0,40***
Presión familiar	1,99 (1,07) / 2,06 (1,07)	0,44*** / 0,31***
Presión de los iguales	1,62 (0,81) / 1,59 (0,84)	0,41*** / 0,38***
Presión de los medios	2,49 (1,38) / 3,17 (1,39)	0,54*** / 0,46***
INCOM total	35,49 (9,15) / 37,18 (8,61)	0,51*** / 0,54***
RSES total	31,93 (6,33) / 28,48 (6,75)	-0,43*** / -0,58***
EDI-3		
Obsesión por la delgadez	6,05 (6,21) / 9,13 (8,04)	0,65*** / 0,68***
Insatisfacción corporal	9,48 (8,74) / 13,78 (9,63)	0,61*** / 0,64***
EAT-26		
Puntuación total	5,73 (6,35) / 9,08 (11,80)	0,56*** / 0,60***
Dieta	3,55 (4,35) / 5,40 (7,33)	0,58*** / 0,63***
Bulimia y preocupación por la comida	1,02 (1,77) / 1,65 (2,98)	0,45*** / 0,53***
Control oral	1,16 (1,90) / 2,03 (3,18)	0,13 / 0,28***

Notas: las medias y los coeficientes de correlación aparecen antes de la barra para los hombres y después para las mujeres. MBSRQ= Cuestionario multidimensional de relaciones entre el cuerpo y uno mismo; SATAQ-4= Cuestionario de actitudes socioculturales hacia la apariencia-4; INCOM= Medida de orientación de comparación Iowa-Holanda; RSES= Escala de autoestima de Rosenberg; EDI-3= Inventario de trastornos de la conducta alimentaria -3; EAT-26= Test de actitudes alimentarias-26; PACS-R= Escala de comparación de la apariencia física revisada . *** $p < 0,001$.

Análisis de regresión múltiple

Los resultados de los análisis de regresión múltiple jerárquica utilizando las muestras de mujeres y hombres se pueden encontrar en las tablas 4 y 5 respectivamente. La multicolinealidad no fue un problema en ninguna de las muestras (muestra de mujeres: tolerancia $\geq 0,39$, FIV $\leq 2,59$; muestra de hombres: tolerancia $\geq 0,40$, FIV $\leq 2,50$), y los otros análisis preliminares garantizaron que no se violaban los supuestos de normalidad, linealidad y homocedasticidad.

Con respecto a la muestra de mujeres, los resultados del paso 2 de los análisis indicaron que el PACS-R es un predictor significativo de la insatisfacción corporal ($\beta = 0,37$, $p < 0,001$) y las alteraciones de la conducta alimentaria ($\beta = 0,28$, $p < 0,001$). Después de controlar por la interiorización de los ideales estéticos, las presiones por la apariencia y el IMC, el PACS-R representó el 6,5 % de la varianza en la insatisfacción corporal, y la varianza total explicada por el modelo en su conjunto fue del 57,5%, $F(7, 1162) = 224,42$, $p < 0,001$). El PACS-R también representó el 3,2% de la varianza en las alteraciones de la conducta alimentaria después de controlar por la interiorización de los ideales estéticos, las presiones por la apariencia, el IMC y la insatisfacción corporal, y la varianza total explicada

por todo el modelo fue del 45,2%, $F(8, 1161) = 119,87$, $p < 0,001$). El PACS-R fue el predictor más fuerte de la insatisfacción corporal y las alteraciones alimentarias, tal y como se observó al comparar los coeficientes de regresión estandarizados en el paso 2 de los análisis de regresión.

Tabla 4

Resultados del análisis de regresión jerárquica para predecir la insatisfacción corporal y las alteraciones de la conducta alimentaria en mujeres

Variables	Paso 1			Paso 2		
	R ²	ΔF	β	R ²	ΔF	β
VC: Insatisfacción corporal	0,51	201,43***		0,58	178,22***	
SATAQ4-TI			0,56***			0,36***
SATAQ4-MI			-0,09**			-0,10***
SATAQ4-FP			0,10***			0,09**
SATAQ4-PP			0,09**			0,04
SATAQ4-MP			0,05*			0,01
IMC			0,27***			0,27***
PACS-R						0,37***
VC: Alteraciones alimentarias	0,42	120,34***		0,45	68,01***	
SATAQ4-TI			0,30***			0,20***
SATAQ4-MI			0,06*			0,04
SATAQ4-FP			0,01			0,01
SATAQ4-PP			0,09**			0,07*
SATAQ4-MP			-0,006			-0,05
IMC			-0,15***			-0,12***
EDI3-BD			0,37***			0,27***
PACS-R						0,28***

Notas: VC= variable criterio; SATAQ4= Cuestionario de actitudes socioculturales hacia la apariencia-4; SATAQ4-TI= subescala Interiorización del ideal de delgadez; SATAQ4-MI= subescala Interiorización del ideal atlético; SATAQ4-FP= subescala Presión familiar; SATAQ4-PP= Subescala Presión de los iguales; SATAQ4-MP= Subescala Presión de los medios; IMC= índice de masa corporal; PACS-R= Escala de comparación de la apariencia física revisada; EDI3-BD= subescala "Insatisfacción corporal" del Inventario de trastornos de la conducta alimentaria-3. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

En la muestra de hombres, el PACS-R también fue un predictor significativo de la insatisfacción corporal ($\beta = 0,40$, $p < 0,001$) y las alteraciones de la conducta alimentaria ($\beta = 0,31$, $p < 0,001$) en el paso 2. El PACS-R representó un 7,5% de la varianza en la insatisfacción corporal después de controlar por la interiorización de los ideales estéticos, las presiones por la apariencia y el IMC, y la varianza total explicada por el modelo en su conjunto fue del 59,1%, $F(7, 211) = 43,61$, $p < 0,001$). De manera similar, el PACS-R representó el 3,8% de la varianza en las alteraciones alimentarias después de controlar por la interiorización de los ideales estéticos, las presiones por la apariencia, el IMC y la insatisfacción corporal, y la varianza total explicada por el modelo fue del 42,3%, $F(8, 210) = 19,23$, $p < 0,001$). El PACS-R fue el predictor más fuerte de la insatisfacción corporal y el segundo predictor más fuerte de las alteraciones alimentarias.

Tabla 5

Resultados del análisis de regresión jerárquica para predecir la insatisfacción corporal y las alteraciones de la conducta alimentaria en hombres

Variables	Step 1			Step 2		
	R ²	Δ F	β	R ²	Δ F	β
VC: Insatisfacción corporal	0,52	37,71***		0,59	38,74***	
SATAQ4-TI			0,35***			0,23***
SATAQ4-MI			-0,16**			-0,23***
SATAQ4-FP			0,26***			0,18**
SATAQ4-PP			0,10			0,09
SATAQ4-MP			0,18**			0,04
IMC			0,16**			0,18***
PACS-R						0,40***
VC: Alteraciones alimentarias	0,39	18,83***		0,42	13,95***	
SATAQ4-TI			0,39***			0,33***
SATAQ4-MI			0,14*			0,07
SATAQ4-FP			0,05			0,03
SATAQ4-PP			0,01			0,02
SATAQ4-MP			-0,002			-0,09
IMC			-0,04			-0,01
EDI3-BD			0,22**			0,10
PACS-R						0,31***

Notas: VC= variable criterio; Cuestionario de actitudes socioculturales hacia la apariencia-4; SATAQ4-TI= subescala Interiorización del ideal de delgadez; SATAQ4-MI= subescala Interiorización del ideal atlético; SATAQ4-FP= subescala Presión familiar; SATAQ4-PP= Subescala Presión de los iguales; SATAQ4-MP= Subescala Presión de los medios; IMC= índice de masa corporal; PACS-R= Escala de comparación de la apariencia física revisada; EDI3-BD= subescala "Insatisfacción corporal" del Inventario de trastornos de la conducta alimentaria-3. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Discusión

El objetivo principal de este estudio fue validar el PACS-R en una muestra comunitaria española de mujeres y hombres. Para evaluar sus propiedades psicométricas, primero evaluamos la estructura latente subyacente a través de un AFE utilizando la factorización del eje principal y la rotación oblicua de Promax con una primera mitad de la muestra, y luego evaluamos esta estructura a través de un AFC con la segunda mitad de la muestra. Los análisis indicaron que una solución de un factor era la que mejor se ajustaba a los datos, replicando la estructura original de un solo factor descrita por los autores originales (Schaefer y Thompson, 2014).

Los resultados del estudio avalan la fiabilidad y validez de la versión española del PACS-R en mujeres y hombres. La consistencia interna y la fiabilidad test-retest fueron excelentes en ambas submuestras. Además, las puntuaciones del PACS-R en español mostraron buenos patrones de validez convergente en ambos géneros: tal y como se hipotetizó, la tendencia a la comparación de la apariencia física se asoció significativamente con el atractivo físico autoevaluado, la interiorización de

los ideales estéticos, las presiones socioculturales relacionadas con la apariencia, la tendencia a la comparación social, la autoestima, la obsesión por la delgadez, la insatisfacción corporal y las alteraciones de la conducta alimentaria en la dirección esperada. Sin embargo, la relación entre la comparación de la apariencia física y el control oral fue diferente entre hombres y mujeres. Si bien encontramos la asociación positiva esperada entre ambas variables en las mujeres, la asociación no alcanzó la significación estadística en los hombres. La subescala de control oral incluye ítems que se relacionan con el autocontrol de la alimentación y la presión percibida de los demás para aumentar de peso (Garner *et al.*, 1982). Las diferencias encontradas entre hombres y mujeres podrían sugerir que la comparación de la apariencia física está directamente relacionada con la alimentación restrictiva en las mujeres, mientras que en los hombres no se centra necesariamente en el control de la alimentación para lograr un ideal de delgadez. Las correlaciones fueron generalmente más débiles en los hombres, lo cual va en consonancia con la literatura que sugiere un impacto significativo pero menor de las comparaciones de la apariencia entre los hombres (Carlson Jones, 2004; Davison y McCabe, 2005). Sin embargo, este no fue el caso para la interiorización del ideal atlético/muscular y las presiones percibidas para alcanzar el ideal de belleza, donde las correlaciones fueron más fuertes para los hombres. Esto podría estar asociado con el hecho de que las comparaciones relacionadas con la musculatura parecen desempeñar un papel clave en la imagen corporal de los hombres (Fatt *et al.*, 2019; Lavender *et al.*, 2017), aunque futuros estudios podrían examinar los motivos de las asociaciones más fuertes entre la comparación de la apariencia física y las presiones percibidas para lograr el ideal estético en los hombres.

Los análisis de regresión indicaron que la comparación de la apariencia física medida a través del PACS-R predice significativamente la insatisfacción corporal y las alteraciones de la conducta alimentaria, cuando se controlan otros predictores teóricos, tanto en hombres como en mujeres. Por lo tanto, replicamos la adecuada capacidad predictiva descrita por los autores originales del cuestionario (Schaefer y Thompson, 2014).

Con respecto a las diferencias entre hombres y mujeres, nuestros resultados revelaron que los hombres comparan menos su apariencia física que las mujeres, lo cual es consistente con la literatura (por ejemplo, Davison y McCabe, 2006). Los resultados también indicaron que esta versión española del PACS-R es capaz de evaluar las comparaciones de la apariencia física tanto en hombres como en mujeres. Curiosamente, en los análisis de regresión, los coeficientes de regresión beta en la submuestra de hombres fueron más altos en comparación con los observados en la submuestra de mujeres. Cuanto mayor es el coeficiente beta, mayor es la contribución de la covariable (puntuación del PACS-R en este caso) al valor medio predicho de las variables de criterio (insatisfacción corporal y alteraciones alimentarias). Por lo tanto, aunque se utilizaron medidas validadas en mujeres, las puntuaciones del PACS-R podrían predecir en mayor medida la insatisfacción corporal y las alteraciones de la conducta alimentaria en hombres que en mujeres, lo cual parece contradecir la literatura que afirma que las comparaciones físicas en hombres están menos asociadas con sentimientos

negativos sobre su cuerpo. Futuras investigaciones podrían arrojar luz sobre este aspecto. Además, los estudios futuros deberían profundizar en las diferencias en las comparaciones de la apariencia física entre mujeres y hombres, ya que las preocupaciones sobre la imagen corporal de los hombres podrían estar más relacionadas con la musculatura, lo que hace que las presiones socioculturales relacionadas con el cuerpo sean más complejas.

Cabe señalar que la muestra utilizada para este estudio incluía participantes de un amplio rango de edades. Si bien la versión original del PACS-R y su versión ampliada (PACS-3) incluyeron muestras de estudiantes de universidad, las edades de los participantes de nuestro estudio oscilaron entre los 14 y los 64 años. Esto podría tener implicaciones prácticas, y sugiere que esta versión española del PACS-R es una herramienta útil no solo para muestras adolescentes sino también para poblaciones de mayor edad.

Este estudio tiene varias limitaciones, básicamente relacionadas con el procedimiento de muestreo. En primer lugar, se debe señalar que las mujeres constituían la mayoría de la muestra (83,6%), lo que podría haber influido en los resultados encontrados. En este sentido, los resultados se han presentado divididos por géneros, pero es una limitación a tener en cuenta. En segundo lugar, dado que el reclutamiento de los participantes se realizó por internet, la muestra del presente estudio no es representativa de la población española. En tercer lugar, aunque este artículo informó de la prevalencia de participantes que no se identificaban dentro del sistema binario de géneros según lo recomendado por Cameron y Stinson (2019), estos participantes no se incluyeron en los análisis estadísticos que se realizaron por separado para hombres y mujeres, como se ha mencionado anteriormente.

Futuras investigaciones deberían examinar las propiedades psicométricas de esta herramienta tanto en muestras clínicas como en poblaciones más diversas, para examinar sus propiedades psicométricas en otros colectivos, países y grupos étnicos de habla hispana.

En conclusión, esta investigación indica que la versión traducida del PACS-R podría ser una herramienta útil para evaluar la tendencia de comparación de la apariencia física en poblaciones españolas tanto en hombres como en mujeres y en un amplio rango de edades. La escala proporciona a clínicos e investigadores un instrumento válido y fiable para evaluar la tendencia a la comparación de la apariencia física, y posee la capacidad de predecir la insatisfacción corporal y las alteraciones alimentarias, variables ampliamente reconocidas como factores de riesgo importantes para desarrollar un trastorno de la conducta alimentaria.

Referencias

- Alcaraz-Ibáñez, M. (2017). Comparación social de la apariencia en contextos de ejercicio físico como variable predictora de los trastornos de la conducta alimentaria en adolescentes de ambos sexos. *Espiral. Cuadernos del Profesorado*, 10(21), 80-89. doi: 10.25115/ecp.v10i21.1031
- Alcaraz-Ibáñez, M., Sicilia, Á., Díez-Fernández, D. M. y Paterna, A. (2020). Physical appearance comparisons and symptoms of disordered eating: the mediating role of social physique anxiety in Spanish adolescents. *Body Image*, 32, 145-149. doi:

- 10.1016/j.bodyim.2019.12.005
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F. y Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191. doi: 10.1097/00007632-200012150-00014
- Belsley, D. A., Kuh, E. y Welsch, R. E. (1980). *Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity*. Wiley.
- Bentler, P. M. (2005). *EQS 6 Structural equations program manual. Multivariate software* (issue 818). Encino, CA: Multivariate software.
- Botella, L., Ribas, E. y Benito-Ruiz, J. (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.
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (dirs.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Buunk, A. P., Belmonte, J., Peiró, J. M., Zurriaga, R. y Gibbons, F. X. (2005). Diferencias individuales en la comparación social: propiedades de la Escala española de orientación hacia la comparación social. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 37(3), 561-579.
- Cameron, J. J. y Stinson, D. A. (2019). Gender (mis)measurement: guidelines for respecting gender diversity in psychological research. *Social and Personality Psychology Compass*, 13(11). doi: 10.1111/spc3.12506
- Carlson Jones, D. (2004). Body image among adolescent girls and boys: a longitudinal study. *Developmental Psychology*, 40(5), 823-835. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.40.5.823>
- Cash, T. F. (1990). *Body image enhancement: a program for overcoming a negative body image*. Nueva York, NY: Guilford.
- Castro, J., Toro, J., Salamero, M. y Guimerá, E. (1991). The Eating Attitudes Test: validation of the Spanish version. *Evaluación Psicológica*, 7(2), 175-189.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276. doi: 10.1207/s15327906mbr0102_10
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.) Nueva York, NY: Routledge Academic.
- Crocker, L. M. y Algina, J. (2008). *Introduction to classical and modern test theory*. Mason, OH: Cengage Learning.
- Darcy, A. M. y Lin, I. H.-J. (2012). Are we asking the right questions? A review of assessment of males with eating disorders. *Eating Disorders*, 20(5), 416-426. doi: 10.1080/10640266.2012.715521
- Davison, T. E. y McCabe, M. P. (2005). Relationships between men's and women's body image and their psychological, social, and sexual functioning. *Sex Roles*, 52, 463-475. doi: 10.1007/s11199-005-3712-z
- Davison, T. E. y McCabe, M. P. (2006). Adolescent body image and psychosocial functioning. *Journal of Social Psychology*, 146(1), 15-30. <https://doi.org/10.3200/SOCP.146.1.15-30>
- Elosua, P., López-Jáuregui, A. y Sánchez-Sánchez, F. (2010). *Adaptación española del Eating Disorder Inventory-3. Normalización y validación*. Madrid: TEA.
- Engel, S. G., Wonderlich, S. A., Crosby, R. D., Mitchell, J. E., Crow, S., Peterson, C. B., Le Grange, D., Simonich, H. K., Cao, L., Lavender, J. M. y Gordon, K. H. (2013). The role of affect in the maintenance of anorexia nervosa: evidence from a naturalistic assessment of momentary behaviors and emotion. *Journal of Abnormal Psychology*, 122(3), 709-719. doi: 10.1037/a0034010
- Fardouly, J., Diedrichs, P. C., Vartanian, L. R. y Halliwell, E. (2015a). The Mediating role of

- appearance comparisons in the relationship between media usage and self-objectification in young women. *Psychology of Women Quarterly*, 39(4), 447-457. doi: 10.1177/0361684315581841
- Fardouly, J., Diedrichs, P. C., Vartanian, L. R. y Halliwell, E. (2015b). Social comparisons on social media: the impact of Facebook on young women's body image concerns and mood. *Body Image*, 13, 38-45. doi: 10.1016/j.bodyim.2014.12.002
- Fatt, S. J., Fardouly, J. y Rapee, R. M. (2019). #malefitspo: links between viewing fitspiration posts, muscular-ideal internalisation, appearance comparisons, body satisfaction, and exercise motivation in men. *New Media and Society*, 21(6), 1311-1325. doi: 10.1177/1461444818821064
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7, 117-140. doi: 10.1177/001872675400700202
- Fisher, E., Dunn, M. y Thompson, J. K. (2002). Social comparison and body image: an investigation of body comparison processes using multidimensional scaling. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 21(5), 566-579. doi: 10.1521/jscp.21.5.566.22618
- Fitzsimmons-Craft, E. E., Bardone-Cone, A. M. y Harney, M. B. (2012). Development and validation of the Body, Eating, and Exercise Comparison Orientation Measure (BEECOM) among college women. *Body Image*, 9(4), 476-487. doi: 10.1016/j.bodyim.2012.07.007
- Floyd, F. J. y Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7(3), 286-299. doi: 10.1037/1040-3590.7.3.286
- Garner, D. M. (2004). *Eating Disorder Inventory-3, professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Garner, D. M., Olmsted, M. P., Bohr, Y. y Garfinkel, P. E. (1982). The Eating Attitudes Test: psychometric features and clinical correlates. *Psychological Medicine*, 12(4), 871-878. doi: 10.1017/S0033291700049163
- Gibbons, F. X. y Buunk, B. P. (1999). Individual differences in social comparison: development of a scale of social comparison orientation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(1), 129-142. doi: 10.1037/0022-3514.76.1.129
- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common factor analysis. *Psychometrika*, 19(2), 149-161. doi: 10.1007/BF02289162
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. y Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Halliwell, E. y Harvey, M. (2006). Examination of a sociocultural model of disordered eating among male and female adolescents. *British Journal of Health Psychology*, 11(2), 235-248. doi: 10.1348/135910705X39214
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Humphreys, P. y Paxton, S. J. (2004). Impact of exposure to idealised male images on adolescents' boys' body image. *Body Image*, 1(3), 253-266. doi: 10.1016/j.bodyim.2004.05.001
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A. y Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: an overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14(1), 6-23. doi: 10.1037/a0014694
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141-151. doi: 10.1177/001316446002000116
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. doi:

10.1007/BF02291575

- Keery, H., van den Berg, P. y Thompson, J. K. (2004). An evaluation of the tripartite influence model of body dissatisfaction and eating disturbance with adolescent girls. *Body Image, 1*(3), 237-251. doi: 10.1016/j.bodyim.2004.03.001
- Lavender, J. M., Brown, T. A. y Murray, S. B. (2017). Men, muscles, and eating disorders: an overview of traditional and muscularity-oriented disordered eating. *Current Psychiatry Reports, 19*(32). doi: 10.1007/s11920-017-0787-5
- Llorente, E., Gleaves, D. H., Warren, C. S., Pérez-De-Eulate, L. y Rakhkovskaya, L. (2015). Translation and validation of a Spanish version of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-4 (SATAQ-4). *International Journal of Eating Disorders, 48*(2), 170-175. doi: 10.1002/eat.22263
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika, 57*(3), 519-530. doi: 10.2307/2334770
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L., Navarro, J. G. y Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg self-esteem scale: translation and validation in university students. *The Spanish Journal of Psychology, 10*(2), 458-467. doi: 10.1017/S1138741600006727
- Moreno-Encinas, A., Moraleda-Merino, J., Graell-Berna, M., Villa-Asensi, J. R., Álvarez, T., Lacruz-Gascón, T. y Sepúlveda-García, A. R. (2021). Modelo de interiorización y exteriorización para explicar el inicio de la psicopatología de los trastornos alimentarios en la adolescencia. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual, 29*(1), 51-72. doi: 10.51668/bp.8321103s
- Myers, T. A. y Crowther, J. H. (2009). Social comparison as a predictor of body dissatisfaction: a meta-analytic review. *Journal of Abnormal Psychology, 118*(4), 683-698. doi: 10.1037/a0016763
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3ª ed.). Nueva York, NY McGraw-Hill.
- O'Brien, K. S., Caputi, P., Minto, R., Peoples, G., Hooper, C., Kell, S. y Sawley, E. (2009). Upward and downward physical appearance comparisons: development of scales and examination of predictive qualities. *Body Image, 6*(3), 201-206. doi: 10.1016/j.bodyim.2009.03.003
- Ridolfi, D. R., Myers, T. A., Crowther, J. H. y Ciesla, J. A. (2011). Do appearance focused cognitive distortions moderate the relationship between social comparisons to peers and media images and body image disturbance? *Sex Roles, 65*(7), 491-505. doi: 10.1007/s1199-011-9961-0
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Senín-Calderón, C., Santos-Morocho, J. y Rodríguez-Testal, J. (2020). Validation of a Spanish version of the Physical Appearance Comparison Scales. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 17*, 7399. doi: 10.3390/ijerph17207399
- Schaefer, L. M., Burke, N. L., Thompson, J. K., Dedrick, R. F., Heinberg, L. J., Calogero, R. M., Bardone-Cone, A. M., Higgins, M. K., Frederick, D. A., Kelly, M., Anderson, D. A., Schaumberg, K., Nerini, A., Stefanile, C., Dittmar, H., Clark, E., Adams, Z., Macwana, S., Klump, K. L., ... Swami, V. (2015). Development and validation of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-4 (SATAQ-4). *Psychological Assessment, 27*(1), 54-67. doi: 10.1037/a0037917
- Schaefer, L. M. y Thompson, J. K. (2014). The development and validation of the Physical Appearance Comparison Scale-Revised (PACS-R). *Eating Behaviors, 15*(2), 209-217. doi: 10.1016/j.eatbeh.2014.01.001
- Schaefer, L. M. y Thompson, J. K. (2018). The development and validation of the Physical Appearance Comparison Scale-3 (PACS-3). *Psychological Assessment, 30*(10), 1330-1341. doi: 10.1037/pas0000576

- Strahan, E. J., Wilson, A. E., Cressman, K. E. y Buote, V. M. (2006). Comparing to perfection: how cultural norms for appearance affect social comparisons and self-image. *Body Image*, 3(3), 211-227. doi: 10.1016/j.bodyim.2006.07.004
- Taniguchi, E. y Ebesu Hubbard, A. S. (2019). Effects of physical appearance social comparisons and perceived attainability of an ideal body on body dissatisfaction and weight-management behaviors among young Japanese women. *Japanese Psychological Research*, 1-14. doi: 10.1111/jpr.12264
- Thompson, J. K., Coovert, M. D. y Stormer, S. M. (1999). Body image, social comparison, and eating disturbance: a covariance structure modeling investigation. *International Journal of Eating Disorders*, 26(1), 43-51. doi: 10.1002/(SICI)1098-108X(199907)26:1<43::AID-EAT6>3.0.CO;2-R
- Thompson, J. K., Heinberg, L. J., Altabe, M. N. y Tantleff-Dunn, S. (1999). *Exacting beauty: theory, assessment and treatment of body image disturbance*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Thompson, J. K., Heinberg, L. J. y Tantleff, S. (1991). The Physical Appearance Comparison Scale (PACS). *Behavior Therapist*, 14, 174.
- Tiggemann, M. y Miller, J. (2010). The internet and adolescent girls' weight satisfaction and drive for thinness. *Sex Roles*, 63(1), 79-90. doi: 10.1007/s11199-010-9789-z
- Tylka, T. L. y Sabik, N. J. (2010). Integrating social comparison theory and self-esteem within objectification theory to predict women's disordered eating. *Sex Roles*, 63(1), 18-31. doi: 10.1007/s11199-010-9785-3
- van den Berg, P. y Thompson, J. K. (2007). Self-schema and social comparison explanations of body dissatisfaction: a laboratory investigation. *Body Image*, 4(1), 29-38. doi: 10.1016/j.bodyim.2006.12.004
- Want, S. C. (2009). Meta-analytic moderators of experimental exposure to media portrayals of women on female appearance satisfaction: social comparisons as automatic processes. *Body Image*, 6(4), 257-269. doi: 10.1016/j.bodyim.2009.07.008
- Wasilenko, K. A., Kulik, J. A. y Wanic, R. A. (2007). Effects of social comparisons with peers on women's body satisfaction and exercise behavior. *International Journal of Eating Disorders*, 40(8), 740-745. doi: 10.1002/eat.20433
- Zwick, W. R. y Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432-442. doi: 10.1037/0033-2909.99.3.432

RECIBIDO: 1 de febrero de 2021

ACEPTADO: 28 de julio de 2021

Apéndice**Traducción española del PACS-R**

La gente a veces compara su apariencia física con la de los demás. Esto puede significar una comparación del peso, del tamaño del cuerpo, de la forma del cuerpo, de la grasa del cuerpo o de la apariencia en general. Por favor, pensando en cómo te comparas con los demás generalmente, utiliza la siguiente escala para puntuar con qué frecuencia realizas este tipo de comparaciones.

Nunca Pocas veces A veces A menudo Siempre
 0 1 2 3 4

1. Cuando estoy en público, comparo mi apariencia física con la apariencia de los demás	0	1	2	3	4
2. Cuando conozco a una persona nueva (de mi mismo sexo), comparo el tamaño de mi cuerpo con el tamaño de su cuerpo	0	1	2	3	4
3. Cuando estoy en el trabajo o en el colegio, comparo mi forma del cuerpo con la forma del cuerpo de los demás	0	1	2	3	4
4. Cuando estoy en público, comparo mi grasa corporal con la grasa corporal de los demás	0	1	2	3	4
5. Cuando estoy comprando ropa, comparo mi peso con el peso de los demás	0	1	2	3	4
6. Cuando estoy en una fiesta, comparo la forma de mi cuerpo con la forma del cuerpo de los demás	0	1	2	3	4
7. Cuando estoy con un grupo de amigos/as, comparo mi peso con el de los demás	0	1	2	3	4
8. Cuando estoy en público, comparo el tamaño de mi cuerpo con el tamaño del cuerpo de los demás	0	1	2	3	4
9. Cuando estoy con un grupo de amigos/as, comparo el tamaño de mi cuerpo con el tamaño del cuerpo de los demás	0	1	2	3	4
10. Cuando estoy comiendo en un restaurante, comparo mi grasa corporal con la grasa corporal de los demás	0	1	2	3	4
11. Cuando estoy en el gimnasio, comparo mi apariencia física con la apariencia de los demás	0	1	2	3	4