



# REVISTA MEXICANA DE TRASTORNOS ALIMENTARIOS

## MEXICAN JOURNAL OF EATING DISORDERS

<http://journals.iztacala.unam.mx/index.php/amta/>



### ARTÍCULO

## Argentine validation of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3



Brenda Murawski<sup>a,b,\*</sup>, Luciana Elizathe<sup>a,b</sup>, Jéscica Custodio<sup>a,b</sup> y Guillermina Rutzstein<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina

<sup>b</sup> Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Buenos Aires, Argentina

Recibido el 29 de junio de 2015; aceptado el 3 de septiembre de 2015

Disponible en Internet el 30 de noviembre de 2015

### KEYWORDS

Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3; Psychometric properties; Eating disorders; Sociocultural influence; Body image

**Abstract** In this study is presented the adaptation and validation of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 (SATAQ-3) in women with and without eating disorders. The sample included 58 patients with eating disorders and 237 university students from Ciudad de Buenos Aires (Argentina), aged between 18 and 34. Two comparison groups were formed according to the presence or absence of eating disorders. In both groups, the four-factor solution proposed in the original version of the scale is the most appropriate (excluding items 19 and 20). This four-factor solution explained 58% (women with eating disorders) and 61% (women without eating disorders) of the total variance. Cronbach's  $\alpha$  for the total scale was .91 (women with eating disorders) and .94 (women without eating disorders). Concurrent and construct validity were also evidenced. This study shows appropriate indicators of validity and internal consistency for the Argentine version of SATAQ-3. Therefore, it is a promising instrument for the assessment of different dimensions of sociocultural influence towards appearance among women with and without eating disorders.

All Rights Reserved © 2015 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Estudios Superiores Iztacala. This is an open access item distributed under the Creative Commons CC License BY-NC-ND 4.0.

### PALABRAS CLAVE

Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3;

### Validación argentina del *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3*

**Resumen** En este estudio se presenta la adaptación y validación del *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3* (SATAQ-3) en mujeres con y sin trastorno alimentario. La muestra incluyó 58 pacientes mujeres con trastorno alimentario y 237 mujeres estudiantes universitarias de la Ciudad de Buenos Aires (Argentina) de entre 18 y 34 años. En función de la

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [bmurawski@psi.uba.ar](mailto:bmurawski@psi.uba.ar) (B. Murawski).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

Propiedades  
psicométricas;  
Trastornos  
alimentarios;  
Influencias  
socioculturales;  
Imagen corporal

presencia o ausencia de trastorno alimentario se formaron 2 grupos de comparación. Se halló que en ambos grupos la solución de 4 factores propuesta en la versión original de la escala es la más adecuada, excluyendo los ítems 19 y 20. La solución de 4 factores explica el 58% (mujeres con trastorno alimentario) y el 61% (mujeres sin trastorno alimentario) de la varianza total. El  $\alpha$  de Cronbach de la escala total fue de 0.91 (mujeres con trastorno alimentario) y de 0.94 (mujeres sin trastorno alimentario). Asimismo, se observaron indicadores de validez concurrente y de constructo. En conclusión, la versión argentina del SATAQ-3 presentó indicadores adecuados de validez y consistencia interna, resultando un instrumento promisorio para la evaluación de diferentes dimensiones de las influencias socioculturales sobre la imagen corporal en mujeres con y sin trastorno alimentario.

Derechos Reservados © 2015 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Estudios Superiores Iztacala. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0.

## Introducción

Los trastornos alimentarios generan graves consecuencias en la salud de quienes los padecen (Arcelus, Mitchell, Wales y Nielsen, 2011; DeJong et al., 2013; Hoang, Goldacre y James, 2014; Mitchell y Crow, 2006), configurándose actualmente en un problema de salud pública. En las últimas décadas, paralelamente al incremento de la prevalencia de estas patologías (Grupo de Trabajo de la Guía de Práctica Clínica sobre Trastornos de la Conducta Alimentaria, 2009; Micali, Hagberg, Petersen y Treasure, 2013; Smink, van Hoeken y Hoek, 2012), diversos autores se abocaron al estudio de sus factores de riesgo y mantenimiento (Favaro, 2013; Hilbert et al., 2014; Stice, Marti y Durant, 2011; Suisman et al., 2012). Estos trabajos constituyen un importante aporte para el mejoramiento tanto de la prevención como del tratamiento de los trastornos alimentarios.

La literatura especializada ha planteado que los trastornos alimentarios son cuadros multideterminados en los que se entrecruzan factores biológico-genéticos, psicológicos, familiares y socioculturales (Garner y Keiper, 2010). Actualmente, muchos autores destacan el papel de los factores socioculturales en el desarrollo de conductas de riesgo de los trastornos alimentarios, tanto en mujeres como en hombres (Andreea-Elena, 2015; Dakanalis, Zanetti, Riva y Clerici, 2013; Keel y Forney, 2013). En dichas investigaciones se argumenta que existen ciertos factores socioculturales (presiones culturales para alcanzar un ideal de belleza caracterizado por una delgadez extrema y la internalización de ese ideal) que contribuyen al desarrollo de insatisfacción corporal y de conductas de riesgo de trastorno alimentario. El modelo sociocultural es uno de los que cuenta con mayor apoyo empírico al momento de explicar la vinculación entre la influencia de ciertas presiones culturales y el desarrollo de conductas alimentarias de riesgo (López-Guimerà y Sánchez-Carracedo, 2010). Este modelo postula que, actualmente, existen presiones sociales provenientes de los medios de comunicación para alcanzar un ideal de belleza que, en el caso de las mujeres, se caracteriza por la delgadez. Estas presiones son mediadas por la familia y los pares de 2 formas: a) por modelado directo de conductas y actitudes relacionadas con la imagen corporal y la alimentación, y b) por refuerzo del ideal de delgadez. De este modo se promueve la internalización de estos ideales,

que implica adoptar cognitivamente los ideales de belleza definidos socialmente y realizar comportamientos dirigidos a alcanzarlos (Thompson y Stice, 2001). La literatura especializada destaca el papel mediador de la internalización del ideal de belleza entre las presiones socioculturales y el desarrollo de insatisfacción corporal (Homan, 2010; Kroon van Diest y Perez, 2013; Nouri, Hill y Orrell-Valente, 2011; Vartanian y Dey, 2013). Pareciera que una vez que estos ideales se internalizan, el sujeto tiende a evaluar la distancia entre ese ideal y su propio cuerpo, hecho que impacta sobre su estado de ánimo y autoestima, y genera insatisfacción con su imagen corporal (Lawler y Nixon, 2011). Esto, a su vez, lo lleva a realizar ciertas conductas con el objetivo de alcanzar estos ideales, incrementándose el riesgo de desarrollar un trastorno alimentario (Stice, 2002; Thompson y Heinberg, 1999). Entonces, la internalización del ideal de delgadez explicaría el motivo por el cual no todos los sujetos desarrollan insatisfacción corporal y/o trastornos alimentarios en este contexto de fuertes presiones sociales para alcanzar determinados modelos estéticos corporales (López-Guimerà y Sánchez-Carracedo, 2010).

Por otra parte, los profesionales destacan la importancia de profundizar el estudio de estos factores, dado que es posible intervenir sobre ellos en tareas de prevención y tratamiento (López-Guimerà y Sánchez-Carracedo, 2010). Por lo tanto, resulta fundamental contar con instrumentos que permitan evaluar estos factores socioculturales. Con tal fin, se han desarrollado una diversidad de cuestionarios auto-administrables, dado que los mismos tienen la ventaja de ser económicos, sencillos de aplicar y permiten su administración simultánea a un amplio número de sujetos (Garner, 2002). Entre los diferentes cuestionarios, el más utilizado internacionalmente es el *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3* (SATAQ-3; Thompson, van den Berg, Roehrig, Guarda y Heinberg, 2004).

Este estudio tiene el objetivo de presentar la adaptación lingüística y conceptual del SATAQ-3 y evaluar sus propiedades psicométricas en una muestra de mujeres jóvenes con y sin trastorno alimentario (pertenecientes a población clínica y general) de la Ciudad de Buenos Aires (Argentina). Estos objetivos corresponden al paso previo de un estudio más amplio llevado a cabo por la primera autora en el marco de su tesis doctoral, dirigida por la última autora, financiada por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas

y Técnicas (CONICET), y con sede en el Instituto de Investigaciones de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires.

### Descripción del *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3*

El SATAQ-3 es la versión internacionalmente más utilizada (revisada y ampliada) de 2 instrumentos previos: el *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire* (SATAQ; Heinberg, Thompson y Stormer, 1995) y el *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-Revised* (SATAQ-R; Cusumano y Thompson, 1997).

Inicialmente, el SATAQ fue diseñado para evaluar, por un lado, el grado en el que una persona es consciente de los ideales de belleza socialmente aceptados (mediante la subescala *Conciencia*), y, por otro, el grado en el que los acepta y los internaliza (mediante la subescala *Internalización*) (Engeln-Maddox, 2006). Posteriormente se publicó el SATAQ-R (Cusumano y Thompson, 1997), en el cual se incluyeron ítems con el fin de medir la internalización del ideal atlético. Finalmente, Thompson et al. (2004) incorporaron una subescala que evalúa presiones con el propósito de ampliar y actualizar la medición de las influencias socioculturales sobre la imagen corporal (SATAQ-3).

El SATAQ-3 es una prueba de autoinforme que evalúa varias dimensiones de las influencias socioculturales sobre la imagen corporal. Este cuestionario está conformado por 4 subescalas que organizan 30 ítems. Las subescalas hacen referencia a diferentes dimensiones de la influencia de los medios sobre la imagen corporal: *Información* (compuesta por 9 ítems, mide la aceptación del sujeto de considerar a los medios de comunicación como una fuente útil para obtener información acerca de lo que implica poseer una apariencia física atractiva), *Presión* (compuesta por 7 ítems, mide el sentimiento por parte del sujeto de ser presionado por los medios de comunicación para que acepte los ideales culturales sobre la apariencia física), *Internalización-General* (compuesta por 9 ítems, mide la internalización del ideal de belleza promovido socialmente, ideal que actualmente se caracteriza por un cuerpo delgado) e *Internalización-Atlética* (compuesta por 5 ítems, mide la internalización del ideal de un cuerpo atlético, ideal que también está siendo últimamente promovido por los medios de comunicación). Los ítems se responden mediante una escala Likert de 5 opciones: «totalmente en desacuerdo», «en desacuerdo», «no estoy de acuerdo ni en desacuerdo», «de acuerdo» y «totalmente de acuerdo». A ellas se las puntúa con valores que van del 1 al 5 para los ítems directos, y viceversa para los inversos.

Thompson et al. (2004), en 2 estudios, concluyeron que el instrumento presentaba propiedades psicométricas adecuadas en mujeres adolescentes y jóvenes pertenecientes a población general. Los autores identificaron que la agrupación de los ítems en 4 factores era adecuada (varianza total explicada del 65% para el estudio 1 y del 75% para el estudio 2), aportando evidencias de validez de constructo. Además, observaron coeficientes de consistencia interna adecuados para la escala total ( $\alpha = 0.96$  y  $\alpha = 0.94$ ) y para cada una de las subescalas ( $\alpha = 0.96$  y  $\alpha = 0.94$  para *Información*,  $\alpha = 0.92$  y  $\alpha = 0.94$  para *Presión*,  $\alpha = 0.96$  y

$\alpha = 0.92$  para *Internalización-General* y  $\alpha = 0.95$  y  $\alpha = 0.89$  para *Internalización-Atlética*). Por otra parte, en el estudio 2 también se realizaron análisis correlacionales (validez convergente) y de grupos contrastados con población clínica, los cuales aportaron evidencias de validez de constructo.

Por otra parte, resulta destacable el gran interés de diferentes equipos de investigación por la evaluación de esta variable y la utilización del SATAQ-3. Este instrumento ha sido adaptado y validado en distintos países: Australia (Wilksch y Wade, 2012), Brasil (Soares Amaral, Athanássios Cordás, Conti y Caputo Ferreira, 2011), China (Jackson y Chen, 2010), España (Llorente, Warren, Pérez-de-Eulate y Gleaves, 2013; Sánchez-Carracedo et al., 2012), Estados Unidos —población africana, asiática, europea, latinoamericana y norteamericana— (Franko et al., 2012; Karazsia y Crowther, 2008; Warren, Gleaves y Rakhkovskaya, 2013; Wheeler, Vassar y Hale, 2011), Francia (Rousseau y Valls, 2010; Rousseau, Valls y Chabrol, 2010), Grecia (Argyrides, Kkeli y Kendeou, 2014), Italia (Stefanile, Matera, Nerini y Pisani, 2011), Jordania (Madanat, Hawks y Brown, 2006), Malasia (Swami, 2009) y Reino Unido (Markland y Oliver, 2008). Dichos estudios incluyeron hombres y/o mujeres adolescentes o adultos de población general. En cambio, otras validaciones se realizaron en pacientes con trastorno alimentario (Calogero, Davis y Thompson, 2004). Con respecto a su estructura factorial, de manera consistente a lo propuesto por los autores originales del instrumento, muchas investigaciones han concluido que la solución de 4 factores resulta la más adecuada, y que la mayoría de los ítems se agrupan en los factores hipotetizados (Argyrides et al., 2014; Calogero et al., 2004; Franko et al., 2012; Karazsia y Crowther, 2008; Llorente et al., 2013; Madanat et al., 2006; Markland y Oliver, 2008; Rousseau y Valls, 2010; Rousseau et al., 2010; Sánchez-Carracedo et al., 2012; Stefanile et al., 2011; Warren et al., 2013; Wheeler et al., 2011; Wilksch y Wade, 2012). Sin embargo, otros estudios hallaron soluciones de 4 factores pero con los ítems agrupados en subescalas diferentes a las propuestas, mezclándose los ítems de la subescala *Presión* con las que miden internalización (Jackson y Chen, 2010; Swami, 2009). Por otra parte, tanto la varianza total explicada (57.33% a 74.66%) como los niveles de consistencia interna de la escala total (0.91 a 0.97) y de cada una de las subescalas (0.77 a 0.96) resultaron satisfactorios en los estudios anteriormente mencionados.

## Método

### Diseño

Se trata de un estudio sobre propiedades psicométricas de un instrumento (estructura factorial), descriptivo, correlacional, de tipo transversal.

### Muestreo

El muestreo se llevó a cabo entre los años 2012 y 2014. El mismo fue no probabilístico e intencional, dado que se evaluaron únicamente las jóvenes de entre 18 y 34 años de edad que aceptaron voluntariamente ser parte de este estudio, previa autorización de las instituciones participantes.

Los criterios de inclusión fueron: a) ser mujer; b) tener entre 18 y 34 años de edad; c) estar realizando tratamiento por trastorno alimentario en las instituciones asistenciales especializadas de la Ciudad de Buenos Aires participantes o estar cursando estudios en la carrera de psicología en las universidades participantes, y d) haber aceptado participar del estudio. Los criterios de exclusión fueron presentar problemas graves de comprensión y de comunicación, detectados a través de los cuestionarios autoadministrables y las entrevistas realizadas.

## Muestra

La muestra estuvo conformada por 323 participantes: a) 58 pacientes mujeres con diagnóstico de trastorno alimentario, según el DSM-5 (APA, 2013), que se encontraban en tratamiento por dicha patología en instituciones asistenciales especializadas de la Ciudad de Buenos Aires (una institución pública y otra privada; el 46.6% de las pacientes asiste a la institución pública y el restante 53.4% a la privada), y b) 237 mujeres estudiantes universitarias de la carrera de psicología que cursaban sus estudios en la Ciudad de Buenos Aires (una institución pública y 2 privadas; el 71.7% de las estudiantes asiste a la institución pública y el restante 28.3% a las privadas). Para los análisis estadísticos, al grupo de las pacientes con trastorno alimentario se les sumaron aquellas estudiantes en las que se confirmó la presencia de un trastorno alimentario, según el DSM-5 (APA, 2013). Dicha confirmación se realizó mediante una entrevista diagnóstica que fue llevada a cabo con todas las estudiantes en las cuales se observaron ciertas características asociadas a los trastornos alimentarios. Los criterios para la detección de «probables casos de trastorno alimentario» y la confirmación de la presencia del mismo en las estudiantes serán detallados en el apartado «Procedimiento».

Finalmente, se conformaron 2 grupos de comparación: a) jóvenes con trastorno alimentario (TA,  $n=66$ ), grupo que incluye a 58 pacientes que se encontraban en tratamiento por el trastorno y a 8 estudiantes identificadas como «probables casos de trastorno alimentario» en las que se confirmó el diagnóstico, y b) jóvenes sin trastorno alimentario (NTA,  $n=229$ ), grupo que incluye a 226 estudiantes que no fueron detectadas como «probables casos de trastorno alimentario» y a 3 estudiantes identificadas como «probables casos de trastorno alimentario» en las cuales no se confirmó el diagnóstico.

Según los criterios diagnósticos de DSM-5 (APA, 2013), la mayoría de las mujeres TA presentó bulimia nerviosa (57.6%), un porcentaje menor presentó anorexia nerviosa (19.7%), trastorno alimentario no especificado (13.6%), otros trastornos alimentarios especificados (7.6%) y trastorno por atracones (1.5%).

El grupo TA presentó una edad media de 24.27 años ( $DE=4.77$ ) y el grupo NTA una media de 23.35 años ( $DE=3.90$ ), no hallándose diferencias significativas entre los grupos [ $t(91.50)=1.43$ ,  $p=0.155$ ]. Tampoco se encuentran diferencias significativas en índice de masa corporal [ $t(91.55)=1.56$ ,  $p=.123$ ;  $M=22.76$  y  $DE=4.17$  para TA vs.  $M=21.89$  y  $DE=3.41$  para NTA]. La mayoría de las participantes nacieron en el Área Metropolitana de Argentina (Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Partidos del Gran Buenos Aires,

90.9% del grupo TA y 79% del grupo NTA), viven con sus padres y/o hermanos (51.5% del grupo TA y 53.7% del grupo NTA), pertenecen a un nivel socioeconómico medio (72.7% del grupo TA y 75.1% del grupo NTA), actualmente se encuentran cursando estudios terciarios y/o universitarios (59.1% del grupo TA y 100% del grupo NTA), trabajan y estudian (34.8% del grupo TA y 69% del grupo NTA), están solteras (83.3% del grupo TA y 82.5% del grupo NTA) y no tienen hijos (90.9% del grupo TA y 96.5% del grupo NTA).

## Instrumentos

*Cuestionario sociodemográfico y de sintomatología específica de trastorno alimentario.* Este cuestionario fue desarrollado en base a un cuestionario autoadministrable que fue diseñado *ex profeso* y utilizado en el marco de 3 proyectos UBACyT con subsidios de la Universidad de Buenos Aires (P803 [Programación 2006/2009], 20020090100053 [Programación 2010/2012] y 20020120100036BA [Programación 2013/2016]) dirigidos por la Prof. Dra. Guillermina Rutzstein. Asimismo, el diseño de las preguntas correspondientes a la evaluación de trastorno alimentario se basó en el *EDI Symptom Checklist* (Garner, 2004). El cuestionario incluye preguntas cerradas que permiten obtener información sobre diversas variables: edad, características sociodemográficas, peso declarado y deseado, altura declarada, distorsión de la imagen corporal, temor a engordar y presencia de atracones y de conductas compensatorias inadecuadas para bajar de peso (ejercicio excesivo, conducta dietante, ayuno, provocación de vómitos y consumo de laxantes, diuréticos y pastillas para adelgazar). El índice de masa corporal se obtuvo a partir de los datos declarados por las participantes, y mediante la división peso/altura al cuadrado (unidad de medición kilogramos/metros al cuadrado).

*Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3* (SATAQ-3; Thompson et al., 2004). Instrumento descrito en el apartado «Introducción».

*Eating Disorder Inventory-3* (EDI-3; Garner, 2004; adaptación argentina: Rutzstein et al., 2013). El EDI-3 es una prueba multidimensional de autoinforme que evalúa aspectos cognitivos y conductuales de los trastornos alimentarios. Este inventario está conformado por 12 subescalas que organizan 91 ítems (directos e inversos) que se responden mediante una escala Likert de 6 opciones (de «nunca» a «siempre»). Las 3 primeras subescalas (*Búsqueda de delgadez*, *Bulimia* e *Insatisfacción corporal*) evalúan actitudes y comportamientos con respecto a la alimentación, el peso y la imagen corporal. Las puntuaciones obtenidas en estas subescalas dan cuenta de la posible presencia de un trastorno alimentario. Es por dicho motivo que la sumatoria del puntaje en cada una de ellas conforma el índice de *Riesgo de trastorno alimentario*. En este estudio se incluirán únicamente estas 3 subescalas y el índice de *Riesgo de trastorno alimentario*. Resulta importante destacar que Garner (2004) concluyó que los ítems correspondientes a las 3 primeras subescalas pueden aplicarse por separado de la escala completa, lo que permitiría identificar sujetos en riesgo de padecer un trastorno alimentario de una manera más rápida. Garner (2004) observó coeficientes de consistencia interna adecuados para cada una de las subescalas,

los cuales oscilan entre  $\alpha = 0.63$  y  $\alpha = 0.97$ . Además, se probaron evidencias de validez de constructo y de criterio. En la adaptación argentina (Rutzstein et al., 2013), llevada a cabo en población adolescente no clínica, los coeficientes de consistencia interna fueron adecuados en todas las subescalas (el  $\alpha$  mínimo observado fue de 0.61 para *Miedo a madurar* y el  $\alpha$  máximo fue de =0.89 para *Búsqueda de delgadez*). Además, se concluyó que el EDI-3 es un instrumento estructuralmente válido para la evaluación de riesgo de trastorno alimentario en población general.

*Entrevista Clínica Estructurada para Trastornos del Eje I del DSM IV (versión revisada)* (SCID-I; First, Williams, Spitzer y Gibbon, 1999), en su versión en español. Esta entrevista está diseñada para la evaluación psicopatológica. Facilita la evaluación diagnóstica basada en criterios consensuados por la comunidad científica y ha demostrado utilidad tanto en el ámbito clínico como en el de la investigación. En este estudio se utilizó la entrevista diagnóstica vinculada a la versión anterior del manual diagnóstico, dado que al comienzo del trabajo de campo (2012) aún no se había publicado el DSM-5 (APA, 2013) ni una entrevista específica de esta versión. Asimismo, las modificaciones en la clasificación de una versión a la otra no obstaculizan su uso, dado que en la nueva versión no se agregó ningún factor nuevo a indagar que no esté contemplado en la entrevista de la versión anterior.

### Adaptación lingüística y conceptual del *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3*

Inicialmente se solicitó a los autores del instrumento la autorización para realizar la adaptación. Se comenzó con el proceso teniendo en cuenta las directrices de la *International Test Commission* (ITC, 2005), la cual plantea que toda adaptación implica la necesidad de establecer equivalencias conceptuales, lingüísticas, funcionales y métricas.

La equivalencia conceptual hace referencia a si el constructo existe en la cultura donde se desea utilizar el instrumento de medición y si la forma de valorarlo es la misma que en la cultura de origen (Marín, 1986). Al asegurar esta equivalencia se trata de evitar el sesgo de constructo (Van de Vijver y Tanzer, 1997). Con tal propósito, se analizó si los ideales de belleza dirigidos hacia la mujer en nuestro medio también se centran en una figura delgada o atlética y si ellos son transmitidos en programas de televisión, películas y revistas (tal como se evalúa en el SATAQ-3).

Luego de garantizar la equivalencia conceptual, se llevó a cabo la traducción del instrumento del idioma original (inglés) al idioma local (castellano) mediante la técnica conocida como traducción directa múltiple (Maxwell, 1996). En la misma intervinieron 4 traductores independientes con conocimientos en psicología, quienes tuvieron en cuenta posibles diferencias lingüísticas y culturales, y los valores puestos en juego en los reactivos. Luego, un quinto traductor comparó las versiones traducidas con la original en cuanto al nivel sintáctico, semántico y funcional de cada uno de los ítems. De este modo, se seleccionó la versión más adecuada de cada uno de los ítems en castellano. Esta cuestión es muy importante, dado que para asegurar la equivalencia lingüística es necesario el empleo de términos que tengan significados iguales o que sean lo más parecido posible a los

originales (Cayssials y Pérez, 2010). Además, se estaría tratando de evitar el sesgo del ítem (Van de Vijver y Tanzer, 1997). Posteriormente, con fin de asegurar la equivalencia funcional y evitar un tipo de sesgo metodológico —sesgo del instrumento— (Van de Vijver y Tanzer, 1997), se evaluó y concluyó que la consigna y el formato de las frases y de las respuestas (escala tipo Likert con 5 opciones) son adecuados en nuestra cultura.

La primera versión del instrumento fue sometida a una primera prueba piloto con el fin de evaluar el grado de comprensión y adecuación de los ítems, la consigna y el formato de respuesta. La muestra estuvo conformada por 35 estudiantes universitarias que cursaban sus estudios en una institución pública de la Ciudad de Buenos Aires. Las participantes presentaron edades comprendidas entre los 19 y los 33 años. Previamente, se brindó información a las autoridades educativas. Las participantes firmaron un consentimiento informado tras haber recibido información acerca de los objetivos de este estudio. Además, se les aseguró que su participación era voluntaria y que los datos recabados eran confidenciales. Las participantes conformaron 4 grupos focales y completaron, en forma individual, el SATAQ-3 y un cuestionario que indagaba sobre la claridad de las consignas, los ítems y el tipo de respuesta. Además, se les solicitó redacciones alternativas para los ítems o palabras que no resultaban del todo claros. Asimismo, se indagó oralmente sobre las mismas cuestiones. Luego de esta primera prueba piloto, y en función de los comentarios y sugerencias de las participantes, se realizaron modificaciones en 10 ítems. Por ejemplo, en los ítems inversos se subrayó «NO», y se escribió en mayúscula para enfatizar la negativa. Por otra parte, se observó que las participantes utilizaron las diferentes opciones de respuesta en cada uno de los ítems, lo contrario afectaría su poder de discriminación. Además, respondieron a todos los ítems. Esta etapa de prueba piloto permitió evaluar aspectos lingüísticos y conceptuales (aportando evidencias de la validez aparente).

Posteriormente, la segunda versión del instrumento se envió a 6 expertos en trastornos alimentarios y/o psicometría, psicólogos y médicos, con el fin de evaluar los aspectos lingüísticos del instrumento (adecuación de los ítems, la consigna y el tipo de respuesta). Además, se solicitó a los jueces que indicaran a qué subescala (propuesta por los autores originales del instrumento) pertenecía cada ítem y si se lo consideraba representativo de la misma. De este modo, se evaluaron aspectos conceptuales (aportando evidencias de la validez de contenido y aparente). El acuerdo entre los jueces se analizó mediante el cálculo del coeficiente V. de Aiken, siguiendo los lineamientos propuestos por Escurra (1988). En la tabla 1 se observa que el coeficiente V. de Aiken del instrumento es 0.87, y que solo en un ítem (4. «*Comparo mi cuerpo con el de las personas que aparecen en la televisión*») el acuerdo de los jueces fue menor al 60% (Herrera Rojas, 1993, citado por Mikulic, 2006). En este ítem, un juez consideró que pertenecía a otra subescala (*Presión*), y 2 jueces consideraron que el mismo no era adecuado para representar a la subescala de *Internalización-General*. Si bien en ese ítem existió un grado menor de acuerdo, se decidió conservarlo, quedando sujeto a evaluación posterior. Asimismo, se realizaron modificaciones en la redacción de 11 ítems en función de las sugerencias de los expertos. Por ejemplo, se modificaron

**Tabla 1** Coeficiente V. de Aiken del SATAQ-3

Subescala	Ítem	V. Aiken	V. Aiken promedio
Información	1	1	0.89
	5	0.83	
	9 <sup>+</sup>	0.83	
	13 <sup>+</sup>	1	
	17	1	
	21	1	
	25	0.83	
	28 <sup>+</sup>	0.83	
Presión	29	0.67	0.95
	2	1	
	6 <sup>+</sup>	1	
	10	1	
	14	1	
	18	1	
	22	0.67	
	26	1	
Internalización- General	3 <sup>+</sup>	0.83	0.76
	4	0.5	
	7	0.83	
	8	0.83	
	11	0.67	
	12 <sup>+</sup>	0.67	
	15	0.83	
	16	0.83	
Internalización- Atlética	17 <sup>+</sup>	0.83	0.90
	19 <sup>+</sup>	1	
	20	0.83	
	23	1	
	24	0.83	
Total	30	0.83	0.87

<sup>+</sup> Ítems inversos.

las siguientes expresiones: 1) «*he sentido*» por «*siento*»; 2) «*NO me interesa si mi cuerpo se parece*» por «*NO me interesa que mi cuerpo se parezca*»; 3) «*me gustaría que mi cuerpo se pareciera*» por «*me gustaría que mi cuerpo se parezca*»; 4) «*NO deseo lucir*» por «*NO me interesa lucir*», y 5) «*NO trato de lucir*» por «*NO intento lucir*». Asimismo, se agregaron comillas a la palabra «*perfecto*» en la expresión «*cuerpo perfecto*».

Finalmente, se procedió a realizar una segunda prueba piloto, en la cual participaron 16 mujeres jóvenes: 11 estudiantes universitarias que cursaban sus estudios en una institución pública de la Ciudad de Buenos Aires y 5 pacientes con trastorno alimentario que se encontraban en tratamiento en una institución asistencial especializada y pública de la Ciudad de Buenos Aires. Las participantes presentaron edades comprendidas entre los 18 y los 21 años. Previamente, se brindó información a las autoridades educativas y asistenciales. Las participantes firmaron un consentimiento informado tras haber recibido información acerca de los objetivos de este estudio. Además, se les aseguró que su participación era voluntaria y que los datos recabados eran confidenciales.

Las participantes fueron evaluadas respetando las condiciones en las que se pretende aplicar el instrumento en futuros estudios, previniendo sesgos metodológicos en la administración: en grupo, bajo la supervisión de la primera autora, en las instalaciones de la institución educativa y asistencial, previa introducción y lectura del instructivo. Se aclaró que debían consultar en caso de no comprender el significado de los ítems. No se detectaron dificultades para comprender las instrucciones, el formato de respuestas ni el sentido de los reactivos, por lo que se mantuvieron sin modificaciones los ítems de la escala, arribándose a la versión final del instrumento.

## Procedimiento

Inicialmente se solicitó la correspondiente autorización a las autoridades de las instituciones asistenciales y educativas para llevar a cabo el estudio, informándoles del objetivo del mismo. Tal como indican los principios éticos vigentes, se informó a las participantes del objetivo del estudio y se les solicitó su consentimiento para participar de manera voluntaria. Asimismo, se les aseguró el carácter confidencial de la información brindada y se les garantizó la posibilidad de abandonar la investigación en el momento que lo desearan.

En una primera etapa se llevó a cabo la evaluación de las pacientes y las estudiantes. Las pacientes que aceptaron participar fueron evaluadas individualmente con la entrevista SCID-I, con el fin de confirmar la presencia de trastorno alimentario. Posteriormente, completaron los cuestionarios autoadministrables en grupo, bajo la supervisión de la primera autora y en las instituciones asistenciales. Asimismo, las estudiantes que aceptaron participar completaron los cuestionarios autoadministrables en grupo, bajo la supervisión de la primera autora, en las instituciones educativas y durante el horario de clase. Posteriormente se procedió a identificar aquellos «probables casos de trastorno alimentario» utilizando como criterios los desarrollados por el equipo de investigación UBACyT (P803 [Programación 2006/2009], 20020090100053 [Programación 2010/2012] y 20020120100036BA [Programación 2013/2016]). Dichos criterios fueron los siguientes: a) puntaje igual o superior al punto de corte establecido por [Garner \(2004\)](#) en la subescala *Búsqueda de delgadez* o en la subescala *Bulimia* del EDI-3; b) presencia de conductas purgativas con el fin de bajar o mantener el peso, y/o c) presencia de la combinación de diferentes características asociadas a los trastornos alimentarios (tales como elevada insatisfacción con la imagen corporal, distorsión de la imagen corporal, excesivo temor a engordar, atracones, ayuno, conducta dietante, actividad física excesiva con el fin de bajar de peso, entre otras). Luego se convocó a aquellos «probables casos de trastorno alimentario» y fueron evaluados con la entrevista SCID-I con el fin de confirmar o no la presencia de trastorno alimentario.

## Análisis estadístico

El procesamiento de los datos se llevó a cabo mediante el paquete estadístico SPSS para Windows (versión 18.0 en castellano). Todos los análisis incluyeron al grupo TA y al grupo NTA por separado.

En primer lugar se calcularon los índices de asimetría y curtosis de los ítems, las subescalas y el puntaje total del SATAQ-3. Los valores de asimetría oscilaron entre  $-1.28$  y  $0.40$  en el grupo TA y entre  $-0.52$  y  $0.84$  en el grupo NTA, y los valores de curtosis entre  $-1.00$  y  $1.88$  en el grupo TA y entre  $-1.36$  y  $0.52$  en el grupo NTA. Dado que [George y Mallery \(2010\)](#) plantean que valores entre  $-2$  y  $+2$  dan cuenta de una distribución normal de la variable, se asume dicha distribución y se decide utilizar pruebas paramétricas en los análisis estadísticos.

El estudio de la capacidad discriminante de los ítems se realizó mediante una prueba *t* de Student de diferencia de medias para muestras independientes, en función de la pertenencia al intercuartil superior o inferior en la puntuación total de la escala. También se calculó la correlación ítem-total corregida. Asimismo, se analizó si la eliminación de algún ítem elevaba el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach mediante el « $\alpha$  de Cronbach si se elimina el elemento».

En el análisis factorial exploratorio se utilizó el método de extracción de ejes principales y el método de rotación promax. Estos procedimientos son adecuados para casos con diferentes subescalas que, teórica y empíricamente, presentan fuertes correlaciones (como el SATAQ-3). Asimismo, tanto los autores originales como grupos independientes ([Llorente et al., 2013](#); [Madanat et al., 2006](#); [Swami, 2009](#)) utilizaron los mismos métodos, lo que facilita la comparación de los resultados hallados en el presente estudio con las diversas adaptaciones del SATAQ-3. Para el análisis de consistencia interna se calculó el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach.

Por otra parte, se realizaron 2 tipos de análisis distintos para aportar evidencias externas de validez. Se utilizó un cálculo de correlación bivariada de Pearson entre el SATAQ-3 y variables frecuentemente utilizadas por diversas investigaciones (edad, índice de masa corporal, índice *Actitudes disfuncionales respecto a la alimentación, el peso y la imagen corporal* del EDI-3 y las subescalas que lo componen: *Búsqueda de delgadez, Bulimia e Insatisfacción corporal*). A su vez, se efectuó una prueba *t* de Student de diferencia de medias para grupos independientes con el fin de explorar si existen diferencias en las medias del instrumento y sus subescalas en función de la presencia o ausencia de un trastorno alimentario.

Cabe destacar que antes de reportar los resultados de la prueba *t* de Student de diferencia de medias para muestras independientes se llevó a cabo la prueba de hipótesis de Levene para probar la igualdad de las varianzas en ambos grupos. En función del resultado de la prueba de Levene se seleccionó una de las 2 opciones que calcula la prueba *t* de Student (diferencia de medias cuando se puede asumir la igualdad de varianzas o cuando no se puede asumir la igualdad). En relación con esta situación, [Barón López y Téllez Montiel \(2004\)](#) explican que se puede reportar el resultado del cálculo de la *t* de Student para varianzas no iguales solo si las muestras son grandes o aproximadamente normales. Dado que en el presente estudio se cumplen estos criterios, en los casos en los que no se pudo asumir la igualdad de varianzas se reportó la opción correspondiente a varianzas no iguales. Dicha opción calcula todos los indicadores (*t*, *g.l.* y *p*) de forma tal que sean los más apropiados al caso particular de varianzas no iguales.

## Resultados

### Propiedades psicométricas del Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3

#### Capacidad discriminante de cada ítem

Con el fin de evaluar el poder discriminante de los ítems, a cada uno de los grupos (TA y NTA) se los dividió en 2 subgrupos, según la puntuación total del SATAQ-3: puntuaciones bajas (primer intercuartil, incluye valores menores al percentil 25) y puntuaciones altas (cuarto intercuartil, incluye valores mayores al percentil 75). Posteriormente se realizó una prueba *t* de Student de diferencia de medias para muestras independientes (primer intercuartil y cuarto intercuartil) comparando las medias de cada ítem. Los resultados del grupo TA y el grupo NTA se analizaron por separado ([tabla 2](#)).

En el grupo TA se observaron diferencias estadísticamente significativas ( $p < 0.05$ ) en 28 ítems (exceptuando el 24: «*Comparo mi cuerpo con el de las personas atléticas*» y el 30: «*Trato de lucir como los deportistas*»), y en el grupo NTA en los 30 ítems que componen la escala. Por lo cual se puede concluir que todos los ítems (menos el 24 y el 30 en el grupo TA) presentaron un adecuado poder discriminante. Se decidió conservar, por el momento, los ítems que no discriminaban adecuadamente para explorar su funcionamiento en la estructura factorial. En relación con el ítem 24, resulta importante destacar que el valor de *p* asociado a él fue cercano a 0.05. Se podría hipotetizar que con una cantidad de sujetos mayor en cada subgrupo (primer intercuartil y cuarto intercuartil) ese valor de *p* disminuya, convirtiéndose en significativo. Es decir, la cantidad de sujetos podría estar afectando la potencia de la prueba *t* de Student, obstaculizando captar las diferencias entre los grupos de comparación. Por otra parte, al analizar la correlación ítem-total corregida, se observó que todos los ítems presentaron valores aceptables (menos el ítem 30: «*Trato de lucir como los deportistas*» en el grupo TA), resultando mínimamente inferiores, iguales o superiores a 0.30 ([tabla 3](#)). Ciertos autores ([García-Bellido, González Such y Jorret Meliá, 2010](#)) plantean que se debe eliminar el ítem solo si la correlación ítem-total corregida del mismo es cero o negativa. Asimismo, se analizó si la eliminación de algún ítem elevaba el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach mediante el « $\alpha$  de Cronbach si se elimina el elemento». Con la eliminación de cada uno de los 30 ítems, el  $\alpha$  de Cronbach sería el mismo o disminuiría, lo cual indica que todos los ítems son consistentes con el instrumento.

#### Análisis factorial exploratorio

*Solución inicial.* Se realizó un análisis de ejes principales con rotación promax para los 30 ítems de la escala, analizando por separado al grupo TA y al grupo NTA. De acuerdo con la estructura teórica del instrumento, se decidió forzar 4 factores. En ambos grupos el análisis factorial resultó adecuado. La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin resultó muy bueno para TA y excelente para NTA (0.77 para el grupo TA y 0.93 para el grupo NTA), demostrando la pertinencia de la utilización de estos datos en el presente análisis. El contraste de esfericidad de Bartlett fue significativo [ $\chi^2$  (435) = 1463.16;  $p < 0.001$  para TA

Tabla 2 Capacidad discriminante de cada ítem del SATAQ-3

Ítems por subescala original	TA (n = 66)					NTA (n = 229)				
	1.º q (n = 16)	2.º q (n = 16)	t de Student			1.º q (n = 57)	2.º q (n = 57)	t de Student		
	Media (DE)	Media (DE)	t	g.l.	p	Media (DE)	Media (DE)	t	g.l.	p
Información										
1	2.06 (1.00)	3.75 (1.00)	-4.78	30	<0.001	1.77 (0.89)	3.16 (1.01)	-7.79	111	<0.001
5	2.56 (1.26)	3.75 (1.06)	-2.88	30	0.007	1.65 (0.83)	3.38 (0.82)	-11.08	111	<0.001
9*	2.38 (1.09)	3.31 (1.40)	-2.11	30	0.043	1.77 (0.96)	2.96 (0.99)	-6.49	111	<0.001
13*	2.31 (0.95)	3.63 (0.95)	-3.09	30	0.004	1.86 (0.97)	3.59 (0.76)	-10.54	111	<0.001
17	2.25 (0.68)	4.38 (0.50)	-10.04	30	<0.001	1.53 (0.91)	3.54 (0.85)	-12.12	111	<0.001
21	2.75 (0.93)	4.38 (0.50)	-6.15	22.99	<0.001	1.75 (1.09)	3.54 (0.79)	-9.98	101.85	<0.001
25	2.13 (0.72)	3.38 (1.15)	-3.69	25.20	0.001	1.53 (0.71)	2.96 (0.85)	-9.75	111	<0.001
28*	2.00 (0.89)	4.19 (0.83)	-7.15	30	<0.001	1.56 (0.73)	3.13 (0.85)	-10.45	111	<0.001
29	2.25 (0.77)	4.31 (0.48)	-9.06	30	<0.001	1.68 (1.04)	3.52 (0.71)	-10.96	99.40	<0.001
Presión										
2	2.25 (0.86)	4.38 (0.62)	-8.04	30	<0.001	1.61 (0.90)	3.50 (1.11)	-9.89	105.68	<0.001
6*	2.81 (0.98)	4.44 (1.03)	-4.57	30	<0.001	1.56 (0.85)	3.66 (1.05)	-11.72	111	<0.001
10	3.06 (1.12)	4.56 (0.73)	-4.48	30	<0.001	1.61 (0.94)	3.68 (0.97)	-11.46	111	<0.001
14	2.88 (1.09)	4.50 (0.73)	-4.96	30	<0.001	1.54 (0.85)	3.66 (0.98)	-12.31	111	<0.001
18	2.81 (0.98)	4.13 (1.26)	-3.29	30	0.003	1.37 (0.67)	3.20 (0.98)	-11.55	97.15	<0.001
22	2.81 (0.98)	3.94 (1.06)	-3.11	30	0.004	1.61 (0.90)	3.23 (0.87)	-9.69	111	<0.001
26	2.56 (0.89)	4.13 (1.09)	-4.44	30	<0.001	1.30 (0.50)	3.46 (0.85)	-16.45	88.42	<0.001
Internalización-General										
3*	3.38 (1.09)	4.19 (0.83)	-2.37	30	0.024	1.39 (0.70)	3.18 (0.99)	-11.07	98.78	<0.001
4	3.38 (1.20)	4.44 (0.63)	-3.13	22.62	0.005	1.46 (0.85)	3.84 (0.60)	-17.32	100.69	<0.001
7	3.13 (1.20)	4.63 (0.81)	-4.14	30	<0.001	1.70 (0.96)	3.71 (0.91)	-11.42	111	<0.001
8	3.00 (1.32)	4.50 (0.63)	-4.11	21.57	<0.001	1.47 (0.78)	3.70 (0.71)	-15.80	111	<0.001
11	2.94 (1.18)	4.81 (0.40)	-6.01	18.45	<0.001	1.49 (0.80)	3.68 (0.74)	-15.02	111	<0.001
12*	3.06 (1.24)	4.69 (0.48)	-4.90	19.40	<0.001	1.61 (0.88)	3.79 (0.71)	-14.44	111	<0.001
15	2.69 (1.01)	4.38 (0.81)	-5.21	30	<0.001	1.39 (0.75)	3.39 (0.91)	-12.80	106.46	<0.001
16	3.06 (1.06)	4.56 (0.51)	-5.09	21.62	<0.001	1.30 (0.60)	3.79 (0.49)	-24.12	111	<0.001
27*	2.31 (1.01)	4.50 (0.73)	-7.00	30	<0.001	1.47 (0.57)	3.23 (0.83)	-13.09	97.22	<0.001
Internalización-Atlética										
19*	2.56 (0.96)	4.38 (0.89)	-5.54	30	<0.001	1.84 (1.01)	3.11 (0.89)	-7.05	111	<0.001
20	3.69 (1.08)	4.63 (0.66)	-3.02	30	0.005	2.23 (1.24)	3.93 (0.68)	-9.05	87.52	<0.001
23	2.56 (1.31)	3.44 (1.03)	-2.09	30	0.045	1.63 (0.90)	2.75 (1.01)	-6.21	111	<0.001
24	2.81 (1.17)	3.69 (1.30)	-2.00	30	0.054	1.67 (0.91)	3.07 (0.97)	-7.93	111	<0.001
30	2.13 (0.96)	2.69 (1.20)	-1.47	30	0.152	1.35 (0.61)	2.46 (0.95)	-7.38	93.54	<0.001

q: intercuartil.

\* Ítems inversos.



**Tabla 3** Solución factorial inicial y correlación ítem-total corregida del SATAQ-3

Ítems por subescala original	TA (n = 66)				Ítem-total	NTA (n = 229)			
	Factor					Factor			
	1	2	3	4		1	2	3	4
<b>Información</b>									
1			0.59		0.42		0.82		0.48
5			0.52		0.39		0.91		0.55
9*			0.72		0.30		0.38		0.40
13*			0.72		0.42		0.65		0.57
17			0.72		0.71		0.75		0.60
21	0.46		0.47		0.66		0.77		0.58
25			0.71		0.38		0.60		0.56
28*			0.63		0.67	0.44	0.54		0.55
29			0.57		0.74		0.71		0.58
<b>Presión</b>									
2		0.59	0.30		0.69		0.76		0.57
6*		0.67			0.45		0.63		0.58
10		0.81			0.53		0.90		0.59
14		0.87			0.54		0.90		0.59
18		0.77			0.36		0.77		0.61
22		0.44		0.39	0.33		0.54		0.56
26		0.90			0.46		0.79		0.70
<b>Internalización-General</b>									
3*	0.61				0.36	0.60			0.60
4	0.66				0.40	0.73			0.71
7	0.78				0.51	0.77			0.62
8	0.54				0.43	0.89			0.69
11	0.99				0.67	0.73			0.71
12*	0.64				0.60	0.78			0.64
15	0.78				0.55	0.69			0.69
16	0.91				0.62	0.84			0.76
27*	0.55				0.77	0.73			0.67
<b>Internalización-Atlética</b>									
19*	0.43*	0.30*			0.54	0.46		0.32	0.47
20				0.38	0.33	0.51*			0.52
23				0.80	0.29			0.87	0.42
24				0.91	0.31			0.74	0.48
30				0.58	0.15			0.70	0.45
<b>Método</b> Extracción: ejes principales/rotación promax									
Kaiser-Meyer-Olkin			0.77					0.93	
Prueba de Bartlett	$\chi^2 (435) = 1463.16; p < 0.001$				$\chi^2 (435) = 4811.94; p < 0.001$				
Auto-valores	8.84	3.59	2.77	1.67	11.31	2.77	2.13	1.49	
% Varianza explicada	29.46	11.97	9.22	5.56	37.70	9.22	7.11	4.98	
% Varianza total explicada	56.21				59.01				
Consistencia factor	0.90	0.89	0.87	0.76	0.93	0.90	0.92	0.79	
Consistencia total	0.91				0.94				

*Nota.* Matriz de configuración. Para el análisis se eliminaron las cargas inferiores a 0.30, siendo un criterio adecuado para el tamaño muestral (Figueiredo-Filho y Silva-Junior, 2010; Hair et al., 2009, ambos citados en Polidoro Dini et al., 2014).

\* Ítems inversos.

\* Los ítems cargaron en una escala diferente a la hipotetizada.

y  $\chi^2 (435) = 4811.94; p < 0.001$  para NTA], dando cuenta de que los reactivos están lo suficientemente interrelacionados para poder llevar a cabo el análisis factorial. Se observó que el forzamiento a 4 factores en esta matriz de datos es adecuado, siendo el porcentaje de varianza explicada del 56.21% para TA y del 59.01% para NTA (tabla 3). Asimismo, el gráfico de sedimentación indica la adecuación de

4 factores. Estos resultados aportan evidencia de la validez de constructo de la escala.

Por otra parte, teniendo en cuenta la regla Kaiser de extracción de factores con autovalores superiores a 1 (Kaiser, 1960), se podrían explorar 6 factores. Luego de un análisis de ejes principales con rotación promax incluyendo los factores con autovalores mayores a 1, se observó que

la varianza explicada se eleva al 63.29% para TA y al 63.89% para NTA. Pero en el grupo TA los ítems de la subescala *Información* y los de la subescala *Internalización-Atlética* quedan divididos en 2 factores. Asimismo, 6 ítems cargan en 2 factores y un ítem en 3 factores. Por otra parte, en el grupo NTA los ítems de la subescala *Información* también quedan divididos en 2 factores. Además, el último factor está compuesto por solo un ítem, el cual pertenece a la subescala *Internalización-General*. Dicho ítem carga en ese sexto factor y en el de *Internalización-General*, siendo su carga factorial más alta en este último. Otros 2 ítems también presentan carga doble. Finalmente, en ambos grupos, un ítem perteneciente a la subescala *Internalización-Atlética* carga en la subescala *Internalización-General* (ítem 19 en el grupo TA e ítem 20 en el grupo NTA). Por lo tanto, dado que la solución de 4 factores es adecuada, y teniendo en cuenta que se pretende analizar la estructura de la validación original, se justifica mantener 4 factores.

Para el análisis se eliminaron las cargas inferiores a .30, siendo un criterio adecuado para el tamaño muestral (Figueiredo-Filho y Silva-Junior, 2010; Hair, Anderson, Tatham y Black, 2009, ambos citados en Polidoro Dini, dos Santos Alves, Ceretta Oliveira y de Brito Guirardello, 2014). Los 4 factores registraron cargas altas en general. La mayoría de los ítems (28 de 30) cargaron, en ambos grupos, en el factor hipotetizado. En cambio, el ítem 19: «NO me interesa lucir tan atlético/a como las personas de las revistas», perteneciente a la subescala *Internalización-Atlética*, en el grupo TA presentó una carga mayor a 0.30 en 2 subescalas diferentes a la hipotetizada (carga de 0.43 en *Internalización-General* y de 0.30 en *Presión*). Asimismo, en el grupo NTA presentó una carga mayor a 0.30 en *Internalización-General* (0.46) y en *Internalización-Atlética* (0.32), siendo la carga mayor en la subescala no hipotetizada. Por otra parte, el ítem 20: «Comparo mi cuerpo con el de las personas que "están en forma"», perteneciente a la subescala *Internalización-Atlética*, en el grupo NTA cargó en *Internalización-General* (0.51).

Por otra parte, se observó que solo 5 ítems presentaron cargas superiores a 0.30 en 2 factores. En el grupo TA fueron el ítem 2: «Siento que la televisión o las revistas me presionan para que baje de peso», el ítem 21: «Las fotos que aparecen en las revistas me sirven para saber qué está de moda y cómo lucir atractivo/a», y el ítem 22: «Siento que la televisión o las revistas me presionan para que haga actividad física». En el grupo NTA, fue el ítem 19 (descrito anteriormente) y el ítem 28: «NO creo que mirar a las estrellas de cine me sirva para saber qué está de moda y cómo lucir atractivo/a». El ítem 2 pertenece a la subescala *Presión* pero también cargó en la subescala *Información*, el ítem 21 pertenece a la subescala *Información* pero también cargó en la subescala *Internalización-General*, y el ítem 22 pertenece a la subescala *Presión* pero también cargó en la subescala *Internalización-Atlética*. Asimismo, el ítem 19 pertenece a la subescala *Internalización-Atlética* pero también cargó en la subescala *Internalización-General*, y el ítem 28 pertenece a la subescala *Información* pero también cargó en la subescala *Internalización-General*. Sin embargo, en los ítems 2, 21, 22 y 28 la carga más alta fue en el factor hipotetizado. En contraposición, en el ítem 19 la carga mayor fue en el factor no hipotetizado. En relación con la carga en más de un factor, cabe destacar que la misma es esperable,

dado que la matriz de correlaciones entre factores presenta relaciones altas en el presente estudio (ver apartado «Validez concurrente y correlaciones entre las subescalas del SATAQ-3»). Por último, resulta importante resaltar que no se observaron ítems que no hayan cargado en, al menos, un factor.

**Solución final.** Teniendo en cuenta la evidencia muestral, se decidió eliminar de la escala los ítems 19 y 20 debido a que son los únicos que cargan en un factor diferente al propuesto por los autores originales de la escala. Con el fin de estudiar la estructura factorial propuesta (28 ítems) se llevaron a cabo los mismos procedimientos que en la etapa anterior (análisis de ejes principales con rotación promax, forzando a 4 factores, en el grupo TA y el grupo NTA). En ambos grupos el análisis factorial resultó adecuado. La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin resultó bueno para TA y excelente para NTA (0.78 para el grupo TA y 0.92 para el grupo NTA), y el contraste de esfericidad de Bartlett fue significativo [ $\chi^2(378) = 1367.89$ ;  $p < .001$  para TA y  $\chi^2(378) = 4540.20$ ;  $p < .001$  para NTA]. Asimismo, el porcentaje de varianza explicada se incrementó en ambos grupos (58.02% para TA y 60.53% para NTA) (tabla 4).

Todos los ítems (28) cargan, en ambos grupos, en el factor hipotetizado. Además, los 4 factores registran cargas altas en general. Por otra parte, resulta importante destacar que no se observaron ítems que no hayan cargado en, al menos, un factor. Finalmente, se observó que 6 ítems presentaron cargas superiores a 0.30 en 2 factores (tabla 4). En relación con estos ítems con carga doble, se probó una estructura factorial eliminándolos. De este modo, se repitieron los análisis con 22 ítems (se eliminaron los ítems 19 y 20 (ítems que se habían quitado previamente) y los ítems que presentaron carga doble en el análisis de los 28 ítems). Si bien la varianza total explicada mejora ligeramente respecto a la escala compuesta por 28 ítems (58.72% para TA y 60.96% para NTA), la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin disminuye (0.73 para el grupo TA y 0.90 para el grupo NTA). Asimismo, la eliminación de esos ítems también afecta la consistencia interna de la escala total y de las subescalas *Información*, *Presión* e *Internalización-General*. Se observa una disminución de los respectivos  $\alpha$  de Cronbach. Únicamente en el grupo TA la consistencia de la subescala *Internalización-General* sigue siendo la misma. En la estructura de 22 ítems se observaron los siguientes valores: Escala total:  $\alpha = 0.87$  para TA y  $\alpha = 0.93$  para NTA, *Información*:  $\alpha = 0.74$  para TA y  $\alpha = 0.83$  para NTA, *Presión*:  $\alpha = 0.88$  para TA y  $\alpha = 0.91$  para NTA, *Internalización-General*:  $\alpha = 0.90$  para TA y  $\alpha = 0.92$  para NTA. Cabe destacar que no se analiza la consistencia interna de *Internalización-Atlética* dado que no se eliminaron más ítems de los quitados previamente (en la estructura de 28 ítems). En la tabla 4 y en el apartado «Consistencia interna» se detallan los valores correspondientes a la estructura de 28 ítems.

En conclusión, dado que la eliminación de los 6 ítems que cargan doble produce más inconvenientes que beneficios, se decide conservarlos en la estructura de la escala. Asimismo, cabe destacar que tanto en la versión original como en sus adaptaciones alrededor del mundo (Calogero et al., 2004; Llorente et al., 2013; Rousseau et al., 2010; Sánchez-Carracedo et al., 2012; Warren et al., 2013) también se observaron ítems con carga doble, los cuales fueron

**Tabla 4** Solución factorial final, correlación elemento-total corregida y consistencia interna del SATAQ-3 (28 ítems)

Ítems por subescala original	TA (n = 66)				Ítem-total	NTA (n = 229)				Ítem-total
	Factor					Factor				
	1	2	3	4		1	2	3	4	
Información										
1			0.55		0.44		0.81			0.49
5			0.48		0.41		0.91			0.57
9 <sup>+</sup>			0.75		0.30		0.38			0.39
13 <sup>+</sup>			0.72		0.44		0.66			0.57
17			0.68		0.72		0.76			0.61
21	0.48		0.45		0.66		0.77			0.58
25			0.71		0.39		0.60			0.57
28 <sup>+</sup>			0.66		0.67	0.44	0.54			0.55
29	0.30		0.56		0.74		0.71			0.59
Presión										
2		0.59	0.31		0.68			0.76		0.58
6 <sup>+</sup>		0.66			0.46			0.64		0.59
10		0.84			0.53			0.92		0.60
14		0.89			0.54			0.90		0.60
18		0.76			0.36			0.77		0.61
22		0.42		0.40	0.33			0.54		0.57
26		0.90			0.46			0.79		0.71
Internalización-General										
3 <sup>+</sup>	0.59				0.36	0.59				0.60
4	0.67				0.40	0.73				0.70
7	0.80				0.52	0.75				0.61
8	0.55	0.30			0.44	0.89				0.68
11	0.99				0.65	0.72				0.70
12 <sup>+</sup>	0.60				0.57	0.78				0.63
15	0.79				0.55	0.70				0.68
16	0.91				0.60	0.85				0.76
27 <sup>+</sup>	0.54				0.75	0.73				0.66
Internalización-Atlética										
19 <sup>+</sup>				NA	NA				NA	NA
20				NA	NA				NA	NA
23				0.81	0.27				0.88	0.41
24				0.84	0.28				0.72	0.45
30				0.61	0.14				0.73	0.43

Tabla 4 (Continuación)

Ítems por subescala original	TA (n = 66)				NTA (n = 229)			
	Factor				Factor			
	1	2	3	4	1	2	3	4
Método	Extracción: ejes principales/rotación promax							
Kaiser-Meyer-Olkin	0.78				0.92			
Prueba de Bartlett	$\chi^2 (378) = 1367.89; p < 0.001$				$\chi^2 (378) = 4540.20; p < 0.001$			
Auto-valores	8.42	3.59	2.59	1.64	10.78	2.76	1.97	1.43
% Varianza explicada	30.09	12.83	9.24	5.86	38.51	9.87	7.04	5.10
% Varianza total explicada	58.02				60.53			
Consistencia factor	0.90	0.89	0.87	0.83	0.93	0.90	0.92	0.82
Consistencia total	0.91				0.94			

Nota. Matriz de configuración. Para el análisis se eliminaron las cargas inferiores a 0.30, siendo un criterio adecuado para el tamaño muestral (Figueiredo-Filho y Silva-Junior, 2010; Hair et al., 2009, ambos citados en Polidoro Dini et al., 2014).

NA: no aplica (se eliminó de la escala).  
+ ítems inversos.

conservados. Dichos autores plantean que es un fenómeno esperable y admisible dada la alta correlación entre los factores que componen el instrumento. Por lo antedicho, se seleccionó la estructura factorial de 28 ítems como la más parsimoniosa y consistente con la propuesta de los autores originales y las diversas validaciones de grupos independientes.

#### Consistencia interna

Se calculó el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach para analizar la consistencia interna de la estructura factorial propuesta (escala con 28 ítems) y cada una de las subescalas. En ambos grupos se observaron coeficientes de consistencia interna excelentes para la escala total ( $\alpha = 0.91$  para TA y  $\alpha = 0.94$  para NTA) y excelentes/buenos para cada una de las subescalas (*Información*:  $\alpha = 0.87$  para TA y  $\alpha = 0.90$  para NTA, *Presión*:  $\alpha = 0.89$  para TA y  $\alpha = 0.92$  para NTA, *Internalización-General*:  $\alpha = 0.90$  para TA y  $\alpha = 0.93$  para NTA e *Internalización-Atlética*:  $\alpha = 0.83$  para TA y  $\alpha = 0.82$  para NTA) (tabla 4). Con la eliminación de los 2 ítems pertenecientes a la subescala *Internalización-Atlética* mejoró su consistencia interna, dado que antes de la eliminación era de 0.76 para TA y de 0.79 para NTA.

#### Validez concurrente y de constructo

*Validez concurrente y correlaciones entre las subescalas del SATAQ-3.* Con el fin de aportar evidencias de validez concurrente para la escala propuesta (28 ítems), se efectuó un cálculo de correlación bivariada mediante el coeficiente de correlación de Pearson. Se estudiaron las correlaciones entre el puntaje total del SATAQ-3 (y las 4 subescalas del instrumento) con variables frecuentemente utilizadas por diversas investigaciones (edad, índice de masa corporal, índice *Actitudes disfuncionales respecto a la alimentación, el peso y la imagen corporal* del EDI-3 y las subescalas que lo componen: *Búsqueda de delgadez, Bulimia e Insatisfacción corporal*). También se incluyeron las correlaciones entre el puntaje total del SATAQ-3 y sus subescalas (tabla 5).

En relación con el SATAQ-3, en ambos grupos se hallaron correlaciones significativas (positivas y bajas/moderadas/altas) entre todas las subescalas (excepto en el grupo TA entre las subescalas *Información, Presión e Internalización-General* y la subescala *Internalización-Atlética*).

En relación con la edad, en el grupo TA las correlaciones fueron significativas y negativas en la subescala *Internalización-General*, no siendo significativas en el puntaje total y en las subescalas *Información, Presión e Internalización-Atlética*. En cambio, en el grupo NTA fueron significativas y negativas en el puntaje total y en las subescalas *Información, Presión e Internalización-General*, no siendo significativas en la subescala *Internalización-Atlética*. Sin embargo, es importante destacar que todas las correlaciones significativas fueron extremadamente bajas. Considerando el índice de masa corporal, solo se halló una correlación significativa con *Información* en el grupo TA. Finalmente, en ambos grupos se hallaron correlaciones significativas (positivas y bajas/moderadas) entre EDI-3 y SATAQ-3. En el grupo TA solo se observaron entre *Búsqueda de delgadez* con el puntaje total del SATAQ-3 y la subescala *Internalización-General*. En cambio, en el

Tabla 5 Validez concurrente y correlaciones entre las subescalas del SATAQ-3 (28 ítems)

	TA (n = 66)					NTA (n = 229)					
	SATAQ-3					SATAQ-3					
	PT	I	P	IG	IA	PT	I	P	IG	IA	
Edad	-0.15	-0.08	0.02	-0.30*	0.08	-0.16*	-0.13*	-0.14*	-0.13*	-0.04	
IMC	-0.17	-0.27*	-0.13	-0.05	0.10	-0.04	-0.11	-0.09	-0.07	0.02	
EDI-3	PT	0.18	0.14	0.06	0.19	0.07	0.47***	0.19**	0.44***	0.49***	0.28**
	BD	0.32**	0.22	0.22	0.31*	0.10	0.47***	0.24***	0.40***	0.50***	0.22**
	B	-0.08	-0.02	-0.14	-0.01	-0.10	0.23***	0.11	0.21**	0.25***	0.09
	IC	0.17	0.12	0.08	0.15	0.13	0.36***	0.11	0.38***	0.37***	0.27***
	PT		0.81***	0.68***	0.78***	0.35**		0.78***	0.78***	0.87***	0.55***
SATAQ-3	I		0.41**	0.50***	0.03			0.40**	0.54***	0.30***	
	P			0.25*	0.22				0.56***	0.38***	
	IG				0.17					0.41***	
	IA										

B: *Bulimia*; BD: *Búsqueda de delgadez*. I: *Información*. IA: *Internalización-Atlética*; IC: *Insatisfacción corporal*; IG: *Internalización-General*; IMC: índice de masa corporal; P: *Presión*; PT: puntaje total.

\*  $p < 0.05$ .

\*\*  $p < 0.01$ .

\*\*\*  $p < 0.001$ .

grupo NTA se observaron en la mayoría de las subescalas, excepto entre: a) *Bulimia con Información e Internalización-Atlética*, y b) *Insatisfacción corporal con Información*. En términos generales, en el grupo TA las correlaciones indicarían que: 1) a menor edad mayor puntaje en la subescala *Internalización-General*; 2) a menor IMC mayor puntaje en la subescala *Información*, y 3) a mayor *Búsqueda de delgadez* mayor puntaje en la escala total del SATAQ-3 y en la subescala *Internalización-General*. En el grupo NTA indicarían que a menor edad y mayor puntaje en la escala total del EDI-3, *Búsqueda de delgadez*, *Bulimia e Insatisfacción corporal*, mayor puntaje en el SATAQ-3.

**Validez de constructo: grupos contrastados.** Con el fin de aportar evidencias de validez de constructo para la escala propuesta (28 ítems), se realizó una prueba t de Student de diferencia de medias para muestras independientes, comparando el grupo TA con el grupo NTA. Tanto en el puntaje total del SATAQ-3 como en sus 4 subescalas, el grupo TA presentó puntuaciones medias significativamente mayores que el grupo NTA (tabla 6).

## Discusión

El objetivo de este estudio fue presentar el proceso de adaptación del SATAQ-3 en una muestra de mujeres jóvenes con y sin trastorno alimentario (pertenecientes a población clínica y general) de la Ciudad de Buenos Aires (Argentina). La etapa de adaptación lingüística y conceptual del instrumento permitió establecer equivalencias conceptuales, lingüísticas y funcionales, y aportar evidencias de validez aparente y de contenido. Posteriormente, el estudio de sus propiedades psicométricas aportó evidencias de validez de constructo y concurrente, así como de la consistencia interna del instrumento depurado y seleccionado (28 ítems organizados en 4 subescalas).

En relación con la estructura factorial del SATAQ-3, y teniendo en cuenta la regla Kaiser de extracción de factores con autovalores superiores a 1 (Kaiser, 1960), se podría considerar pertinente explorar la agrupación de ítems en 6 factores. Sin embargo, en el grupo TA los ítems de la subescala *Información* y los de la subescala *Internalización-Atlética* quedan divididos en 2 factores. Asimismo, 6 ítems cargan en 2 factores y un ítem en 3 factores. Por otra parte, en el grupo NTA los ítems de la subescala *Información* también quedan divididos en 2 factores. Además, el último factor está compuesto por solo un ítem, el cual pertenece a la subescala *Internalización-General*. Dicho ítem carga en ese factor y en el de *Internalización-General*, siendo su carga factorial más alta en este último. Otros 2 ítems también presentan carga doble. Finalmente, en ambos grupos, un ítem perteneciente a la subescala *Internalización-Atlética* carga en la subescala *Internalización-General* (ítem 19 en el grupo TA e ítem 20 en el grupo NTA). Por ese motivo, y observando los gráficos de sedimentación, se decidió explorar la estructura de 4 factores y conservarla, debido a que resulta la más apropiada teóricamente. Otras investigaciones decidieron explorar una estructura con 5 factores (tomando en cuenta el criterio de autovalores mayores a 1) pero conservar la de 4. Por ejemplo, Llorente et al. (2013) decidieron conservar la de 4, dado que el autovalor del quinto factor disminuyó considerablemente respecto al del cuarto factor. Asimismo, Rousseau et al. (2010) lo hizo porque el quinto factor estaba compuesto por solo un ítem (ítem 20).

Con respecto a los 30 ítems que componen la escala original, se observó una adecuada capacidad discriminante (exceptuando el 24 y el 30 en el grupo TA). Asimismo, en consistencia con un estudio previo (Llorente et al., 2013), todos los ítems presentaron valores aceptables de correlación ítem-total corregida (menos el 30 en el grupo TA). Por otra parte, se observó que solo 5 ítems presentaron

**Tabla 6** Puntajes en las subescalas del SATAQ-3 (28 ítems) en grupos contrastados (TA vs. NTA)

	TA (n = 66)	NTA (n = 229)	t de Student		
	Media (DE)	Media (DE)	t	g.l.	p
Puntaje total	95.67 (15.95)	69.10 (19.63)	11.29	127.26	< 0.001
Información	27.89 (6.88)	22.85 (7.46)	4.92	293	< 0.001
Presión	25.53 (5.58)	17.51 (6.83)	9.76	126.48	< 0.001
Internalización-General	33.36 (7.14)	22.02 (8.13)	11.01	117.92	< 0.001
Internalización-Atlética	8.88 (2.88)	6.72 (2.56)	5.85	293	< 0.001

cargas superiores a 0.30 en 2 factores. En 4 ítems la carga más alta fue en el factor hipotetizado. Este fenómeno es esperable, dado que las subescalas presentan fuertes correlaciones tanto teórica como empíricamente. En esta misma línea, otras validaciones hallaron varios ítems con cargas en diferentes factores (Calogero et al., 2004; Jackson y Chen, 2010; Sánchez-Carracedo et al., 2012). Es importante destacar que no se observaron ítems que no hayan cargado en, al menos, un factor. En cambio, en otros estudios se observó esta dificultad (Llorente et al., 2013; Rousseau et al., 2010; Stefanile et al., 2011; Swami, 2009; Warren et al., 2013). Finalmente, se decidió eliminar los ítems 19 y 20 debido a que cargaron en factores diferentes a los hipotetizados. Otras investigaciones tuvieron dicha dificultad en alguno de estos ítems o en otros. Por ejemplo, Llorente et al. (2013) lo observaron en el ítem 6.

El ítem 19: «NO me interesa lucir tan atlético/a como las personas de las revistas», perteneciente a la subescala *Internalización-Atlética*, en el grupo TA presentó una carga mayor a 0.30 en 2 subescalas diferentes a la hipotetizada (carga de 0.43 en *Internalización-General* y de 0.30 en *Presión*). Asimismo, en el grupo NTA presentó una carga mayor a 0.30 en *Internalización-General* (0.46) y en *Internalización-Atlética* (0.32), siendo la carga mayor en la subescala no hipotetizada. Al leer el ítem se puede hipotetizar 2 interpretaciones posibles del mismo: «no me interesa lucir tan atlético/a porque no es mi ideal corporal» (no se ha internalizado el ideal atlético) o «no me interesa lucir tan atlético/a porque lo que me interesa es lucir delgado/a» (se ha internalizado el ideal de delgadez). Debido a la carga factorial de este ítem, se puede concluir que las participantes, en ambos grupos, lo interpretaron de la segunda forma. En este punto, resulta importante destacar que este ítem es el único inverso de esta subescala, y que son varios los autores que han observado el funcionamiento inadecuado de este tipo de formato. Los problemas hallados son: cargas menores a 0.30 en los 4 factores (Llorente et al., 2013), carga en un factor no hipotetizado (Llorente et al., 2013) y cargas múltiples en varios factores, siendo la carga en el factor hipotetizado la menor (Sánchez-Carracedo et al., 2012). Dichos estudios propusieron eliminarlos. En esta misma línea, Wheeler et al. (2011), mediante un análisis factorial confirmatorio, concluyeron que la estructura factorial mejora al quitar los ítems inversos. En otras validaciones todos los ítems se encontraban redactados de forma directa (Argyrides et al., 2014; Calogero et al., 2004; Jackson y Chen, 2010; Karazsia y Crowther, 2008; Madanat et al., 2006; Rousseau et al., 2010; Swami, 2009; Warren et al., 2013). En contraposición, Markland y Oliver (2008)

llevaron a cabo un análisis factorial confirmatorio a partir del cual hallaron evidencia sobre el buen funcionamiento de una versión compuesta por ítems directos e inversos. Por otra parte, si bien los autores originales de la escala difundieron la versión con 8 ítems inversos en la página web del *Body Image Research Group* (2012), en el artículo con el análisis factorial original esos ítems estaban redactados de forma directa (Thompson et al., 2004). Entonces, en la versión difundida, el ítem 19 («I do not wish to look as athletic as the people in magazines») difiere de la versión validada («I wish I looked as athletic as the people in magazines»). A pesar de que la validación original se realizó con ítems directos, en este estudio se decidió adaptar la versión con ítems inversos que los autores difundieron en su página web. Se tomó dicha decisión dado que en el artículo de la validación original los autores explicaron que la ausencia de ítems inversos era una limitación de su instrumento. Asimismo, plantearon como línea futura de investigación la necesidad de transformar algunos ítems directos en inversos con el fin de prevenir el sesgo de aquiescencia en las respuestas. A dicho sesgo Morales Vallejo (2006) lo define como la tendencia a mostrar acuerdo con casi cualquier afirmación. Al finalizar el artículo sobre la validación original, los autores explicaron que posteriormente a la aceptación del mismo recolectaron información adicional para superar dicha limitación. Los autores transformaron 8 ítems directos en inversos y aplicaron la nueva versión a una muestra compuesta por 100 mujeres entre 18 y 25 años. Los autores, luego de analizar la consistencia de la nueva versión (*Información*:  $\alpha = 0.91$ , *Presión*:  $\alpha = 0.91$ , *Internalización-General*:  $\alpha = 0.92$ , e *Internalización-Atlética*:  $\alpha = 0.87$ ), aconsejaron la utilización del instrumento con ítems inversos para prevenir el sesgo de aquiescencia. Por dicho motivo, son varios los grupos independientes que utilizaron la versión con ítems inversos (Llorente et al., 2013; Markland y Oliver, 2008; Sánchez-Carracedo et al., 2012; Soares Amaral et al., 2011; Wheeler et al., 2011).

Retomando la discusión de los resultados sobre el ítem 19, cabe destacar que el mismo presentó dificultades tanto en su versión inversa como en su versión directa. O sea, que el ítem no funciona adecuadamente independientemente de su formato. Estudios previos hallaron cargas menores a 0.40 en los 4 factores, tanto en la versión inversa (Llorente et al., 2013) como en la versión directa (Swami, 2009). Por otra parte, en este estudio no se observaron dificultades en el resto de los ítems inversos, y por dicho motivo se decidió conservarlos.

El ítem 20: «Comparo mi cuerpo con el de las personas que “están en forma”», perteneciente a la

subescala *Internalización-Atlética*, cargó en el grupo NTA en *Internalización-General* (0.51). Markland y Oliver (2008) explican que los problemas en las cargas factoriales pueden deberse a una diferencia semántica entre este ítem («están en forma») y el resto de los ítems que componen la subescala de *Internalización-Atlética* (referidos a personas atléticas o deportivas). Parecería que «están en forma» se puede interpretar como «poseen un cuerpo delgado», más que como «poseen un cuerpo atlético». Diversos autores decidieron eliminar este ítem debido a: carga en *Internalización-General* (Calogero et al., 2004; Llorente et al., 2013; Stefanile et al., 2011; Warren et al., 2013), cargas múltiples (Sánchez-Carracedo et al., 2012) o cargas menores que 0.40 en todos los factores (Rousseau et al., 2010). Otras investigaciones directamente no lo incluyeron en el análisis factorial inicial (Jackson y Chen, 2010). En esta misma línea, 2 estudios llevados a cabo mediante un análisis factorial confirmatorio concluyen que, al eliminar este ítem, se observa una mejoría en el ajuste del modelo y la confiabilidad de *Internalización-Atlética* (Markland y Oliver, 2008; Wheeler et al., 2011). En relación con este último punto, el presente estudio también halló un incremento en la consistencia interna de esa subescala al eliminar el ítem 19 y el ítem 20.

Los resultados y decisiones posteriores al primer análisis factorial exploratorio permitieron arribar a una escala con 28 ítems. Su estructura de 4 factores resultó la más adecuada y todos los ítems se agruparon según lo propuesto por los autores originales, y de forma consistente con lo hallado en diversos estudios (Argyrides et al., 2014; Calogero et al., 2004; Franko et al., 2012; Karazsia y Crowther, 2008; Llorente et al., 2013; Madanat et al., 2006; Markland y Oliver, 2008; Rousseau y Valls, 2010; Rousseau et al., 2010; Sánchez-Carracedo et al., 2012; Stefanile et al., 2011; Warren et al., 2013; Wheeler et al., 2011; Wilksch y Wade, 2012). Esta estructura explica un 58.02% de varianza total para el grupo TA y un 60.53% para el grupo NTA. Asimismo, se observaron coeficientes de consistencia interna excelentes para la escala total ( $\alpha = 0.91$  para TA y  $\alpha = 0.94$  para NTA) y excelentes/buenos para cada una de las subescalas (*Información*:  $\alpha = 0.87$  para TA y  $\alpha = 0.90$  para NTA, *Presión*:  $\alpha = 0.89$  para TA y  $\alpha = 0.92$  para NTA, *Internalización-General*:  $\alpha = 0.90$  para TA y  $\alpha = 0.93$  para NTA e *Internalización-Atlética*:  $\alpha = 0.83$  para TA y  $\alpha = 0.82$  para NTA). Tanto la validación original como las otras validaciones encontraron porcentajes de varianza total explicada y coeficientes de consistencia interna similares (Argyrides et al., 2014; Calogero et al., 2004; Franko et al., 2012; Jackson y Chen, 2010; Karazsia y Crowther, 2008; Llorente et al., 2013; Madanat et al., 2006; Markland y Oliver, 2008; Rousseau et al., 2010; Sánchez-Carracedo et al., 2012; Soares Amaral et al., 2011; Stefanile et al., 2011; Swami, 2009; Thompson et al., 2004; Warren et al., 2013; Wheeler et al., 2011).

Por otra parte, con el fin de presentar evidencias de validez externa del SATAQ-3, este estudio se propuso analizar la correlación de la escala con otras variables, así como también comparar la diferencia de medias entre las participantes con y sin trastorno alimentario. Si bien otras investigaciones identificaron correlaciones significativas entre todas las subescalas, los índices más bajos fueron entre *Información* e *Internalización-Atlética*

(Argyrides et al., 2014; Calogero et al., 2004; Karazsia y Crowther, 2008; Markland y Oliver, 2008; Rousseau et al., 2010; Sánchez-Carracedo et al., 2012; Stefanile et al., 2011; Swami, 2009; Thompson et al., 2004; Wheeler et al., 2011). En el presente estudio, en el grupo TA *Internalización-Atlética* no correlacionó significativamente con *Información*, con *Presión* ni con *Internalización-General*. En cuanto a la edad, en el grupo TA las correlaciones fueron significativas y negativas en la subescala *Internalización-General*, no siendo significativas en el puntaje total y en las subescalas *Información*, *Presión* e *Internalización-Atlética*. En cambio, en el grupo NTA fueron significativas y negativas en el puntaje total y en las subescalas *Información*, *Presión* e *Internalización-General*, no siendo significativas en la subescala *Internalización-Atlética*. Sin embargo, es importante destacar que todas las correlaciones significativas fueron extremadamente bajas. En la literatura especializada algunos estudios no hallaron correlaciones significativas con la edad, tanto en población clínica como general —hombres y mujeres, adolescentes y adultos— (Jackson y Chen, 2010; Thompson et al., 2004; Rousseau et al., 2010). En cambio, Swami (2009) halló, en mujeres adultas de población general, una correlación significativa negativa entre la edad y un factor que incluye ítems de *Presión* y de *Internalización-General*. Pero al igual que este estudio, la misma fue baja. En esta misma línea, Vartanian y Dey (2013) también hallaron, en estudiantes universitarias mujeres, este tipo de correlación entre edad y la subescala *Internalización-General*. La interpretación de estos resultados es controversial, dado que diferentes investigaciones llegan a conclusiones contrapuestas. Sin embargo, en relación con los resultados hallados en este estudio, se podría concluir que, tanto en mujeres con trastorno alimentario como en mujeres sin dicha patología, la edad se relaciona con la internalización del ideal de delgadez (de forma negativa y con una intensidad extremadamente baja) y no se relaciona con la internalización del ideal de un cuerpo atlético. En cambio, la relación entre la edad y las subescalas *Información* y *Presión* difieren en función de la existencia de un trastorno alimentario. Mientras que en las mujeres con trastorno alimentario no se observa una relación entre dichas variables, sí se la observa en las mujeres sin patología (de forma negativa y con una intensidad extremadamente baja). Por otra parte, el índice de masa corporal (solo en el grupo TA) presentó una correlación significativa (negativa y baja) con *Información*. Otras investigaciones hallaron correlaciones significativas y positivas (pero bajas) con todas las subescalas (Swami, 2009), solo con *Presión* (Jackson y Chen, 2010; Rousseau et al., 2010; Thompson et al., 2004) o solo con *Información* (Stefanile et al., 2011), al igual que en este estudio (pero en el sentido inverso). Finalmente, de manera consistente con otros estudios (Calogero et al., 2004; Thompson et al., 2004), en ambos grupos se hallaron correlaciones significativas (positivas y bajas/moderadas) entre el EDI-3 y el SATAQ-3 (observándose menor cantidad de subescalas correlacionadas en el grupo TA que en el grupo NTA).

En relación con el análisis de grupos contrastados, se observó que tanto en el puntaje total del SATAQ-3 como en sus 4 subescalas el grupo TA presentó puntuaciones medias significativamente mayores que el grupo NTA. En esta misma línea, Calogero et al. (2004) y Thompson

et al. (2004) obtuvieron los mismos resultados, excepto en la subescala *Información*, en la cual no se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre pacientes con trastorno alimentario y estudiantes universitarias.

Por otra parte, una nueva versión del instrumento (SATAQ-4) fue publicada recientemente (Llorente, Gleaves, Warren, Pérez-de-Eulate y Rakhkovskaya, 2015; Schaefer et al., 2012, 2015; Thompson et al., 2011). Sin embargo, se ha planteado que el SATAQ-3 continuará siendo el más utilizado debido a sus propiedades psicométricas y versiones en diferentes países (Warren et al., 2013).

Por último, se puede señalar como limitación de este estudio el haber utilizado una muestra no probabilística en la cual la población general está representada únicamente por estudiantes universitarias de la carrera de Psicología. Por dicho motivo, la generalización de los resultados es limitada, y se requieren mayores investigaciones sobre este tema. Como futuras líneas de investigación se puede plantear el estudio de la estructura factorial del SATAQ-3 en hombres y en diferentes edades (incluyendo la adolescencia). Asimismo, llevar a cabo un análisis factorial confirmatorio con el fin de evaluar el ajuste del modelo.

Finalmente, se concluye que los resultados hallados aportan evidencias de validez (aparente, de contenido, constructo y concurrente) y consistencia interna del SATAQ-3. De este modo, se arriba a una versión rioplatense del SATAQ-3, adecuada para mujeres jóvenes con y sin trastorno alimentario.

## Responsabilidades éticas

**Protección de personas y animales.** Los autores declaran que para esta investigación no se han realizado experimentos en seres humanos ni en animales.

**Confidencialidad de los datos.** Los autores declaran que han seguido los protocolos de su centro de trabajo sobre la publicación de datos de pacientes y que todos los pacientes incluidos en el estudio han recibido información suficiente y han dado su consentimiento informado por escrito para participar en dicho estudio.

**Derecho a la privacidad y consentimiento informado.** Los autores han obtenido el consentimiento informado de los pacientes y/o sujetos referidos en el artículo. Este documento obra en poder del autor de correspondencia.

## Financiación

Trabajo financiado por Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

## Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## Agradecimientos

Deseamos agradecer la colaboración de los siguientes profesionales: Eduardo Leonardelli, Luz Scappatura, Eugenia

Domínguez Copello, Omar Alva Liliú, Pablo Martinangeli, Paola Díaz, Yanina Guzman, Ana María Armatta, Erika Praszek, Cecilia Romao, Juan Minutti, Paula Salaberry, Cintia Illuminati, Marcos Asade, Yajaira Carretero, Liliana Sumosa, Karen Mendoza, Leonora Lievendag y Guadalupe Rosales. También deseamos agradecer la colaboración de las pacientes, estudiantes y autoridades de cada una de las instituciones que participaron del estudio.

## Referencias

- American Psychiatric Association [APA]. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.). Arlington, VA, USA: American Psychiatric Publishing. DSM-5.
- Andreea-Elena, M. (2015). The risk of eating disorders in adolescence and its association with the impact of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 187(13), 153–157.
- Arcelus, J., Mitchell, A. J., Wales, J. y Nielsen, S. (2011). Mortality rates in patients with anorexia nervosa and other eating disorders: A meta-analysis of 36 studies. *Archives of General Psychiatry*, 68(7), 724–731.
- Argyrides, M., Kkeli, N. y Kendeou, P. (2014). Validation of the factor structure of the Greek adaptation of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire (SATAQ-3). *Body Image*, 11(3), 201–205.
- Barón López, F. J. y Téllez Montiel, F. (2004). Diferencias que presenta una variable numérica entre dos grupos. En F. J. Barón López y F. Téllez Montiel (Eds.), *Apuntes de Bioestadística: Tercer Ciclo en Ciencias de la Salud y Medicina* (pp. 23–27). Málaga, España: Universidad de Málaga [consultado 28 Ago 2015]. Disponible en: <http://www.bioestadistica.uma.es/baron/apuntes/ficheros/cap04.pdf>
- Body Image Research Group (2012). Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 (SATAQ-3). [consultado 19 Ene 2012]. Disponible en: <https://sites.google.com/site/bodyimageresearchgroup/measures/sociocultural-attitudes-towards-appearance-questionnaire-sataq-3>
- Calogero, R. M., Davis, W. N. y Thompson, J. K. (2004). The Sociocultural Attitudes Toward Appearance Questionnaire (SATAQ-3): Reliability and normative comparisons of eating disordered patients. *Body Image*, 1(2), 193–198.
- Cayssials, A. y Pérez, M. A. (2010). Construcción y adaptación de técnicas psicométricas. En M. A. Fernández Liporace, A. Cayssials, y M. A. Pérez (Eds.), *Curso básico de psicometría* (pp. 147–167). Ciudad de Buenos Aires, Argentina: Lugar Editorial.
- Cusumano, D. L. y Thompson, J. K. (1997). Body image and body shape ideals in magazines: Exposure, awareness, and internalization. *Sex Roles*, 37(9), 701–721.
- Dakanalis, A., Zanetti, M. A., Riva, G. y Clerici, M. (2013). Psychosocial moderators of the relationship between body dissatisfaction and symptoms of eating disorders: A look at a sample of young Italian women. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 63(5), 323–334.
- DeJong, H., Oldershaw, A., Sternheim, L., Samarawickrema, N., Kenyon, M. D., Broadbent, H., et al. (2013). Quality of life in anorexia nervosa, bulimia nervosa and eating disorder not-otherwise-specified. *Journal of Eating Disorders*, 1(43), 1–8.
- Engeln-Maddox, R. (2006). Buying the beauty standard or dreaming of a new life? Expectations associated with media ideals. *Psychology of Women Quarterly*, 30, 258–266.
- Escurra, L. M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por el criterio de jueces. *Revista de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Perú*, 6(1-2), 103–111.
- Favaro, A. (2013). Brain development and neurocircuit modeling are the interface between genetic/environmental risk factors



- and eating disorders. A commentary on Keel & Forney and Friederich et al. *International Journal of Eating Disorders*, 46(5), 443–446.
- First, M. B., Williams, J. B. W., Spitzer, R. L. y Gibbon, M. (1999). *Guía del usuario para la entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV (r) SCID-I*. Barcelona, España: Masson.
- Franko, D. L., Jenkins, A., Roehrig, J. P., Luce, K. H., Crowther, J. H. y Rodgers, R. F. (2012). Psychometric properties of measures of eating disorder risk in Latina college women. *International Journal of Eating Disorders*, 45(4), 592–596.
- García-Bellido R., González Such J., Jornet Meliá J.M. (2010). SPSS: Análisis de fiabilidad. Material elaborado en el marco de la Convocatoria de Innovación de 2010 del Vicerectorat de Convergència Europea i Qualitat de la Universitat de València [consultado 16 Abr 2015]. Disponible en: <http://www.uv.es/innomide/spss/SPSS/SPSS.0801B.pdf>
- Garner, D. M. (2002). Measurement of eating disorder psychopathology. En C. G. Fairburn y K. D. Brownell (Eds.), *Eating disorders and obesity: A comprehensive handbook* (pp. 141–146). New York, NY: Guilford Press.
- Garner, D. M. (2004). *Eating Disorder Inventory-3 (EDI-3). Professional Manual*. Lutz, FL: Psychological Assessment Resources.
- Garner, D. M. y Keiper, C. D. (2010). Eating disorders. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 1, 1–26.
- George, D. y Mallery, M. (2010). *SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference 17. 0 Update (10th ed.)*. Boston: Pearson.
- Grupo de Trabajo de la Guía de Práctica Clínica sobre Trastornos de la Conducta Alimentaria. (2009). *Guía de Práctica Clínica sobre Trastornos de la Conducta Alimentaria*. Madrid: Plan de Calidad para el Sistema Nacional de Salud del Ministerio de Sanidad y Consumo.
- Heinberg, L. J., Thompson, J. K. y Stormer, S. (1995). Development and validation of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire (SATAQ). *International Journal of Eating Disorders*, 17(1), 81–89.
- Hilbert, A., Pike, K. M., Goldschmidt, A. B., Wilfley, D. E., Fairburn, C. G., Dohm, F. A., et al. (2014). Risk factors across the eating disorders. *Psychiatry Research*, 220(1), 500–506.
- Hoang, U., Goldacre, M. y James, A. (2014). Mortality following hospital discharge with a diagnosis of eating disorder: National record linkage study, England, 2001-2009. *International Journal of Eating Disorders*, 47(5), 507–515.
- Homan, K. (2010). Athletic-ideal and thin-ideal internalization as prospective predictors of body dissatisfaction, dieting, and compulsive exercise. *Body Image*, 7(3), 240–245.
- International Test Commission (2005). *International Test Commission guidelines for translating and adapting tests* [consultado 10 May 2011]. Disponible en: [http://www.intestcom.org/files/guideline\\_test\\_adaptation.pdf](http://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation.pdf)
- Jackson, T. y Chen, H. (2010). Factor structure of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 (SATAQ-3) among adolescent boys in China. *Body Image*, 7(4), 349–355.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141–151.
- Karazsia, B. T. y Crowther, J. H. (2008). Psychological and behavioral correlates of the SATAQ-3 with males. *Body Image*, 5(1), 109–115.
- Keel, P. K. y Forney, K. J. (2013). Psychosocial risk factors for eating disorders. *International Journal of Eating Disorders*, 46(5), 433–439.
- Kroon van Diest, A. M. y Perez, M. (2013). Exploring the integration of thin-ideal internalization and self-objectification in the prevention of eating disorders. *Body Image*, 10(1), 16–25.
- Lawler, M. y Nixon, E. (2011). Body dissatisfaction among adolescent boys and girls: The effects of body mass, peer appearance culture and internalization of appearance ideals. *Journal of Youth and Adolescence*, 40(1), 59–71.
- 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.
- Llorente, E., Warren, C. S., Pérez-de-Eulate, L. y Gleaves, D. H. (2013). A Spanish Version of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 (SATAQ-3): Translation and Psychometric Evaluation. *Journal of Clinical Psychology*, 69(3), 240–251.
- López-Guimerà, G. y Sánchez-Carracedo, D. (2010). *Prevención de las alteraciones alimentarias. Fundamentos teóricos y recursos prácticos*. Madrid, España: Pirámide.
- Madanat, H. N., Hawks, S. R. y Brown, R. B. (2006). Validation of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 among a random sample of Jordanian women. *Body Image*, 3(4), 421–425.
- Marín, G. (1986). Consideraciones metodológicas básicas para conducir investigaciones psicológicas en América Latina. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, 32(3), 183–192.
- Markland, D. y Oliver, E. J. (2008). The Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3: A confirmatory factor analysis. *Body Image*, 5(1), 116–121.
- Maxwell, B. (1996). Translation and cultural adaptation of the survey instruments. En M. O. Martin y D. L. Kelly (Eds.), *Third International Mathematics and Science Study (TIMSS) technical report, volume I: Design and Development* (pp. 159–169). Chestnut Hill, MA: Boston College.
- Micali, N., Hagberg, K. W., Petersen, I. y Treasure, J. L. (2013). The incidence of eating disorders in the UK in 2000-2009: Findings from the General Practice Research Database. *BMJ Open*, 3(5), 1–8.
- Mikulic M.I. (2006). *Introducción a la construcción y adaptación de test*. Ficha de Cátedra n.º 2, Teoría y Técnica de Exploración y Diagnóstico Módulo I, Cátedra I. Ciudad de Buenos Aires, Argentina: Departamento de Publicaciones, Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires.
- Mitchell, J. E. y Crow, S. (2006). Medical complications of anorexia nervosa and bulimia nervosa. *Current Opinion in Psychiatry*, 19(4), 438–443.
- Morales Vallejo, P. (2006). *Medición de actitudes en Psicología y Educación* (Tercera edición revisada). Madrid: Universidad Pontificia de Comillas.
- Nouri, M., Hill, L. G. y Orrell-Valente, J. K. (2011). Media exposure, internalization of the thin ideal, and body dissatisfaction: Comparing Asian American and European American college females. *Body Image*, 8(4), 366–372.
- Polidoro Dini, A., dos Santos Alves, D. F., Ceretta Oliveira, H. y de Brito Guirardello, E. (2014). Validez y confiabilidad de un instrumento de clasificación de pacientes pediátricos. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 22(4), 598–603.
- Rousseau, A. y Valls, M. (2010). Étude de validation de la version française du Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire (SATAQ-3) chez les adolescents garçons. *Journal de Thérapie Comportementale et Cognitive*, 20(2), 56–60.
- Rousseau, A., Valls, M. y Chabrol, H. (2010). The Sociocultural Attitudes Towards Appearance Scale-3 (SATAQ-3): Étude de validation de la version française. *L'Encéphale*, 36(4), 270–276.
- Rutzstein, G., Leonardelli, E., Scappatura, M. L., Murawski, B., Elizathe, L. y Maglio, A. L. (2013). Propiedades psicométricas del Inventario de Trastornos Alimentarios-3 (EDI-3) en mujeres adolescentes de Argentina. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 4, 1–14.
- Sánchez-Carracedo, D., Barrada, J. R., López-Guimerà, G., Fauquet, J., Almenara, C. A. y Trepato, E. (2012). Analysis of

- the factor structure of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire (SATAQ-3) in Spanish secondary-school students through exploratory structural equation modeling. *Body Image*, 9(1), 163–171.
- Schaefer, L. M., Burke, N. L., Thompson, J. K., Dedrick, R. F., Heinberg, L. J., Calogero, R. M., et al. (2015). Development and validation of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-4 (SATAQ-4). *Psychological Assessment*, 27(1), 54–67.
- Schaefer L.M., Thompson J.K., Heinberg L.J., Calogero R.M., Nerini A., Dittmar H., et al. (2012). *Validation of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-4 (SATAQ-4) in Italian, British, and Australian Women*. Poster presented at The International Conference on Eating Disorders 2012 of the Academy of Eating Disorders, Austin, TX, USA.
- Smink, F. R., van Hoeken, D. y Hoek, H. W. (2012). *Epidemiology of eating disorders: Incidence, prevalence and mortality rates*. *Current Psychiatry Reports*, 14(4), 406–414.
- Soares Amaral, A. C., Athanássios Cordás, T., Conti, M. A. y Caputo Ferreira, M. E. (2011). Equivalência semântica e avaliação da consistência interna da versão em português do Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 (SATAQ-3). *Cadernos de Saúde Pública*, 27(8), 1487–1497.
- Stefanile, C., Matera, C., Nerini, A. y Pisani, E. (2011). Validation of an Italian version of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 (SATAQ-3) on adolescent girls. *Body Image*, 8(4), 432–436.
- Stice, E. (2002). Risk and maintenance factors for eating pathology: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 128, 825–848.
- Stice, E., Marti, C. N. y Durant, S. (2011). Risk factors for onset of eating disorders: Evidence of multiple risk pathways from an 8-year prospective study. *Behaviour Research and Therapy*, 49(10), 622–627.
- Suisman, J. L., O'Connor, S. M., Sperry, S., Thompson, J. K., Keel, P. K., Burt, S. A., et al. (2012). Genetic and environmental influences on thin-ideal internalization. *International Journal of Eating Disorders*, 45(8), 942–948.
- Swami, V. (2009). An examination of the factor structure of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 in Malaysia. *Body Image*, 6(2), 129–132.
- Thompson, J. K. y Heinberg, L. J. (1999). The media's influence on body image disturbance and eating disorders: We've reviled them, now can we rehabilitate them? *Journal of Social Issues*, 55, 339–353.
- Thompson, J. K. y Stice, E. (2001). Thin-ideal internalization: Mounting evidence for a new risk factor for body-image disturbance and eating pathology. *Current Directions in Psychological Science*, 10(5), 181–183.
- Thompson J.K., Schaefer L.M., Burke N.L., Heinberg L.J., Calogero R.M., Bardone-Cone A.M., et al. (2011). *Development and Validation of the 4th Version of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire (SATAQ-4)*. Poster presented at the 17th Annual Meeting of the Eating Disorder Research Society, Edinburgh, Scotland.
- Thompson, J. K., van den Berg, P., Roehrig, M., Guarda, M. S. y Heinberg, L. J. (2004). The Sociocultural Attitudes Towards Appearance Scale-3 (SATAQ-3): Development and validation. *International Journal of Eating Disorders*, 35(3), 293–304.
- Van de Vijver, F. J. R. y Tanzer, N. K. (1997). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *European Review of Applied Psychology*, 47(4), 263–280.
- Vartanian, L. R. y Dey, S. (2013). Self-concept clarity, thin-ideal internalization, and appearance-related social comparison as predictors of body dissatisfaction. *Body Image*, 10(4), 495–500.
- Warren, C. S., Gleaves, D. H. y Rakhkovskaya, L. M. (2013). Score reliability and factor similarity of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 (SATAQ-3) among four ethnic groups. *Journal of Eating Disorders*, 1(14), 1–8.
- Wheeler, D. L., Vassar, M. y Hale, W. D. (2011). A gender-based measurement invariance study of the Sociocultural Attitudes Toward Appearance Questionnaire-3. *Body Image*, 8(2), 168–172.
- Wilksch, S. M. y Wade, T. D. (2012). Examination of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 in a mixed-gender young-adolescent sample. *Psychological Assessment*, 24(2), 352–364.