

Arantza Rodríguez-Fernández<sup>1</sup>  
Inge Axpe<sup>1</sup>  
Alfredo Goñi<sup>1</sup>

# Propiedades psicométricas de una versión abreviada del Cuestionario de Autoconcepto Físico (CAF)

<sup>1</sup>Universidad del País Vasco (UPV/EHU)

---

**Introducción.** Está ampliamente aceptado el modelo tetradimensional del autoconcepto físico que diferencia las autopercepciones físicas de habilidad, condición, atractivo y fuerza. En las dos últimas décadas es mucho lo investigado sobre el autoconcepto físico y sobre sus relaciones con el bienestar/malestar psicológico, la ansiedad o los trastornos de la conducta alimentaria.

**Objetivo.** Validar una versión abreviada del Cuestionario de Autoconcepto Físico (CAF) y verificar su capacidad de discriminación entre personas con distintos grados de TCA.

**Método.** Se analizan las respuestas al CAF-Abreviado (CAF-A) de 1478 sujetos entre 13 y 21 años de edad para comprobar índices de fiabilidad y validez. Por otra parte, se relacionan las respuestas a este cuestionario con las dadas al EDI-2 por 96 mujeres entre 14 y 23 años con diagnóstico TCA versus otras 96 sin TCA.

**Resultados.** Los resultados indican una fiabilidad del cuestionario de 0.93 y confirman la estructura tetrafactorial del autoconcepto físico. Es más alto el autoconcepto físico de quienes no tienen diagnóstico clínico de TCA.

**Conclusiones.** El CAF-A se muestra como una herramienta sencilla, adecuada y fiable para usarla como cribado en la detección tanto en entorno educativo como clínico. Proporciona además una medida suficiente del autoconcepto físico con fines de investigación.

**Palabras clave:** Autoconcepto físico, Cuestionario de Autoconcepto Físico (CAF), Escala breve, Trastornos de Conducta Alimentaria (TCA)

*Actas Esp Psiquiatr* 2015;43(4):125-32

## Psychometric properties of a shortened version of the Physical Self-Concept Questionnaire (PSQ-S)

**Introduction.** The four-dimensional model of physical self-concept which differentiates the physical self-perceptions of ability, condition, attractiveness and strength is widely accepted. In the last two decades much research has been done on the physical self-concept and its relations with the psychological well-being/distress, anxiety disorders or Eating Behavior Disorders (EBD).

**Objective.** To validate a shortened version of the Physical Self-Concept Questionnaire (PSQ-S) and verify its ability to discriminate between people with different levels of EBD.

**Method.** Responses of 1478 subjects between 13 and 21 years old to the shortened version of the PSQ were analyzed in order to check indexes of reliability and validity. Furthermore, the scores of 96 women aged 14 to 23 years old diagnosed of EBD were compared to 96 others without clinical diagnosis.

**Results.** The results indicate a reliability of 0.93 and confirm the tetrafactorial structure of the physical self-concept. The highest physical self-concept is that of those without a clinical diagnosis of EBD.

**Conclusions.** The Shortened-PSQ is a simple, reliable and suitable screening tool both for educational and clinical settings. It also provides a sufficient measure of physical self-concept for research purposes.

**Keywords:** Physical self-concept, Physical Self-Concept Questionnaire (PSQ), Shortened questionnaire, Eating Behavior Disorders (EBD)

---

**Correspondencia:**

Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación (UPV/EHU)  
Juan Ibáñez de Santo Domingo, 1  
01006 Vitoria-Gasteiz, Álava (España)  
Correo electrónico: arantza.rodriguez@ehu.es

## INTRODUCCIÓN

En las dos últimas décadas, numerosas investigaciones han identificado relaciones directas del autoconcepto físico con la actividad física<sup>1,2</sup>, con una alimentación equilibrada<sup>3</sup> o con el bienestar psicológico<sup>4,5</sup>, e inversas con los Trastornos de la Conducta Alimentaria<sup>6,7</sup> o con el consumo de drogas<sup>8</sup>.

El autoconcepto físico se entiende como un conjunto de autopercepciones físicas que se estructurarían jerárquicamente en cuatro dimensiones correspondientes a las autopercepciones de habilidad física, condición física, fuerza y atractivo físico. Basado en este modelo se construyó en lengua castellana el Cuestionario de Autoconcepto Físico (CAF)<sup>9</sup>, de probadas garantías psicométricas<sup>10</sup>.

Son numerosos los estudios sobre el autoconcepto físico realizados a partir de respuestas dadas al CAF, habiéndose comprobado diferencias en el mismo asociadas a variables como el sexo, la edad, la frecuencia y el tipo de actividad deportiva<sup>11</sup>, el Índice de Masa Corporal o un estilo de vida saludable<sup>12</sup>. El autoconcepto físico muestra relación inversa con el riesgo de Trastorno de la Conducta Alimentaria (TCA) lo que permite postular una pobre autoconcepción física como alerta diagnóstica de TCA<sup>13</sup>. Por otro lado, distintas dimensiones del mismo han evidenciado relación con el bienestar/malestar psicológico<sup>14</sup> e incluso con índices fisiológicos como la tensión arterial<sup>15</sup>.

Respecto a la variabilidad del autoconcepto físico en relación al sexo, repetidamente se han confirmado diferencias a favor de los hombres, si bien disminuyen en el caso de las personas más físicamente activas<sup>16</sup>. Estas diferencias se ajustan a los estereotipos de género<sup>17</sup>, de tal modo que las mujeres tienden a mostrar percepciones más desfavorables en las dimensiones del autoconcepto físico, especialmente en habilidad física y atractivo<sup>17,18</sup>, y en el autoconcepto físico general<sup>18</sup>. Dado que el atractivo físico se encuentra estrechamente relacionado con la valoración física global<sup>19</sup>, no resulta sorprendente que el atractivo físico sea el tema que domine las conversaciones de las mujeres desde la adolescencia, llegando a provocar ansiedad<sup>4</sup>, y adquiriendo mayor importancia incluso que los logros en otros dominios como la educación o el deporte<sup>20</sup>.

Este conjunto de antecedentes induce a construir una versión abreviada del CAF (CAF-A) que, manteniendo su calidad psicométrica, permita su uso como instrumento de cribado y facilite su administración<sup>21</sup>. Efectivamente, las herramientas breves permiten minimizar el sesgo de respuesta por cansancio frente a instrumentos de mayor longitud<sup>22</sup> y ofrecen una rápida evaluación inicial que, al facilitar la identificación, temprana<sup>23</sup>, permitiría paliar condiciones futuras más adversas<sup>23-25</sup>. Algo especialmente importante en los TCA, un problema de salud relevante<sup>26</sup> dada su extrema dificultad de tratamiento y muy larga evolución<sup>27</sup>.

El objetivo de este trabajo es validar el CAF-A y verificar su capacidad de discriminación entre personas con distintos grados de TCA. En la actualidad no se dispone de un cuestionario de estas características en lengua española, si bien una amplia trayectoria en la validación de versiones abreviadas indica tanto la viabilidad del objetivo<sup>21, 28</sup> como la dificultad de repetir la misma calidad de índices psicométricos con un número reducido de ítems<sup>29</sup>.

## METODO

### Participantes

Participaron 1478 sujetos (entre 13 y 21 años;  $M=16.28$ ;  $\sigma=1.91$ ). Tras eliminar cuestionarios incompletos y depurar casos *outliers*, la muestra quedó conformada por 1471 estudiantes, 611 hombres (41.34%) y 867 mujeres (58.66%). Los sujetos pertenecían a 12 centros educativos públicos y concertados (centros de Bachillerato, Ciclos Formativos y Universidades) seleccionados al azar en las Comunidades Autónomas del País Vasco, La Rioja y Burgos, con un nivel socioeconómico y cultural medio. Asimismo, desde el Servicio Vasco de Salud se seleccionaron al azar 96 mujeres diagnosticadas de algún tipo de TCA, siendo el más frecuente la Bulimia (49) seguido de Anorexia Nerviosa (43) y trastornos no especificados (4), con un rango de evolución del trastorno de entre 1 y 6 años. Su edad mínima fue de 14 años y máxima de 23 ( $M=18.25$  años;  $\sigma=2.82$ ).

### Variables e instrumentos de medida

Para evaluar el *autoconcepto físico* se empleó una versión abreviada del Cuestionario de Autoconcepto Físico (CAF)<sup>9</sup> conformada por 8 ítems, dos por escala, siendo éstas: habilidad física, condición física, atractivo físico y fuerza. El sumatorio de las escalas permite extraer una puntuación global en autoconcepto general. Las propiedades psicométricas del CAF original (de 36 ítems) resultan adecuadas, siendo el coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach para la escala de habilidad  $\alpha=0.84$ , para condición  $\alpha=0.88$ , para atractivo físico  $\alpha=0.87$ , y para fuerza  $\alpha=0.83$ . Estos cuatro componentes explican el 61.34% de la varianza, con una consistencia interna total de  $\alpha=0.93$ .

La presencia de conductas asociadas a los TCA se examinó mediante el cuestionario *Eating Disorders Inventory-2* (EDI-2)<sup>30</sup>. Se administraron 8 de sus 11 escalas (un total de 64 ítems): impulso para adelgazar, bulimia, insatisfacción corporal, ineficacia o autoevaluación negativa, perfeccionismo, desconfianza interpersonal, identificación de la interocepción y miedo a la madurez. Su consistencia interna se sitúa entre  $\alpha=0.83$  y  $\alpha=0.93$  para población con TCA. No existen datos acerca de la fiabilidad total del cuestionario en población no clínica, si bien los índices alfa para cada escala se sitúan entre  $\alpha=0.70$  y  $\alpha=0.93$ .

Se recogieron la edad, el sexo y el Índice de Masa Corporal (IMC) de los participantes, a fin de extraer de la muestra general un grupo de comparación lo más homogéneo posible a la muestra con diagnóstico de TCA.

### Procedimiento

La fase de recogida de datos se realizó entre Octubre y Febrero de 2012-13. La muestra no clínica cumplimentó la batería de cuestionarios en horario lectivo. La cumplimentación fue individual y simultánea (todos los estudiantes de una misma aula). El tiempo de respuesta osciló entre los veinte y treinta minutos.

Para evitar sesgos que cuestionaran la validez de los datos, se adoptaron las siguientes medidas: a) se realizó la equiponderación intragrupo aleatoria, administrando distintas secuencias de cuestionarios a las distintas clases seleccionadas a fin de impedir la contaminación de las respuestas; b) no se reveló la finalidad de la investigación a los participantes, paliando así respuestas en la dirección de las hipótesis de los investigadores; y c) en orden a reducir la tendencia de deseabilidad social se aseguró el anonimato y la voluntariedad de la participación, informando a los sujetos de su derecho a abandonar en cualquier momento del proceso.

Ningún sujeto de la muestra no clínica se negó a participar, y las pacientes diagnosticadas de TCA firmaron el consentimiento informado antes de proceder a responder a los cuestionarios en consulta.

## RESULTADOS

### Análisis previos

Empleando el programa LISREL 8.80<sup>31</sup> se sometió a prueba la estructura del CAF-A a partir de análisis factorial confirmatorio (AFC) de modelos anidados<sup>32,33</sup>, donde se comparan

diferentes estructuras factoriales de un único cuestionario empleando en todas las estructuras factoriales los mismos ítems. Para ello, se comprobaron previamente los supuestos de normalidad multivariada, por lo que, tras la imputación múltiple de los valores perdidos (menos del 1%), se detectaron y eliminaron los sujetos extremos (*outliers*) con el programa SAS (*Statistical Analysis System*)<sup>34</sup> a partir del cálculo de la distancia Mahalanobis, no suponiendo en ningún caso más del 3% permitido. Como último y definitivo paso del análisis de la normalidad muestral, se sometió a prueba la misma en su forma univariada y multivariada mediante el test de Mardia. Se obtuvieron resultados positivos, aceptando la hipótesis de la distribución normal univariada y multivariada de la muestra.

De cara a una posible replicabilidad del estudio, está a disposición de los investigadores que lo deseen la matriz de covarianzas de la muestra con la que se sometió a prueba la estructura interna del cuestionario.

Para comprobar la pertinencia de realizar un análisis factorial al cuestionario se calcularon la medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett, siendo los resultados en ambos casos adecuados. Para el KMO se aceptan valores lo más próximos posible a la unidad, aconsejándose que supere el 0.75. Pese a que el número de ítems (8) no es demasiado elevado, el KMO alcanzó 0.942. El test de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2_{(276)}=19649.70$ ,  $p<0.000$ ) rechazó la hipótesis de diagonalidad de la matriz de correlaciones, mostrando la pertinencia de realizar el AFC del CAF-A.

### Análisis factorial confirmatorio

Se someten a comprobación dos modelos factoriales diferentes en población no clínica: un primer modelo unidimensional, en el que todos los ítems conformarían un único factor denominado autoconcepto físico y un segundo modelo tetradimensional formado por los factores habilidad, condición, atractivo y fuerza (ver tabla 1).

Tabla 1	Parámetros de ajuste de los modelos del CAF-A								
Modelo	$\chi^2$	gl	$\chi^2/gl$	p	RMSEA	ECVI (IC 90%)	NNFI	CFI	RSMR
M <sub>1</sub>	1237.20	20	61.86	0.000	0.203	0.86 (0.79-0.94)	0.66	0.76	0.16
M <sub>4</sub>	34.00	11	3.00	0.000	0.038	1.16 (0.048-0.072)	0.99	1.00	0.018
Min			≤3	<0.05	<0.08/<0.05		>0.95	>0.95	<0.05

M<sub>1</sub>= modelo unidimensional; M<sub>4</sub>= modelo tetradimensional; M<sub>4L</sub>= modelo tetradimensional con correlaciones entre ítems; Min= mínimo establecido como idóneo para la adecuación del parámetro a los datos ; RMSEA: *Root Mean Square Error of Approximation*; ECVI: *Expected cross validation index*; NNFI: *Tucker-Lewis index*; CFI: *Comparative fit index*; RSMR: *Root mean square residual*

En la tabla 1, se observa el mejor ajuste al plantear el modelo tetrafactorial. Los parámetros indican un buen ajuste ( $\chi^2/gf=3.00$ ; RMSEA=0.038; NNFI=0.99; CFI=1.00; RSMR=0.018) probando que la estructura interna del cuestionario CAF-A se corresponde con la teoría que postula cuatro dimensiones del autoconcepto físico: habilidad física, condición física, atractivo físico y fuerza con únicamente 8 ítems en total.

Confirmada la estructura interna tetrafactorial del cuestionario, quedan por analizar las cargas factoriales obtenidas tanto en el análisis factorial exploratorio como en el confirmatorio (que corrobora y garantiza la estructura interna obtenida en el análisis exploratorio). Como se puede observar en la tabla 2, todas las cargas factoriales son muy elevadas tanto en el análisis exploratorio como en el confirmatorio, superando el 0.70 considerado como óptimo, a excepción del í5 (í23 en la escala original; ver Anexo) que se queda cercano al límite inferior con una carga factorial de 0.52 en el confirmatorio y el í7 (í33 en la escala original) con una carga de 0.661 en el exploratorio.

El coeficiente alfa de Cronbach alcanzó un valor para la escala total de 0.797, indicativo de una adecuada consistencia interna con una varianza total explicada del 81.68%. También obtuvo buenos valores en las dimensiones de atractivo ( $\alpha=0.807$ ) y condición física ( $\alpha=0.825$ ). Aunque en fuerza ( $\alpha=0.751$ ) y en habilidad física resulta algo inferior ( $\alpha=0.624$ ), los valores entran dentro de los límites aceptables, máxime si se tiene en cuenta que este parámetro

está muy sesgado por el número de ítems tomados para su cálculo<sup>35</sup>. Para superar dicho sesgo, se calcula también la fiabilidad compuesta y la varianza media extractada a partir de las saturaciones y los errores de medida provenientes del análisis factorial confirmatorio<sup>36</sup>, obteniendo una excelente fiabilidad global de 0.931 y una buena fiabilidad por escalas (Fuerza=0.756; Atractivo=0.798; Habilidad=0.642 y Condición=0.832) superando la varianza media extractada en todos los casos el valor 0.500 mínimo.

La correlación entre las escalas del CAF-A y las escalas del EDI-2 se muestra en la tabla 3.

A excepción de la escala de perfeccionismo, que correlaciona de manera positiva y significativa con todas las escalas del CAF-A, y la escala de bulimia, que correlaciona significativamente con la de fuerza, se observan, en general correlaciones negativas y elevadas entre las escalas del autoconcepto físico y del EDI-2. Las escalas de habilidad física, condición y la puntuación total en autoconcepto físico son las que muestran correlacionar con un mayor número de escalas del EDI-2.

Finalmente, al comparar las puntuaciones medias de las 96 chicas diagnosticadas con TCA frente a otras 96 chicas sin diagnóstico clínico (ver tabla 4), pudo comprobarse cómo, a excepción de la escala de habilidad, en la que la diferencia no resulta estadísticamente significativa, las jóvenes con TCA, obtienen puntuaciones significativamente inferiores en todas las escalas de autoconcepto físico (condición  $t=2.79$ ;  $p<0.05$ ; atractivo  $t=9.70$ ;  $p<0.001$ ; fuerza  $t=4.97$ ;  $p<0.001$ ;

**Tabla 2** Cargas factoriales exploratorias y confirmatorias del CAF-A, porcentaje de varianza explicada fiabilidad

	Cargas factoriales exploratorias				Cargas factoriales confirmatorias			
	Fuer	Atr	Hab	Con	Fuer	Atr	Hab	Con
i6	0.892				0.76			
i2	0.868				0.80			
i8		0.917				0.80		
i3		0.901				0.83		
i5			0.954				0.52	
i7			0.661				0.91	
i4				-0.929				0.80
i1				-0.856				0.89
	Estructura interna $\alpha$				Fiabilidad compuesta (Varianza media extractada)			
	0.751	0.807	0.624	0.825	0.756 (0.069)	0.798 (0.664)	0.642 (0.549)	0.832 (0.716)
Total	0.797				0.932 (0.635)			
Varianza explicada: 81.68%								
Fuer= Fuerza; Atr= Atractivo; Hab= Habilidad; Con= Condición								

Tabla 3		Correlaciones entre el CAF-A y el EDI-2								
		Motivación para adelgazar	Bulimia	Insatisfacción corporal	Autoevaluación	Perfeccionismo	Desconfianza interpersonal	Identificación de la intorecepción	Miedo a madurar	EDI total
Hab	r	-0.274	-0.436**	-0.526**	-0.345**	0.287**	-0.669**	-0.257	-0.499**	-0.510**
	p	0.059	0.002	0.000	0.016	0.048	0.000	0.077	0.000	0.000
Con	r	-0.414**	-0.209	-0.583**	-0.450**	0.598**	-0.725**	-0.383**	-0.471**	-0.533**
	p	0.003	0.154	0.000	0.001	0.000	0.000	0.007	0.001	0.000
Atr	r	-0.169	-0.036	-0.536**	-0.268	0.692**	-0.251	-0.233	-0.160	-0.232
	p	0.250	0.806	0.000	0.066	0.000	0.085	0.112	0.277	0.113
Fuer	r	-0.067	0.483**	0.070	-0.043	0.633**	-0.404**	0.126	-0.404**	0.059
	p	0.652	0.001	0.634	0.773	0.000	0.004	0.393	0.004	0.688
AF total	r	-0.295**	-0.007	-0.478**	-0.322**	0.655**	-0.635**	-0.233	-0.474**	-0.383**
	p	0.036	0.963	0.000	0.021	0.000	0.000	0.111	0.001	0.007

\*p < 0.05, \*\*p < 0.001; Fuer= Fuerza; Atr= Atractivo; Hab= Habilidad; Con= Condición; AF= Autoconcepto físico

Tabla 4		Diferencias en autoconcepto físico (CAF-A) en función del diagnóstico de TCA								
	Diagnóstico	M	DT	t	gl	p	d	IC 95%		
Habilidad	Normal	8.64	2.00	1.398	108	0.165	0.27	-0.02	0.55	
	TCA	8.08	2.20							
Condición	Normal	6.72	2.63	2.793	108	0.006**	0.54	0.25	0.83	
	TCA	5.42	2.16							
Atractivo	Normal	7.74	2.06	9.702	108	0.000**	10.87	10.53	20.21	
	TCA	4.08	1.82							
Fuerza	Normal	6.47	2.55	4.979	107.99	0.000**	0.94	0.64	10.23	
	TCA	4.33	1.95							
AF total	Normal	29.58	7.42	5.588	108	0.000**	10.07	0.77	10.38	
	TCA	21.91	6.75							

\*p < 0.05, \*\*p < 0.001

y autoconcepto físico total  $t=5.58$ ;  $p<0.001$ ). Se calculó la diferencia media estandarizada ( $d$ ) para conocer el tamaño de efecto de tales diferencias entre grupos. Siguiendo la interpretación de Cohen<sup>37</sup>, que considera tamaños bajos en torno al 0.20; medios alrededor de 0.50 y elevados los valores próximos a 0.80, se obtuvo un tamaño de efecto bajo en la escala de habilidad ( $d=0.27$ ), medio en la escala de condición ( $d=0.54$ ) y tamaños de efecto elevados en las escalas de fuerza, autoconcepto físico global y atractivo, siendo en este último caso en el que se registró la magnitud más alta.

## DISCUSIÓN

El objetivo de esta investigación era, por un lado, proporcionar evidencia respecto a la validez del CAF-A, y por otro, comprobar su utilidad como herramienta discriminante de TCA.

El CAF revela un buen ajuste al modelo de medida tetrafactorial que postula como dimensiones constitutivas del autoconcepto físico las autopercepciones de habilidad física,

condición física, atractivo físico y fuerza. Además, las cargas factoriales obtenidas resultan muy elevadas (superiores a 0.70), lo que garantiza la estructura interna obtenida.

Igualmente, se comprueba que su consistencia es muy aceptable (varianza total explicada del 81.68%), obteniéndose además coeficientes de fiabilidad excelentes para la escala total (0.93) y adecuados en las cuatro subescalas, a pesar de estar compuestas por únicamente 2 ítems cada una de ellas, por lo que el CAF-A puede considerarse tan apropiado y válido para evaluar el autoconcepto físico como la versión extensa y original, mostrando, en línea con estudios previos, la posibilidad de obtener escalas breves con adecuadas características psicométrica<sup>21,28</sup>.

En cuanto a la utilidad del instrumento como herramienta de cribado de TCA, se observa, en concordancia con otras investigaciones<sup>13</sup>, la correlación significativa y negativa de la mayoría de las escalas del CAF-A con aquellas del EDI-2. Se comprueba, además, que son precisamente las chicas diagnosticadas de TCA quienes sistemáticamente muestran puntuaciones en autoconcepto físico significativamente más bajas que jóvenes no diagnosticadas, lo que demuestra, una vez más, la estrecha relación entre un bajo autoconcepto físico y el riesgo de desarrollar un TCA<sup>6</sup> y permite establecer una baja autopercepción física como alerta<sup>13</sup> para la detección de posibles patologías. Resulta especialmente relevante el peso que cobra la dimensión de atractivo físico para las jóvenes diagnosticadas de TCA, dimensión especialmente devaluada en relación a las personas sin diagnóstico clínico. Sería por tanto una de las facetas a las que prestar atención especial, por su estrecha relación con la insatisfacción corporal, el malestar psicológico y la ansiedad<sup>4,6,13</sup>.

Dada la incidencia del autoconcepto físico en la salud física así como en el bienestar psicológico de las personas<sup>1-8</sup>, disponer de un cuestionario breve como el evaluado en este estudio resulta de suma utilidad ya que posibilita una evaluación inicial rápida y de bajo coste<sup>22</sup> en la que detectar sujetos en riesgo de desarrollar trastornos de tan elevada gravedad y prevalencia como los TCA<sup>23-26</sup>.

Sin embargo es preciso constatar también las limitaciones del presente trabajo, siendo conscientes de la necesidad de realizar nuevos estudios que permitan corroborar los resultados obtenidos en rangos de edad distintos; con una mayor muestra clínica, de ambos sexos, e incluso estudios específicos que permitan analizar el comportamiento del cuestionario ante diferentes diagnósticos y diversas variables relacionadas con la patología alimentaria, como por ejemplo el IMC. Igualmente será preciso ampliar y corroborar plenamente la validez del CAF-A con otros datos de fiabilidad como el test-retest, certificando también su potencial validez convergente o discriminativa.

Por el momento, los datos obtenidos indican la fiabilidad y validez del CAF-A para medir el autoconcepto físico,

así como las distintas dimensiones que lo conforman, en población joven y adolescente. Por su brevedad y facilidad de aplicación, podría constituir una eficaz y útil herramienta de cribado en entornos de prevención primaria<sup>23</sup>. Dado que en las poblaciones escolares existen más casos de TCA que los estimados en investigaciones clínicas<sup>23,24,26</sup>, resulta crucial contar con herramientas como el CAF-A que, mediante el indicio de un bajo autoconcepto físico, faciliten la detección inicial del trastorno, favoreciendo el pronóstico<sup>25</sup> y contribuyendo, en última instancia, al bienestar y ajuste de todo el alumnado.

#### AGRADECIMIENTO

Trabajo realizado dentro de la actividad del Grupo Consolidado de Investigación IT701-13 del Gobierno Vasco. Forma parte del proyecto de investigación EDU2009-10102 (subprograma EDUC) del MICIN.

#### BIBLIOGRAFÍA

1. Simmons S, Childer K. Effects of intercollegiate athletics and intramural participation on self-esteem and physical self-description: A pilot study. *RSJ*. 2013;37(2):160-8.
2. Cumming SP, Standage M, Loney T, Gammona C, Neville H, Sherar LB, et al. The mediating role of physical self-concept on relations between biological maturity status and physical activity in adolescent females. *J Adolesc*. 2011;34:465-73.
3. Crocker PRE, Sabiston CM, Kowalski KC, McDonough MH, Kowalski N. Longitudinal assessment of the relationship between physical self-concept and health-related behavior and emotion in adolescent girls. *J Appl Sport Psychol*. 2006;18:185-200.
4. Hagger MS, Biddle SJH, Wang CKJ. Physical self-concept in adolescence: Generalizability of a multidimensional, hierarchical model across gender and grade. *Educ Psychol Meas*. 2005;65(2):297-322.
5. Haugen T, Ommundsen Y, Seiler S. The relationships between physical activity and physical self-esteem in adolescents: The role of physical fitness indices. *Pediatr Exerc Sci*. 2013;25(1):138-53.
6. Goñi A, Rodríguez A. Trastornos de la conducta alimentaria, práctica deportiva y autoconcepto físico en adolescentes. *Actas Esp Psiquiatr*. 2003;32(1):29-36.
7. Rodríguez A, Goñi A. Risk of eating disorders and physical self-concept in adolescence. In: Jáuregui-Lobera I, ed. *Relevant topics in eating disorders*. Croacia: Intech; 2012. p. 83-118.
8. Weiss JW, Merrill V, Akagha K. Substance use and its relationship to family functioning and self-image in adolescents. *J Drug Educ*. 2011;41(1):79-97.
9. Goñi A, Ruiz de Azúa S, Rodríguez A. Cuestionario del Autoconcepto Físico. Manual. Madrid: EOS; 2006.
10. Holgado FP, Soriano JA, Navas L. El Cuestionario de Autoconcepto Físico (CAF): análisis factorial confirmatorio y predictivo sobre el rendimiento académico global y específico del área de educación física. *Acción Psicol*. 2009;6(2):93-102.
11. Goñi A, Rúa de Azúa S, Rodríguez A. Deporte y autoconcepto físico en la preadolescencia. *Apunts Educ Fis Deport*. 2004;77:18-24.
12. Rodríguez A, Goñi A, Ruiz de Azúa S. Autoconcepto físico y estilos de vida en la adolescencia. *Interven Psicosocial*. 2006;15(1):81-94.
13. Goñi A, Rodríguez A. Variables associated with the risk of eating disorders in adolescence. *Salud Mental*. 2007;30(4):16-23.

14. Rodríguez A. Felicidad subjetiva y dimensiones del autoconcepto físico. *Rev Psicodidáctica*. 2005;10(1):131-8.
15. Urdampilleta A, González J, Infante G, Goñi A. La tensión arterial sistémica y el autoconcepto físico en la adolescencia. *Cuad Psicol Deport*. 2011;11(2):25-33.
16. Marsh HW, Bar-Eli M, Zach S, Richards GE. Construct validation of Hebrew versions of three physical self-concept measures: An extended multitrait-multimethod analysis. *J Sport Exerc Psychol*. 2006;28:310-43.
17. Marsh HW, Tracey DK, Craven RG. Multidimensional self-concept structure for preadolescents with mild intellectual disabilities: A hybrid multigroup-MIMC approach to factorial invariance and latent mean differences. *Educ Psychol Meas*. 2006;66(5):795-818.
18. Mañano C, Ninot G, Bilard J. Age and gender effects on global self-esteem and physical self-perception in adolescents. *Eur Phys Education Rev*. 2004;10(1):53-69.
19. Morin AJS, Mañano C. Cross-validation of the short form of the physical self-inventory (PSI-18) using exploratory structural equation modeling (ESEM). *Psychol Sport Exerc*. 2011;12(5):540-54.
20. Hunter-Smart JE, Cumming SP, Sherar LB, Standage M, Neville H, Malina RM. Maturity associated variance in physical activity and health-related quality of life in adolescent females: A mediated effects model. *J Phys Act Health*. 2012;9:86-95.
21. Marsh HW, Martin JM, Jackson S. Introducing a short version of the Physical Self Description Questionnaire: New strategies, short-form evaluative criteria, and applications of factor analyses. *J Sport Exerc Psychol*. 2010;32:438-82.
22. Baile JI, González MJ, Pallares J. Propiedades psicométricas de una escala breve de evaluación de la insatisfacción corporal infantil. *Acción Psicol*. 2012;9(1):125-31.
23. Hautala L, Junnilla J, Alin J, Grönroos M, Maunula AM, Karukivi M, et al. Uncovering hidden eating disorders using the SCOFF questionnaire: Cross-sectional survey of adolescents and comparison with nurse assessments. *Int J Nurs Stud*. 2009;46:1439-47.
24. Duarte-García F, Grigioni S, Allais E, Houy-Durand E, Thibaut F, Déchelotte P. Detection of eating disorders in patients: Validity and reliability of the French version of the SCOFF questionnaire. *Clin Nutr*. 2011;30:178-81.
25. Zúñiga O, Padrón E. Traducción y propiedades psicométricas de la versión en español del cuestionario infantil para trastornos de la conducta alimentaria (CITCA). *Actas Esp Psiquiatr*. 2009;37(6):326-9.
26. Ruiz-Lázaro PM, Comet MP, Calvo AI, Zapata M, Cebollada M, Trébol L, et al. Prevalencia de trastornos alimentarios en estudiantes adolescentes tempranos. *Actas Esp Psiquiatr*. 2010;38(4):204-11.
27. Varela-Casal P, Maldonado MJ, Ferre F. Estudio de los perfiles clínicos de los pacientes con trastorno de la conducta alimentaria en dispositivos específicos. *Actas Esp Psiquiatr*. 2011;39(1):12-9.
28. Soler J, Tejedor R, Feliu-Soler A, Pascual JC, Cebolla A, Soriano J, et al. Propiedades psicométricas de la versión española de la escala Mindful Attention Awareness Scale (MAAS). *Actas Esp Psiquiatr*. 2012;40(1):19-26.
29. Santos-Iglesias P, Vallejo-Medina P, Sierra JC. Propiedades psicométricas de una versión breve de la Escala de Ajuste Diádico en muestras españolas. *Int J Clin Health Psychol*. 2009;9(3):501-17.
30. Garner, DM. EDI-2 Inventario de trastornos de la conducta alimentaria. Manual. Madrid: TEA; 1998.
31. Jöreskog KG, Sörbom D. LISREL 8.80. Chicago: Scientific Software International; 2006.
32. Bentler PM, Dudgeon P. Covariance structure analysis: Statistical practice, theory, and directions. *Annu Rev Psychol*. 1996;47(1):563-92.
33. Tomás JM, Oliver A. Efectos de formato de respuesta y método de estimación en análisis factorial confirmatorio. *Psicothema*. 1998;10(1):197-208.
34. Statistical Analysis System Institute. The SAS System for Windows (Ver. 8). NC Cary: SAS Institute Inc; 1999.
35. Sijtsma K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*. 2009;74(1):107-20.
36. Zumbo BD, Gadermann AM, Zeisser C. Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *J Mod Appl Stat Meth*. 2007;6:21-9.
37. Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates; 1988.

Anexo Cuestionario CAF-A

CAF Cuestionario de Autoconcepto Físico-Breve

		Falso	Casi siempre falso	A veces verdadero/falso	Casi siempre verdadero	Verdadero
1	Tengo mucha resistencia física.....	1	2	3	4	5
2	Tengo más fuerza que la mayoría de la gente de mi edad .....	1	2	3	4	5
3	Me siento contento/a con mi imagen corporal .....	1	2	3	4	5
4	Puedo correr y hacer ejercicio durante mucho tiempo sin cansarme .....	1	2	3	4	5
5	Soy de las personas que les cuesta aprender un deporte nuevo.....	1	2	3	4	5
6	Soy fuerte .....	1	2	3	4	5
7	Me veo torpe en las actividades deportivas.....	1	2	3	4	5
8	Me gusta mi cara y mi cuerpo.....	1	2	3	4	5

Habilidad    
 Condición

Atractivo    
 Fuerza

Autoconcepto Físico General   
 Autoconcepto General

POR FAVOR, COMPRUEBA QUE HAS CONTESTADO TODAS LAS PREGUNTAS