

## **“CUESTIONARIO DE AUTODESCRIPCIÓN II-ABREVIADO” (SDQ-II-S): PROPIEDADES DE MEDIDA EN ADOLESCENTES ESPAÑOLES**

José A. Pérez-Sánchez, María A. Castejón, Francisco J. Parra-Plaza  
y Rosendo Berengüí  
*Universidad Católica de Murcia (España)*

### **Resumen**

El autoconcepto es un constructo fundamental que se relaciona con muchos aspectos positivos y negativos de la vida. Tiene un papel esencial en la adolescencia, por los importantes cambios biológicos, sociales y psicológicos que se producen en esa etapa, y es determinante en el ámbito académico. Para disponer de instrumentos apropiados para su evaluación, el objetivo de este estudio fue analizar las propiedades de medida y adaptar el “Cuestionario de autodescripción II-abreviado” (SDQ-II-S) en adolescentes españoles. Participaron 726 estudiantes de educación secundaria, con edades de entre los 12 y 18 años ( $M= 15,44$ ;  $DT= 1,41$ ). Los diferentes análisis confirmaron la estructura multidimensional del cuestionario y un buen ajuste del modelo, con saturaciones factoriales adecuadas, índices de bondad y ajuste satisfactorios, validez convergente, y corroboraron la invarianza de género. La fiabilidad compuesta de las dimensiones osciló entre 0,70 y 0,92. El SDQ-II-S es un instrumento con apropiadas características, válido y fiable para la evaluación del autoconcepto en estudiantes españoles en la adolescencia.

**PALABRAS CLAVE:** *autoconcepto, adolescencia, SDQ-II-S, evaluación, validación.*

### **Abstract**

Self-concept is a fundamental construct that is related to many positive and negative aspects of life. It plays an essential role in adolescence, due to the important biological, social and psychological changes that occur at this stage, and is a determining factor in the academic environment. In order to have appropriate instruments for its assessment, the aim of the study was to analyse the measurement properties and adapt the short version of the Self-Description Questionnaire II (SDQ-II-S) in Spanish adolescent. A sample of 726 secondary school students aged between 12 and 18 years ( $M= 15.44$ ,  $SD= 1.41$ ) participated. Descriptive analysis, correlation analysis, confirmatory factor analysis, reliability and invariance analysis were conducted. The different analyses confirmed the multidimensional structure of the questionnaire, with adequate factor loadings, satisfactory goodness-of-fit indices, convergent validity, and corroborated gender invariance. Composite reliability of the dimensions ranged

from .70 to .92. In conclusion, the SDQ-II-S is an instrument with appropriate characteristics, valid and reliable for the assessment of self-concept in Spanish students in adolescence.

KEY WORDS: *self-concept, adolescence, SDQ-II-S, assessment, validation.*

## Introducción

El autoconcepto es la percepción o representación mental que los individuos tienen de sí mismos, aglutinando el modo en que se representan, conocen y valoran a ellos mismos (Harter, 2012). Ese conjunto de juicios descriptivos y evaluativos que realiza el sujeto sobre sí mismo se construye a través de las experiencias propias y con los demás, de las relaciones con el entorno, y en las atribuciones que él mismo hace de su conducta (Chen *et al.*, 2021; Shavelson *et al.*, 1976).

La importancia del autoconcepto es crucial, pues se relaciona con muchos aspectos trascendentales (Brown *et al.*, 2023). Por una parte, un autoconcepto positivo se ha asociado a bienestar psicológico general (DeBettignies y Goldstein, 2020; Liu *et al.*, 2020; Mo *et al.*, 2019), un afrontamiento y una adaptación eficientes (Tomaka *et al.*, 2013), apoyo social y relaciones positivas (Tomaka *et al.*, 2013; Xu *et al.*, 2019), o autenticidad y aceptación de uno mismo (Taylor y Montgomery, 2007; Tomaka *et al.*, 2013; Wright *et al.*, 2018), entre otros. Por otra parte, un autoconcepto negativo se ha mostrado vinculado a problemas generales de salud mental (Mo *et al.*, 2019; Xu *et al.*, 2019), ansiedad (Mo *et al.*, 2019; Versluis *et al.*, 2018), depresión (Swann *et al.*, 2007), peor afrontamiento del estrés (Liu *et al.*, 2019; Mo *et al.*, 2019), abuso de sustancias (Tam *et al.*, 2020), o trastornos de la conducta alimentaria (Perry *et al.*, 2008; Taylor y Montgomery, 2007), entre otros muchos problemas.

En las últimas décadas el autoconcepto se ha asumido como un constructo multidimensional. Existe una evidencia sólida proveniente de estudios no experimentales y experimentales para demostrar que los componentes del autoconcepto son tan diferentes entre sí que no se pueden explicar mediante un solo componente global (Marsh *et al.*, 2006). Inicialmente, el autoconcepto de los niños pequeños es global, indiferenciado y muy específico de cada situación, pero a medida que avanza el desarrollo cognitivo y como producto de las interacciones con el entorno, los niños van reconociendo que sus atributos y comportamientos cambian de un contexto a otro (Calero y Molina, 2016). Los individuos pueden llegar a construir sus diferentes tipos de autoconcepto de acuerdo con el entorno donde se desenvuelve, los eventos significativos de su vida, las relaciones sociales que establece y el rol social que el sujeto tenga (Bermúdez *et al.*, 2012). La capacidad de categorizar acontecimientos y situaciones, de integrar diferentes partes de la experiencia en un único marco conceptual, y la adquisición de etiquetas verbales produce una diferenciación creciente en el autoconcepto, que se expresa en un aumento del número de sus dominios (Harter, 2012; Shavelson *et al.*, 1976). Por tanto, un modelo ampliamente aceptado y extendido es el propuesto por Shavelson *et al.* (1976), que propone que el autoconcepto es un

constructo multidimensional compuesto por cinco dimensiones: académica, emocional, social, física y familiar. Diferentes estudios han demostrado esta multidimensionalidad del autoconcepto en distintos ámbitos, como en contextos educativos, en psicología del desarrollo, investigación en salud mental, investigación en personalidad y estudios de género (véase Marsh *et al.*, 2006).

El autoconcepto adquiere un papel esencial en la adolescencia. La adolescencia es una etapa del desarrollo de transición hacia la edad adulta, y un periodo crucial de cambio que se caracteriza por importantes cambios biológicos, sociales y psicológicos (Crone, 2017; Parise *et al.*, 2019). Es esta etapa los jóvenes son susceptibles de recibir múltiples e importantes influencias, ya que su personalidad está en desarrollo y aún no se ha consolidado (Slobodskaya, 2021).

Diferentes estudios han corroborado el significativo peso del autoconcepto en los adolescentes. Así, un elevado autoconcepto predispone a ser emocionalmente estables, sociables y responsables (Calero y Molina, 2016), un mayor sentimiento de satisfacción con la vida y a un mayor bienestar psicológico (Palacios *et al.*, 2015), y desempeña un papel central en la experiencia del sentido de la vida (Liu *et al.*, 2023; Shin *et al.*, 2016). También se encuentra asociado a las emociones positivas (Bieg *et al.*, 2014), un mejor funcionamiento social y relaciones satisfactorias con los compañeros (Esnaola *et al.*, 2008; Jelalian *et al.*, 2011), mayor autoeficacia (Rabiei *et al.*, 2013) y se asocia negativamente con la victimización por acoso escolar (Shemesh y Heiman, 2021). Pero al mismo tiempo, un bajo autoconcepto predispone al adolescente a desarrollar patologías psiquiátricas, como depresión, ansiedad, fobia social, o sentimientos de inferioridad, e incrementar las intenciones del consumo de tabaco (Freitas *et al.*, 2022; Palenzuela-Luis *et al.*, 2022a), entre otros problemas.

Del mismo modo, en la adolescencia son fundamentales los aspectos académicos del autoconcepto. El autoconcepto a nivel académico representa las creencias y expectativas relacionadas con uno mismo sobre la capacidad para tener éxito en las tareas académicas y se considera un requisito previo para la motivación de logro (Wigfield y Eccles, 2000). Investigaciones previas han demostrado que el autoconcepto está asociado al rendimiento educativo (Craven y Marsh, 2008; Nagengast y Marsh, 2012), influyendo positivamente en el compromiso con el aprendizaje de los estudiantes y a buscar activamente un sentido a su vida, orientándose de forma más optimista hacia el futuro (Liu *et al.*, 2023).

A la hora de evaluar el autoconcepto, un instrumento de especial interés por su extendido empleo es el "Cuestionario de autodescripción II" (*Self-Description Questionnaire II*, SDQ-II; Marsh, 1992). Se trata de una medida de autoinforme diseñada para evaluar el autoconcepto en adolescentes de 12 a 18 años. Consta de 102 ítems que se distribuyen en 11 escalas. Tres de ellas son factores académicos: Matemático (interés y habilidad en el razonamiento matemático), Verbal (interés y habilidad en el lenguaje y la lectura) y Académico general (interés personal y capacidad en el trabajo escolar). Siete son factores no académicos: Habilidades físicas (habilidades e interés en las actividades físicas/deportivas), Apariencia física (atractivo físico personal para los demás), Relaciones con los padres (relación con los propios padres), Relaciones con el sexo opuesto (interacciones con miembros del sexo opuesto), Relaciones con el mismo sexo

(interacciones con los pares del mismo sexo), Sinceridad-veracidad (fiabilidad y veracidad de uno mismo), y Estabilidad emocional (ausencia de disfunciones emocionales). También incluye un componente global, Autoestima general (sentimientos de valía, confianza y satisfacción con uno mismo). El SDQ-II cuenta con estudios de validación en diferentes países, y junto al AF-5 (García y Musitu, 2014), son los instrumentos con mayor número de estudios en los últimos años, lo que da cuenta de su validez y confiabilidad (Pulido *et al.*, 2023).

Asimismo, un instrumento muy empleado a nivel internacional es el SDQ-II en versión abreviada (SDQ-II-S). En el trabajo de Marsh *et al.* (2005), los análisis factoriales revelaron una estructura factorial basada en las respuestas a 51 ítems, y las fiabilidades para los 11 factores fueron consistentemente altas (0,80 a 0,89). Además, los análisis multirasgo-multimétodo apoyaron la validez interna de las respuestas a lo largo del tiempo, siendo invariables los efectos del género y la edad en los 11 factores.

Se han realizado estudios de validación del SDQ-II en diferentes países, pero existen pocos estudios del SDQ-II-S. Existe una versión traducida al español para su uso en población chilena (Lagos-San Martín *et al.*, 2016), que presentó propiedades psicométricas adecuadas. En España, la versión extendida del SDQ-II de 102 ítems ha sido validada por Inglés *et al.* (2012), y se ha utilizado para evaluar el autoconcepto académico, con excelentes resultados psicométricos, pero solo utilizando las tres escalas académicas relacionadas del SDQ-II (Esnaola *et al.*, 2018, 2023). Sin embargo, no existen estudios que hayan analizado la versión corta completa en adolescentes españoles.

Por todo lo expuesto, debido a la importancia del autoconcepto en la adolescencia, es necesario disponer de instrumentos que puedan contribuir a su investigación y análisis. Para ello, se llevó a cabo una investigación instrumental (Ato *et al.*, 2013). Este tipo de investigación analiza las propiedades psicométricas de los instrumentos de medición psicológica, ya se trate de nuevos test o de la traducción y adaptación de test existentes. Las hipótesis del estudio fueron: H1) el modelo multidimensional de 11 factores del SDQ-II-S presentará un mejor ajuste global que el modelo unidimensional (autoconcepto global); H2) el SDQ-II-S tendrá propiedades adecuadas y se mostrará como un instrumento válido para su uso en población española. Por tanto, el objetivo de este estudio fue analizar las propiedades de medida del SDQ-II-S en estudiantes adolescentes españoles.

## Método

### *Participantes*

La muestra estuvo formada por 726 adolescentes, estudiantes de educación secundaria, 365 mujeres (50,2%) y 361 hombres (49,7%). Los participantes tenían de entre 12 y 18 años ( $M= 15,44$ ;  $DT= 1,41$ ). Por cursos, el 15,1% eran estudiantes de primer curso, el 24,9% de segundo, 23,0% de tercero, 15,5% de cuarto y el 21,5% de primer curso de Bachillerato. Los participantes procedían de tres institutos públicos de la Región de Murcia (España). El contexto socioeconómico de los centros es de clase media.

La muestra se seleccionó mediante un método por conveniencia, incidental no probabilístico, partiendo de la disposición de tres centros escolares para participar en el estudio.

### *Instrumentos*

- a) "Cuestionario de autodescripción II-abreviado" (*Self-Description Questionnaire II-Short*, SDQ-II-S; Ellis *et al.*, 2002). EL SDQ-II-S está formado por 51 ítems, con escala de seis puntos (desde 1= falso, hasta 6= verdadero), que se distribuyen en 11 dimensiones. Tres de ellas son factores académicos: Académico general, Matemático y Verbal. Siete son factores no académicos: Habilidades físicas, Apariencia, Relaciones con el sexo opuesto, Relaciones con el mismo sexo, Relación con los padres, Sinceridad-veracidad, y Estabilidad emocional. Además, cuenta con una escala de Autoestima. La suma de los ítems de cada escala permiten obtener una puntuación total en la dimensión, y puntuaciones altas en cada una indican un autoconcepto positivo en esa área. Los estudios de Ellis *et al.* (2002) y Marsh *et al.* (2005) confirmaron altas fiabilidades para los 11 factores, entre 0,80 y 0,89, e invarianza de género y edad.
- b) "Escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas" (EAPESA; Palenzuela, 1983). La EAPESA es una escala unifactorial que evalúa la autoeficacia académica percibida. Está integrada por 10 ítems. Si bien en el estudio original los ítems eran valorados en una escala de 10 puntos, en el presente trabajo empleamos la escala de cuatro puntos (desde 1= nunca a 4= siempre) empleada por García-Fernández *et al.* (2010) por su mayor facilidad de interpretación en personas de las edades analizadas. Tanto el estudio de Palenzuela (1983) como el de Fernández *et al.* (2010) evidenciaron la validez del instrumento, con una fiabilidad de 0,91 y 0,89, respectivamente. En el presente trabajo la fiabilidad (alfa de Cronbach) obtenida fue de 0,93.

### *Procedimiento*

Para la realización de este estudio se siguieron las directrices para la adaptación de test de la Comisión Internacional de Tests (ITC) (Hernández *et al.*, 2020).

En primer lugar, y para obtener evidencias de la validez de contenido, los 51 ítems de la versión corta se seleccionaron de la traducción al español de Inglés *et al.* (2012), adaptación del instrumento original de 102 ítems (Marsh, 1992). Los 51 ítems fueron analizados por tres psicólogos. Hubo consenso sobre la adecuación de la redacción, la pertinencia de la inclusión de cada ítem a cada dimensión y la idoneidad de ítems y dimensiones para la evaluación del autoconcepto. Posteriormente, se administró el cuestionario a 12 estudiantes de diferentes cursos para analizar su comprensión del mismo. Todos los alumnos afirmaron haber comprendido los ítems.

A continuación, se contactó con la dirección de varios centros escolares, para explicar los objetivos de la investigación y solicitar su participación. Finalmente, tres

centros mostraron su disposición a colaborar en el estudio, y facilitaron el contacto de los profesores de diferentes cursos, a quienes se les expuso también el objetivo. Esos profesores suministraron el consentimiento informado a los alumnos, que debían entregar y devolver firmado por los padres.

Los cuestionarios se contestaron en el aula de cada grupo, tras explicar a los participantes los objetivos del estudio, la relevancia de su participación y el tratamiento confidencial que recibirían los datos obtenidos. La participación de los alumnos fue voluntaria, pudiendo retirarse en cualquier momento. Los investigadores estuvieron presentes durante la aplicación de las pruebas, supervisando la correcta cumplimentación de los datos y resolviendo las posibles dudas que pudieran surgir.

### *Análisis de datos*

Se llevó a cabo un análisis exploratorio de datos para asegurar la integridad de las respuestas y la ausencia de valores fuera de rango en las variables observadas. Posteriormente, se procedió al cálculo de estadísticas descriptivas y correlaciones utilizando IBM SPSS 21.

Dada la investigación previa sobre la estructura factorial en la versión original (Ellis *et al.*, 2002; Marsh *et al.*, 2005), se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando Amos Graphics 21 (IBM Statistics). Se obtuvieron índices de ajuste para evaluar un modelo unidimensional y un modelo multifactorial de 11 factores. Para evaluar el ajuste del modelo de medida, tomando como referencia las sugerencias de diferentes trabajos (Hu y Bentler, 1999; Jöreskog, 1970; Levy y Varela, 2006; Schreiber *et al.*, 2006), se calcularon los siguientes índices:  $\chi^2/gf$ , pudiendo ser considerados aceptables los valores comprendidos entre uno y tres; RMSEA (error de aproximación cuadrático medio) y SRMR (residuo cuadrático medio estandarizado), siendo en ambos aceptables valores por debajo de .80; NFI (índice de ajuste normalizado), GFI (índice de bondad de ajuste) y CFI (índice de ajuste comparado), siendo aceptables los valores de 0,90 o superiores.

Además, se llevó a cabo un análisis de invarianza mediante tres modelos anidados para verificar la igualdad del modelo en diferentes grupos. La invarianza se evaluó mediante diferencias en los test de  $\chi^2$ , aplicando el criterio de Cheung y Rensvold (2002), donde diferencias superiores a 0,01 en los valores de CFI son indicadores de no-invarianza.

Por último, optamos por calcular el índice de fiabilidad compuesto para evaluar la fiabilidad, ya que este análisis tiene en cuenta la presencia de multidimensionalidad, al tener en cuenta las saturaciones factoriales y la varianza de error de cada ítem en los modelos de ecuaciones estructurales (Dunn *et al.*, 2014), a diferencia del alfa de Cronbach, que es un tipo de análisis más apropiado cuando los ítems miden un único constructo o dimensión. Además, se obtuvieron valores alfa para poder comparar con estudios anteriores. En cuanto a su interpretación, la fiabilidad compuesta y el alfa de Cronbach son similares, ya que se consideran aceptables los valores del índice superiores a 0,70 en contextos descriptivos o a 0,90 en pruebas selectivas (Prieto y Delgado, 2010).

## Resultados

### Estadísticos descriptivos

Los datos en todas las dimensiones del cuestionario no siguen una distribución normal, según las pruebas de normalidad utilizadas ( $p < 0,05$ ). Esto sugiere que es importante tener en cuenta la no normalidad de los datos al realizar análisis estadísticos posteriores y considerar el uso de métodos no paramétricos o técnicas estadísticas robustas que no dependan de la suposición de normalidad.

Los estadísticos descriptivos de cada ítem se muestran en la tabla 1. Las medias de los ítems estuvieron en un rango entre 2,72 ( $DT= 1,61$ ; ítem 7) y 5,45 ( $DT= 1,01$ ; ítem 8). Con relación a las dimensiones y sus descriptivos (tabla 2), la media más alta se encontró en Relación con los padres ( $M= 5,14$ ;  $DT= 1,00$ ), mientras que la media más baja fue para Estabilidad emocional ( $M= 3,05$ ;  $DT= 1,12$ ). Los datos no muestran una tendencia clara hacia una distribución específica en términos de asimetría y curtosis, podemos decir que la distribución de la muestra es aproximadamente simétrica y no muestra un sesgo significativo hacia la izquierda o hacia la derecha. Además, la distribución parece ser generalmente mesocúrtica. En cuanto a su distribución, la mayor asimetría positiva se dio en el ítem 7 (0,63) y la negativa fue para el ítem 41 (-2,28). Respecto a los índices de curtosis, el ítem 34 presenta el mayor valor negativo (-1,41), mientras que se observa el mayor valor positivo en el ítem 41 (4,45).

**Tabla 1**  
Estadísticos descriptivos de los ítems

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis
1	3,02	1,86	0,28	-1,38
2	4,17	1,54	-0,52	-0,61
3	4,64	1,31	-0,84	0,11
4	5,15	1,02	-1,58	3,06
5	4,64	1,60	-1,00	-0,11
6	3,96	1,65	-0,26	-1,13
7	2,71	1,61	0,63	-0,70
8	5,45	1,01	-2,09	4,26
9	4,43	1,63	-0,70	-0,74
10	3,62	1,73	-0,09	-1,22
11	4,98	1,54	-1,46	0,92
12	3,48	1,84	-0,06	-1,38
13	4,32	1,62	-0,65	-0,65
14	4,28	1,27	-0,59	-0,07
15	4,42	1,43	-0,81	-0,16
16	4,28	1,79	-0,65	-0,94
17	4,08	1,66	-0,52	-0,86
18	2,96	1,82	0,43	-1,23
19	5,05	1,30	-1,44	1,38
20	4,11	1,54	-0,45	-0,78

Ítem	M	DT	Asimetría	Curtosis
21	4,59	1,65	-0,97	-0,25
22	4,39	1,68	-0,77	-0,63
23	2,94	1,92	0,39	-1,37
24	4,23	1,49	-0,56	-0,54
25	4,25	1,33	-0,56	-0,20
26	4,74	1,61	-1,16	0,13
27	5,11	1,47	-1,64	1,54
28	3,09	1,73	0,24	-1,20
29	3,43	1,69	-0,00	-1,20
30	4,66	1,51	-0,96	-0,15
31	4,12	1,51	-0,51	-0,65
32	3,87	1,86	-0,28	-1,34
33	4,92	1,65	-1,36	0,45
34	3,57	1,86	-0,09	-1,41
35	3,87	1,72	-0,34	-1,10
36	4,57	1,49	-0,88	-0,15
37	4,40	1,43	-1,00	0,29
38	3,30	1,75	0,04	-1,31
39	3,81	1,69	-0,28	-1,11
40	3,30	1,75	0,12	-1,28
41	5,43	1,18	-2,28	4,45
42	4,12	1,56	-0,56	-0,65
43	5,12	1,40	-1,60	1,51
44	5,08	1,40	-1,53	1,35
45	5,07	1,31	-1,53	1,68
46	4,93	1,55	-1,34	0,60
47	3,72	1,68	-0,26	-1,12
48	2,87	1,77	0,47	-1,13
49	4,94	1,43	-1,39	1,04
50	5,09	1,38	-1,56	1,49
51	3,81	1,87	-0,27	-1,39

**Tabla 2**  
Estadísticos descriptivos de las dimensiones

Dimensiones	Ítems	M	DT	Asimetría	Curtosis
Habilidades físicas	5, 16, 27, 38	4,33	1,32	-0,73	-0,31
Apariencia física	2, 13, 24, 35	4,14	1,35	-0,50	-0,61
Rel. mismo sexo	11, 21*, 22**, 33, 43*, 44**, 49	4,90	1,11	-1,16	0,91
Rel. sexo opuesto	10, 21**, 22*, 32, 43*, 44*	4,24	1,08	-0,46	-0,17
Sinceridad-verac.	4, 15, 26, 37, 46, 51	4,57	0,93	-0,67	0,19
Relación padres	8, 19, 30, 41	5,14	1,00	-1,46	1,87
Estab. emocional	7, 18, 29, 40, 48	3,05	1,12	0,33	-0,36
Verbal	6, 17, 28, 39, 47	3,73	1,30	-0,23	-0,75
Matemático	1, 12, 23, 34	3,25	1,61	0,17	-1,17
Académico gral.	9, 20, 31, 42	4,19	1,23	-0,35	-0,69
Autoestima	3, 14, 25, 36, 45, 50	4,65	0,96	-0,96	0,89

Nota: \*Indica que los ítems se incluyen para saturar en el factor si se trata de una muestra de hombres;  
\*\*indica que los elementos se incluyen para saturar en el factor si se trata de una muestra de mujeres.



## Análisis factorial confirmatorio

Para analizar la validez de constructo se realizó un AFC, con base en la estructura factorial definida por Ellis *et al.* (2002) y Marsh *et al.* (2005). Para ello, se consideraron dos modelos, uno desde una perspectiva unidimensional y otro desde una perspectiva multidimensional (tabla 3). A la vista de los resultados obtenidos, el modelo de 11 factores presentó una mejor validez factorial.

**Tabla 3**  
Índices de ajuste del modelo del SDQ-II-S

Modelo	$\chi^2$	gl	p	CFI	RMSEA	IC 90%	SRMR
1. Unidimensional	11612,01	1224	<0,01	0,30	0,108	[0,106,0,110]	0,10
2. Multidimensional	2453,683	1133	<0,01	0,91	0,040	[0,038, 0,042]	0,05

Nota: CFI= índice de ajuste comparado; RMSEA= error de aproximación cuadrático medio; SRMR= residuo cuadrático medio estandarizado.

Para el modelo de 11 factores, este modelo específico contenía 1326 momentos de muestra diferentes, 193 parámetros para estimar y 1133 grados de libertad. El método utilizado para estimar los parámetros fue la máxima verosimilitud (MV) con remuestreo (*bootstrap*) debido a una distribución multivariante no normal (coeficiente de Mardia= 476,69; RC= 87,4).

El ajuste general del modelo fue:  $\chi^2 = 2453,683$  ( $p < 0,001$ );  $\chi^2/gl = 2,16$ ; GFI= 0,90; CFI= 0,91; NFI= 0,95; RMSEA= 0,04 (IC 90%, 0,038-0,042) y SMSR= 0,05.

Las saturaciones factoriales fueron estadísticamente significativas (tabla 4), cuyos valores oscilaron entre 0,31 (ítem 40, Relaciones sexo opuesto) y 0,96 (ítem 23, Matemático). El promedio de las saturaciones por dimensión fue: Habilidades físicas= 0,72; Apariencia física= 0,79; Relaciones mismo sexo= 0,64; Relaciones sexo opuesto= 0,50; Sinceridad-veracidad= 0,51; Relaciones con padres= 0,71; Estabilidad emocional= 0,51; Verbal= 0,70; Matemático= 0,78; Académico general= 0,70; Autoestima= 0,63.

**Tabla 4**  
Saturaciones factoriales

Dimensión	Ítem	$\lambda$	$\delta$	$R^2$
Habilidades físicas	5	0,80	0,36	0,64
	16	0,90	0,19	0,81
	27	0,65	0,57	0,42
	38	0,54	0,70	0,29
Apariencia física	2	0,87	0,24	0,75
	13	0,88	0,22	0,77
	24	0,68	0,53	0,46
	35	0,73	0,46	0,53
Relaciones mismo sexo	11	0,71	0,49	0,50
	21	0,67	0,55	0,44
	22	0,90	0,19	0,81
	33	0,58	0,66	0,33

Dimensión	Ítem	$\lambda$	$\delta$	$R^2$
	43	0,40	0,84	0,16
	44	0,45	0,79	0,20
	49	0,79	0,37	0,62
Relaciones sexo opuesto	10	0,38	0,85	0,14
	21	0,67	0,55	0,44
	22	0,90	0,19	0,81
	32	0,34	0,94	0,05
	43	0,40	0,84	0,16
	44	0,45	0,79	0,20
Sinceridad-veracidad	4	0,46	0,78	0,21
	15	0,65	0,57	0,42
	26	0,36	0,87	0,12
	37	0,69	0,52	0,47
	46	0,35	0,87	0,12
	51	0,53	0,71	0,28
Relación con padres	8	0,77	0,40	0,59
	19	0,69	0,52	0,47
	30	0,77	0,40	0,59
	41	0,63	0,60	0,39
Estabilidad emocional	7	0,52	0,72	0,27
	18	0,42	0,82	0,17
	29	0,53	0,71	0,28
	40	0,31	0,90	0,09
	48	0,81	0,34	0,65
Verbal	6	0,59	0,65	0,34
	17	0,72	0,48	0,51
	28	0,63	0,60	0,39
	39	0,80	0,36	0,64
	47	0,78	0,39	0,60
Matemático	1	0,95	0,09	0,90
	12	0,66	0,56	0,43
	23	0,96	0,07	0,92
	34	0,56	0,68	0,31
Académico general	9	0,67	0,55	0,44
	20	0,50	0,75	0,25
	31	0,86	0,26	0,73
	42	0,79	0,37	0,62
Autoestima	3	0,60	0,64	0,36
	14	0,77	0,40	0,59
	25	0,83	0,31	0,68
	36	0,63	0,60	0,39
	45	0,40	0,84	0,16
	50	0,55	0,69	0,30

Nota:  $\lambda$ = saturaciones factoriales;  $\delta$ = error;  $R^2$ = varianza.

Por último, indicar que se observan correlaciones significativas y positivas entre la mayoría de las dimensiones (tabla 5), lo que sugiere que estas dimensiones

están relacionadas en cierta medida en la muestra analizada. Las relaciones más altas se registraron entre Académico general y las dimensiones Verbal ( $r= 0,443$ ) y Autoestima ( $r= 0,511$ ). No obstante, hay que tener en cuenta que las correlaciones no implican causalidad, pero sugieren que ciertas características pueden estar asociadas entre sí en el contexto de esta muestra específica.

#### *Análisis de fiabilidad y validez convergente*

En la tabla 5, además de las correlaciones entre factores, se muestran los resultados obtenidos para la fiabilidad compuesta. Para este modelo, el mayor índice de fiabilidad se encontró para Apariencia física (0,92) y el menor índice para Relaciones sexo opuesto (0,70). Los valores de Alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) obtenidos fueron los siguientes: Habilidades físicas= 0,86; Apariencia física= 0,87; Relaciones mismo sexo= 0,81; Relaciones sexo opuesto= 0,70; Sinceridad-veracidad= 0,72; Relaciones con padres= 0,83; Estabilidad emocional= 0,72; Verbal= 0,84; Matemático= 0,90; Académico general= 0,79 y Autoestima= 0,81.

Para analizar la validez convergente se realizó un análisis de correlaciones entre las puntuaciones de autoeficacia (EAPESA) y las obtenidas en las diferentes dimensiones. Se registraron correlaciones estadísticamente significativas ( $p < 0,001$ ), entre autoeficacia y Académico general ( $r= 0,639$ ), Habilidades físicas ( $r= 0,262$ ), Apariencia física ( $r= 0,434$ ), Verbal ( $r= 0,363$ ), Matemático ( $r= 0,338$ ) y Autoestima ( $r= 0,589$ ). No se encontraron correlaciones significativas con el resto de las dimensiones.

#### *Análisis de invarianza*

Se realizó un análisis de invarianza para verificar que el ajuste general del modelo era aplicable, independientemente del género. El análisis presentó la siguiente estructura: el modelo 1 (modelo de configuración) es un modelo base sin restricciones en la estimación de parámetros en los diferentes grupos sobre los cuales se realizaron las comparaciones subsiguientes. En este tipo de modelo, los indicadores que definen la estructura de medición tienen la misma configuración entre los grupos seleccionados. El modelo 2 especificó, además de la estructura factorial, la igualdad o invarianza de las saturaciones factoriales entre los grupos, y el modelo 3 agregó las correlaciones y varianzas de los factores.

**Tabla 5**  
Correlaciones entre dimensiones y fiabilidad compuesta

Dimensiones	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. HF	<b>0,88</b>										
2. AF	0,301**	<b>0,92</b>									
3. RMS	0,262**	0,303**	<b>0,84</b>								
4. RSO	0,209**	0,410**	0,516**	<b>0,70</b>							
5. SV	0,003	0,062	0,044	0,049	<b>0,74</b>						
6. RP	0,055	0,146**	0,233**	0,142**	0,196**	<b>0,87</b>					
7. EE	0,017	0,085*	0,239**	0,104**	0,107**	0,179**	<b>0,73</b>				
8. VER	0,063	0,080*	0,092*	0,034	0,199**	0,162**	0,046	<b>0,89</b>			
9. MAT	0,175**	0,075*	-0,017	-0,013	0,124**	0,101**	0,072	0,069	<b>0,91</b>		
10. AG	0,117**	0,209**	0,193**	0,096**	0,206**	0,184**	0,144**	0,443**	0,433**	<b>0,80</b>	
11. AE	0,384**	0,572**	0,372**	0,330**	0,159**	0,321**	0,338**	0,285**	0,377**	0,511**	<b>0,87</b>

Nota: HF= Habilidades físicas; AF= Apariencia física; RMS= Relaciones mismo sexo; RSO= Relaciones sexo opuesto; SV= Sinceridad-veracidad; RP= Relación con padres; EE= Estabilidad emocional; VER= Verbal; MAT= Matemático; AG= Académico general; AE= Autoestima. En negrita la fiabilidad compuesta. \*\* $p < 0,01$ ; \* $p < 0,05$ .

Las diferencias en los valores de CFI fueron inferiores a 0,01 tanto para el modelo 2 ( $\Delta\text{CFI} = -0,004$ ) como para el modelo 3 ( $\Delta\text{CFI} = -0,008$ ) en comparación con el Modelo 1. Por lo tanto, se establece la invarianza factorial entre hombres y mujeres. La tabla 6 muestra los índices obtenidos para la invarianza.

**Tabla 6**  
Invarianza del modelo en función del género

Modelo	$\chi^2$	<i>g</i> / <i>l</i>	<i>p</i>	NNFI	CFI	RMSEA	IC 90%	$\Delta\chi^2$	$\Delta g$ / $\Delta l$	$\Delta\text{CFI}$
Modelos de configuración	3977,10	2306	<0,01	0,779	0,892	0,032	0,030-0,033	--	--	--
Saturaciones factoriales invariantes	4104,57	2372	<0,01	0,772	0,888	0,032	0,030-0,033	127,4	66	0,004
Correlaciones factoriales invariantes	4306,83	2459	<0,01	0,761	0,881	0,032	0,031-0,034	202,2	87	0,008

Nota: NNFI= índice de ajuste no normalizado de Bentler-Bonett; CFI= índice de ajuste comparativo; RMSEA= error cuadrático medio de aproximación;  $\Delta$ = diferencia entre valores.

## Discusión

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades de medida del “Cuestionario de autodescripción II-abreviado” (SDQ-II-S) en estudiantes españoles adolescentes. Si bien la validación de la versión original y extendida del instrumento mostró una consistencia interna y unas estimaciones de fiabilidad test-retest aceptables (Inglés *et al.*, 2012), y sus tres escalas específicas han sido empleadas para la evaluación del autoconcepto académico también con buenos resultados (Esnaola *et al.*, 2018, 2023), las propiedades de la versión abreviada al completo no habían sido previamente estudiadas en estudiantes españoles.

Los resultados encontrados indican que el SDQ-II-S presenta adecuadas propiedades, según los criterios recomendados por diferentes autores (Browne y Cudeck, 1993; Hu y Bentler, 1999; Manzano y Zamora, 2009; Schreiber *et al.*, 2006).

En cuanto a la dimensionalidad del instrumento, los resultados muestran un mejor ajuste global del modelo multidimensional en comparación con el modelo unidimensional, al igual que en el estudio con población chilena (Lagos-San Martín *et al.*, 2016). En términos de validez de constructo, los resultados indicaron un buen ajuste del modelo de 11 dimensiones. El valor de  $\chi^2/df = 2,16$  se encuentra dentro del rango (entre uno y tres) para considerar aceptable el modelo (Jöreskog, 1970). Además, el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de bondad de ajuste (GFI) y el índice de ajuste normalizado (NFI) obtuvieron valores superiores a 0,90, que también pueden considerarse adecuados (Arias, 2008; Hu y Bentler, 1999). Asimismo, los valores obtenidos para los índices de error RMSEA y SMSR, inferiores a 0,80 son deseables, tal y como se ha propuesto previamente (Hu y Bentler, 1999; Schreiber *et al.*, 2006). El AFC también mostró saturaciones factoriales superiores a 0,50 (Hu y Bentler, 1999; Wheaton *et al.*, 1977). Todos estos índices corroboran la adecuación del modelo, y son similares a los resultados obtenidos en el estudio de Marsh *et al.* (2005) y en la adaptación del instrumento en población chilena (Lagos-San Martín *et al.*, 2016).

Además, la fiabilidad compuesta de las escalas en este estudio osciló entre 0,70 para Relaciones con el sexo opuesto y 0,92 para Apariencia física, y la fiabilidad obtenida mediante el alfa de Cronbach estuvo entre 0,70 para Relaciones con el sexo opuesto y 0,90 para Matemático. En el estudio de Marsh *et al.* (2005) las fiabilidades de los 11 factores del SDQII-S fueron casi iguales y consistentemente altas (0,80 a 0,88). En este estudio los índices fueron ligeramente superiores en la mayoría de las escalas respecto a Lagos-San Martín *et al.* (2016), entre 0,70 en Autoestima y 0,84 en Relaciones con los Padres. En cuanto al estudio sobre autoconcepto académico, los estudios de Esnaola *et al.* (2018) y el estudio de comparación entre estudiantes españoles y chinos (Esnaola *et al.*, 2023), los resultados son similares en cuanto a la fiabilidad de las escalas académicas, con puntuaciones superiores a 0,80.

Respecto a las correlaciones, y de acuerdo con Lagos-San Martín *et al.* (2016), la pequeña intercorrelación media entre los 11 factores ( $r=0,21$ ) confirma la diferencia de los factores a la hora de evaluar las facetas independientes que constituyen el autoconcepto, algo que ha sido ratificado tanto en los estudios previos tanto de la versión breve del SDQ-II (Ellis *et al.*, 2002; Lagos-San Martín *et al.*, 2016; Marsh *et al.*, 2005), como en la versión extensa original (Guerin *et al.*, 2003; Inglés *et al.*, 2012; Marsh, 1992). En nuestro estudio destacan las correlaciones encontradas entre la dimensión Académico general y las dimensiones asociadas de Matemático y Verbal, así como entre Autoestima y todas las demás dimensiones del cuestionario.

A nivel escolar, el autoconcepto académico constituye dominio de capital importancia, y ya desde el modelo de Shavelson *et al.* (1976) se planteaba la división entre un autoconcepto académico y uno no académico. Las correlaciones encontradas entre el autoconcepto académico general con el matemático y verbal han sido de magnitud elevada a moderada (Ellis *et al.*, 2002; Esnaola *et al.*, 2023; Lagos-San Martín *et al.*, 2016; Marsh *et al.*, 2005), como en el presente estudio. Del mismo modo, y a pesar de las altas correlaciones anteriormente citadas, la relación entre los factores Verbal y Matemático entre sí ha sido pequeña en los estudios originales (Ellis *et al.*, 2002; Marsh *et al.*, 2005), e incluso inexistente en la validación chilena, y con alumnos españoles, como en el estudio de Esnaola *et al.* (2023) y en el presente.

En cuanto a Autoestima, registró correlaciones estadísticamente significativas con todo el resto de dimensiones del SDQ-II. La autoestima hace referencia a la evaluación y a los sentimientos de la propia autovalía (Kawamoto; Liu *et al.*, 2019; Tam *et al.*, 2020), y al considerarse el componente valorativo del autoconcepto, los resultados son congruentes, pues están en la línea de los obtenidos en los estudios previos de la versión original y la abreviada (Ellis *et al.*, 2002; Inglés *et al.*, 2012; Lagos-San Martín *et al.*, 2016; Marsh, 1992; Marsh *et al.*, 2005), que obtuvieron correlaciones de magnitud moderada a elevada.

Al analizar la validez convergente, las puntuaciones en autoeficacia se relacionaron positivamente con varias dimensiones, concretamente, con Académico general, Verbal y Matemático, además de Habilidades físicas, Apariencia física y Autoestima. Puede resultar evidente la relación de las dimensiones académicas con la autoeficacia, pues fue evaluada mediante una

escala específica de situaciones académicas (Palenzuela, 1983). Además, estudios previos también encontraron relaciones significativas entre autoeficacia académica y autoconcepto (García-Fernández *et al.*, 2010; Huang, 2012; Lagos-San Martín *et al.*, 2016; Pietsch *et al.*, 2003). Asimismo, un estudio encontró que la autoeficacia académica predijo de forma positiva las escalas de habilidades físicas, apariencia física y autoestima del autoconcepto (García-Fernández *et al.*, 2016).

También, los resultados confirman la invarianza de género del SDQ-II-S. En este estudio se siguieron los criterios de evaluación de modelos propuestos por Cheung y Rensvold (2002), los cuales recomiendan evaluar la diferencia en los valores de CFI, en lugar de diferencias en  $\chi^2$ . Según los autores, si el cálculo de la diferencia de CFI de ambos modelos probados disminuye en 0,01 o menos, el modelo restringido se considera bueno y, por lo tanto, cumple con la invarianza. En este estudio, el valor de  $\Delta$ CFI fue inferior a 0,01. Si bien no en género, un estudio obtuvo equivalencias de medida del SDQ-II-S en estudiantes australianos indígenas y no indígenas (Bodkin-Andrews *et al.*, 2010).

En cuanto a las limitaciones del estudio, hay varias. Como en cualquier investigación que utilice autoinformes, hay que tener en cuenta su naturaleza y los sesgos y patrones de respuesta inherentes que suelen asociarse a este tipo de mediciones. También el uso de un muestreo de conveniencia, con participantes seleccionados de forma no aleatoria. Igualmente, no haber podido realizar análisis para comprobar la fiabilidad de la estabilidad en el tiempo (test-retest) para comprobar la constancia de las puntuaciones del cuestionario. Otra limitación es que, al analizar a los estudiantes, sólo se utilizó una medida de autoeficacia académica para comprobar la validez convergente, y no se utilizaron otras pruebas para los factores no académicos.

Consideramos que futuros estudios deberían contrastar la información obtenida mediante el SDQ-II-S con métodos objetivos. De especial interés sería la realización de estudios longitudinales, con mediciones repetidas que permitan comprobar los posibles cambios a lo largo del tiempo. También, siguiendo a Lagos-San Martín *et al.* (2016), para profundizar en la validez de constructo deberían analizarse las relaciones con el rendimiento escolar y otras variables psicosociales y cognitivo-motivacionales como, por ejemplo, atribuciones, objetivos académicos o estrategias de aprendizaje, entre otras.

Como conclusión, los resultados de este estudio ofrecen pruebas de que el SDQ-II-S posee adecuadas propiedades psicométricas para su empleo con adolescentes españoles, y los análisis realizados confirman la estructura, fiabilidad y validez del instrumento para la medida del autoconcepto.

Además de su interés para la investigación, a nivel aplicado el cuestionario debe servir para que los diferentes profesionales de los equipos multidisciplinares escolares puedan evaluar de forma adecuada y fiable el autoconcepto de los estudiantes, y así poder detectar a los alumnos con mayores problemas, y así poder realizar las intervenciones apropiadas y pertinentes. Además, el instrumento puede tener un uso importante en contextos clínicos. Uno de los principales objetivos de la terapia con adolescentes suele ser mejorar su autoconcepto, con importantes resultados a través de la terapia psicológica (Brown *et al.*, 2023). El SDQ-II-S puede ser un instrumento adecuado para su evaluación y seguimiento.

Por ser una etapa vital de enorme complejidad, los educadores y padres deben comprender la importancia de desarrollar positivamente el autoconcepto de los estudiantes, guiándolos y animándoles a participar activamente en la autoexploración para aliviar los conflictos y las contradicciones internas (Liu *et al.*, 2023). Además, los programas educativos deben tener presente el trabajo para el desarrollo y la mejora del autoconcepto, pues su evolución positiva aumenta la probabilidad de ser una persona más sociable, responsable y emocionalmente estable, lo que está relacionado con una mayor autoestima (Palenzuela-Luis *et al.*, 2022b).

## Referencias

- Arias, B. (2008). Desarrollo de un ejemplo de análisis factorial confirmatorio con LISREL, AMOS y SAS. En M. A. Verdugo, M. Crespo, M. Badía y B. Arias (dirs.), *Metodología en la investigación sobre discapacidad. Introducción al uso de las ecuaciones estructurales* (pp. 75-120). Publicaciones del INICO.
- Ato, M., López, J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1105. doi:10.6018/analesps.29.3.178511
- Bermúdez, J., Perez-García, A. M., Ruiz, J. A., Sanjuán, P. y Rueda, B. (2012). *Psicología de la personalidad*. Universidad Nacional de Educación a Distancia.
- Bieg, M., Goetz, T. y Lipnevich, A. A. (2014). What students think they feel differs from what they really feel - academic self-concept moderates the discrepancy between students' trait and state emotional self-reports. *PlosOne*, 9(3), 1-9. doi: 10.1371/journal.pone.0092563
- Bodkin-Andrews, G., Ha, M. T., Craven, R. G. y Yeung, A. S. (2010). Factorial invariance testing and latent mean differences for the Self-Description Questionnaire II (Short Version) with indigenous and non-indigenous Australian secondary school students. *International Journal of Testing*, 9, 47-79. doi: 10.1080/15305050903352065
- Brown, H. E., Parker, A. L., Johnson, T. K. y Erekson, D. M. (2023). Me, myself, and I: Therapy and self-concept change in college students. *Journal of College Student Psychotherapy*, 37, 1-23. doi: 10.1080/87568225.2023.2198154
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Sage.
- Calero, A. D. y Molina M. F. (2016). Más allá de la cultura: validación de un modelo multidimensional de autoconcepto en adolescentes argentinos. *Escritos de Psicología*, 9(1), 33-41. doi: 10.24310/espsiespsi.v9i1.13199
- Chen, X., Huang, Y., Xiao, M., Luo, Y., Liu, Y., Song, S., Gao, X. y Chen, H. (2021). Self and the brain: Self-concept mediates the effect of resting-state brain activity and connectivity on self-esteem in school-aged children. *Personality and Individual Differences*, 168(1), 110287. doi: 10.1016/j.paid.2020.110287
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modelling*, 9, 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Craven, R. G. y Marsh, H. W. (2008). The centrality of the self - concept construct for psychological wellbeing and unlocking human potential: Implications for child and educational psychologists. *Educational and Child Psychology*, 25, 104-118. doi: 10.53841/bpsecp.2008.25.2.104



- Crone, E. A. (2017). *The adolescent brain: Changes in learning, decision-making and social relationships*. Routledge.
- DeBettignies, B. H. y Goldstein, T. R. (2020). Improvisational theater classes improve self-concept. *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*, 14(4), 451-461. doi: 10.1037/aca0000260
- Dunn, T. J., Baguley, T. y Brunnsden, V. (2014). From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Ellis, L. A., Marsh, H. W. y Richards, G. E. (2002, 6-8 de agosto). A brief version of the Self-Description Questionnaire II. Self-concept Enhancement and Learning Facilitation (SELF). Research Centre International Conference. En R. G. Craven, H. W. Marsh y K. B. Simpson (dirs.), *Self-concept research: driving international research agendas*. University of Western Sydney.
- Eснаоla, I., Elosua, P. y Freeman, J. (2018). Internal structure of academic self-concept. *Learning and Individual Differences*, 62, 174-179. doi: 10.1016/j.lindif.2018.02.006
- Eснаоla, I., Goñi, A. y Madariaga, J. M. (2008). El autoconcepto: perspectivas de investigación. *Revista de Psicodidáctica*, 13(1), 179-194.
- Eснаоla, I., Sesé, A., Azpiazu, L. y Wang, Y. (2023). Revisiting the academic self-concept transcultural measurement model: The case of Spain and China. *British Journal of Educational Psychology*, e12635. doi: 10.1111/bjep.12635
- Freitas, I. M., Barletta, J. B., Mansur-Alves, M. y Neufeld, C. B. (2022). Do autoconhecimento ao autoconceito: Revisão sobre construtos e instrumentos para crianças e adolescentes [From self-knowledge to self-concept: review on constructs and instruments for children and adolescents]. *Psicologia Em Estudo*, 27, e49076. doi: 10.4025/psicoestud.v27i0.49076
- García, J. F. y Musitu, G. (2014). *AF5: Autoconcepto forma 5* (4ª ed.). TEA.
- García-Fernández, J. M., Inglés, C. J., Díaz, Á., Lagos, N., Torregrosa, M. S. y González, C. (2016). Capacidad predictiva de la autoeficacia académica sobre las dimensiones del autoconcepto en una muestra de adolescentes chilenos. *Estudios sobre Educación*, 30, 31-50. doi: 10.15581/004.30.31-50
- García-Fernández, J. M., Inglés, C. J., Torregrosa, M. S., Ruiz-Esteban, C., Díaz-Herrero, A., Pérez-Fernández, E. y Martínez-Monteagudo, M. C. (2010). Psychometric properties of the Academic Situations Specific Perceived Self-efficacy Scale in a Spanish students sample of Compulsory Secondary Education. *European Journal of Education and Psychology*, 3, 61-74.
- Guerin, F., Marsh, H. W. y Famose, J. P. (2003). Construct validation of the Self-Description Questionnaire II with a French sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 19, 142-150. doi: 10.1027/1015-5759.19.2.142
- Harter, S. (2012). *The construction of self: developmental and sociocultural foundations*. Guilford.
- Hernández, A., Hidalgo, M. D., Hambleton, R. K. y Gómez-Benito, J. (2020). International Test commission guidelines for test adaptation: a criterion checklist. *Psicothema*, 32(3), 390-398. doi: 10.7334/psicothema2019.306
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Huang, C. (2012). Discriminant and incremental validity of self-concept and academic self-efficacy: a meta-analysis. *Educational Psychology*, 32, 777-805. doi: 10.1080/01443410.2012.732386
- Inglés, C. J., Torregrosa, M. S., Hidalgo, M. D., Núñez, J. C., Castejón, J. L., García-Fernández, J. M. y Valle, A. (2012). Validity evidence based on internal structure of

- scores on the Spanish version of the Self-Description Questionnaire-II. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(1), 388-398. doi: 10.5209/rev\_sjop.2012.v15.n1.37345
- Jelalian, E., Sato, A. y Hart, C. N. (2011). The effect of group-based weight control intervention on adolescent psychosocial outcomes: perceived peer rejection, social anxiety and self-concept. *Child Health Care*, 40(3), 197-211. doi: 10.1080/02739615.2011.590391
- Jöreskog, K. G. (1970). A general method for analysis of covariance structures. *Biometrika*, 57(2), 239-251. doi: 10.2307/2334833
- Kawamoto, T. (2020). The moderating role of attachment style on the relationship between self-concept clarity and self-esteem. *Personality and Individual Differences*, 152, 109604. doi: 10.1016/j.paid.2019.109604
- Lagos-San Martín, N., García-Fernández, J. M., Inglés, C. J., Hidalgo, M. D., Torregrosa, M. S. y Gómez-Núñez, M. I. (2016). Self-Description Questionnaire II (versión breve): evidencia de fiabilidad y validez en una muestra de adolescentes chilenos. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 48, 69-79. doi: 10.1016/j.rlp.2015.04.001
- Levy, J. P. y Varela, J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales*. Netbiblo.
- Liu, S. Y., Wrosch, C., Morin, A. J. S., Quesnel-Vallée, A. y Pruessner, J. C. (2019). Changes in self-esteem and chronic disease across adulthood: a 16-year longitudinal analysis. *Social Science & Medicine*, 242, 1-9. doi: 10.1016/j.socscimed.2019.112600
- Liu, W., Li, J., Huang, Y., Yu, B., Qin, R. y Cao, X. (2020). The relationship between left-behind experience and obsessive-compulsive symptoms in college students in China: the mediation effect of self-esteem. *Psychology, Health & Medicine*, 26(5), 644-655. doi: 10.1080/13548506.2020.1748667
- Liu, Y., Di, S., Zhang, Y. y Ma, C. (2023). Self-concept clarity and learning engagement: the sequence -mediating role of the sense of life meaning and future orientation. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20, 4808. doi: 10.3390/ijerph20064808
- Manzano, A. y Zamora, S. (2009). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación. Cuaderno técnico*. México, Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Marsh, H. W. (1992) *SDQ II: Manual*. Self Research Centre, University of Western Sydney.
- Marsh, H. W., Craven, R. G. y Martin, A. J. (2006). What is the nature of self-esteem? Unidimensional and multidimensional perspectives. En M. Kernis (dir.), *Self-esteem issues and answers: a sourcebook of current perspectives* (pp. 16-24). Psychology Press.
- Marsh, H. W., Ellis, L. A., Parada, R. H., Richards, G. y Heubeck, B. G. (2005). A short version of the Self-Description Questionnaire II: operationalizing criteria for short-form evaluation with new applications of confirmatory factor analyses. *Psychological Assessment*, 17(1), 81-102. doi: 10.1037/1040-3590.17.1.81
- Melguizo-Ibáñez, E., González-Valero, G., Badicu, G., Clemente, F. M., Silva, A. F. y Puertas-Molero, P. (2023). An explanatory model of violent behavior, self-concept, and alcohol, tobacco, and cannabis consumption in secondary education students. *BioMed Research International*, 1971858. doi: 10.1155/2023/1971858
- Mo, P. K., Xin, M. y Lau, J. T. (2019). Testing the vulnerability and scar model of the relationship between self-concept, social support and anxiety symptoms among children of HIV-infected parents in China: a 3-year longitudinal study. *Journal of Affective Disorders*, 259, 441-450. doi: 10.1016/j.jad.2019.08.036
- Nagengast, B. y Marsh, H. W. (2012). Big fish in little ponds aspire more: mediation and cross - cultural generalizability of school - average ability effects on self concept and

- career aspirations in science. *Journal of Educational Psychology*, 104(4), 1033-1053. doi: 10.1037/a0027697
- Palacios, E. G., Echaniz, I. E., Fernández, A. R. y Camino. (2015). Personal self-concept and satisfaction with life in adolescence, youth and adulthood. *Psicothema*, 27(1), 52-58. doi: 10.7334/psicothema2014.105
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9(21), 185-219.
- Palenzuela-Luis, N., Duarte-Clíments, G., Gómez-Salgado, J., Rodríguez-Gómez, J. Á. y Sánchez-Gómez, M. B. (2022a). Questionnaires assessing adolescents' self-concept, self-perception, physical activity and lifestyle: a systematic review. *Children*, 9, 91. doi: 10.3390/children9010091
- Palenzuela-Luis, N., Duarte-Clíments, G., Gómez-Salgado, J., Rodríguez-Gómez, J. Á. y Sánchez-Gómez, M. B. (2022b). International comparison of self-concept, self-perception and lifestyle in adolescents: a systematic review. *International Journal of Public Health*, 67, 1604954. doi: 10.3389/ijph.2022.1604954
- Parise, M., Canzi, E., Olivari, M. G. y Ferrari, L. (2019). Self-concept clarity and psychological adjustment in adolescence: the mediating role of emotion regulation. *Personality and Individual Differences*, 138, 363-365. doi: 10.1016/j.paid.2018.10.023
- Perry, J. A., Silvera, D. H., Neilands, T. B., Rosenvinge, J. H. y Hanssen, T. (2008). A study of the relationship between parental bonding, self-concept and eating disturbances in Norwegian and American college populations. *Eating Behaviors: An International Journal*, 9(1), 13-24. doi: 10.1016/j.eatbeh.2007.01.007
- Pietsch, J., Walker, R. y Chapman, E. (2003). The relationship among self-concept, self-efficacy, and performance in mathematics during secondary school. *Journal of Educational Psychology*, 95, 589-603. doi: 10.1037/0022-0663.95.3.589
- Prieto, G. y Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y validez [Reliability and validity]. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74.
- Pulido, E. G., Redondo, M. P., Lora, L. J. y Jiménez, L. K. (2023). Medición del autoconcepto: una revisión. *Psykhé*, 32(1), 1-14. doi: 10.7764/psykhe.2020.22389
- Rabiei, L., Sharifirad, G. R., Azadbakht, L. y Hassanzadeh, A. (2013). Understanding the relationship between nutritional knowledge, self efficacy, and self concept of high school students suffering from overweight. *Journal of Education and Health Promotion*, 2, 1-6. doi: 10.4103/2277-9531.115834
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A. y King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-337. doi: 10.1016/j.sapharm.2016.06.006
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J. y Stanton, G. C. (1976). Self-concept: validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46(3), 407-441. doi: 10.2307/1170010
- Shemesh, D. O. y Heiman, T. (2021). Resilience and self-concept as mediating factors in the relationship between bullying victimization and sense of well-being among adolescents. *International Journal of Adolescence and Youth*, 26(1), 158-171. doi: 10.1080/02673843.2021.1899946
- Shin, J. Y., Steger, M. F. y Henry, K. L. (2016). Self-concept clarity's role in meaning in life among American college students: a latent growth approach. *Self and Identity*, 15(2), 206-223. doi: 10.1080/15298868.2015.1111844
- Slobodskaya, H. R. (2021). Personality development from early childhood through adolescence. *Personality and Individual Differences*, 172(3), 110596. doi: 10.1016/j.paid.2020.110596

- Swann, W. B., Chang-Schneider, C. y McClarty, K. L. (2007). Do people's self-views matter? *The American Psychologist*, *62*(2), 84-94. doi: 10.1037/0003-066X.62.2.84
- Tam, C. C., Benotsch, E. G. y Li, X. (2020). Self-esteem and non-medical use of prescription drugs among college students: coping as a mediator. *Substance Use & Misuse*, *55*(8), 1309-1319. doi: 10.1080/10826084.2020.1735441
- Taylor, T. L. y Montgomery, P. (2007). Can cognitive-behavioral therapy increase self-esteem among depressed adolescents? A systematic review. *Children and Youth Services Review*, *29*(7), 823-839. doi: 10.1016/j.childyouth.2007.01.010
- Tomaka, J., Morales-Monks, S. y Shamaley, A. G. (2013). Stress and coping mediate relationships between contingent and global self-esteem and alcohol-related problems among college drinkers. *Stress and Health*, *29*(3), 205-213. doi: 10.1002/smi.2448
- Versluis, A., Verkuil, B. y Brosschot, J. F. (2018). Converging evidence that subliminal evaluative conditioning does not affect self - esteem or cardiovascular activity. *Stress and Health*, *34*(2), 235-246. doi: 10.1002/smi.2777
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D. F. y Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. *Sociological Methodology*, *8*, 84-136. doi: 10.2307/270754
- Wigfield, A. y Eccles, J. S. (2000). Expectancy - value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, *25*(1), 68-81. doi: 10.1006/ceps.1999.1015
- Wright, E. J., White, K. M. y Obst, P. L. (2018). Facebook false self-presentation behaviors and negative mental health. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, *21*(1), 4-49. doi: 10.1089/cyber.2016.0647
- Xu, Q., Li, S. y Yang, L. (2019). Perceived social support and mental health for college students in mainland China: the mediating effects of self-concept. *Psychology, Health & Medicine*, *24*(5), 595-604. doi: 10.1080/13548506.2018.1549744

RECIBIDO: 7 de febrero de 2024

ACEPTADO: 24 de junio de 2024





	Falso	La mayoría de veces falso	Más falso que verdadero	Más verdadero que falso	La mayoría de veces verdadero	Verdadero
33. Tengo pocos amigos de mí mismo sexo *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
34. Los exámenes de matemáticas me salen mal *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
35. Tengo un cuerpo atractivo	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
36. Puedo hacer las cosas tan bien como la mayoría de la gente	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
37. Siempre digo la verdad	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
38. Soy mejor que la mayoría de mis amigos para cosas como los deportes, la gimnasia y bailar.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
39. Saco buenas notas en lengua	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
40. Me enfado con facilidad *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
41. No me gustan mucho mis padres *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
42. Se me dan bien la mayoría de las asignaturas escolares	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
43. No me llevo muy bien con los chicos *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
44. No me llevo muy bien con las chicas *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
45. Si realmente lo intento, puedo hacer casi todo lo que quiero hacer	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
46. A veces cojo cosas que pertenecen a otras personas *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
47. Aprendo rápidamente en clase de lengua	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
48. Me preocupan muchas cosas *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
49. Hago amigos fácilmente con personas de mí mismo sexo	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
50. En general soy un fracasado *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
51. A veces miento para no meterme en problemas *	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Nota: \*se puntúan de forma inversa.