

---

# Autoestima en estudiantes españoles de secundaria: dimensiones e influencia de variables personales y educativas

Self-esteem in Spanish secondary school students: dimensions and influence of personal and educational variables

西班牙中学生的自尊:个人和教育变量的维度和影响

Самооценка испанских учащихся средней школы: размеры и влияние личных и образовательных переменных

---

**Paula Frieiro**

Universidad de Vigo  
paula.frieiro.padin@uvigo.es  
<https://orcid.org/0000-0001-5888-6674>

**Rubén González Rodríguez**

Universidad de Vigo  
rubgonzalez@uvigo.es  
<https://orcid.org/0000-0003-1806-1103>

**José Domínguez Alonso**

Universidad de Vigo  
jidalonso@uvigo.es  
<https://orcid.org/0000-0002-1844-000X>

---

## Fechas · Dates

Publicado: 2021/12/31  
Recibido: 2021/08/15  
Aceptado: 2021/09/15

---

## Cómo citar este trabajo · How to Cite this Paper

Frieiro, P., González, R., & Domínguez, J. (2021). Autoestima en estudiantes españoles de secundaria: dimensiones e influencia de variables personales y educativas. *Publicaciones*, 51(2), 23–39. <https://doi.org/10.30827/publicaciones.v51i2.20915>

## Resumen

El interés de la autoestima durante la adolescencia es fundamental, ya que promover una autoestima positiva y reducir el impacto de la autoestima negativa, posibilita el desarrollo óptimo de gran parte de las experiencias escolares, personales y de bienestar general. El presente estudio tuvo como objetivo evaluar las evidencias de validez y fiabilidad de la Escala de Autoestima (Rosenberg Self-Esteem Scale) en estudiantes españoles y comprobar si el género, la edad, el curso académico y el tipo de centro son determinantes para su desarrollo. Participaron un total de 698 estudiantes de Educación Secundaria Obligatoria (ESO) que se agruparon en dos muestras aleatorias (muestra 1: 364 alumnos,  $M=12.57$ ;  $DT= .49$  y muestra 2: 334 alumnos,  $M=14.62$ ;  $DT= .48$ ). Los resultados identificaron una estructura factorial de dos factores (autoestima positiva y autoestima negativa) ( $\chi^2/df= 2.938$ ;  $CFI= .948$ ;  $NNFI= .924$ ;  $SRMR = .045$ ;  $RMSEA= .075$ ), con una consistencia interna elevada ( $\alpha = .853$ ). Asimismo, los análisis de multivarianza mostraron que los adolescentes presentan una mayor autoestima positiva si son de género masculino, cursan primero, segundo o tercero de ESO y estudian en centros concertados, mientras que exhiben una alta autoestima negativa los adolescentes de género masculino que cursan primero de ESO con edades inferiores a los 13 años. La escala Rosenberg ha demostrado tener propiedades psicométricas adecuadas para ser utilizada en estudiantes de educación secundaria de España.

---

*Palabras clave:* autoestima, intervención psicosocioeducativa, estudiantes, metodología cuantitativa, España.

---

## Abstract

Interest in self-esteem during adolescence is essential, because promoting positive self-esteem and reducing the impact of negative self-esteem enables the optimal development of many school and personal experiences and general well-being. This study aimed to evaluate the validity and reliability evidence of the Rosenberg Self-Esteem Scale in Spanish students and to determine whether gender, age, academic course and type of school are decisive for its development. A total of 698 Compulsory Secondary Education (CSE) students participated, grouped into two random samples (Sample 1: 364 students,  $M = 12.57$ ,  $SD = .49$ , and Sample 2: 334 students,  $M = 14.62$ ,  $SD = .48$ ). The results identified a two-factor structure (positive self-esteem and negative self-esteem) ( $\chi^2/df = 2.938$ ,  $CFI = .948$ ,  $NNFI = .924$ ,  $SRMR = .045$ ,  $RMSEA = .075$ ), with high internal consistency ( $\alpha = .853$ ). Multivariate analysis showed that adolescents have higher positive self-esteem if they are male, are in first, second, or third grade CSE, and study in concerted schools, whereas male adolescents who study first grade CSE at ages under 13 present high negative self-esteem. The Rosenberg scale has been shown to have adequate psychometric properties to be used in secondary school students in Spain.

---

*Keywords:* self-esteem, psychosocio-educational intervention, students, quantitative methodology, Spain.

---

## 摘要

青春期的自尊问题尤为重要, 因为促进积极自尊和减少消极自尊的影响可以增强大部分的学校、个人和幸福体验。本研究的目的是评估西班牙学生自尊量表 (Rosenberg自尊量表) 的有效性和可靠性证据, 并验证性别、年龄、学年和学校类型是否构成对其发展的决定因素。共有 698 名中等义务教育阶段的学生参与。我们将其分成两组随机样本 (样本 1: 364 名学生,  $M=12.57$ ;  $SD=.49$  和样本 2: 334 名学生,  $M=14.62$ ;  $SD=.48$ )。结果确定了由两个因子组成的因子结构, 其分别为积极自尊和消极自尊 ( $\chi^2/df = 2.938$ ;  $CFI= .948$ ;  $NNFI= .924$ ).

; SRMR= .045; RMSEA= .075),并且该结构具有高内部一致性 ( $\alpha = .853$ )。同样,多变量分析表明,在半公半私学校的中学一年级、二年级或三年级的男性青少年表现出较高的积极自尊,而年龄小于13岁的初中一年级男性青少年表现出较高的消极自尊。Rosenberg量表已被证明具有足够的心理测量特性,可用于西班牙的中学生。

---

关键词: 自尊, 心理社会教育干预, 学生, 定量方法, 西班牙。

---

## Аннотация

Интерес к самооценке в подростковом возрасте имеет фундаментальное значение, поскольку развитие позитивной самооценки и снижение влияния негативной самооценки позволяет оптимально развивать значительную часть школьного, личного и общего благополучного опыта. Целью настоящего исследования было оценить валидность и надежность шкалы самооценки Розенберга у испанских студентов и проверить, являются ли пол, возраст, учебный год и тип школы определяющими факторами для ее развития. Всего в исследовании приняли участие 698 учащихся обязательного среднего образования (ОСО), которые были разбиты на две случайные выборки (выборка 1: 364 учащихся,  $M=12.57$ ;  $SD= .49$  и выборка 2: 334 учащихся,  $M=14.62$ ;  $SD= .48$ ). Результаты выявили двухфакторную структуру (позитивная самооценка и негативная самооценка) ( $\chi^2/gf = 2.938$ ;  $CFI = .948$ ;  $NNFI = .924$ ;  $SRMR = .045$ ;  $RMSEA = .075$ ), с высокой внутренней согласованностью ( $\alpha = .853$ ). Многомерный анализ также показал, что подростки имеют более высокую положительную самооценку, если они мужского пола, находятся на первом, втором или третьем году СОШ и учатся в школе, субсидируемой государством, в то время как подростки мужского пола, находящиеся на первом году СОШ в возрасте до 13 лет, демонстрируют высокую отрицательную самооценку. Было показано, что шкала Розенберга обладает адекватными психометрическими свойствами для использования среди учащихся средней школы в Испании.

*Ключевые слова:* самооценка, психосоциально-педагогическое вмешательство, студенты, количественная методология, Испания.

---

## Introducción

La autoestima ha sido ampliamente definida como la valoración que las personas hacen acerca de sus propias características, habilidades y conductas, destacando por ser un juicio subjetivo que no refleja las características objetivas del individuo (Leary & Baumeister, 2000). En concreto, se centra en sentimientos y creencias personales sobre habilidades, inteligencia, relaciones sociales y expectativas futuras, que se expresan en una actitud positiva de aprobación, o negativa de depreciación, y la cual indica en qué medida las personas creen que son capaces, relevantes, exitosas y merecedoras (Rosenberg, 1965). Esta reacción afectiva, en el sentido de juicio general de valía personal, incide ampliamente en sentimientos como la propia confianza y la estima personal (Schunk et al., 2008).

A menudo, el papel de la autoestima se enmarca en términos dicotómicos, es decir, tener una autoestima alta o tener una autoestima baja. A pesar de esta doble diferenciación, existe controversia sobre su precisión (Kernis, 2003), ya que es un juicio propio y subjetivo, que incorpora el autoconcepto en diferentes áreas de la propia vida (O'Mara et al., 2006). Esto nos lleva a establecer diferencias entre la autoestima global y la autoestima específica, cuyo dominio implica valoraciones concretas sobre

diferentes dimensiones, como pueden ser la autoestima social, intelectual o atlética (Leary & Baumeister, 2000). En la actualidad, la autoestima se ha convertido en uno de los conceptos más sólidos en psicología, demostrando además su relevancia en el desarrollo vital de las personas (Orth et al., 2018; Rhodewalt & Tragakis, 2003).

A día de hoy la medición de la autoestima es una cuestión de alta relevancia (Donnellan et al., 2011). Dada la naturaleza subjetiva de este constructo, normalmente la autoestima se evalúa con escalas de autoinforme. El cuestionario desarrollado por Rosenberg (1965) se ha convertido en la escala más utilizada para medir la autoestima en ciencias sociales; no obstante, hay muchas medidas diferentes de autoestima. Un artículo de revisión llegó a identificar la existencia de unos 200 instrumentos diferentes (Butler & Gasson, 2005). Empero, la mayoría de estas medidas han sido usadas con menor frecuencia y no tienen la validez suficiente, al tiempo que un pequeño conjunto de medidas representaba la mayoría de las citas relacionadas con la evaluación de la autoestima. En este sentido, la medida de autoestima global más comúnmente utilizada es la Escala de autoestima de Rosenberg (RSES; Rosenberg, 1965); seguida de la cual se encuentran el perfil de autopercepción (Harter, 1988), el inventario de autoestima Coopersmith (1967), la escala de sentimientos de insuficiencia de Janis y Field (1959), la escala de autoestima de un solo ítem (Robins et al., 2001), el cuestionario de autodescripción (Marsh, 1992), el Self-Liking Self Competence (Tafarodi & Swann, 1995) o el Texas Social Behavior Inventory (Helmreich & Stapp, 1974).

El RSES normalmente puntúa en una métrica que va desde 0 (deficiente) a 30 (excelente), pero también existen investigaciones que considera el sumatorio de los valores de las opciones de respuesta de 10 a 40, dependiendo del estudio y de cómo se hayan codificado y sumado las categorías de respuesta (0-3 vs 1-4). En el presente estudio, la puntuación se interpretó en el rango originario de 0-30, aunque las conversiones se pueden hacer fácilmente agregando 10 a cualquier puntuación en particular (Sinclair et al., 2010).

Los estudios que han analizado su estructura factorial, generalmente han obtenido apoyo a su estructura unifactorial (Shevlin et al., 1995). Por el contrario, existen otros trabajos que han determinado una estructura bifactorial, conformada por autoestima positiva y autoestima negativa (Hensley & Roberts, 1976). La escala generalmente tiene una alta confiabilidad, de modo que el alfa de Cronbach para diferentes muestras se ha situado en el rango de .77 a .88 (Rosenberg, 1986).

La autoestima se ve afectada por el valor que la cultura da a sus características y capacidades específicas, las influencias contextuales (Bandura, 1977), así como por las diferencias de género y edad (Bleidorn et al., 2016; Rodríguez & Caño, 2012), destacando también factores más concretos como la apariencia física o la situación económica (Ul-Haq, 2016). Un estudio intercultural sistemático a gran escala sobre diferencias de género y edad en la autoestima constató un incremento, relacionado con la edad, desde finales de la adolescencia hasta la edad adulta media (Bleidorn et al., 2016), reduciéndose posteriormente en la vejez (Orth, 2016). En el caso del género las brechas también son significativas, puesto que los hombres informaron una mayor autoestima respecto a las mujeres (Bleidorn et al., 2016; Magee & Upenieks, 2019). Así pues, las diferencias en edad y género se han considerado como algunos de los hallazgos mejor establecidos en la literatura sobre autoestima (Bleidorn et al., 2016).

Centrándonos en el ámbito escolar, podemos señalar que este guarda estrecha relación con la autoestima, siendo en muchas ocasiones bidireccional, es decir un alto rendimiento académico produce una alta autoestima, y a la inversa (Guay et al., 2004;

Schunk et al., 2008). Algunas de las situaciones concretas que pueden dar lugar a una autoestima negativa son estar en un grupo de bajo rendimiento o repetir el mismo curso escolar (Covington, 1992). Twenge y Campbell (2001) realizaron un metaanálisis longitudinal con una duración de 26 años (1968 y 1994) y observaron que la autoestima general disminuyó en la transición hacia la educación secundaria. Asimismo, se ha identificado que una alta autoestima se relaciona con una mejor experiencia escolar, tanto desde el punto de vista académico como social (Orth & Robins, 2014).

Así pues, Nathaniel Branden (1969), que trabajó en profundidad la autoestima, incidió en que una autoestima positiva es una necesidad humana básica, necesaria para el autodesarrollo normal y saludable. En especial durante la adolescencia, los recursos personales como la alta autoestima, autoeficacia general y adaptabilidad profesional pueden ser de relevancia ya que ayudan a enfrentarse a sus desafíos de desarrollo personal, pudiendo generar un impacto positivo en la satisfacción vital (Marcionetti & Rossier, 2019).

La importancia del estudio de la autoestima está avalada por ser un potente predictor del ajuste psicológico de la población adolescente en su etapa escolar (Simón et al., 2017). Una autoestima positiva facilita que las personas jóvenes puedan tener un buen ajuste psicológico, lo que a su vez favorece su adaptación social y puede mediar en la prevención de conductas de riesgo (Reina, 2017). Además, es un indicador notable sobre la salud y el bienestar, así como un indicador explicativo de diferentes variables del comportamiento humano (Rosenberg, 1965) y de otros constructos como el autoconcepto (Marsh, 1986). En este sentido, debemos tener presente que la autoestima puede afectar a la salud mental de los adolescentes (Marshall et al., 2014) o ser predictor de comportamientos propios de este grupo de edad, como los derivados de trastornos de la conducta alimentaria (Brechan & Kvaalem, 2015). Algunos autores incluso han relacionado la autoestima con la probabilidad de embarazos durante la adolescencia (Verno et al., 1983), con el rendimiento académico (Cvencek et al., 2018) o más recientemente con un uso no adecuado de las redes sociales (Huaytalla et al., 2016), así como con situaciones de grooming (Schoeps et al., 2020), con situaciones de bullying (Resett, 2018) y de cyberbullying (Mallmann, 2018).

## Método

### Objetivos

El objetivo del presente estudio es analizar las propiedades psicométricas del Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES; Rosenberg, 1965). Se pretende, por tanto, alcanzar evidencias de validez (corroborar la estructura factorial original y su validez convergente) y de fiabilidad (consistencia interna). Asimismo, se pretende comprobar la existencia de diferencias significativas en la autoestima según el género, la edad, el curso académico y el tipo de centro.

### Población y Muestra

La población objeto de estudio estuvo constituida por adolescentes que cursan Educación Secundaria Obligatoria en la Comunidad Autónoma de Galicia (noroeste de España). Específicamente, este estudio se realizó con 698 estudiantes matriculados/as, durante el curso académico 2019/2020, en los cuatro cursos que conforman la etapa

de educación secundaria. La muestra fue seleccionada mediante muestreo aleatorio y probabilístico buscando la representatividad de las cuatro provincias gallegas, de las diferentes zonas urbanas y rurales, así como la representación de los centros de titularidad pública y concertada. Se establecieron dos muestras aleatorias atendiendo al ciclo educativo. Así, la primera muestra se corresponde con el primer ciclo de ESO (primer y segundo curso) y está conformada por 364 alumnos (176 mujeres y 188 hombres) con una media de edad de 12.57 años (DT = .49). La segunda muestra está formada por 334 alumnos (153 mujeres y 181 hombres) del segundo ciclo de ESO (tercer y cuarto curso), con una media de edad de 14.62 años (DT = .48).

## Instrumento

Para la recogida de información se aplicaron dos instrumentos autoadministrados. En primer lugar, se elaboró un cuestionario *ad hoc* que recoge las variables sociodemográficas y educativas. En segundo lugar, para la recogida de información específica sobre la autoestima de los sujetos la herramienta empleada fue la Escala de autoestima de Rosenberg (Rosenberg, 1965), en la adaptación a español de Echeburúa (1995), que fue recopilada del banco del centro de instrumentos y metodologías en salud mental (Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental [CIBERSAM], 2020). Dicho instrumento originalmente se orientaba a población adolescente, pero más recientemente también ha sido utilizado en población adulta (Lima & Souza, 2019). Consta de 10 ítems en forma de afirmaciones sobre la valía personal y sobre la satisfacción hacia uno mismo. La mitad de los ítems están enunciados positivamente y la otra mitad en forma negativa. Las afirmaciones han de valorarse en una escala tipo Likert (0= totalmente en desacuerdo; 1= en desacuerdo; 2= de acuerdo; 3= totalmente de acuerdo). Para su corrección deben invertirse las puntuaciones de los ítems enunciados negativamente (3, 5, 8, 9 y 10) y posteriormente sumarse todos los ítems.

## Procedimiento de recogida y análisis de datos

Este estudio utiliza un diseño de prevalencia, cuantitativo-analítico y transversal que ha sido llevado a cabo en las cuatro provincias de la Comunidad Autónoma de Galicia. Para la recogida de datos se ha acudido presencialmente a cada uno de los institutos contactados y que accedieron a participar en la investigación, en los cuales se ha ofrecido la posibilidad de realizar el cuestionario en formato escrito o vía on-line. El cuestionario fue administrado siempre en presencia de una de las personas que conforman el equipo de investigación. Previamente, el centro educativo ha obtenido de padres, madres o tutores legales, la autorización expresa para la participación de los sujetos de estudio, manteniéndose en todo momento la voluntariedad de participación. Todos los cuestionarios recabados se identificaron como completos y no se ha producido mortalidad experimental durante el transcurso de la investigación.

El análisis de la información se corresponde con resultados de carácter cuantitativo, transversal y descriptivo a partir de análisis de frecuencias y tablas de contingencia. Se realizaron análisis estadísticos descriptivos, así como de asimetría y curtosis. Asimismo, se empleó el método de componentes principales con rotación Varimax para la extracción de los factores. También se llevó a cabo un análisis multivariado de varianza (MANOVA), tomando como variables dependientes las subescalas autoestima positiva y autoestima negativa y como factores fijos género, edad, curso académico y tipo de centro. Se empleó el valor Lambda de Wilks para observar si existían diferencias esta-

dísticamente significativas entre todas las variables. Para su realización se ha utilizado el programa informático SPSS V.23 para Windows.

Previamente a que se realizase el cuestionario se informó a los padres/madres o tutores/as del alumnado participante sobre el anonimato de sus respuestas, recabándose un consentimiento informado expreso y respetando lo dispuesto en la Ley Orgánica 3/2018, de 5 de diciembre, de protección de datos personales y garantía de los derechos digitales. La investigación ha respetado los principios establecidos en la Declaración de Helsinki.

## Resultados

### Análisis de los ítems: ítem corregido, asimetría y curtosis

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos, asimetría y curtosis obtenidos tras la aplicación del cuestionario (muestra 1). La correlación elemento-total corregida es positiva en todos los ítems, con valores entre el .330 y .707 señalando que todos contribuyen a calcular lo que mide el test y en la misma dirección. El coeficiente alfa excluido el ítem (oscila entre .826 y .851), no supera ninguno el alcanzado para el conjunto de la prueba ( $\alpha = .853$ ), en consecuencia, la supresión de cualquiera de los ítems no mejoraría la fiabilidad del conjunto del cuestionario. Finalmente, los valores de asimetría y curtosis, ocho ítems presentan asimetría y curtosis positiva y dos negativa con valores muy bajos (inferiores a  $\pm 2$ ), lo cual confirma la existencia de normalidad univariada. Además, por medio del test de Mardía se verificó que había normalidad multivariada [Coeficiente de Mardía = 19.64, inferior al alcanzado  $10 \times (10+2) = 120$ ].

Tabla 1

*Media, Desviación Típica, Correlación ítem-total, alfa excluido el ítem, asimetría y curtosis del RSES para la muestra 1 (n = 364)*

ÍTEMS	M	DT	Ri-t	$\alpha$ -i	A (ET = .09)	K (ET = .18)
R.1. Siento que soy una persona digna de aprecio, al menos tanto como los demás	2.15	.87	.485	.845	-.890	.146
R.2. Siento que tengo cualidades positivas	2.28	.70	.555	.840	-.992	1.460
R.3. En general, me inclino a pensar que soy un/a fracasado/a	1.89	.99	.606	.834	-.476	-.852
R.4. Soy capaz de hacer las cosas tan bien como la mayoría de los/as demás	2.11	.83	.531	.841	-.625	-.282
R.5. Siento que no tengo mucho de lo que enorgullecirme	1.85	1.02	.481	.846	-.369	-1.052
R.6. Adopto una actitud positiva hacia mí mismo/a	1.99	.92	.647	.831	-.672	-.358

ÍTEMS	M	DT	Ri-t	$\alpha$ -i	A (ET =.09)	K (ET=.18)
R.7. En conjunto, me siento satisfecho/a conmigo mismo/a	1.98	.87	.707	.826	-.635	-.216
R.8. Me gustaría tener más respeto por mí mismo/a	1.23	.93	.330	.851	.402	-.673
R.9. A veces me siento ciertamente inútil	1.43	.98	.582	.836	.255	-.958
R.10. A veces pienso que no sirvo para nada	1.75	1.07	.669	.828	-.215	-1.268

Nota. M= Media; DT= Desviación Típica; Ri-t= Correlación ítem-total;  $\alpha$ -i= Coeficiente alfa de Cronbach si se elimina el ítem; A= Asimetría; K= Curtosis.

## Validez del constructo

### *Análisis factorial exploratorio del cuestionario RSES*

En el análisis factorial exploratorio (muestra 1) se ha utilizado un análisis factorial de componentes principales con rotación varimax, donde la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (.878) y la de esfericidad de Bartlett ( $p < .001$ ) confirman que la matriz de correlaciones es esférica y establecen que la muestra es aceptable para la factorización de variables. Así pues, se procede a realizar el análisis factorial de componentes principales, obteniendo las estructuras factoriales de la varianza explicada por cada factor y la rotación factorial del RSES (Tabla 2). Se adoptan como criterios de inclusión en cada factor: insertar cada ítem en un solo factor, establecer estimaciones de .40 como valor mínimo de saturación e incluir el ítem que satura en más de un factor en el factor determinado por el cuestionario original.

Tabla 2

*Prueba de adecuación de la muestra (KMO) y esfericidad de Bartlett, matriz de componentes rotados, comunalidad y varianza explicada por los factores del RSES tras la rotación con la muestra 1 (n = 364)*

ÍTEMS	FACTORES		COM.
	AP	AN	
	KMO = .878    Esfericidad de Bartlett (Chi cuadrado: 1215.44; gl: 45; Sig.:.000)		
R.7	.735		.708
R.4	.732		.564
R.2	.715		.533
R.6	.682		.652
R.1	.666		.454
R.9		.749	.604
R.10		.737	.665



KMO = .878    Esfericidad de Bartlett (Chi cuadrado: 1215.44; gl: 45; Sig.:.000)			
R.8		.731	.551
R.3		.608	.518
R.5		.562	.467
Valores propios	4.31	1.29	% Acumulado 56.06
Varianza explicada %	43.09	12.97	

*Nota.* Método de extracción: Análisis de componentes principales; Método de rotación: Normalización Varimax con Kaiser

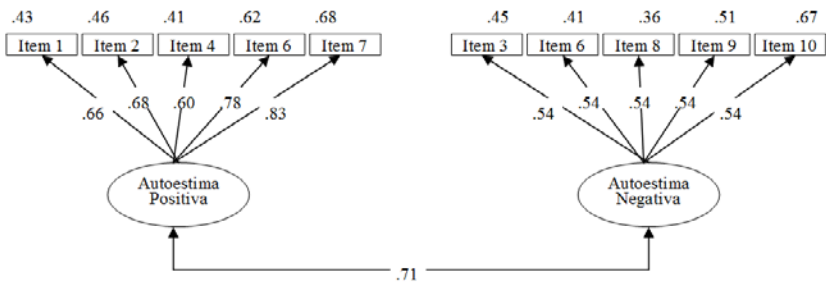
Reseñar que todos sus enunciados presentan comunalidades superiores a .45. Del análisis realizado se extraen un total de dos factores que explican un 56.06 % de la varianza total de los datos. En el primer factor (43.09% de la varianza) se agruparon los ítems 1, 2, 4, 6 y 7, que estiman Autoestima Positiva (AP). Los pesos factoriales correspondientes a estos ítems oscilan entre .66 y .73. El segundo factor (12.97% de la varianza) agrupa los ítems 3, 5, 8, 9 y 10, diseñados para medir la Autoestima Negativa (AN). En este caso sus pesos factoriales se sitúan entre .56 y .74.

### Análisis factorial confirmatorio del cuestionario RSES

A continuación, para ratificar la orientación de los ítems y verificar las relaciones entre los dos factores, nos hemos basado en la distribución obtenida con el análisis factorial exploratorio (AFE) de la primera muestra. Se propuso el modelo inicial de medida establecido (Figura 1), que consta de 2 variables latentes (AP: Autoestima Positiva, AN: Autoestima Negativa) y 10 variables observadas (ítems), pero se procedió a realizar el análisis confirmatorio con otros individuos (muestra 2). Al especificar el modelo se observan saturaciones estandarizadas elevadas (valores superiores a .50), salvo el ítem 8 donde es .40. Los ítems que mejor definen la autoestima son el 7 (AP: En general me siento satisfecho/a conmigo mismo/a) y el 10 (AN: A veces pienso que no sirvo para nada). Asimismo, la correlación entre los dos factores es alta ( $r = .71$ ).

Figura 1

Modelo bifactorial de la escala RSES (2F) e indicadores de bondad de ajuste de los dos modelos



Modelo	gl		RMSEA <sub>(90%CI)</sub>	SRMR	GFI	NNFI	CFI	
M2F	99.90	34	2.938	.075 ( .058-.092)	.045	.946	.924	.948
M1F	223.48	35	6.385	.124 ( .109-.140)	.066	.874	.829	.851

$\chi^2$ : Chi cuadrado; gl: grados de libertad; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; CI: Intervalos de confianza; SRMR: Standardized Root Mean Squared Residual; GFI: Goodness-of-Fit Index; NNFI: Non Normed Fit Index; CFI: Comparative Fit Index.

Teniendo en cuenta que los ítems del cuestionario presentan normalidad multivariada (coeficiente de Mardia), se procedió a la estimación de parámetros por el procedimiento de máxima verosimilitud (MV). Se ponen a prueba dos modelos de medida alternativos (Figura 1). Un primer modelo de dos factores hipotetizados a partir del análisis factorial exploratorio (M2F) y un segundo modelo unifactorial con los 10 ítems de la escala inicial (M1F). Los resultados obtenidos indican que el M2F es el que mejor bondad de ajuste ofrece ( $\chi^2$ /gl= 2.938; CFI= .948; NNFI= .924; SRMR = .045; RMSEA= .075).

### *Validez concurrente y fiabilidad*

La correlación entre las dos dimensiones que conforman la escala RSES fue moderada y positiva ( $r = .584$ ). No obstante, la asociación fue estadísticamente significativa a nivel de .001 (Tabla 3). Asimismo, la fiabilidad del cuestionario, analizada en términos de consistencia interna, se calculó a través del coeficiente alfa de Cronbach de cada factor. Se puede observar que los índices de fiabilidad de los factores oscilan, de moderados a altos, entre .763 (AN) y .823 (AP). Además, el cuestionario en su totalidad presenta una alta fiabilidad (alfa de Cronbach = .853).

Tabla 3

*Análisis correlacional entre las dimensiones y Alfa de Cronbach del RSES*

Factores	Correlación	Alfa (Cuestionario: .853)
Autoestima positiva	.584**	.823
Autoestima negativa		.763

*Nota.* Correlación significativa a los niveles \*\*  $p < .001$

### *Análisis multivariado (MANOVA) atendiendo al género, la edad, el curso académico y tipo de centro*

Las medias y desviaciones típicas obtenidas en el género (femenino y masculino), la edad (< 13 años, 13-14 años y >14 años), el curso académico (1º de ESO, 2º de ESO, 3º de ESO y 4º de ESO) y el tipo de centro (público y concertado) en las puntuaciones de las dos subescalas del cuestionario de Autoestima (RSES): Autoestima positiva (AP) y Autoestima Negativa (AN), se encuentran en la Tabla 4.

Tabla 4

*Medias y Desviaciones Típicas de las subescalas de la escala RSES (AP, AN) en función del género, edad, curso académico y tipo de centro*

		Escala RSES	
		Autoestima positiva	Autoestima negativa
Género	Femenino	10.09 (3.46)	7.55 (3.54)
	Masculino	10.86 (2.98)	8.66 (3.56)
	Total	10.50 (3.23)	8.14 (3.59)
Edad	< 13 años	11.36 (2.83)	8.85 (3.41)
	13-14 años	10.38 (3.22)	7.89 (3.65)
	>14 años	10.04 (3.41)	8.02 (3.58)
	Total	10.50 (3.23)	8.14 (3.59)
Curso académico	1º ESO	11.14 (2.83)	8.63 (3.46)
	2º ESO	10.34 (3.40)	7.79 (3.64)
	3º ESO	9.41 (3.61)	7.53 (3.74)
	4º ESO	10.74 (2.93)	8.42 (3.48)
	Total	10.50 (3.23)	8.14 (3.59)
Tipo de centro	Público	10.25 (3.32)	8.04 (3.58)
	Concertado	11.16 (2.89)	8.41 (3.63)
	Total	10.50 (3.23)	8.14 (3.59)

Se ha encontrado que los grupos de género mostraron diferencias significativas en las dos subescalas de la Escala de Autoestima (RSES), Lambda del Wilks = .98,  $F(2, 695) = 9.01$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2p = .025$ , potencia = .97. Los análisis univariados indicaron que existía diferencia significativa entre los estudiantes de género masculino y femenino en las dos subescalas, autoestima positiva y autoestima negativa. Los estudiantes de género masculino tenían una mayor autoestima positiva ( $M = 10.86$ ,  $SD = 2.98$ ) que los estudiantes de género femenino ( $M = 10.09$ ,  $SD = 3.56$ ),  $F(1, 697) = 9.97$ ,  $p = .002$ ,  $\eta^2p = .01$ , potencia = .88. De igual manera, el alumnado de género masculino tenía una mayor autoestima negativa ( $M = 8.66$ ,  $SD = 3.56$ ) que el alumnado de género femenino ( $M = 7.55$ ,  $SD = 3.54$ ),  $F(1, 697) = 17.14$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2p = .02$ , potencia = .99.

De igual forma, la edad mostró diferencias significativas en las dos subescalas de la RSES, Lambda del Wilks = .97,  $F(4, 1388) = 9.01$ ,  $p < .01$ ,  $\eta^2p = .013$ , potencia = .95. Los análisis univariados indicaron que existía diferencia significativa entre la edad de los estudiantes y la autoestima positiva y negativa. Los estudiantes menores de 13 años ( $M = 11.36$ ,  $SD = 2.83$ ) tenían una mayor autoestima positiva que los estudiantes de 13 o 14 años ( $M = 10.38$ ,  $SD = 3.22$ ) y los mayores de 14 años ( $M = 10.04$ ,  $SD = 3.41$ ),  $F(2, 695) = 8.01$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2p = .02$ , potencia = .95. Los estudiantes menores de 13 años ( $M = 8.85$ ,  $SD = 3.41$ ) tenían una mayor autoestima negativa que los de 13 o 14 años ( $M = 7.89$ ,  $SD = 3.65$ ),  $F(2, 695) = 4.05$ ,  $p = .018$ ,  $\eta^2p = .012$ , potencia = .72.

Asimismo, los diferentes cursos académicos también plasmaron diferencias en las dos subescalas de Autoestima (RSES), Lambda del Wilks = .96,  $F(3, 694) = 4.86$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2p = .021$ , potencia = .99. Los análisis univariados indicaron que existían diferencias significativas entre los cuatro cursos en los que estaban matriculados los estudiantes en las dos subescalas, autoestima positiva y autoestima negativa. Los estudiantes de primer curso de ESO ( $M = 11.14$ ;  $SD = 2.83$ ), segundo curso de ESO ( $M = 10.34$ ;  $SD = 3.40$ ) y cuarto curso de ESO ( $M = 10.74$ ;  $SD = 2.93$ ) tenían una mayor autoestima positiva que los estudiantes de tercer curso de ESO ( $M = 9.41$ ;  $SD = 3.61$ ),  $F(3, 694) = 9.18$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2p = .04$ , potencia = .99. De igual manera, los estudiantes que cursan primero de ESO tenía una mayor autoestima negativa ( $M = 8.63$ ;  $SD = 3.46$ ) que los estudiantes de tercer curso de ESO ( $M = 7.53$ ;  $SD = 3.74$ ),  $F(3, 694) = 3.71$ ,  $p = .011$ ,  $\eta^2p = .02$ , potencia = .81.

Finalmente, el tipo de centro también mostró diferencias significativas en cuanto a la autoestima (RSES), Lambda del Wilks = .98,  $F(2, 695) = 6.02$ ,  $p < .01$ ,  $\eta^2p = .017$ , potencia = .88. Los análisis univariados indicaron que existía diferencia significativa entre el tipo de centro (público, concertado) y autoestima positiva. Los estudiantes de centros concertados ( $M = 11.16$ ;  $SD = 2.89$ ) tenían una mayor autoestima positiva que los estudiantes de centros públicos ( $M = 10.14$ ;  $SD = 3.32$ ),  $F(1, 696) = 11.22$ ,  $p < .01$ ,  $\eta^2p = .016$ , potencia = .917. Sin embargo, no existía diferencia significativa entre el tipo de centro (público, concertado) y autoestima negativa,  $F(1, 696) = 1.46$ ,  $p = .22$ ,  $\eta^2p = .002$ , potencia = .227.

## Discusión y conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido examinar las propiedades psicométricas de la escala de autoestima Rosenberg en población adolescente española y comprobar si el género, la edad, el curso académico y el tipo de centro son determinantes en la autoestima positiva o negativa.

En primer lugar, los análisis factoriales realizados (exploratorio y confirmatorio), indican una estructura bifactorial satisfactoria con unos niveles de consistencia interna elevados. Así pues, los datos evidencian que la escala, en su versión en español, presenta un modelo de dos factores que logran explicar el 56.06% de la varianza total, con una agrupación de reactivos similar a la propuesta teórica, y con altos coeficientes de consistencia y confiabilidad. Estos hallazgos son similares a los encontrados en otras investigaciones previas que también contemplan este número de dimensiones del constructo (Hyland et al., 2014; Marsh et al., 2010; McKay et al., 2014). Sin embargo, difieren de la estructura unifactorial propuesta inicialmente por Rosenberg (1965).

Mediante el análisis factorial confirmatorio, se comprobó el ajuste hipotético al modelo original unifactorial y se comparó con un modelo de tipo bifactorial. Los datos nos confirman que el modelo de dos factores (M2F) ofrece un ajuste satisfactorio de los datos empíricos [ $\chi^2/gl = 2.938$ ; CFI= .948; NNFI= .924; SRMR = .045; RMSEA= .075], mejor que el modelo unifactorial original. Un relevante estudio longitudinal de Marsh et al. (2010) concuerda con que el modelo de un único factor no proporciona una explicación óptima para el RSES, concluyendo que los estudios longitudinales no brindan soporte para el modelo unidimensional, mientras que el modelo bifactorial representa estilos de respuesta temporalmente estable. Este es un hallazgo importante dado que el modelo unifactorial ha sido el más utilizado en el contexto de investigación sobre la autoestima (Reise et al., 2016).

La consistencia interna fue medida mediante el alfa de Cronbach, ofreciendo una excelente estimación de fiabilidad del instrumento (alfa de Cronbach = .853), semejante a la obtenida en estudios previos, por lo que apoyan su uso como un instrumento fiable de evaluación de la autoestima (Franck et al., 2008; Ventura-León et al., 2018). Asimismo, los coeficientes obtenidos para cada una de las dos dimensiones de la prueba son óptimos [El alfa de Cronbach oscila entre .763 (autoestima negativa) y .823 (autoestima positiva)].

Además, la correlación entre los factores que conforman el constructo “autoestima” fue positiva y moderada (correlación .584), lo cual lleva a sostener que hay separación entre la puntuación alcanzada en los dos factores. En definitiva, como conclusión podemos afirmar que, en base a nuestra muestra de estudio, el cuestionario analizado (modelo de dos factores) reúne los suficientes requisitos de validez factorial y fiabilidad para ser utilizado en la población de origen.

Si atendemos a las dimensiones analizadas, se ha advertido que los adolescentes se autoevalúan mejor en la autoestima positiva que en la negativa. Asimismo, en la autoestima positiva destaca una mejor valoración sobre sentirse satisfecho y adoptar actitudes positivas consigo mismo, mientras que en la autoestima negativa prevalece el pensar que no se sirve para nada o sentirse inútil.

Del mismo modo, con este cuestionario se ha comprobado como el género indicó diferencias en la autoestima de los adolescentes. Así, el género medió significativamente en las dos subescalas (positiva y negativa) de la autoestima (RSES). Los adolescentes de género masculino tenían una mayor autoestima tanto positiva como negativa que los de género femenino. Estos resultados coinciden con otros estudios que también concluyen que las diferencias de género sobre la autoestima sitúan generalmente a las mujeres en una posición de menor autoestima a las puertas de la adultez (Bleidorn et al., 2016; Magee & Upenieks, 2019; Reina, 2017). Rodríguez y Caño (2012) señalan que los hombres que consiguen logros personales presentan alta autoestima, mientras que la autoestima de las mujeres depende de las percepciones externas.

También se ha reconocido que la edad contribuyó con diferencias significativas en la autoestima positiva y negativa. De hecho, los adolescentes con edades inferiores a trece años mostraron una mayor autoestima positiva y negativa, de lo cual se puede inferir que a medida que el alumnado avanza en edad va disminuyendo tanto la autoestima positiva como la negativa. Estos datos están en la línea marcada por González et al. (2012) quienes mantienen que la autoestima disminuía a medida que aumentaba la edad. Sin embargo, investigaciones como las realizadas por Bleidorn et al. (2016) o Chung et al. (2017) constatan un fortalecimiento de la autoestima a medida que el individuo deja la adolescencia. Así pues, se puede afirmar que la autoestima se mantiene estable en la infancia, sufre variaciones en la adolescencia (Rodríguez & Caño, 2012), y se incrementa a medida que se avanza hacia la edad adulta.

De igual manera, el curso académico también aporta diferencias sobre la autoestima positiva y negativa de los adolescentes. El alumnado que cursa primero, segundo y cuarto curso de ESO presenta una mayor autoestima positiva que sus compañeros que cursan tercer curso de ESO. No obstante, solamente el alumnado de primer curso de ESO tenía una mayor autoestima negativa que el que cursa tercer curso de ESO. En consecuencia, se puede inferir que el alumnado matriculado en el tercer curso de ESO presenta una peor autoestima positiva y negativa que el resto de los cursos académicos de ESO. Asimismo, los centros de titularidad concertada presentan una mejor autoestima positiva en su alumnado que los centros públicos. No sucede lo mismo con la

autoestima negativa que no resulta significativa según el tipo de centro. No obstante, el estudio realizado por Sigüenza et al. (2019) sostiene un nivel de autoestima alto en los adolescentes de instituciones educativas públicas.

En consecuencia, la importancia de este estudio, tal y como ha se había demostrado en el trabajo longitudinal de Trzesniewski et al. (2006), radica en que las personas con baja autoestima durante la adolescencia tienen un mayor riesgo de sufrir peor salud física y mental en la edad adulta, una peor proyección laboral y económica, y mayor probabilidad comportamientos delictivos, en comparación con las personas adultas que presentaban mejor autoestima durante la adolescencia. En este sentido, una mejor autoestima en la adolescencia puede resultar de especial utilidad para la prevención de un amplio rango de problemas de conducta, emocionales y de salud tanto en la adolescencia como en la etapa adulta. De ahí el interés en contar con instrumentos fiables y precisos para su valoración.

A modo conclusivo señalar que los resultados alcanzados evidencian que el género, la edad, el curso académico y el tipo de centro pueden establecer diferencias significativas en los niveles de autoestima de la población adolescente en España. Se acredita, asimismo, que el cuestionario RSES es un instrumento con adecuadas propiedades psicométricas y, por tanto, apropiado para ser utilizado para tal fin en dicha población.

## Referencias

- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191-215. 10.1037/0033-295X.84.2.191
- Bleidorn, W., Arslan, R. C., Denissen, J. J. A., Rentfrow, P. J., Gebauer, J. E., Potter, J., & Gosling, S. D. (2016). Age and gender differences in self-esteem-A cross-cultural window. *Journal of Personality and Social Psychology*, 111(3), 396-410. 10.1037/pspp0000078
- Branden, N. (1969). *The Psychology of Self-Esteem*. Bantam.
- Brechan I., & Kvaem I. L. (2015). Relationship between body dissatisfaction and disordered eating: Mediating role of self-esteem and depression. *Eating Behaviors*, 17, 49-58. 10.1016/j.eatbeh.2014.12.008
- Butler, R. J., & Gasson, S. L. (2005). Self esteem/self concept scales for children and adolescents: A review. *Child and Adolescent mental health*, 10(4), 190-201. 10.1111/j.1475-3588.2005.00368.x
- Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental. (2020). *Banco de instrumentos y metodologías en Salud Mental*. <https://bi.cibersam.es/busqueda-de-instrumentos/ficha?Id=206>
- Chung, J., Hutteman, R., Van Aken, M. A. G., & Denissen, J. J. A. (2017). High, low, and in between: Self-esteem development from middle childhood to young adulthood. *Journal of Research in Personality*, 70, 122-133. 10.1016/j.jrp.2017.07.001
- Coopersmith, S. (1967). *The antecedents of self-esteem*. W. H. Freeman & Co. 10.1002/bs.3830150212
- Covington, M. V. (1992). *Making the grade: A self-worth perspective on motivation and school reform*. Cambridge University Press.
- Cvencek, D., Fryberg, S. A., Covarrubias, R., & Meltzoff, A. N. (2018). Self-concepts, self-esteem, and academic achievement of minority and majority north Ameri-

- can elementary school children. *Child development*, 89(4), 1099-1109. 10.1111/cdev.12802
- Donnellan, M. B., Trzesniewski, K. H., & Robins, R. W. (2011). *Self-esteem: Enduring issues and controversies*. En T. Chamorro-Premuzic, S. von Stumm, & A. Furnham (Eds.), *The Wiley-Blackwell handbook of individual differences* (pp. 718-746). Wiley-Blackwell.
- Echeburúa, E. (1995). *Evaluación y tratamiento de la fobia social*. Martínez Roca.
- Franck, E., De Raedt, R., Barbez, C., & Rosseel, Y. (2008). Psychometric properties of the Dutch Rosenberg self-esteem scale. *Psychologica Belgica*, 48(1), 25-35. 10.5334/pb-48-1-25
- González, I. T. M., Ramírez, V. E., & Martínez, J. W. (2012). Nivel de autoestima de adolescentes escolarizados en zona rural de Pereira, Colombia. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(3), 485-495. 10.1016/S0034-7450(14)60024-X
- Guay, F., Larose, S., & Boivin, M. (2004). Academic self-concept and educational attainment level: A ten-year longitudinal study. *Self and Identity*, 3, 53-68. 10.1080/13576500342000040
- Harter, S. (1988). *Manual for the Self-Perception Profile for Adolescent*. University of Denver.
- Helmreich, R., & Stapp, J. (1974). Short forms of the Texas Social Behavior Inventory (TSBI), an objective measure of self-esteem. *Bulleting of the Psychonomic Society*, 4, 473-475.
- Hensley, W. E., & Roberts, M. K. (1976). Dimensions of Rosenberg's self-esteem scale. *Psychological Reports*, 38(2), 583-584.
- Huaytalla, K. P. C., Vega, S. R., & Soncco, J. J. (2016). Riesgo de adicción a redes sociales, autoestima y autocontrol en estudiantes de secundaria. *Revista Científica de Ciencias de la Salud*, 9(1), 9-15.
- Hyland P., Boduszek D., Dhingra K., Shevlin M., & Egan A. (2014). A bifactor approach to modelling the Rosenberg Self Esteem Scale. *Personality and Individual Differences*, 66, 188-192. 10.1016/j.paid.2014.03.034
- Janis, I. L., & Field, P. B. (1959). Sex differences and factors related to persuasibility. En C. I. Hovaland, & I. L. Janis (Eds.), *Personality and persuasibility* (pp. 55-68). Yale University Press.
- Kernis, M. H. (2003). Toward a Conceptualization of Optimal Self-Esteem. *Psychological Inquiry*, 14(1), 1-26. 10.1207/S15327965PLI1401\_01
- Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. En M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, Vol. 32 (pp. 1-62). Academic Press. 10.1016/S0065-2601(00)80003-9
- Lima, T., & Souza, L. (2019). Rosenberg Self-Esteem Scale: Method Effect and Gender Invariance. *Psico-USF*, 24(3), 517-528. 10.1590/1413-82712019240309
- Magee, W., & Upenieks, L. (2019). Gender differences in self-esteem, unvarnished self-evaluation, future orientation, self-enhancement and self-derogation in a US national sample. *Personality and Individual Differences*, 149, 66-77. 10.1016/j.paid.2019.05.016
- Mallmann, C. L., de Macedo, C. S., & Zanatta, T. (2018). Cyberbullying y estrategias de afrontamiento en adolescentes del sur de Brasil. *Acta Colombiana de Psicología*, 21(1), 25-34. 10.14718/ACP.2018.21.1.2

- Marcionetti, J., & Rossier, J. (2019). A Longitudinal Study of Relations Among Adolescents' Self-Esteem, General Self-Efficacy, Career Adaptability, and Life Satisfaction. *Journal of Career Development, 48*(4), 475-490. 10.1177/0894845319861691
- Marsh, H. W. (1986). Global self-esteem: Its relation to specific facets of self-concept and their importance. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 1224-1236. 10.1037/0022-3514.51.6.1224
- Marsh, H. W. (1992). *Self-Description Questionnaire (SDQ) II: A theoretical and empirical basis for the measurement of multiple dimensions of adolescent self-concept: An interim test manual and a research monograph*. University of Western Sydney, Faculty of Education.
- Marsh, H. W., Scalas, L. F., & Nagengast, B. (2010). Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: Traits, ephemeral artifacts, and stable response styles. *Psychological Assessment, 22*(2), 366-381. 10.1037/a0019225
- Marshall, S. L., Parker, P. D., Ciarrochi, J., & Heaven, P. C. L. (2014). Is self-esteem cause or consequence of social support? A four-year longitudinal study. *Child Development, 85*, 1275-1291. 10.1111/cdev.12176
- McKay, M. T., Boduszek, D., & Harvey, S. A. (2014). The Rosenberg Self-Esteem Scale: A bifactor answer to a two-factor question? *Journal of Personality Assessment, 96*, 654-660. 10.1080/00223891.2014.923436
- O'Mara, A. J., Marsh, H. W., Craven, R. G., & Debus, R. L. (2006). Do Self-Concept Interventions Make a Difference? A Synergistic Blend of Construct Validation and Meta-Analysis. *Educational Psychologist, 41*(3), 181-206. 10.1207/s15326985ep4103\_4
- Orth, U. (2016). The development of self-esteem. En J. Specht (Ed). *Personality Development Across the Lifespan*. Elsevier.
- Orth, U., Erol, R. Y., & Luciano, E. C. (2018). Development of self-esteem from age 4 to 94 years: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological bulletin, 144*(10), 1045-1080. 10.1037/bul0000161
- Orth, U., & Robins, R. W. (2014). The development of self-esteem. *Current Directions in Psychological Science, 23*(5), 381-387. 10.1177/0963721414547414
- Reina, M. C. (2017). Percepciones de autoevaluación: Autoestima, autoeficacia y satisfacción vital en la adolescencia. *Psychology, Society, & Education, 2*(1), 55-69. 10.25115/psye.v2i1.435
- Reise, S. P., Kim, D. S., Mansolf, M., & Widaman, K. F. (2016). Is the bifactor model a better model or is it just better at modeling implausible responses? Application of iteratively reweighted least squares to the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Multivariate behavioral research, 51*(6), 818-838. 10.1080/00273171.2016.1243461
- Resett, S. (2018). Estabilidad de ser victimizado, ser agresor, problemas emocionales y de conductas en adolescentes. ¿Estabilidad o cambio? *Interdisciplinaria. Revista de Psicología y Ciencias Afines, 35*(2), 341-362. 10.16888/interd.2018.35.2.6
- Rhodewalt, F., & Tragakis, M. W. (2003). Self-esteem and self-regulation: Toward optimal studies of self-esteem. *Psychological Inquiry, 14*(1), 66-70.
- Robins, R. W., Hendin, H. M., & Trzesniewski, K. H. (2001). Measuring Global Self-Esteem: Construct Validation of a Single-Item Measure and the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin, 27*(2), 151-161. 10.1177/0146167201272002



- Rodríguez, C., & Caño, A. (2012). Autoestima en la adolescencia: Análisis y estrategias de intervención. *Psychology and Psychological Therapy*, 12, 389-403.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1986). Self-concept from middle childhood through adolescence. En J. Suls, & A. G. Greenwald (Eds.), *Psychological perspectives on the self* (pp. 107-135). Lawrence Erlbaum.
- Schoeps, K., Peris-Hernández, M., Garaigordobil, M., & Montoya-Castilla, I. (2020). Risk factors for being a victim of online grooming in adolescents. *Psicothema*, 31(4), 1-9. 10.7334/psicothema2019.179
- Schunk, D. H., Pintrich, P. R., Meece, J. L., & Pintrich, P. R. (2008). *Motivation in education: Theory, research, and applications*. Pearson/Merrill Prentice Hall.
- Shevlin, M. E., Bunting, B. P., & Lewis, C. A. (1995). Confirmatory factor analysis of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Psychological Reports*, 76(3), 707-710. 10.2466/pr0.1995.76.3.707
- Sigüenza, W.G., Quezada, E., & Reyes, M. L. (2019). Autoestima en la adolescencia media y tardía. *Revista Espacios*, 40(15), 19.
- Simón, M. M., Molero, M. M., Pérez-Fuentes M. C., Gázquez, J. J., Barragán, A. B., & Martos, A. (2017). Análisis de la relación existente entre el apoyo social percibido, la autoestima global y la autoeficacia general. *European Journal of Health Research (EJHR)*, 3(2), 137-149. 10.30552/ejhr.v3i2.71
- Sinclair, S. J., Blais, M. A., Gansler, D. A., Sandberg, E., Bistis, K., & LoCicero, A. (2010). Psychometric properties of the Rosenberg Self-Esteem Scale: Overall and across demographic groups living within the United States. *Evaluation & the health professions*, 33(1), 56-80. 10.1177/0163278709356187
- Tafarodi, R. W., & Swann, W. B. (1995). Self-liking and self-competence as dimensions of global self-esteem: Initial validation of a measure. *Journal of Personality Assessment*, 65, 322-342.
- Trzesniewski, K. H., Donnellan, M. B., Moffitt, T. E., Robins, R. W., Poulton, R., & Caspi, A. (2006). Low self-esteem during adolescence predicts poor health, criminal behavior, and limited economic prospects during adulthood. *Developmental Psychology*, 42(2), 381-390. 10.1037/0012-1649.42.2.381
- Twenge, J. M., & Campbell, W. K. (2001). Age and birth cohort differences in self-esteem: A cross temporal meta-analysis. *Journal of Personality and Social Psychology Review*, 5(4), 321-344. 10.1207/S15327957PSPR0504\_3
- Ul-Haq, M. A. (2016). Association between socio-demographic background and self-esteem of university students. *Psychiatric Quarterly*, 87(4), 755-762. 10.1007/s11126-016-9423-5
- Ventura-León, J., Caycho-Rodríguez, T., Barboza-Palomino, M., & Salas, G. (2018). Evidencias psicométricas de la Escala de Autoestima de Rosenberg en adolescentes Limeños. *Revista Interamericana de Psicología*, 52(1), 44-60. 10.30849/rip/ijp.v52i1.363
- Vernon, M. E., Green, J. A., & Frothingham, T. E. (1983). Teenage pregnancy: A prospective study of self-esteem and other sociodemographic factors. *Pediatrics*, 72(5), 632-635.