



Psicología Educativa

ISSN: 1135-755X

ISSN: 2174-0526

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid

Galindo-Domínguez, Héctor  
Estandarización por Curso y Género de la Escala de Autoconcepto AF-5 en Educación Primaria  
Psicología Educativa, vol. 25, núm. 2, 2019, pp. 117-125  
Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid

DOI: <https://doi.org/10.5093/psed2019a9>

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=613766238004>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

UAEM  
  
Sistema de Información Científica Redalyc  
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



## Estandarización por Curso y Género de la Escala de Autoconcepto AF-5 en Educación Primaria

Héctor Galindo-Domínguez

Universidad de Deusto, España

### INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

*Historia del artículo:*  
Recibido el 2 de enero de 2019  
Aceptado el 24 de abril de 2019

*Palabras clave:*  
Autoconcepto  
Estandarización  
Educación primaria  
AF-5

### R E S U M E N

Ante las diferentes escalas existentes para medir el autoconcepto en educación primaria, una de las más significativas es la escala AF-5. Dada la necesidad de adaptar este tipo de instrumentos para poder emitir juicios en función de las particularidades culturales, se realizó la estandarización del instrumento para la población española. Se utilizó una muestra de 1,059 estudiantes de 4º, 5º y 6º de Educación Primaria, provenientes de 7 comunidades autónomas diferentes. Los resultados apuntan a que el modelo teórico de la AF-5 posee unos índices de fiabilidad y validez aceptables en esta población. De igual modo, para su estandarización en percentiles, tanto para la escala Likert como para las puntuaciones  $z$ , se han considerado las diferencias existentes de género y curso. Finalmente, se discuten los resultados obtenidos y la aplicabilidad del instrumento.

### Standardization of the self-concept AF-5 scale by school year and gender in primary education

### A B S T R A C T

In view of the different existing scales to measure self-concept, one of the most significant scales is the AF-5, also used in the last years of primary education. Given the need to adapt this type of instruments to be able to make judgements based on cultural particularities, the instrument was standardized for the Spanish population. The results point out that the theoretical model of the AF-5 has acceptable reliability and validity indexes for this population. In addition, for the standardization in percentiles, both for the Likert scale and for the  $z$  scores, the existing gender and year differences have been considered. Finally, the results obtained and the applicability of the instrument are discussed.

Buscar una definición consensuada de autoconcepto aceptada en el mundo académico ha sido un trabajo arduo y lleno de discrepancias, principalmente por la esencia subyacente al concepto en sí. Unas pinceladas a este concepto fueron las que dio Purkey (1970) considerando el autoconcepto como un sistema complejo y dinámico de creencias que un individuo considera verdaderas respecto a sí mismo.

Sin embargo, el principal inconveniente proviene de definir o considerar estas creencias en un mismo grupo o, por el contrario, clasificarlas en función del origen de las mismas.

Durante muchos años han sido varios los autores (entre otros, Harter, 1990; Marsh y Hattie, 1996; Marx y Winne, 1978; Rosenberg, 1965) que han sostenido la teoría de concebir el autoconcepto como un constructo unidimensional y global y por lo tanto considerar todas las creencias de las que hablamos como un factor indivisible

y general. No obstante, parece ser que actualmente en general se acepta considerar el autoconcepto como un constructo jerárquico y multidimensional (Cazalla-Luna y Molero, 2013), en el que el autoconcepto general está estructurado en diferentes dimensiones y que a su vez cada una de estas dimensiones se continuaría dividiendo para otorgarle mayor especificidad (Axepe y Uralde, 2008).

El desarrollo de cada una de estas dimensiones no es heredado, sino que es el resultado de autopercepciones obtenidas a partir de las experiencias vividas por el individuo en su interacción con el entorno (Núñez y González, 1994). En esta línea, en palabras de Gorostegui (1992), el colegio proporciona a los niños y niñas nuevas ideas y experiencias que les ayudan a construir una imagen sobre sí mismos.

En la etapa de educación primaria, con la entrada al contexto escolar, se multiplican los factores significativos en el desarrollo

Para citar este artículo: Galindo-Domínguez, H. (2019). Estandarización por curso y género de la escala de autoconcepto AF-5 en educación primaria. *Psicología Educativa*, 25, 117-125. <https://doi.org/10.5093/psed2019a9>

Correspondencia: [hector.galindo@opendeusto.es](mailto:hector.galindo@opendeusto.es) (H. Galindo-Domínguez).

ISSN: 1135-755X/© 2019 Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

del autoconcepto, tales como las experiencias de logros y fracasos académicos, un mayor número de relaciones con personas más variadas (tanto del entorno más cercano, como personas no significativas), mejora de la percepción de ellos y ellas mismos a través de la constancia del sexo propio a los 5-6 años, así como el desarrollo de la conciencia de identidad sexual basada en las características anatómicas a los 7-8 años o la percepción y el rol que se tiene socialmente en diferentes grupos (amigos, clase, etc.) hacia los 9-12 años (Fernández y Goñi, 2008).

En este periodo escolar en el que la imagen de cada estudiante se va desarrollando muy poco a poco juegan un papel importante un clima positivo de aceptación a sí mismo y a los demás, así como la retroalimentación del profesorado (Marchago, 1991).

El funcionamiento del autoconcepto es un constructo muy relevante y considerablemente estudiado en la literatura científica dada su estrecha unión con el comportamiento de las personas, así como con determinadas respuestas cognitivas y emocionales (Ackerman, 2003; Chamorro-Premuzic y Furnham, 2006; Eccles y Wigfield, 2002).

Actualmente, aunque existe más de una decena de instrumentos destinados a medir el autoconcepto en la etapa de educación primaria, siendo los más destacados la escala PAI (Villa y Auzmendi, 1999), la escala SDQ (Marsh, Byrne y Shavelson 1988), la escala SPPC (Harter, 1985), la escala PH (Piers, 1984) y la escala BSCS (Bledsoe, 1964), tras la revisión de Fernández y Goñi (2008) se observó que la cantidad de instrumentos en español para medir el autoconcepto era excesivamente limitado, dado que existían únicamente los de Villa y Auzmendi (1999), Gorostegui (1992) y Fernández y Goñi (2008). Además, se hallaron otros trabajos como los de Elexpuru Albizuri (1992) y Núñez, González-Pumariega y González-Pienda (1995), con adaptaciones del SDQ al español.

Sin embargo, tal vez uno de los instrumentos referentes empleados en la medida del autoconcepto es la escala AF-5 de García y Musitu (1999), encargada de medir 5 dimensiones diferentes del autoconcepto (académico, social, emocional, familiar y físico). Esta prueba se ha puesto en marcha en poblaciones de rango muy amplio, tanto en su versión original (García y Musitu, 1999), desde los 10 años en adelante, como en otros estudios posteriores con personas cuyo rango de edad es entre los 11 años y los 84 años (Bustos, Oliver y Galiana, 2015; Carranza y Bermúdez, 2017; Esnaola, Rodríguez y Goñi, 2011; Malo, Bataller, Casas, Gras y González, 2011, entre otros) e incluso en otros países distintos de España, como Italia (Marchetti, 1997), Brasil (Martínez y García, 2008; Martínez, García y Yubero, 2007) o Portugal (García, Musitu y Veiga, 2006), siendo minoría los estudios que se han centrado exclusivamente en la última etapa de educación primaria (Herrera, Al-Lal y Mohamed, 2017; Marasca, Marasca y Imhoff, 2013).

Otro pequeño porcentaje de trabajos analiza el autoconcepto en educación primaria a través de otros instrumentos, como Peralta y Peralta (2003) o Morelato, Maddio y Valdés (2011).

La escala AF-5 ha sido previamente ya estandarizada en su versión original con una muestra de 390 estudiantes de 5º y 6º de Educación Primaria, como parte del estudio completo en 1999 (García y Musitu, 2001). No obstante, encontramos la limitación de ser una muestra considerablemente pequeña no centrada completamente en la etapa de educación primaria y algo obsoleta al haberse aplicado hace 20 años.

Ante estas limitaciones de estudios que analizan el autoconcepto en educación primaria, a pesar de la relevancia que tiene el constructo en sí, tal y como hemos venido comentando, se pretende con este trabajo presentar una herramienta que permita guiar a diferentes profesionales del sector educativo (docentes de aula, profesorado universitario, orientadores y/o psicopedagógicos, principalmente) para que puedan emitir juicios tanto individuales como grupales sobre el autoconcepto de estudiantes, con el fin de permitirle conocer mejor la realidad a su alrededor. De igual manera, al estandarizar

el test AF-5, además de permitir emitir juicios de valor profesional, se pretende que la herramienta presentada sirva para comparar resultados independientemente del test de autoconcepto empleado.

En último lugar, revisando la literatura, podemos observar también que las puntuaciones de autoconcepto obtenidas por estudiantes de género masculino y femenino (Amezcuá y Pichardo, 2000; Gorostegui y Dörr, 2005; Inglés, Pastor, Torregrosa, Redondo y García-Fernández, 2009; Padilla, García y Suárez, 2010; Vicent et al., 2015, entre otros) y por estudiantes de cursos diferentes en la educación obligatoria (Inglés et al., 2009; Vicent et al., 2015, entre otros) varían entre sí. Este es el motivo por el cual se pretende que el instrumento final sea lo más personalizado a cada situación, analizando las posibles diferencias de género y curso en la etapa de educación primaria.

## Método

### Muestra

En el presente trabajo se tomó en cuenta la participación de estudiantes de 4º, 5º y 6º de Educación Primaria de diferentes comunidades autónomas de España. Se escogieron estos cursos debido a que la prueba original está diseñada para estudiantes desde 10 años hasta adultos (García y Musitu, 2014). Además, se introdujo a la muestra estudiantes de 4º de Educación Primaria por dos motivos. El primero es para poder abarcar el segundo ciclo completo de Educación Primaria. Cabe recordar que algunos currículos de Educación Básica que se quieren comenzar a implementar, como *Heziberri 2020*, contemplan la Educación Primaria dividida en 2 ciclos, en vez de en 3 como se ha venido haciendo hasta el día de hoy. El segundo motivo por el que se ha escogido a los estudiantes de 4º de Educación Primaria es para comprobar si el instrumento empleado es igualmente aplicable a estos estudiantes o si, por el contrario, el corte drástico se encuentra en estudiantes de 5º de Educación Primaria. Es de destacar también que estudios anteriores, como Fernández y Goñi (2008) que aplicaron un instrumento de autoconcepto en toda la etapa de Educación Primaria, plantean que resulta mucho más favorable aplicar instrumentos de autoconcepto en cursos superiores de educación primaria, principalmente por la dificultad del formato de respuesta que puede suponer Likert, independientemente de los puntos de la escala.

La muestra final estuvo formada por 1,059 estudiantes, provenientes de 18 colegios diferentes de España: 2 colegios de Cantabria, 5 colegios de la Comunidad Valenciana, 4 colegios de la Comunidad de Madrid, 1 colegio de Aragón, 4 colegios del País Vasco, 1 colegio de la Comunidad de Murcia y 1 colegio de Canarias. Aunque participaron 36 (3.4%) estudiantes de colegios públicos y 128 (12.1%) estudiantes de colegios privados, la amplia mayoría de estudiantes, 895 (84.5%), provenía de colegios concertados. Cabe mencionar igualmente que se invitó a participar a la misma cantidad de colegios públicos que concertados aunque, como se observa, la tasa de respuesta fue considerablemente inferior en los colegios públicos.

El reparto con respecto al género fue bastante equitativo, participando 539 (50.9%) estudiantes de género femenino y 520 (49.1%) estudiantes de género masculino.

Finalmente, el reparto por cursos quedó de la siguiente manera: 135 (12.7%) estudiantes de 4º de Educación Primaria, 310 (29.3%) estudiantes de 5º de Educación Primaria y 614 (58%) estudiantes de 6º de Educación Primaria.

### Instrumento

Para realizar el presente trabajo se empleó la Escala de Autoconcepto AF-5 (García y Musitu, 2014). Esta escala de autoconcepto consta de 30 reactivos divididos en 5 dimensiones:

- Autoconcepto académico. Es la percepción que el sujeto tiene de la calidad de su desempeño como estudiante (García y Musitu, 2001). Esta dimensión está consolidada por los ítems 1, 6, 11, 16, 21 y 26.
- Autoconcepto social. Es la percepción que el sujeto tiene de su competencia en las relaciones sociales (García y Musitu, 2001). Esta dimensión está consolidada por los ítems 2, 7, 12, 17, 22 y 27.
- Autoconcepto emocional. Es la percepción que el sujeto tiene de su estado emocional y de sus respuestas a situaciones específicas (García y Musitu, 2001). Esta dimensión está consolidada por los ítems 3, 8, 13, 18, 23 y 28.
- Autoconcepto familiar. Es la percepción que el sujeto tiene de su implicación, participación e integración en el medio familiar (García y Musitu, 2001). Esta dimensión está consolidada por los ítems 4, 9, 14, 19, 24 y 29.
- Autoconcepto físico. Es la percepción que el sujeto tiene de su aspecto físico y de su condición física (García y Musitu, 2001). Esta dimensión está consolidada por los ítems 5, 10, 15, 20, 25 y 30.

Todas las dimensiones fueron evaluadas en escala Likert de 5 puntos en donde la puntuación más baja equivalía a la respuesta *totalmente en desacuerdo* y la puntuación más alta equivalía a la respuesta *totalmente de acuerdo*.

## Procedimiento

Inicialmente, desde enero de 2018 hasta abril de 2018 se estableció contacto con 285 centros educativos de diferentes partes del territorio español. A estos se les explicó el objeto del estudio, así como el procedimiento a seguir. Respondiendo a la petición de participación, fueron 18 centros los que finalmente tomaron parte (6.3% de tasa de respuesta). Tras el inicio del nuevo curso escolar, se recabó con ayuda de los docentes el consentimiento familiar de los estudiantes. Finalmente, desde octubre de 2018 hasta diciembre de 2018 se recabaron todos los datos del instrumento a través de internet.

## Análisis de Datos

Para el desarrollo del presente estudio se hizo uso de tres programas estadísticos. Por una parte, para los análisis generales (correlaciones, pruebas *t*, ANOVA, alfa de Cronbach, etc.) se utilizó el software estadístico SPSS Statistics 24.0. Por otra parte, para realizar los análisis factoriales confirmatorios y conocer diversos estadísticos (bondad de ajuste, cargas factoriales, invarianza, etc.) se acudió al software estadístico SPSS AMOS 24.0. Finalmente, para calcular los coeficientes de fiabilidad  $\omega$ , al no poderse calcular este a través de SPSS, se contó con un tercer software gratuito especializado llamado Omega (Watkins, 2013).

## Resultados

### Ajustes Preliminares

Antes de realizar cualquier análisis se invirtieron los ítems 4, 12, 14 y 22, que estaban negativamente formulados. El resto de ítems son directos.

De igual modo, los ítems de la tercera dimensión, el autoconcepto emocional, están todos invertidos (p. ej., "Tengo miedo de algunas cosas"). A pesar de que los autores (García y Musitu, 1999) no inviertan esta dimensión, compensándolo haciendo unos cálculos al finalizar el cuestionario, para estandarizar la escala se consideró reformularlo al contrario para así seguir el mismo modo de corrección que las otras dimensiones, pues si no estaríamos interpretando que

valores más altos de autoconcepto emocional suponen peor nivel de autoconcepto emocional, cuando precisamente lo que estamos evaluando sin invertir la dimensión es la falta de autoconcepto emocional. Por este motivo se revertieron todas las puntuaciones de los 6 ítems que forman esta dimensión.

De esta manera, la corrección del instrumento será simplemente realizar la media aritmética de cada factor y compararla con el percentil del instrumento que se presentará en los siguientes epígrafes.

### Evidencia de Consistencia Interna y Validez

La valoración general que se hace de la escala AF-5 en estudiantes de educación primaria es que es una escala bastante fiable. Más concretamente, la escala general obtuvo un valor alfa de Cronbach de  $\alpha = .853$ , siendo los coeficientes alfa para cada una de las dimensiones de  $\alpha = .836$  para el autoconcepto académico,  $\alpha = .660$  para el autoconcepto social,  $\alpha = .746$  para el autoconcepto emocional,  $\alpha = .670$  para el autoconcepto familiar y  $\alpha = .713$  para el autoconcepto físico.

Estos análisis de fiabilidad se complementaron con el cálculo del coeficiente  $\omega$ , quedando expuesta esta información en la Tabla 1.

**Tabla 1.** Índices de consistencia interna de las dimensiones del AF-5

	$\alpha$ de Cronbach [95% IC]	$\omega$	Coeficiente H
AA	.836 [LI = .822, LS = .852]	.980	.870
AS	.660 [LI = .627, LS = .691]	.858	.787
AE	.746 [LI = .719, LS = .767]	.789	.760
AFM	.670 [LI = .638, LS = .700]	.832	.781
AFS	.713 [LI = .682, LS = .736]	.852	.725

Nota. AA = autoconcepto académico; AS = autoconcepto social; AE = autoconcepto emocional; AFM = autoconcepto familiar; AFS = autoconcepto físico.

La interpretación que se hace de este análisis es que la fiabilidad a través de este estadístico  $\omega$ , al encontrarse todos los valores entre .70 y .90, podemos hablar de una fiabilidad adecuada (Campo-Arias y Oviedo, 2008).

Respecto a la validez de contenido de la prueba, la escala AF-5 evalúa múltiples dimensiones del autoconcepto basándose en la teoría del modelo multidimensional jerárquico de Shavelson, Hubner y Stanton (1976) y está verificada y discutida por un panel de expertos que generó el instrumento (García y Musitu, 2014).

Respecto a la validez de constructo de la prueba en estudiantes de educación primaria, se estudió la estructura de correlación de la prueba y los resultados del análisis factorial confirmatorio.

Por una parte, la matriz de correlaciones a un intervalo de confianza del 95% e ilustrada en la Tabla 2, arrojó los resultados esperados según el modelo multidimensional jerárquico de Shavelson et al. (1976), modelo en el que está basado esta prueba, correlacionando todas las dimensiones significativamente y positivamente entre ellas.

**Tabla 2.** Correlación entre las diferentes dimensiones del autoconcepto

	AA	AS	AE	AFM	AFS	AG
AA	1	.351***	.212***	.387***	.457***	.698***
AS	-	1	.310***	.272***	.481***	.713***
AE	-	-	1	.223***	.212***	.637***
AFM	-	-	-	1	.309***	.588***
AFS	-	-	-	-	1	.729***
AG	-	-	-	-	-	1

Nota. AA = autoconcepto académico; AS = autoconcepto social; AE = autoconcepto emocional; AFM = autoconcepto familiar; AFS = autoconcepto físico; AG = autoconcepto general.

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

Por otra parte, en referencia al análisis factorial confirmatorio, este se realizó siguiendo el método de máxima verosimilitud. Los

**Tabla 3.** Estadísticos en el ajuste de ambos modelos

	$\chi^2/gf$	RMSEA	RMR	NFI	IFI	TLI	CFI	PCFI	AIC
Niveles de aceptación <sup>1</sup>	< 5.0	< .08	< .08	> .90	> .90	> .90	> .90	> .50	-
Modelo inicial T	3.83	.052	.052	.835	.872	.859	.872	.791	1,714.168
Modelo inicial M	2.63	.056	.061	.785	.855	.839	.854	.775	1,239.067
Modelo inicial F	2.46	.052	.055	.801	.871	.857	.870	.790	1,175.282
Diferencia F-M ( $\Delta$ )	-0.17	-.004	-.006	.016	.016	.018	.016	.015	-63.785

Nota. <sup>1</sup>Basado en Awang (2015) y Hooper, Coughland y Mullen (2008); T = total; M = masculino; F = femenino.

**Tabla 4.** Modelos de invarianza factorial en función del género ( $N = 1,059$ )

	$\chi^2/gf$	$\Delta\chi^2$	CFI	$\Delta CFI$	TLI	$\Delta TLI$	RMSEA	$\Delta RMSEA$	AIC	$\Delta AIC$
1	2,014.353 (790)	--	.862	--	.848	--	.039	--	2,414.353	--
2	2,071.249 (815)	56.890	.858	-.004	.849	.001	.038	-.001	2,421.249	-6.896
3	2,317.589 (845)	246.340	.834	-.024	.829	-.020	.041	.003	2,607.589	186.34
4	2,496.850 (890)	179.261	.819	-.015	.823	-.006	.042	.001	2,696.850	89.261

Nota. Modelo 1 (configural) = modelo sin restricciones; modelo 2 (métrico) = modelo 1 + equivalencia en coeficientes factoriales; modelo 3 (escalar) = modelo 2 + equivalencia de los interceptos; modelo 4 (estricto) = modelo 3 + equivalencia en varianza y covarianza de errores.

resultados que se obtuvieron del modelo teórico en sí fueron bastante buenos aunque mejorables, esto es, los índices de ajuste absoluto ( $\chi^2/gf$ , RMSEA y RMR) y de parsimonia (PCFI y AIC) fueron buenos, aunque los índices incrementales (NFI, IFI, TLI y CFI) se hallaban levemente por debajo de lo comúnmente aceptado. Específicamente, recogido en la **Tabla 3**, con la muestra total empleada en educación primaria se obtuvo un ajuste de modelo de  $\chi^2/gf = 3.83$ , RMSEA = .052, RMR = .052, NFI = .835, IFI = .872, TLI = .859, CFI = .872, PCFI = .791 y AIC = 1714.168.

Seguidamente, se continuó estudiando la invarianza factorial en las dos variables clave del estudio, género y curso, a través de un análisis factorial confirmatorio multigrupo. El primer procedimiento fue inspeccionar la estabilidad del modelo teórico de manera separada entre hombres y mujeres. Ambos modelos evidenciaron un ajuste aparentemente similar: género masculino,  $\chi^2/gf = 2.63$ , RMSEA = .056, RMR = .06, NFI = .785, IFI = .855, TLI = .839, CFI = .854, PCFI = .775, AIC = 1239.067; género femenino,  $\chi^2/gf = 2.46$ , RMSEA = .052, RMR = .055, NFI = .801, IFI = .871, TLI = .857, CFI = .870, PCFI = .790, AIC = 1175.282, aunque como se observó posteriormente de los diferentes modelos, recogidos en la **Tabla 4**, tanto el modelo escalar ( $\Delta CFI = -.024$ ,  $\Delta TLI = -.020$ ,  $\Delta AIC = 186.34$ ) como el modelo estricto ( $\Delta CFI = -.015$ ,  $\Delta TLI = -.006$ ,  $\Delta AIC = 89.261$ ) arrojaron valores que nos indicaban la ausencia de invarianza en el género, al ser valores superiores a .01 (Cheung y Rensvold, 2002) en el caso del CFI y TLI y diferencias notorias con respecto al modelo anterior en el caso del AIC.

Con respecto al curso se realizó el mismo procedimiento que con el género para examinar la invarianza. En este caso, tal como se recoge en la **Tabla 5**, la variable curso únicamente presentó problemas de invarianza en el modelo estricto ( $\Delta CFI = -.04$ ,  $\Delta TLI = -.027$ ,  $\Delta AIC = 279.000$ ), asumiendo, por ende, la invarianza de los 3 primeros modelos.

Conociendo por lo tanto que el grupo masculino y femenino requerían de análisis separados, se inspeccionó el ajuste analítico del modelo inicial para ambos grupos.

En el caso del grupo masculino, este presentó saturaciones factoriales inferiores a .50 en los ítems i04 (.31), i13 (.45), i14 (.37), i17 (.47), i22 (.09) e i23 (.46), y en el caso del grupo femenino este presentó saturaciones factoriales inferiores a .50 en los ítems i03 (.45), i04 (.25), i14 (.30), i15 (.42), i16 (.47), i20 (.49) e i22 (.29). De esta separación por géneros, se puede observar que aunque sí que haya ciertos ítems que saturen más en un género que en otro hay principalmente 3 ítems críticos, que se repiten en ambos grupos, con saturaciones factoriales bajas (i04: "Soy muy criticado en casa", i14: "Mi familia está decepcionada de mí" e i22: "Me cuesta hablar con desconocidos").

Se piensa que estos ítems crean problemas en la escala, seguramente debido a que en el caso de los ítems 4 y 14 los estudiantes no sepan lo que significa ser criticado y estar decepcionado y en el caso del ítem 22 probablemente no hayan entendido el concepto de desconocido ("¿Hablar con desconocidos de su edad o hablar con desconocidos adultos?").

El resto de ítems con saturaciones por debajo de .50 y específicos de cada grupo tuvieron un rango de saturación factorial de .45 a .47 en el caso del grupo masculino y de .42 a .49 en el caso del grupo femenino.

Finalmente, respecto a la validez criterial del instrumento, algunos estudios evidenciaron correlaciones significativas entre el test LAEA y AF-5 (Garaigordobil y Aliri, 2011; García y Musitu, 1999).

## Diferencias de Género y Curso

Para preparar las puntuaciones estandarizadas, partiendo de que el modelo en sí era razonablemente válido, se continuó observando las diferencias entre género y curso para cada dimensión estudiada.

En base a la literatura previa entre jóvenes y adolescentes, se aprecia cómo es algo común encontrarnos con diferencias significativas tanto en el autoconcepto entre hombres y mujeres

**Tabla 5.** Modelos de invarianza factorial en función del curso ( $N = 1,059$ )

	$\chi^2/gf$	$\Delta\chi^2$	CFI	$\Delta CFI$	TLI	$\Delta TLI$	RMSEA	$\Delta RMSEA$	AIC	$\Delta AIC$
1	2,554.999 (1185)	--	.851	--	.835	--	.033	--	3,154.999	--
2	2,688.036 (1235)	133.03	.842	-.009	.833	-.002	.034	.001	3,188.036	33.037
3	2,832.190 (1295)	144.15	.832	-.01	.831	-.002	.034	.000	3,212.152	24.116
4	3,291.152 (1385)	458.96	.792	-.04	.804	-.027	.036	.002	3,491.152	279.000

Nota. Modelo 1 (configural) = modelo sin restricciones; modelo 2 (métrico) = modelo 1 + equivalencia en coeficientes factoriales; modelo 3 (escalar) = modelo 2 + equivalencia de los interceptos; modelo 4 (estricto) = modelo 3 + equivalencia en varianza y covarianza de errores.

**Tabla 6.** Análisis bivariado entre las diferentes dimensiones del autoconcepto y el género

	Masculino (n = 520)		Femenino (n = 539)		t	Sig.	d <sup>1</sup>
	$\bar{X}$	DT	$\bar{X}$	DT			
Autoconcepto general	3.993	0.423	4.025	0.426	-1.222	.222	-
Autoconcepto académico	3.936	0.624	4.161	0.593	-5.999	.000	-0.36
Autoconcepto social	4.116	0.599	4.157	0.607	-1.115	.265	-
Autoconcepto emocional	3.351	0.774	3.206	0.794	-3.015	.003	0.18
Autoconcepto familiar	4.610	0.481	4.685	0.441	-2.648	.008	-0.16
Autoconcepto físico	3.951	0.668	3.914	0.658	0.898	.370	-

Nota. <sup>1</sup>El valor negativo del estadístico *d* indica que el tamaño del efecto es favorable al segundo grupo sobre el primero.

(Amezcuá y Pichardo, 2000; Gorostegui y Dörr, 2005; Inglés et al., 2009; Padilla et al., 2010; Vicent et al., 2015, entre otros), así como con el paso de los cursos (Inglés et al., 2009; Vicent et al., 2015, entre otros). Es por este motivo por el que en la herramienta que se quiere presentar se decidió separar por cursos, así como por género, las diferentes dimensiones del autoconcepto. Este fenómeno quedó constatado al observar diferencias significativas en la propia muestra.

Tal y como se muestra en la **Tabla 6**, se encontraron diferencias de género estadísticamente significativas en las dimensiones de autoconcepto académico ( $p = .000$ ,  $d = 0.36$ ) y autoconcepto familiar ( $p = .000$ ,  $d = 0.16$ ), en las que las chicas presentaron mejores puntuaciones que los chicos, y en el autoconcepto emocional ( $p = .003$ ,  $d = 0.18$ ), en el que los chicos presentaron mejores puntuaciones que las chicas. Como muestra el estadístico *d*, el efecto del tamaño de las diferencias entre ambos grupos es entre pequeño y medio (Cohen, 1988). Todos estos análisis se realizaron con un intervalo de confianza del 95%.

Por otra parte, respecto al curso, fueron muy pocas las diferencias estadísticamente significativas halladas. Además, únicamente se hallaron diferencias significativas mínimas en el autoconcepto físico ( $p = .006$ ,  $\eta^2 = .01$ ). Se realizó igualmente una prueba *post hoc* (Scheffé) indicando que estas diferencias se encontraban entre los grupos de 5º ( $\bar{X} = 4.016$ ,  $DT = .326$ ) y 6º de Primaria ( $\bar{X} = 3.877$ ,  $DT = .330$ ), siendo el primer grupo quienes consideran tener un autoconcepto físico superior a los segundos.

## Estandarización de la Prueba

Para la estandarización de la escala AF-5 se comenzó realizando un análisis descriptivo estadístico de todas las dimensiones del autoconcepto dividido por curso y género. Para realizar este análisis descriptivo se dividió la muestra a través de 10 puntos de corte realizados exactamente cada 10 percentiles. La categorización de los diferentes percentiles se realizó tomando como base el trabajo de Brown (2010), considerando que poseían un autoconcepto muy bajo aquellos estudiantes con percentiles por debajo de 20, un autoconcepto bajo aquellos situados entre el percentil 21 a 40, un autoconcepto medio aquellos estudiantes entre el percentil 41 a 60, un autoconcepto alto aquellos estudiantes entre el percentil 61 a 80 y un autoconcepto muy alto aquellos ubicados entre el percentil 81 a 100.

En este epígrafe se consideró oportuno presentar ambas tablas de resultados; por una parte, las puntuaciones en percentiles para cada dimensión del autoconcepto por género y curso sin estandarizar, en escala Likert de 5 puntos (**Tabla 7**) y, por otra parte, la misma información, pero proporcionando las puntuaciones *Z* para cada uno de los percentiles estudiados (**Tabla 8**).

## Discusión y Conclusiones

A través del presente estudio se ha presentado el proceso y los principales resultados de la estandarización de la escala AF-5 para estudiantes españoles de educación primaria.

A lo largo de este epígrafe se discute la fiabilidad y validez de los resultados de este proceso de estandarización, así como las diferencias obtenidas de género y curso. De igual manera, se ha considerado favorable presentar tanto la aplicabilidad como las limitaciones que puede presentar este trabajo.

## Evidencia de Fiabilidad y Validez en la Estandarización

Los datos permiten observar cómo tanto la fiabilidad como la validez del instrumento es comprensiblemente buena, aunque con posibles mejoras.

Por una parte, cabría revisar los ítems de las dimensiones de autoconcepto académico ( $\alpha = .660$ ) y autoconcepto emocional ( $\alpha = .670$ ) que obtuvieron valores de fiabilidad algo inferiores a lo que se considera como buenos (Tavakol y Dennick, 2011). Se piensa que estas escalas obtuvieron puntuaciones levemente inferiores a lo normal debido a que algunos ítems pudieron haberse entendido de manera poco precisa, dificultando de este modo que la varianza de los datos fuese más amplia (p. ej., ítems 3, 8, 10 o 28). Estos niveles algo más bajos de lo normal han sido también constatados en otros estudios en educación primaria, como Marasca et al. (2013), quienes obtuvieron valores inferiores a  $\alpha = .70$  (entre .61 a .68) en cuatro de las cinco dimensiones. Autores como Lemos (2006) incluso postulan que en población infantil deberían considerarse como significativos valores de confiabilidad de  $\alpha = .30$ , debido a que sus respuestas suelen ser más inestables. A pesar de poseer estos dos valores por debajo a .70, también cabe comentar que los valores de fiabilidad omega fueron apropiados en todas las dimensiones.

No obstante, se cree que alguno de los ítems de estas escalas debería ser replanteado y adaptado para que sea mejor comprensible en estudiantes de educación primaria. Por ejemplo, esta muestra ha podido encontrar problemas a la hora de interpretar algunos términos como "criticado" (ítem 4), "considerar" (ítems 6 y 26), "decepcionar" (ítem 14) o "estimar" (ítem 16). Algunos de estos ítems, tal y como se ha visto en el trabajo, han sido problemáticos tanto en el grupo masculino, como en el grupo femenino.

Finalmente, cabe destacar que por lo general las puntuaciones obtenidas en niños y niñas en autoconcepto suelen ser bastante superiores a las de otras poblaciones, como los adolescentes (Amezcuá y Pichardo, 2000; Fernández y Goñi, 2008), por lo que las puntuaciones indicadas para cada percentil en este trabajo podrían variar a peor si el mismo trabajo fuese replicado en estudiantes adolescentes, por ejemplo.

## Diferencias de Género y Curso

Respecto a las diferencias de género obtenidas en la fase de estandarización del instrumento, eran previsibles, de acuerdo a la literatura revisada previamente. Estas diferencias han sido apoyadas por una serie de trabajos, como Padilla et al., 2010, Amezcuá y Pichardo, 2000, Gorostegui y Dörr, 2005, Vicent et al., 2015 o Inglés et al., 2009.

Sin embargo, respecto a las diferencias nímidas que se han encontrado por edad, podemos decir que estos resultados son contrarios a los de

**Tabla 7.** Puntuaciones no estandarizadas en escala Likert de 5 puntos para las diferentes dimensiones del autoconcepto

Nota. Perc = percentil; M = masculino; F = femenino; T = total.

otros estudios, como los de [Vicent et al., 2015](#) o [Inglés et al, 2009](#), y por lo tanto sigue la línea de trabajos como el de [Arens y Hasselhorn \(2014\)](#), que sustentan la hipótesis de que no existen diferencias por curso académico. Este fenómeno sustenta la idea de que el autoconcepto es un constructo con cierta estabilidad, que experimenta pocos cambios, que son además ligeros, suaves y muy duraderos ([González, 2005](#)).

## **Aplicabilidad de la Estandarización**

El propósito por el que este tipo de test son estandarizados es para proporcionar una medida de evaluación justa, válida y fiable

capaz de aportar información significativa. Cuando este proceso de estandarización se realiza de manera rigurosa permite eliminar los sesgos que podría ocasionar el uso de diferentes escalas.

El uso de este tipo de tests estandarizados permite comparar los resultados de diferentes personas en España de modo que un determinado valor obtenido a través de una escala de autoconcepto viene acompañado de un nivel categorizado de desarrollo del mismo.

Este trabajo permite, por una parte a nivel teórico, observar cómo el modelo multidimensional jerárquico de *Shavelson et al. (1976)* es considerablemente avalado en la práctica en estudiantes de educación primaria y, por otra parte, a nivel práctico permitir

**Tabla 8.** Puntuaciones Z para las diferentes dimensiones del autoconcepto

Perc	Autoconcepto académico												Autoconcepto social												
	4º			5º			6º			Total			4º			5º			6º			Total			
	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	
10	-0.94	-1.42	-1.26	-1.42	-1.15	-1.15	-1.61	-1.15	-1.42	-1.42	-1.15	-1.42	-1.33	-1.38	-1.33	-1.33	-1.05	-1.05	-1.33	-1.60	-1.33	-1.33	-1.33	-1.33	
20	-0.62	-0.62	-0.62	-1.15	-0.84	-0.89	-0.89	-0.62	-0.62	-0.89	-0.62	-0.89	-1.05	-0.89	-1.00	-0.78	-0.50	-0.78	-0.78	-0.78	-0.78	-0.78	-0.78	-0.78	
30	-0.35	-0.24	-0.35	-0.62	-0.35	-0.62	-0.62	-0.35	-0.35	-0.62	-0.35	-0.35	-0.50	-0.50	-0.50	-0.50	-0.14	-0.23	-0.50	-0.50	-0.50	-0.50	-0.50	-0.50	
40	-0.35	0.19	-0.35	-0.35	-0.08	-0.08	-0.35	-0.08	-0.08	-0.35	-0.08	-0.08	-0.23	0.05	-0.23	-0.23	0.32	0.05	-0.23	-0.23	-0.23	-0.23	0.05	0.05	
50	-0.35	0.45	-0.08	-0.08	0.19	0.19	-0.08	0.19	-0.08	0.19	-0.08	0.05	0.05	0.19	0.32	0.32	0.05	0.32	0.05	0.05	0.32	0.32	0.32	0.32	
60	-0.08	0.45	0.45	0.19	0.45	-0.08	0.45	0.19	-0.08	0.45	0.19	0.32	0.32	0.32	0.60	0.60	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	
70	0.19	0.72	0.72	0.45	0.72	0.72	0.19	0.72	0.45	0.19	0.72	0.45	0.60	0.60	0.60	0.60	0.60	0.60	0.60	0.60	0.60	0.60	0.60	0.60	
80	0.99	0.99	0.99	0.72	0.99	0.99	0.72	1.10	0.99	0.72	0.99	0.99	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	
90	1.26	1.26	1.26	1.26	1.53	1.26	0.99	1.53	1.26	1.26	1.53	1.26	1.15	0.88	0.88	1.15	1.40	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	
100	1.53	1.53	1.53	1.53	1.53	1.53	1.53	1.53	1.53	1.53	1.53	1.53	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	
Autoconcepto emocional																									
Perc	Autoconcepto familiar												Autoconcepto familiar												
	4º			5º			6º			Total			4º			5º			6º			Total			
	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	
10	-1.27	-1.13	-1.12	-1.43	-1.12	-1.35	-1.41	-1.43	-1.43	-1.35	-1.28	-1.28	-1.79	-1.40	-1.40	-1.40	-1.00	-1.36	-1.40	-1.04	-1.04	-1.40	-1.04	-1.40	
20	-0.81	-0.76	-0.73	-0.89	-0.73	-0.81	-0.76	-0.81	-0.81	-0.81	-0.73	-0.81	-1.04	-0.68	-0.68	-0.68	-0.32	-0.68	-0.32	-0.32	-0.32	-0.68	-0.68	-0.68	
30	-0.53	-0.46	-0.49	-0.41	-0.41	-0.41	-0.41	-0.49	-0.41	-0.41	-0.41	-0.41	-0.32	-0.68	-0.39	-0.32	0.04	-0.32	0.00	0.04	0.04	-0.32	0.04	-0.32	
40	-0.16	-0.23	-0.18	-0.18	-0.02	-0.10	-0.10	-0.10	-0.10	-0.18	-0.10	-0.10	0.04	-0.32	0.04	0.04	0.40	0.04	0.40	0.40	0.04	0.04	0.04	0.04	
50	0.02	0.13	0.06	0.06	0.21	0.13	0.06	0.17	0.13	0.06	0.21	0.13	0.04	0.04	0.04	0.04	0.76	0.40	0.40	0.40	0.40	0.40	0.40	0.40	
60	0.30	0.35	0.21	0.34	0.53	0.42	0.29	0.45	0.37	0.29	0.45	0.37	0.40	0.40	0.40	0.40	0.76	0.40	0.40	0.76	0.40	0.40	0.76	0.40	
70	0.48	0.50	0.45	0.53	0.68	0.61	0.53	0.68	0.53	0.50	0.61	0.53	0.76	0.76	0.76	0.40	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	
80	0.85	0.64	0.67	0.76	0.10	0.90	0.84	0.84	0.84	0.83	0.84	0.84	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	
90	1.31	1.07	1.07	1.23	1.38	1.23	1.15	1.23	1.19	1.15	1.23	1.15	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	
100	2.32	1.47	1.94	2.25	2.25	2.10	2.25	2.25	2.25	2.25	2.25	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	
Autoconcepto físico																									
Perc	Autoconcepto general												Autoconcepto general												
	4º			5º			6º			Total			4º			5º			6º			Total			
	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	
10	-1.15	-1.40	-1.15	-1.38	-0.90	-1.12	-1.40	-1.40	-1.40	-1.15	-1.10	-1.40	-1.07	-1.49	-1.41	-1.19	-1.81	-1.41	-1.19	-1.41	-1.19	-1.41	-1.41	-1.41	
20	-0.70	-0.50	-0.65	-0.85	-0.65	-0.65	-0.90	-0.90	-0.90	-0.80	-0.60	-0.90	-0.85	-1.07	-0.77	-0.94	-0.99	-0.99	-0.77	-0.77	-0.77	-0.77	-0.99	-0.77	
30	-0.40	-0.15	-0.20	-0.40	-0.40	-0.40	-0.65	-0.65	-0.50	-0.30	-0.40	-0.65	-0.77	-0.61	-0.56	-0.56	-0.35	-0.35	-0.56	-0.56	-0.56	-0.56	-0.56	-0.56	
40	-0.15	0.10	-0.15	0.10	-0.15	0.10	-0.15	-0.40	-0.15	-0.30	0.00	-0.15	-0.25	-0.56	-0.48	-0.14	-0.35	-0.35	-0.14	-0.14	-0.14	-0.14	-0.35	-0.14	
50	0.10	0.35	0.10	0.23	0.35	0.35	0.10	-0.15	0.10	-0.10	0.21	0.10	-0.04	-0.03	-0.14	0.07	-0.14	-0.14	0.28	0.07	0.07	0.07	-0.14	0.07	
60	0.35	0.55	0.35	0.35	0.60	0.60	0.35	0.10	0.35	0.20	0.51	0.35	0.16	-0.14	0.07	0.28	0.07	0.28	0.49	0.28	0.28	0.28	0.28	0.28	
70	0.43	0.75	0.60	0.60	0.85	0.85	0.60	0.35	0.60	0.41	0.71	0.60	0.42	0.07	0.28	0.70	0.49	0.49	0.70	0.49	0.70	0.49	0.49	0.49	
80	0.85	0.85	0.85	1.10	1.10	0.85	0.60	0.85	0.71	1.01	0.85	0.80	0.49	0.70	0.92	0.70	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.70	0.92	
90	1.10	1.10	1.10	1.35	1.35	1.35	1.10	1.10	1.01	1.31	1.10	1.58	1.00	1.55	1.34	1.12	1.34	1.34	1.28	1.28	1.34	1.12	1.34	1.34	
100	1.60	1.60	1.60	1.60	1.60	1.60	1.60	1.60	1.60	2.42	2.52	1.60	1.97	2.18	2.18	2.18	2.18	2.18	2.18	2.18	2.18	2.18	2.18	2.18	

Nota. Perc = percentil; M = masculino; F = femenino; T = total.

que profesionales del ámbito educativo, independientemente del test de autoconcepto empleado, puedan formular diagnósticos sobre contextos o casos particulares de estudiantes en la etapa de educación primaria.

Finalmente, se espera que el presente trabajo también sirva para hacer eco a investigadores para conocer las limitaciones que hay al emplear este tipo de instrumentos en estudiantes de educación primaria y, consecuentemente, tratar de replicar con otra muestra y solventar en la medida de lo posible las limitaciones expuestas, como mejorar la bondad de ajuste del modelo o los índices de fiabilidad y validez con las sugerencias dadas.

### Limitaciones del Estudio

La principal limitación que presenta la muestra concierne a la representatividad. Más concretamente, aunque la muestra empleada sea bastante grande, la representatividad de los colegios públicos es baja. De igual modo, el reparto por cursos fue más representativo en estudiantes de 6º de Educación Primaria que en estudiantes de 4º, por lo que este desequilibrio podría haber ocasionado un sesgo en la estandarización del instrumento.

Aunque de antemano se conocían ambas limitaciones y se intentaron solventar proponiendo la participación de un número igual de

colegios públicos y concertados, la iniciativa que tomaron los colegios concertados resultó ser muy superior a la de los colegios públicos.

Cabe destacar también, respecto a la parte estadística, que dos de las dimensiones estudiadas poseían valores por debajo de los aceptados comúnmente en la fiabilidad. Esta limitación se trató de solventar en parte con el estadístico omega, cuyos valores fueron favorables.

Por otra parte, cabe señalar que la bondad de ajuste del modelo en ciertos estadísticos fue algo inferior a lo normalmente aceptado, lo cual indica en cierto grado un pobre ajuste incremental.

Finalmente, otra limitación que presenta el trabajo es que en él tomaron parte únicamente colegios provenientes de 7 de las 17 Comunidades Autónomas de España, por lo que no se contemplan las opiniones de estudiantes de algunas de ellas, importantes en extensión y/o en población, como Andalucía, Extremadura, Castilla y León, Castilla la Mancha o Cataluña.

### Extended Summary

Self-concept is a complex and dynamic system of beliefs that an individual considers true with regard to himself (Purkey, 1970). Although theoretical discrepancies of considering it as a one-dimensional construct, in the last decades, the fact of considering self-concept as a multidimensional factor is being widely supported (Cazalla-Luna & Molero, 2013). Within this theory, one of the most used instruments in Spanish to measure the self-concept is the AF-5 scale (García & Musitu, 2014), which is characterized by being one of the few instruments in Spanish that is used to measure self-concept in children.

Despite being aware of the relevance of this concept in primary education, as it is a significant moment of changes, such as the increase of both success and failure experiences, self-awareness of own sex at 5-6 years old, the development of awareness of sexual identity based on the anatomy at 7-8 years, or social perception of each one in different groups from 9 to 12 years old (Fernández & Goñi, 2008), it is necessary to provide an standardized tool of children's self-concept that allows us to submit judgments and contexts or particular diagnoses, independently of the tool used to measure self-concept.

It should be pointed out that the AF-5 scale has been previously standardized in its original version with a sample of 390 students of 5<sup>th</sup> and 6<sup>th</sup> year, as part of the whole study of 6,483 participants in 1999 (García & Musitu, 2001). However, this sample was considerably small and not focused entirely on primary education, as well as somewhat outdated since it was applied 20 years ago.

In an attempt to overcome these limitations, this study was carried out with the participation of 1,059 students from 4<sup>th</sup> (135 - 12.7%), 5<sup>th</sup> (310, 29.3%) and 6<sup>th</sup> (614, 58%) year of primary education, from 18 schools from different parts of Spain. This sample completed the 30 items of the AF-5 scale (García & Musitu, 2014), which measures 5 dimensions of self-concept (academic, social, emotional, familiar, and physical dimensions). Out the total sample, 36 (3.4%) came from state schools, 128 (12.1%) came from private schools, and 895 (84.5%) were from state-subsidised schools. With regard to gender, 539 (50.9%) were female students and 520 (49.1%) were male students.

Both general reliability ( $\alpha = .853$ ) and dimensional reliability (from  $\alpha = .660$  to  $\alpha = .836$ ) were considerably good. It should be pointed out that other studies carried out with primary education students obtained also Cronbach's values below .70 (Marasca, Marasca, & Imhoff, 2013). Authors like Lemos (2006) claim that in some cases it is difficult to ensure optimal levels of internal consistency because responses of primary education students are usually more instable. In order to complement this analysis,  $\omega$  value was calculated. This statistic showed a good level of reliability.

With regard to the validity, it should be highlighted that content, construct, and criterion validities were quite good. Construct validity

was studied through the correlation of the test (values from  $p = .000$ ,  $r = .212$  to  $p = .000$ ,  $r = .481$ ) and through a confirmatory factor analysis ( $\chi^2/gf = 3.86$ , RMSEA = .052, GFI = .907, RMR = .056, NFI = .835, CFI = .872, PGFI = .771, AIC = 1,666.060) obtaining quite acceptable values. In addition, the invariance of the scale was studied carrying out a multigroup CFA. These results pointed out that the invariance concerned the course, but not the gender. This is the reason why the following analyses were made separately, obtaining some specific differences, but presenting the same problems with items i04, i14, and i22. These items are thought to be in part difficult to interpret for this sample.

This first step was taken to check that the theoretical model was suitable to be standardized. Starting from this point, differences of gender and year were analysed, obtaining, on the one hand, significant differences mainly in gender, with male students having better emotional self-concept ( $p = .003$ ,  $d = 0.18$ ) and female students having better academic self-concept ( $p = .000$ ,  $d = 0.36$ ) and family self-concept ( $p = .008$ ,  $d = 0.16$ ). On the other hand, concerning year, there were significant differences of small effect in physical self-concept ( $p = .006$ ,  $\eta^2 = .01$ ) between 5<sup>th</sup> ( $M = 4.016$ ,  $SD = 0.326$ ) and 6<sup>th</sup> ( $M = 3.877$ ,  $SD = 0.330$ ) grade students.

Taking all these analyses into account, the instrument was standardized by carrying out the following steps: 1) the sample was split by gender, grade and total; 2) 10 cut-off points were made every 10 percentiles and their non-standardized values (5-point Likert) and standardized ( $z$  scores) values were calculated; 3) finally, the different percentiles were categorized based on Brown's (2010). In this way, we can consider that those students with percentiles below 20 have a very low self-concept, those students with percentiles between 21 to 40 have a low self-concept, those students with percentiles between 41 to 60 have an average self-concept, those students with percentiles between 61 to 80 have a high self-concept, and those students with percentiles between 81 to 100 have a very high self-concept.

This paper allows us, on the one hand at a theoretical level, to observe how Shavelson, Hubner, and Stanton's (1976) multidimensional model is considerably supported within primary education students and, on the other hand at a practical level, to let education practitioners, regardless of the self-concept test used, to formulate diagnoses about context or particular cases of students in primary education.

Amongst the limitations of this paper we can highlight lack of representativeness of state schools and lack of representativeness of primary education 4<sup>th</sup> year students. In addition, it should be noted that only schools from 7 of the 17 autonomous regions of Spain participated in this study, leaving aside important autonomous regions such as Andalucía, Extremadura, Castilla y León, Castilla la Mancha, or Cataluña. Finally, this research has had some statistic problems (lower than normal values of  $\alpha$  in two dimensions and lower than normal values of incremental fit indexes).

### Conflictos de Intereses

El autor de este artículo declara que no tiene ningún conflicto de intereses.

### Referencias

Ackerman, P. L. (2003). Cognitive ability and non-ability trait determinants of expertise. *Educational Researcher*, 32, 15-20. <https://doi.org/10.3102/0013189X032008015>

Amezcuia, J. A. y Pichardo, M. C. (2000). Diferencias de género en autoconcepto en sujetos adolescentes. *Anales de Psicología*, 16, 207-214.

Arens, A. K. y Hasselhorn, M. (2014). Age and gender differences in the relation between self-concept facets and self-esteem. *Journal of Early Adolescence*, 34, 760-791. <https://doi.org/10.1177/0272431613503216>

Awang, Z. (2015). Validating the measurement model: CFA. En Z. Awang (Ed.), *SEM made simple: A gentle approach to learning structural*

*equation modelling* (pp. 54-74). Selangor, Malasia: MPWS.

Axpe, I. y Uralde, E. (2008). Programa educativo para la mejora del autoconcepto físico. *Revista de Psicodidáctica*, 13, 53-69.

Bledsoe, J. C. (1964). Self-concepts of children and their intelligence, achievements, interests, and anxiety. *Journal of Individual Psychology*, 20, 55-58.

Brown, S. (2010). Likert scale examples for surveys. Universidad estatal de Iowa. Ames, IA: Recuperado de <https://www.extension.iastate.edu/Documents/ANR/LikertScaleExamplesforSurveys.pdf>

Bustos, V., Oliver, A. y Galiana, L. (2015). Validación del autoconcepto forma 5 en universitarios peruanos: una herramienta para la psicología positiva. *Psicología: Reflexao e Critica*, 28, 690-697. <https://doi.org/10.1590/1678-7153.201528406>

Campo-Arias, A. y Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10, 831-839. <https://doi.org/10.1590/S0124-00642008000500015>

Carranza, R. F. y Bermúdez, M. E. (2017). Análisis psicométrico de la escala de autoconcepto AF5 de García y Musitu en estudiantes universitarios de Tarapoto (Perú). *Interdisciplinaria Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 34, 459-472. <https://doi.org/10.16888/interd.2017.34.2.13>

Cazalla-Luna, N. y Molero, D. (2013). Revisión teórica sobre el autoconcepto y su importancia en la adolescencia. *Revista Electrónica de Investigación y Docencia*, 10, 43-64.

Chamorro-Premuzic, T. y Furnham, A. (2006). Intellectual competence and the intelligent personality: A third way in differential psychology. *Review of General Psychology*, 10, 251-267. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.10.3.251>

Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2<sup>a</sup> ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Eccles, J. S. y Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109-132. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135153>

Elexpuru Albizuri, I. (1992). El autoconcepto en los alumnos de 8 a 11 años de edad a través del SDQ. En A. Villa (Coord.). *Autoconcepto y educación: teoría, medida y práctica pedagógica*. Vitoria-Gasteiz, España: Servicio de Publicaciones del Gobierno Vasco.

Esnaola, I., Rodríguez, A. y Goñi, E. (2011). Propiedades psicométricas del cuestionario de autoconcepto AF5. *Anales de Psicología*, 27, 109-117.

Fernández, A. y Goñi, E. (2008). El autoconcepto infantil: una revisión necesaria. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 1, 13-22.

Garaigordobil, M. y Aliri, J. (2011). Sexismo hostil y benevolente: relaciones con el autoconcepto, el racismo y la sensibilidad intercultural. *Revista de Psicodidáctica*, 16, 331-350.

García, F. y Musitu, G. (1999). *AF-5. Autoconcepto Forma 5*. Madrid, España: TEA Ediciones.

García, F. y Musitu, G. (2001). *AF-5. Autoconcepto Forma 5*. Madrid, España: TEA Ediciones.

García, F. y Musitu, G. (2014). *AF-5. Autoconcepto Forma 5*. Madrid, España: TEA Ediciones.

García, F. y Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18, 551-556.

González, O. (2005). Estructura multidimensional del autoconcepto físico. *Revista de Psicodidáctica*, 10, 121-130.

Gorostegui, M. E. (1992). Adaptación y construcción de normas para Chile de la Escala de Autoconcepto para niños de Piers-Harris. En C. Rogers (Ed.), *Libertad y creatividad en la educación. El sistema no directivo*. Buenos Aires, Argentina: Paidós.

Gorostegui, M. E. y Dörr, A. (2005). Género y autoconcepto: un análisis comparativo de las diferencias por sexo en una muestra de niños de educación general básica (EGB) (1992-2003). *Psykhe*, 14(1), 151-163. <https://doi.org/10.4067/S0718-22282005000100012>

Harter, S. (1985). *Manual for the Self-Perception Profile for Children: Revision of the Perceived Competence Scale for Children*. University of Denver, Denver, CO. y <https://doi.org/10.1037/t05338-000>

Harter, S. (1990). Self and identity development. En S. Feldman y G. Elliot (Eds.), *At the threshold: The developing adolescent* (p. 352-387). Cambridge, MA: Harvard University Press.

Herrera, L., Al-Lal, M. y Mohamed, L. (2017). Rendimiento escolar y autoconcepto en educación primaria. Relación y análisis por género. *International Journal of Development and Educational Psychology*, 3, 315-325. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2017.n1.v3.1000>

Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.

Ingles, C. J., Pastor, Y., Torregrosa, M. S., Redondo, J. y García-Fernández, J. M. (2009). Diferencias en función del género y el curso académico en dimensiones del autoconcepto: Estudio con una muestra de adolescentes españoles. *Anuario de psicología*, 40, 271-288.

Lemos, V. (2006). La deseabilidad social en la evaluación de la personalidad infantil. *Suma Psicológica*, 13, 7-14.

Malo, S., Bataller, S., Casas, F., Gras, M. E., González, M. (2011). Análisis psicométrico de la escala multidimensional de autoconcepto AF5 en una muestra de adolescentes y adultos de Cataluña. *Psicothema*, 23, 871-878.

Marasca, R., Marasca, M. e Imhoff, D. (2013). Escala de Autoconcepto Forma 5 (AF5): indagación sobre sus propiedades psicométricas en población infantil de Córdoba, Argentina. *Revista de Psicología*, 13, 151-171.

Marchago, J. (1991). *El profesor y el autoconcepto de sus alumnos: teoría y práctica*. Madrid, España: Escuela Española.

Marchetti, B. (1997). *Concetto di se'relazioni familiari e valori* (tesis de licenciatura). Università degli studi di Bologna, Italia.

Marsh, H. W., Byrne, B. M. y Shavelson, R. J. (1988). A multifaceted academic self-concept: Its hierarchical structure and its relation to academic achievement. *Journal of Educational Psychology*, 80, 366-380. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.80.3.366>

Marsh, H. W. y Hattie, J. (1996). Theoretical perspectives on the structure of self-concept. En B. A. Bracken (Ed.), *Handbook of self-concept: Developmental, social and clinical considerations* (pp. 38-90). Oxford, UK: John Wiley & Sons.

Martínez, I. y García, J. F. (2008). Internalization of values and self-esteem among Brazilian teenagers from authoritative, indulgent, authoritarian, and neglectful home. *Adolescence*, 43(169), 13-29.

Martínez, I., García, J. F. y Yubero, S. (2007). Parenting styles and adolescents' self-esteem in Brazil. *Psychological Reports*, 100, 731-745. <https://doi.org/10.2466/pr0.100.3.731-745>

Marx, R. y Winne, P. (1978). Construct interpretations of three self-concept inventories. *American Educational Research Journal*, 15, 99-109. <https://doi.org/10.3102/00028312015001099>

Morelato, G., Maddio, S. y Valdez, J. L. (2011). Autoconcepto en niños de edad escolar: el papel del maltrato infantil. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 20, 151-159.

Núñez, J. y González, J. (1994). Determinantes del rendimiento académico. *Variables cognitivo-motivacionales, atribucionales, uso de estrategias y autoconcepto*. Oviedo, España: Servicio de Publicaciones Universidad de Oviedo.

Núñez, J. C., González-Pumariega, S. y González-Pienda, A. (1995). Autoconcepto en niños con y sin dificultades de aprendizaje. *Psicothema*, 7, 587-604.

Padilla, M. T., García, S. y Suárez, M. (2010). Diferencias de género en el autoconcepto general y académico de estudiantes de 4º de ESO. *Revista de Educación*, 352, 495-515.

Peralta, M. D. y Peralta, F. J. (2003). Relaciones entre el autoconcepto y el rendimiento académico en alumnos de educación primaria. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 1, 95-120.

Piers, E. (1984). *The Piers-Harris Children's Self Concept Scale*. Los Angeles, CA: W.P.S.

Purkey, W. W. (1970). *Self-concept and school achievement*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University. <https://doi.org/10.1515/9781400876136>

Shavelson, R., Hubner, J. y Stanton, J. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretation. *Review of Educational Research*, 46, 407-441. <https://doi.org/10.3102/00346543046003407>

Tavakoli, M. y Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International journal of Medical Education*, 2, 53-55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8df>

Vicent, M., Lagos-San Martín, N., González, C., Inglés, C. J., García-Fernández, J. M. y Gomis, N. (2015). Diferencias de género y edad en autoconcepto en estudiantes adolescentes chilenos. *Revista de psicología*, 24, 1-16. <https://doi.org/10.5354/0719-0581.2015.36752>

Villa, A., y Auzmendi, E. (1999). *Desarrollo y evaluación del autoconcepto en la edad infantil*. Bilbao, España: Mensajero.

Watkins, M. W. (2013). *Omega* [software de ordenador]. Phoenix, AZ: Ed & Psych Associates.

