

Original

# Estandarización de la Escala de autoconcepto AF5 en estudiantes universitarios colombianos



Diana Marcela Montoya Londoño<sup>a,b,\*</sup>, Carmen Dussán Lubert<sup>c</sup>, Victoria Eugenia Pinilla Sepúlveda<sup>d,e</sup> y Aníbal Puente Ferreras<sup>f</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Estudios Educativos, Universidad de Caldas, Manizales, Caldas, Colombia

<sup>b</sup> Programa de Psicología, Universidad de Manizales, Manizales, Caldas, Colombia

<sup>c</sup> Departamento de Matemáticas, Universidad de Caldas, Manizales, Caldas, Colombia

<sup>d</sup> Departamento Estudios de Familia, Universidad de Caldas, Manizales, Caldas, Colombia

<sup>e</sup> Programa de Psicología, Universidad de Manizales, Manizales, Caldas, Colombia

<sup>f</sup> Facultad de Educación y Ciencias Sociales, Universidad Andrés Bello, Viña del Mar, Chile

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

### Historia del artículo:

Recibido el 4 de diciembre de 2018

Aceptado el 21 de junio de 2019

On-line el 3 de agosto de 2019

### Palabras clave:

Autoconcepto

Relaciones interpersonales

Relaciones familiares

## R E S U M E N

**Introducción y objetivo:** El autoconcepto es un constructo de gran importancia en el estudio de la disciplina psicológica, en cuanto se considera que transversaliza la personalidad del individuo. El presente trabajo tuvo como objetivo el estandarizar la prueba de autoconcepto forma 5 (AF5), para estudiantes universitarios con edades comprendidas entre los 16 y 26 años de la ciudad de Manizales, Caldas, Colombia.

**Metodología:** La muestra estuvo conformada por 604 estudiantes universitarios. En relación con el método puede señalarse que la validez de apariencia se analizó mediante juicio de expertos; la de contenido, mediante análisis factorial de componentes principales con rotación oblimin con Kaiser y número máximo de interacciones para convergencia de 25. La validez de criterio concurrente se trabajó mediante el coeficiente de correlación de Spearman. El coeficiente alfa de Cronbach se utilizó para medir la consistencia interna; en cuanto a la consistencia relacionada con el tiempo de aplicación, se midió la proporción de aciertos de un grupo de 50 estudiantes, a los que se les aplicó el test nuevamente 4 meses después de la primera aplicación.

**Resultados:** Se confirmó el modelo pentadimensional del autoconcepto propuesto por los autores de la prueba, así como las propiedades psicométricas del instrumento.

**Conclusiones:** Se considera importante continuar avanzando en el estudio de la pertinencia cultural de los ítems que integran las dimensiones social y familiar.

© 2019 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

## Standardization of the AF5 Self-Concept Scale in Colombian university students

### A B S T R A C T

**Introduction and objective:** Self-concept is an important field of study in Psychology due to the fact that it encompasses an individual's personality. The aim of this work was to standardize the self-concept test form 5 (AF5) for college students aged between 16 and 24 years at Manizales, Caldas, Colombia.

**Methodology:** Our sample comprised 604 students of the Universities of Caldas and Manizales. Validity was analyzed by expert judgment; the content validity by using principal components factor analysis with rotation oblimin Kaiser and maximum number of interactions for convergence 25. The concurrent validity was treated by the Spearman correlation coefficient. Cronbach's alpha coefficient was used to measure the internal consistency; in terms of consistency related to the time of application, the hit ratio of a group of 50 students was measured, which were administered the test again 4 months after its first application.

### Keywords:

Self-concept

Interpersonal relationships

Family relationships

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [diana.montoya@ucaldas.edu.co](mailto:diana.montoya@ucaldas.edu.co) (D.M. Montoya Londoño).

**Results:** The 5-dimensional model proposed by the authors of the self-concept test was confirmed, and so were the psychometric properties of the test.

**Conclusions:** Further progress is required in the study of the cultural relevance of the items involved in the social and family dimensions of each of these dimensions.

© 2019 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

## Introducción

El autoconcepto es un constructo teórico de gran importancia para la disciplina psicológica, en la medida en que se considera que transversaliza la personalidad del individuo y representa el fundamento del desarrollo social y emocional de los seres humanos (Bustos, Oliver, & Galiana, 2015; Davis & Sandler, 2001; Esnaola, Goñi, & Madariaga, 2008; Ramírez, 2012; Woolfolk, 2006).

El autoconcepto obedece a un proceso de construcción permanente; por lo mismo, se estima que se deriva del conjunto de creencias que cada persona tiene acerca de sí misma, a partir de la interacción social del individuo con las demás personas de su entorno. Así entendido, se considera que un autoconcepto positivo está en la base del buen desempeño personal, social y profesional (Esnaola et al., 2008; García, Sarmiento y Martínez, 2011; Salvador-Ferrer, 2012; Valenzuela-Zambrano y López-Justicia, 2015).

El autoconcepto hace referencia a la percepción que cada persona tiene de sí misma en un momento determinado, y se estructura a partir de un conjunto de creencias positivas o negativas que implican una permanente autoevaluación. Estas creencias están referidas a diferentes facetas de la personalidad en las dimensiones: personal, familiar, social, académica y laboral (Navajas-Seco, 2015; Rojas & Bolívar, 2009; Rivera-Morales & Hernández-Durán, 2017). Así, el autoconcepto ha sido entendido como un constructo jerárquico y multidimensional con componentes altamente diferenciados, como el emocional, el físico, el social y el académico, entre otros (Zanden, Marsh, Seaton y Parker, 2015).

De esta manera, el autoconcepto representa el conjunto de conceptos internamente consistentes y jerárquicamente organizados acerca de diferentes dimensiones humanas y puede ser entendido como el conjunto de pensamientos y sentimientos que una persona tiene acerca de sí misma (Bartra, Guerra, & Carranza-Esteban, 2016; García & Musitu, 2009; García et al., 2011; Ibarra, Armenta, & Jacobo, 2014; Malo, Bataller, Casas, Gras, & González, 2011; Ramírez, 2012; Salvador-Ferrer, 2012; Saura-Calixto, 1995).

En particular, el autoconcepto, como constructo psicológico, se considera determinante en el bienestar psicológico que alcanza el individuo, en cuanto a su adecuado desarrollo. Se considera, asimismo, fundamental para la salud mental, para las relaciones que luego se establezcan y para el éxito que las personas alcancen en la vida (García & Gracia, 2010; Rice, 1997; Valenzuela-Zambrano & López-Justicia, 2015).

La investigación inicial del autoconcepto evidencia una perspectiva unidimensional, en la que el autoconcepto estaba representado por una única puntuación general de autoestima; sin embargo, este enfoque recibió diferentes críticas relacionadas con el hecho de que una perspectiva unidimensional del autoconcepto no permitía a los investigadores captar el valor y aporte que diferentes componentes del autoconcepto pueden ofrecer (Rosenberg, Schooler, Schoenbach y Rosenberg, 1995; Van Zanden, Marsh, Seaton y Parker, 2015). La comprensión del autoconcepto desde una perspectiva multidimensional solo se origina hasta los trabajos de James (1963), al considerar al yo como multifacético y jerárquico, estructura en la que se empezó a diferenciar el «yo corporal», el «yo

espiritual», el «yo material extracorpóreo» y diversos «yo sociales» entre ellos.

En la perspectiva de algunos investigadores, entre los que se destacan Shavelson, Hubner y Stanton (1976), se postuló, inicialmente, un autoconcepto general que abarcaba todos los aspectos del yo, que luego se dividió en 2 dimensiones: autoconcepto académico y no académico. Sin embargo, el desarrollo de la investigación posterior evidenció que había algunas debilidades en el modelo propuesto por Shavelson et al. (1976). Esto llevó a Marsh y Shavelson (1985) a revisar el modelo que ofrecía una visión del autoconcepto más diferenciada que las concepciones anteriores. Por ejemplo, este modelo propuso factores académicos de orden superior del autoconcepto académico (por ejemplo, matemáticas y verbales) para explicar los autoconceptos en asignaturas escolares específicas, en lugar de la dimensión única del autoconcepto académico.

El modelo teórico del instrumento Autoconcepto Forma 5 (AF5) se basa en el modelo multidimensional y jerárquico del autoconcepto propuesto por Shavelson et al. (1976). Dicho modelo ha sido validado por diferentes investigadores (Bustos et al., 2015; Carranza-Esteban & Bermúdez-Jaimes, 2017; Esnaola, Rodríguez, & Goñi, 2011; Malo et al., 2011; Moritz, Read, Clark, Callahan, & Albaugh, 2009; Véliz-Burgos & Apodaca-Urquijo, 2012). Es importante destacar que los hallazgos de todos estos estudios han demostrado el valor de una perspectiva multidimensional sobre una medida global de autoestima, especialmente en términos de validez predictiva, convergente y discriminante (Marsh, 2007).

El AF5 es un instrumento psicométrico diseñado para evaluar 5 dimensiones (social, académica/profesional, emocional, familiar y física) del autoconcepto con 6 ítems por cada una de ellas. Para la estandarización y baremación de la prueba se utilizó una muestra de 6,480 sujetos de ambos sexos con un rango de edad entre 10 y 62 años, pertenecientes a instituciones escolares y adultos de la comunidad valenciana (García y Musitu, 2009; García y Musitu, 2014). Dentro de las propiedades psicométricas de la prueba se estableció un alfa de Cronbach de .815 (García y Musitu, 2009).

El presente estudio tuvo como objetivo estandarizar la prueba AF5 para estudiantes universitarios con edades comprendidas entre los 16 y los 26 años de la ciudad de Manizales, Caldas, Colombia.

## Método

**Tipo de estudio:** investigación descriptiva de corte transversal.

**Muestra:** se realizó un estudio de validación con 604 estudiantes de las universidades de Caldas y de Manizales, con una edad promedio de 21 años (DE 2,8 años). Los estudiantes, una vez cumplieron los criterios de inclusión, participaron voluntariamente en el proyecto una vez firmaron el consentimiento informado.

**Criterios de inclusión:** Edad en el rango de 16 a 26 años, ser estudiante activo de algunas de las Universidades participantes en la investigación, no tener historial de enfermedad neurológica o psiquiátrica y firmar el consentimiento informado.

**Criterios de exclusión:** Edad mayor a 26 años, 11 meses, historial de enfermedad neurológica o psiquiátrica y no firmar el consentimiento informado.

**Instrumento:** en esta investigación se administró el cuestionario AF5 (García y Musitu, 2009). Este cuestionario consta de 5 subescalas: el factor académico-laboral (ítems 1, 6, 11, 16, 21 y 26), el factor social (ítems 2, 7, 12, 17, 22 y 27), el factor emocional (ítems 3, 8, 13, 18, 23 y 28), el factor familiar (ítems 4, 9, 14, 19, 24 y 29) y el factor físico (ítems 5, 10, 15, 20, 25 y 30); es decir, 6 ítems por cada escala. Los participantes tienen que calificar cada ítem en una escala cuantitativa entre 1 y 99, donde 1 representa que la persona está totalmente en desacuerdo con la pregunta y 99 que la persona está totalmente de acuerdo. En cuanto al análisis de las propiedades psicométricas del instrumento, se señala que el cuestionario AF5 ofrece índices de fiabilidad superiores a .71 (Esnaola et al., 2011); asimismo, investigaciones recientes han reportado índices de fiabilidad que oscilan entre .75 para el caso de la dimensión de autoconcepto físico y .82 para el caso del autoconcepto emocional (Bustos et al., 2015).

**Variables utilizadas** en la investigación: las variables incluidas en el estudio fueron los puntajes correspondientes a las siguientes áreas: académico-laboral, social, emocional, familiar y físico.

**Plan de análisis:** se realizó un estudio de validación con 604 estudiantes de las universidades de Caldas y de Manizales. La validez del instrumento y la confiabilidad se analizaron del siguiente modo:

- Validez de apariencia: juicio de expertos.
- Validez de contenido: análisis factorial.
- Validez de criterio concurrente: coeficiente de correlación de Spearman.
- Consistencia interna: coeficiente alfa de Cronbach.
- Consistencia relacionada con el tiempo de aplicación: proporción de aciertos.
- Análisis de normalidad de los datos discriminando por género del estudiante (prueba de Shapiro-Wilk).
- Prueba *t* o *U* de Mann-Whitney para determinar si existe diferencia en las puntuaciones directas medias o medianas entre hombres y mujeres.
- Obtención de baremos para cada una de las dimensiones del autoconcepto evaluadas.

## Resultados

### Validez de apariencia

Mediante juicio de 5 expertos en el área, psicólogos con formación en psicometría, se decidió utilizar el test de autoconcepto AF5 en sus dimensiones académico-laboral, social, físico y emocional (tabla 1).

Todas las pruebas fueron aplicadas a un grupo de 50 personas para determinar el correcto entendimiento de las mismas, corregir dificultades en el lenguaje y establecer criterios de aplicación y calificación estándares.

### Validez del contenido

Se refiere a si la prueba contiene un rango de respuestas que son representativas del dominio entero o universo de habilidades,

**Tabla 1**  
Variables y dimensiones del test de autoconcepto AF5

| Variable                         | Dimensión         |
|----------------------------------|-------------------|
| Preguntas 1, 6, 11, 16, 21 y 26  | Académico-laboral |
| Preguntas 2, 7, 12, 17, 22 y 27  | Social            |
| Preguntas 3, 8, 13, 18, 23 y 28  | Emocional         |
| Preguntas 4, 9, 14, 19, 24 y 29  | Familiar          |
| Preguntas 5, 10, 15, 20, 25 y 30 | Físico            |

entendimientos y otras conductas que supuestamente debe medir la prueba (Lewis, 2003).

Este tipo de validez se trabajó revisando el análisis factorial de componentes principales con rotación oblimin con Kaiser y número máximo de interacciones para convergencia de 25. Se cumplieron satisfactoriamente las condiciones de adecuación muestral ( $KMO = .85$ ) y esfericidad ( $p < .0001$ ). En la tabla 2 se observa que el primer factor se satura principalmente por las preguntas 1, 6, 11, 16, 21 y 26, las que corresponden a la dimensión «académico-laboral»; el segundo factor, por las preguntas 3, 8, 13, 18, 23 y 28, o sea, la dimensión «emocional». El tercer factor representa la dimensión «social»; el cuarto, la dimensión «familiar», y el quinto, la dimensión «física».

Dicho resultado confirma las dimensiones académico-laboral, social, familiar, física y emocional, definidas teóricamente por la prueba AF5.

Al determinar la correlación de Spearman entre las diferentes dimensiones de la prueba, se encontró que no existe asociación lineal entre la dimensión emocional con respecto a la académico-laboral y a la física (tabla 3). Todas las demás dimensiones muestran que a medida que aumenta el autoconcepto en cualquiera de las dimensiones, aumenta en las demás. Se aplicó la correlación de Spearman, puesto que algunas de las dimensiones no presentaron distribución normal (Daniel, 2002; Sheskin, 2007; Sprent, Smeeton, 2007).

### Validez de criterio concurrente

Al respecto se considera que si un test califica el autoconcepto del mismo modo que lo harían otros test que fueron diseñados con el mismo propósito, los resultados se consideran válidos (Tenbrink, 2006).

Para medir la validez concurrente se utilizó el coeficiente de correlación de Spearman (puesto que no se cumplió con el supuesto de normalidad de los datos) entre el valor total de la prueba de interés AF5 (García y Musitu, 2009) y el Listado de adjetivos para la evaluación del autoconcepto en adolescentes y adultos (LAEA; Garaigordobil, 2011), prueba reconocida como otro instrumento psicométrico válido para la evaluación del autoconcepto. Al respecto, puede indicarse que el test LAEA consiste en un listado de 57 adjetivos para medir el autoconcepto en personas de 12 a 65 años. El listado contiene adjetivos que describen aspectos relacionados con el autoconcepto físico, social, emocional e intelectual. Asimismo, estudios normativos realizados con el LAEA reportan un alfa de Cronbach de .92 (Garaigordobil y Maganto, 2011).

Se decidió comparar la puntuación global obtenida en el LAEA con la puntuación directa promedio obtenida en el AF5 por cuanto ambas pruebas tienen una estructura multidimensional del autoconcepto; tal correlación fue de .68 ( $p < .0001$ ), lo que significa que existe una asociación lineal entre ambos test y que tal asociación es positiva, o sea que a medida que una persona califica más alto (o más bajo) en el AF5, también lo hace en el LAEA.

### Consistencia interna

La consistencia interna o la confiabilidad tipo consistencia interna se refiere al grado en que los ítems de una escala se correlacionan entre ellos. Así entendida, esta propiedad permite estimar la fiabilidad de un instrumento de medida a través de un conjunto de ítems que se espera que midan el mismo constructo o dimensión teórica (Campo-Arias y Oviedo, 2008). La tabla 4 muestra el coeficiente alfa de Cronbach total para el instrumento y el encontrado para cada dimensión.

Se observa que los menores coeficientes obtenidos se presentan en el caso de las dimensiones familiar y social, .15 y .26, respectivamente. Es importante señalar que desde la perspectiva de

**Tabla 2**  
Correlación variable-factor

| Variable | Factor 1 | Factor 2 | Factor 3 | Factor 4 | Factor 5 |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| P1       | .749     | .012     | -.023    | -.027    | -.149    |
| P2       | .078     | .071     | -.002    | .861     | .031     |
| P3       | .076     | .699     | .070     | .119     | -.118    |
| P4       | -.010    | .278     | .563     | .089     | .154     |
| P5       | .256     | -.002    | .035     | .071     | .486     |
| P6       | .871     | .036     | .097     | .026     | -.049    |
| P7       | .114     | .114     | -.022    | .791     | .009     |
| P8       | .038     | .835     | -.006    | .042     | -.094    |
| P9       | .013     | .087     | -.646    | .103     | .123     |
| P10      | -.090    | -.037    | .033     | .075     | .841     |
| P11      | .752     | -.018    | -.002    | -.098    | -.049    |
| P12      | .140     | .252     | .031     | -.715    | .107     |
| P13      | .064     | .744     | -.025    | -.103    | -.019    |
| P14      | -.024    | .164     | .622     | -.008    | .256     |
| P15      | .506     | -.031    | .013     | .051     | .216     |
| P16      | .751     | .005     | .017     | .101     | -.038    |
| P17      | .226     | .017     | -.203    | .485     | .138     |
| P18      | -.016    | .727     | .031     | .055     | -.060    |
| P19      | .031     | .081     | -.743    | -.023    | .102     |
| P20      | .260     | -.146    | -.234    | .033     | .377     |
| P21      | .698     | -.029    | -.134    | -.020    | .043     |
| P22      | .060     | .426     | -.073    | -.397    | .151     |
| P23      | -.108    | .710     | -.124    | -.024    | -.007    |
| P24      | .015     | .113     | -.686    | .028     | .069     |
| P25      | -.080    | -.078    | -.023    | -.050    | .877     |
| P26      | .782     | .015     | .009     | .067     | .078     |
| P27      | .001     | .140     | -.036    | .732     | .151     |
| P28      | -.125    | .753     | .030     | -.017    | .091     |
| P29      | -.049    | .101     | -.773    | .069     | .023     |
| P30      | .393     | -.105    | -.129    | .138     | .304     |

**Tabla 3**  
Correlación de Spearman (*p*)

|                   |                             | Social | Emocional | Familiar | Físico |
|-------------------|-----------------------------|--------|-----------|----------|--------|
| Académico-laboral | Coefficiente de correlación | .299   | .054      | .303     | .411   |
|                   | <i>p</i>                    | <.0001 | .187      | <.0001   | <.0001 |
| Social            | Coefficiente de correlación |        | .233      | .241     | .291   |
|                   | <i>p</i>                    |        | <.0001    | <.0001   | <.0001 |
| Emocional         | Coefficiente de correlación |        |           | .172     | .077   |
|                   | <i>p</i>                    |        |           | <.0001   | .058   |
| Familiar          | Coefficiente de correlación |        |           |          | .220   |
|                   | <i>p</i>                    |        |           |          | <.0001 |

**Tabla 4**  
Coeficiente alfa de Cronbach

| Dimensión         | Coeficiente alfa de Cronbach | LI (95%) | LS (95%) |
|-------------------|------------------------------|----------|----------|
| Académico-laboral | .866                         | .849     | .882     |
| Social            | .268                         | .174     | .355     |
| Emocional         | .845                         | .825     | .864     |
| Familiar          | .150                         | .040     | .251     |
| Físico            | .732                         | .697     | .763     |
| Total             | .788                         | .763     | .812     |

**Tabla 5**  
Concordancia pretest-postest

|                   | <i>p</i> | LI (95%) | LS (95%) |
|-------------------|----------|----------|----------|
| Académico-laboral | .697     | .645     | .750     |
| Social            | .585     | .530     | .641     |
| Emocional         | .657     | .602     | .711     |
| Familiar          | .571     | .515     | .628     |
| Físico            | .616     | .560     | .671     |

George y Mallery (2003) este resultado puede ser interpretado como inaceptable, y permite concluir que los ítems que integran estas dimensiones en particular son los más diversos y presentan menos consistencia entre ellos, al interior de estas dimensiones; sin embargo, es preciso señalar que si se trabajan todos los ítems de la prueba juntos, se obtiene un alfa de Cronbach de .788, resultado que es considerado por los mismos autores como bueno, y que evidencia que la prueba en su conjunto, integra un grupo de ítems que miden el mismo constructo o dimensión teórica, en este caso, el autoconcepto.

#### Confiabilidad pretest-postest

De los 604 estudiantes, se eligió aleatoriamente una muestra de 50 de ellos a los que se les aplicó el test nuevamente 4 meses después de la primera aplicación. Inicialmente se trabajó con el

coeficiente de correlación intraclass, pero este se muestra sensible a la variabilidad de los valores observados, pues si los estudiantes varían poco en sus puntuaciones para un mismo ítem, el coeficiente de correlación intraclass tiende a ser bajo, ya que compara la variancia entre estudiantes con la variancia total observada (Prieto, Lamarca y Casado, 1998; Mandeville, 2005).

Como este fue el caso en la presente investigación, se decidió trabajar el porcentaje de aciertos (pre y post) para cada ítem mediante el uso de la proporción binomial (*p*); para ello, las autoras establecieron como aceptable una diferencia entre las respuestas del pretest y el postest hasta del 20% (tabla 5). Se observan concordancias superiores al 60% en la mayoría de los ítems evaluados, lo que indica que la escala aplicada en diferentes momentos permanece constante.

**Tabla 6**  
Puntuaciones directas y centiles. Estudiantes universitarios con edades entre 16 y 26 años

| Centil              | Académico-laboral hombres | Académico-laboral mujeres | Social | Emocional hombres | Emocional mujeres | Familiar | Físico hombres | Físico mujeres |
|---------------------|---------------------------|---------------------------|--------|-------------------|-------------------|----------|----------------|----------------|
| 99                  | 9.67                      | 9.75                      | 9.85   | 9.80              | 9.53              | 9.90     | 9.80           | 9.45           |
| 95                  | 9.28                      | 9.48                      | 9.53   | 9.28              | 8.93              | 9.90     | 9.55           | 8.93           |
| 90                  | 8.97                      | 9.30                      | 9.30   | 8.83              | 8.33              | 9.75     | 9.22           | 8.45           |
| 85                  | 8.81                      | 9.13                      | 8.98   | 8.59              | 8.00              | 9.65     | 8.99           | 8.14           |
| 80                  | 8.58                      | 9.00                      | 8.73   | 8.38              | 7.48              | 9.58     | 8.82           | 7.80           |
| 75                  | 8.47                      | 8.68                      | 8.48   | 7.95              | 7.11              | 9.45     | 8.67           | 7.58           |
| 70                  | 8.32                      | 8.57                      | 8.27   | 7.67              | 6.83              | 9.35     | 8.50           | 7.33           |
| 65                  | 8.11                      | 8.45                      | 8.12   | 7.28              | 6.33              | 9.22     | 8.23           | 7.13           |
| 60                  | 7.92                      | 8.25                      | 7.88   | 7.07              | 5.83              | 9.08     | 8.00           | 6.90           |
| 55                  | 7.82                      | 8.08                      | 7.67   | 6.72              | 5.49              | 8.88     | 7.72           | 6.73           |
| 50                  | 7.67                      | 7.90                      | 7.45   | 6.58              | 5.17              | 8.71     | 7.48           | 6.57           |
| 45                  | 7.50                      | 7.75                      | 7.17   | 6.28              | 4.84              | 8.54     | 7.23           | 6.39           |
| 40                  | 7.37                      | 7.52                      | 6.97   | 5.92              | 4.60              | 8.37     | 6.83           | 6.23           |
| 35                  | 7.20                      | 7.30                      | 6.67   | 5.63              | 4.33              | 8.15     | 6.60           | 6.08           |
| 30                  | 7.08                      | 7.00                      | 6.47   | 5.25              | 4.02              | 7.95     | 6.32           | 5.75           |
| 25                  | 6.75                      | 6.91                      | 6.16   | 5.00              | 3.83              | 7.65     | 5.92           | 5.39           |
| 20                  | 6.38                      | 6.67                      | 5.75   | 4.67              | 3.62              | 7.32     | 5.67           | 5.00           |
| 15                  | 5.96                      | 6.34                      | 5.33   | 4.01              | 3.05              | 6.76     | 5.15           | 4.65           |
| 10                  | 5.50                      | 5.92                      | 4.99   | 3.35              | 2.50              | 6.33     | 4.67           | 4.22           |
| 5                   | 4.45                      | 5.25                      | 4.11   | 2.47              | 1.75              | 5.28     | 4.17           | 3.42           |
| 1                   | 2.58                      | 3.10                      | 2.67   | 0.99              | 0.67              | 3.69     | 3.15           | 1.59           |
| N                   | 271                       | 331                       | 604    | 271               | 331               | 604      | 271            | 331            |
| Media               | 7.42                      | 7.70                      | 7.20   | 6.32              | 5.36              | 6.77     | 7.20           | 6.41           |
| Desviación estándar | 1.47                      | 1.37                      | 1.70   | 2.10              | 2.20              | 1.74     | 1.73           | 1.67           |

### Baremos

Para determinar el baremo para cada una de las dimensiones analizadas (Tabla 6), primero se estableció la normalidad de los datos discriminando por género, hallando que ninguna dimensión aprobó tal supuesto ( $p < .0001$  en todos los casos). De acuerdo con ello, se comparó si existía diferencia en las puntuaciones totales medianas utilizando la prueba U de Mann-Whitney (la mediana es el valor de la variable que se ubica exactamente en el centro de la distribución, previo ordenamiento de los datos [Dussán, 2019]). Se encontró que para las dimensiones académico-laboral, emocional y física existen diferencias ( $W = 40,036$ ,  $p = .0233$  para académico-laboral;  $W = 47,847$ ,  $p = .158$  en lo social;  $W = 56,309$ ,  $p < .0001$  en lo emocional;  $W = 43,597$ ,  $p = .555$  para lo familiar y  $W = 56,829$ ,  $p < .0001$  para lo físico). Tales diferencias explican que la mediana de las mujeres sea más alta en lo académico-laboral que la mediana de los hombres y, de igual forma, que la mediana de los hombres en lo emocional y físico sea mayor que la de las mujeres; por tal razón, para esas dimensiones se muestran los baremos discriminados por género. En el caso de las demás dimensiones del autoconcepto esta separación no se realiza.

Para la baremación se trabajó con los centiles (o percentiles), los cuales dividen la distribución de frecuencias o calificaciones originales obtenidas por los estudiantes en 100 partes iguales (Dussán, 2019), indicando así el porcentaje de personas que obtuvo determinada puntuación directa.

### Discusión

**Limitaciones del estudio:** El tamaño de la muestra, a fin de poder ampliar los análisis en estudios posteriores que incluyan individuos con una mayor diversidad geográfica, diferencias en el estrato social y en el género. Así mismo, dado que el autoconcepto se construye desde la infancia a partir de las interacciones sociales del niño, sería de gran interés continuar avanzando en la realización de estudios de estandarización con el AF5 en población infantil y adolescente.

En general, se considera que el proceso de estandarización de instrumentos de evaluación psicológica se justifica en la medida en que en el diseño de las pruebas psicométricas y en el

mismo desempeño de los individuos en las mismas se presentan diferencias culturales, que ponen de relieve la importancia de adaptar los instrumentos de medición psicológica de acuerdo con las particularidades del contexto (Muñiz, Elosua & Hamblenton, 2013; Romero, 2011).

Específicamente se justifica la realización de un ejercicio de estandarización de un instrumento como el AF5 en universitarios colombianos por cuanto algunos investigadores han postulado que este es un constructo que varía con la edad y con las diferencias culturales. Al respecto, Marsh (1989) describió una relación curvilínea entre la edad y el autoconcepto, según la cual el autoconcepto disminuye durante la preadolescencia y la adolescencia temprana, y luego se nivela en la adolescencia media, antes de aumentar en la adolescencia tardía hasta llegar a la adultez temprana, edad en la que se realizó el presente estudio. De igual forma, existen investigadores que consideran que el autoconcepto está enlazado con la cultura de origen de los individuos (Hattie, 1992; Markus & Kitayama, 1991; Véliz-Burgos & Apodaca-Urquijo, 2012), lo cual implica que existirán diferencias transculturales y que puede haber tantos puntos de vista diferentes del sí mismo como culturas distintas existan (Véliz-Burgos y Apodaca-Urquijo, 2012).

En la presente investigación se conservaron las normas de administración y calificación originales de la prueba (García y Musitu, 2009) y se logró demostrar para el caso de su uso con estudiantes universitarios de ambos géneros en el rango de edad de 16 a 26 años de la ciudad de Manizales, que el AF5 evidencia:

Validez de contenido, en la medida en que se cumplieron satisfactoriamente las condiciones de adecuación muestral ( $KMO = .85$ ) y especificidad ( $p < .0001$ ), resultado que confirma en el contexto de la ciudad de Manizales (Colombia) las diferentes dimensiones teóricas definidas por el modelo pentadimensional de García y Musitu (2009) planteadas en la prueba. Este resultado es consistente con lo encontrado en un estudio realizado con 1,630 participantes de las ciudades de Madrid y Valencia en edades comprendidas entre los 10 y los 17 años que tuvo como objetivo estudiar las propiedades psicométricas del AF5 (García y Musitu, 1999), en el que se encontró que el modelo multidimensional de 5 factores es oblicuo, en consonancia con la desigual distancia que separa cada una de las 5 dimensiones específicas del vértice que une la jerarquía y la diferente relación de proximidad o cercanía



que se detecta entre las ramas que propone el modelo teórico de base y se confirmó la relación ítems-factor propuesta para definir la estructura factorial, extendiendo otros resultados previos (García & Musitu, 1999; García, Musitu & Veiga, 2006; Tomás & Oliver, 1998). Desde dicho estudio se consideró que el significado de cada dimensión viene explicado por los contenidos que la miden según la estructura factorial definida en la conceptualización pentadimensional del instrumento (García y Musitu, 1999).

El resultado encontrado en la presente investigación se distancia de lo señalado en un estudio realizado con 691 estudiantes universitarios de Chile en el rango de edad de 17 a 30 años, que tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas del cuestionario AF5 (García y Musitu, 1999), en especial, su estructura dimensional mediante análisis factorial, en el que se encontró una aparente inconsistencia con el modelo pentadimensional de García y Musitu (1999) en universitarios chilenos. Dichos autores consideran más viable un modelo hexadimensional que permita un mejor ajuste que el modelo propuesto por García y Musitu (1999). Para ello, consideran que el factor físico permite distinguir 2 aspectos que no necesariamente irían unidos, como son la capacidad o habilidad para la actividad deportiva, por un lado, y la belleza, imagen o elegancia por el otro (Véliz-Burgos y Apodaca-Urquijo, 2012).

Dicho hallazgo ya había sido reportado en una investigación previa realizada con 1,259 participantes entre los 12 y los 84 años del País Vasco que tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas del cuestionario AF5 (García y Musitu, 2009), en el que el análisis factorial confirmatorio señaló unos índices de fiabilidad superiores a .71. En cuanto a la factorialidad, tanto el análisis factorial exploratorio como el análisis factorial confirmatorio indicaron que los resultados no se ajustaban al modelo penta factorial original. El modelo que mejor se ajustaba fue uno compuesto por 6 factores, en el que la dimensión física se dividió en 2 factores: atractivo físico y condición física (Esnaola et al., 2011).

Al revisar la correlación de Spearman entre las diferentes dimensiones de la prueba, no se evidenció en la presente investigación ninguna asociación lineal entre la dimensión emocional respecto a la dimensión académico-laboral y la física, mientras que en las demás, a medida que aumenta el autoconcepto en alguna de ellas, aumenta en la otra. Este resultado es coincidente con muchos de los estudios que se han adelantado de la prueba, en especial con el realizado con 4,825 personas entre 11 y 63 años de la ciudad de Cataluña que tuvo como objetivo realizar un análisis psicométrico del AF5 (García y Musitu, 1999).

Los resultados obtenidos con la muestra catalana evidencian una estructura multidimensional que coincide con análisis factoriales exploratorios realizados en muestras de España (García y Musitu, 1999), Brasil (Martínez, Musitu, García y Camino, 2003; Martínez, García y Yubero, 2007; Martínez y García, 2008), Portugal (García et al., 2006), y Perú (Bustos et al., 2015; Carranza-Esteban y Bermúdez-Jaimes, 2017).

Adicionalmente, la falta de asociación lineal entre las puntuaciones de la dimensión emocional respecto a la dimensión académico-laboral y física confirma lo ya indicado en el estudio original de García y Musitu (2009), donde se mostró que la dimensión emocional es prácticamente independiente de la dimensión académico-laboral y es también la dimensión con la correlación más baja con el total de la escala (García y Musitu, 2009).

Respecto a la validez de criterio concurrente, el coeficiente de correlación de Spearman demostró una correlación de .68 entre el AF5 (García y Musitu, 2009) y el LAEA (Garaigordobil, 2011),  $p < .001$ .

En relación con la consistencia interna de la prueba, en la presente investigación se encontraron, para las dimensiones familiar y social, coeficientes alfa de Cronbach pequeños (.26 y .15, respectivamente), mientras que en las demás dimensiones tales coeficientes fueron altos: académico-laboral (.86), emocional (.84), físico (.73) y

total (.78). Este resultado coincide con los resultados encontrados por Esnaola et al. (2011), quienes reportaron unos coeficientes que superan .70, considerado como valor de corte, con alfas que van desde el .71 de la escala autoconcepto social en las mujeres, al de .89 del autoconcepto académico-laboral en los hombres (Esnaola et al., 2011).

Los resultados encontrados en la presente investigación son consistentes con los hallazgos reportados con estudiantes chilenos, en donde se evidenció un coeficiente alfa de Cronbach para la dimensión académico-laboral de .88, emocional .73 y físico de .74; asimismo, se distancian de los resultados obtenidos a nivel de las dimensiones social (.69) y familiar (.76) (Véliz-Burgos y Apodaca-Urquijo, 2012).

Nuestros resultados también se distancian de lo indicado por Carranza-Esteban y Bermúdez-Jaimes (2017), los que trabajaron con 861 estudiantes universitarios y cuyo objetivo fue realizar un análisis psicométrico del AF5 (García y Musitu, 2009). Allí se encontraron los siguientes valores de confiabilidad alfa para las diferentes dimensiones del autoconcepto: académica .835, emocional .790, familiar .782, social .792 y física .771.

Los coeficientes alfa de Cronbach encontrados en el caso del estudio realizado en Manizales, para las dimensiones social y familiar, son bajos, lo que deja en evidencia la necesidad de continuar explorando el modo en el que los ítems de cada una de estas dimensiones se relacionan entre ellos, probablemente avanzando sobre la exploración de los contenidos semánticos de los ítems asignados a cada componente, para el caso de la dimensión social (ítems 2, 7, 12, 17, 22, 27) y la dimensión familiar (ítems 4, 9, 14, 19, 24, 29).

En relación con la confiabilidad pretest-posttest, se observó una concordancia superior al 60% en la mayoría de los ítems evaluados, lo que indica que la escala aplicada en diferentes momentos permanece estable.

Por último, en relación con los baremos de la prueba, se señala que en la muestra con la que se trabajó en Manizales se observaron diferencias de género para las dimensiones emocional, física, y académico-laboral, resultado que coincide con la investigación realizada con 4,825 sujetos catalanes de 11 a 63 años, en la que se confirman las diferencias de género para los autoconceptos físico y académico-laboral (Malo et al., 2011) y se distancia de lo reportado en otros trabajos en los que se reconocen diferencias de género y grupo normativo para cada una de las dimensiones evaluadas (García y Musitu, 1999; Pastor, Balaguer y García-Merita, 2003; Alcaide, 2009).

## Conclusiones

En la estandarización de la escala AF5 (García y Musitu, 2009) con estudiantes universitarios en el rango de edad de 16 a 26 años de la ciudad de Manizales, se confirma el modelo pentadimensional del autoconcepto propuesto por sus autores, así como las propiedades psicométricas del instrumento (García y Musitu, 2009) y la pertinencia de su uso para la evaluación del autoconcepto en estudiantes universitarios de Manizales (Colombia). Sin embargo, parece dejar en evidencia que dados los bajos coeficientes alfa de Cronbach en el caso de las dimensiones social y familiar, se requiere continuar avanzando en el estudio de la pertinencia cultural de los ítems que integran cada una de estas dimensiones.

## Financiación

Esta investigación se realizó con la financiación de la Universidad de Caldas, Manizales, Colombia, y de la Universidad de Manizales, Manizales, Caldas, Colombia. Código del proyecto: 0201712

## Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## Referencias

- Alcaide, M. (2009). Autoconcepto y rendimiento académico en alumnos de 1º de bachillerato según el género. *Revista Electrónica de Investigación y Docencia*, 2, 27–44.
- Bartra, A., Guerra, E. y Carranza-Esteban, R. (2016). Autoconcepto y depresión en estudiantes universitarios de una universidad privada. *Apuntes Universitarios*, 6(2), 53–68.
- Bustos, V., Oliver, A. y Galiana, L. (2015). Validación del Autoconcepto Forma 5 en universitarios peruanos: una herramienta para la psicología positiva. *Psicología: Reflexão e Crítica*, 28(4), 690–697. <http://dx.doi.org/10.1590/1678-7153.201528406>
- Campo-Arias, A. y Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831–839.
- Carranza-Esteban, R. y Bermúdez-Jaimes, M. (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(2), 459–472.
- Daniel, W. (2002). *Bioestadística. Base para el análisis de las ciencias de la salud* (4.ª ed.). México DF, México: Limusa Wiley.
- Davis, P. y Sandler, H. (2001). A meta-analysis of measures of self-esteem for young children: A framework for future measures. *Child Development*, 72(3), 887–906.
- Dussán, C. (2019). *Probabilidad y estadística aplicada*. Manizales, Colombia: Universidad de Caldas.
- Esnaola, I., Goñi, A. y Madariaga, J. (2008). El autoconcepto: perspectivas de investigación. *Revista de Psicodidáctica*, 13(1), 179–194.
- Esnaola, I., Rodríguez, A. y Goñi, E. (2011). Propiedades psicométricas del cuestionario de Autoconcepto AF5. *Anales de Psicología*, 27(1), 109–117.
- Garaigordobil, M. (2011). *LAEA. Listado de adjetivos para la evaluación del autoconcepto*. Madrid: TEA ediciones.
- Garaigordobil, M. y Maganto, C. (2011). Evaluación de un programa de educación para la paz durante la adolescencia: efectos en el autoconcepto, y en los inmigrantes, de la paz y la violencia. *Revista de Investigación en Educación*, 9(1), 102–111.
- García, F. y Gracia, E. (2010). What is the optimum parental socialization style in Spain? A study with children and adolescents aged 10–14 years. *Infancia y Aprendizaje*, 33, 365–384.
- García, F. y Musitu, G. (1999). *AF5: Autoconcepto forma 5*. Madrid: TEA ediciones.
- García, F. y Musitu, G. (2009). *AF5. Autoconcepto forma 5*. Madrid: TEA ediciones.
- García, F. y Musitu, G. (2014). *Autoconcepto Forma 5*. Madrid: TEA ediciones.
- García, F., Musitu, G. y Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18, 551–556.
- García, P., Sarmiento, A. y Martínez, R. (2011). Differences in self-concept by gender in the adolescence: Construction and validation of an instrument. *Liberabit*, 17, 139–146.
- George, D. y Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. 11. 0 update (4th ed.). Boston: Allyn & Bacon.
- Hattie, J. (1992). *Self-concept*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Ibarra, E., Armenta, M. y Jacobo, H. (2014). Autoconcepto, estrategias de afrontamiento y desempeño profesional docente. *Profesoradol Revista de currículum y formación del profesorado*, 18(1), 223–239.
- James, W. (1963). *The principles of psychology*. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Lewis, A. (2003). *Test psicológicos y evaluación*. México: Pearson Educación.
- Malo, S., Bataller, S., Casas, F., Gras, M. y González, M. (2011). Análisis psicométrico de la escala multidimensional de autoconcepto AF5 en una muestra de adolescentes y adultos de Cataluña. *Psicothema*, 23(4), 871–878.
- Mandeville, P. (2005). El coeficiente de correlación intraclase (ICC). *Revista de Ciencia UANL*, 8(3), 414–416.
- Markus, H. y Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion and motivation. *Psychological Review*, 98, 224–253.
- Marsh, H. (1989). Age and sex effects in multiple dimensions of self-concept: Pre-adolescence to early adulthood. *Journal of Educational Psychology*, 81, 417–430.
- Marsh, H. (2007). *Self-concept theory, measurement and research into practice: The role of self-concept in educational psychology*. Leicester: British Psychological Society.
- Marsh, H. y Shavelson, R. (1985). Self-concept: Its multifaceted, hierarchical structure. *Educational Psychologist*, 20, 107–125.
- Martínez, I. y García, J. (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, F. y Yubero, S. (2007). Parenting styles and adolescents' self-esteem in Brazil. *Psychological Reports*, 100, 731–745.
- Martínez, J., Musitu, G., García, J. y Camino, L. (2003). Un análisis transcultural de los efectos de la socialización familiar en el autoconcepto: España y Brasil. *Psicología Educación e Cultura*, 7, 239–258.
- Moritz, K., Read, M., Clark, R., Callahan, C. y Albaugh, S. (2009). Grade and gender differences in gifted students' self-concepts. *Journal for the Education of the Gifted*, 32(3), 340–367.
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157.
- Navajas-Seco, R. (2015). *La mejora del autoconcepto en estudiantes universitarios a través de un programa expresivo-corporal [tesis doctoral]*. Madrid: Universidad Complutense de Madrid. Disponible en: <http://eprints.ucm.es/40413/1/T38104.pdf>.
- Pastor, Y., Balaguer, I. y García-Merita, M. (2003). El autoconcepto y la autoestima en la adolescencia media: análisis diferencial por curso y género. *Revista de Psicología Social*, 18(2), 141–159.
- Prieto, L., Lamarca, R. y Casado, A. (1998). La evaluación de la fiabilidad en las observaciones clínicas: el coeficiente de correlación intraclase. *Medicina Clínica*, 110, 142–145.
- Ramírez, S. (2012). *Impacto del autoconcepto académico en los participantes en las comunidades virtuales [tesis doctoral]*. Monterrey, México: Universidad Autónoma de Nuevo León. Disponible en: <http://filosofia.uanl.mx:8080/doctorado/wp-content/uploads/2014/01/Susram.pdf>.
- Rice, P. (1997). *Desarrollo humano: estudio del ciclo vital*. México: Pearson Educación.
- Rivera-Morales, A. y Hernández-Durán, G. (2017). El autoconcepto de docentes universitarios. *Revista Ibero-americana de Educación*, 3(2), 87–100.
- Rojas, F. y Bolívar, J. (2009). Autoconcepto estudiantil y modalidades de enseñanza a distancia (B-learning y E-learning). *Paradigma*, 30(2), 99–112.
- Romero, E. (2011). Confiabilidad y validez de los instrumentos de evaluación neuropsicológica. *Subjetividad y Procesos Cognitivos*, 15(2), 83–92.
- Rosenberg, M., Schooler, C., Schoenbach, C. y Rosenberg, F. (1995). Global self-esteem and specific self-esteem: Different concepts, different outcomes. *American Sociological Review*, 60, 141–156.
- Salvador-Ferrer, C. (2012). Influence of emotional intelligence in self-concept. *International Journal of Learning and Development*, 2(1), 232–240.
- Saura-Calixto, P. (1995). *La educación del autoconcepto: Cuestiones y propuestas. Estrategias, técnicas y actividades para el autoconocimiento, entrenamiento en habilidades sociales, desarrollo de expectativas, estilo atribucional y autocontrol*. Murcia: Publicaciones Universidad de Murcia.
- Shavelson, R., Hubner, J. y Stanton, G. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, 407–441.
- Sheskin, D. (2007). *Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures* (4th edition). Boca Ratón, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Sprent, P. y Smeeton, N. (2007). *Applied nonparametric statistical methods* (4th ed.). Boca Ratón, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Tenbrink, T. (2006). *Evaluación: guía práctica para profesores* (8.ª ed.). Madrid: Narcea.
- Tomás, J. y Oliver, A. (1998). Response format and method of estimation effects on confirmatory factor analysis. *Psicothema*, 10, 197–208.
- Valenzuela-Zambrano, B. y López-Justicia, M. (2015). Autoconcepto de estudiantes universitarios chilenos con discapacidad. Diferencias en función del género. *Revista Nacional e Internacional de Educación Inclusiva*, 8(3), 153–170.
- Van Zanden, B., Marsh, H., Seaton, M. y Parker, P. (2015). Self-concept: From unidimensional to multidimensional and beyond. En J. D. Wright (Ed.), *International encyclopedia of the social & behavioral sciences* (21) (pp. 460–468). Australia: Elsevier. <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-08-097086-8.25089-7>
- Véliz-Burgos, A. y Apodaca-Urquijo, P. (2012). Dimensiones del autoconcepto de estudiantes chilenos: un estudio psicométrico. *Revista Educativa Hekademos*, 11(5), 47–58.
- Woolfolk, A. (2006). *Psicología educativa*. México: Prentice Hall.