

Original

Análisis psicométrico de una versión reducida de la escala de autoconcepto AF5

Renzo Felipe Carranza Esteban^a, Percy G. Ruiz Mamani^b, Oscar Mamani-Benito^c, Ronald M. Hernández^d, Michael White^e

^aUniversidad San Ignacio de Loyola, Lima, Perú

^bUniversidad Privada San Juan Bautista, Lima, Perú

^cUniversidad Señor de Sipán, Chiclayo, Perú

^dUnidad de Virtualización Académica, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

^eUniversidad Peruana Unión, Lima, Perú

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 8 de mayo de 2020

Aceptado el 19 de enero de 2021

Online el 23 de septiembre de 2021

Palabras clave:

Autoconcepto

AF5

Estructura interna

Análisis factorial confirmatorio

Confiabilidad

Escolares

R E S U M E N

Introducción: La importancia de la percepción del propio potencial, de quién se es, y de lo que puede llegar a ser, es determinante en el desarrollo de la personalidad, sobre todo en adolescentes.

Objetivo: Analizar las propiedades psicométricas de la Escala AF5 de autoconcepto de García & Musitu en una muestra de estudiantes del nivel secundario de la ciudad de Lima-Perú.

Material y métodos: Los participantes del estudio fueron 646 escolares (312 varones y 334 mujeres), cuyas edades oscilan entre 11 y 17 años ($M = 13,95$, $DS = 1,62$). Se administró la escala de autoconcepto de García & Musitu (AF5) y se realizó el análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Los análisis de datos se hicieron con los programas Factor Analysis (versión 10.9.02) y R (versión 4.0.2).

Resultados: Se evidencia que el modelo original de la escala AF5, compuesta por 30 ítems distribuidos en 5 factores latentes, no presenta índices de bondad de ajuste adecuados. Se hicieron re-especificaciones del modelo con 28 y 23 ítems, siendo este último el que presenta índices de bondad de ajuste aceptables ($\chi^2 = 686,217$, $df = 220$, $p = 0,00$; $CFI = 0,944$, $TLI = 0,936$, $SRMR = 0,063$, $RMSEA = 0,057$), conservando la estructura multidimensional de la escala. Asimismo, los análisis muestran que tiene una adecuada consistencia interna ($\omega = 0,831$; $CI95\% = 0,803 - 0,855$).

Conclusiones: La escala AF5 (23 ítems) es un instrumento válido y confiable y que puede ser utilizado para fines de investigación en escolares de Lima, Perú.

Cross-cultural suicide risk model: Evidence of predictive capacity in two Latin American countries

A B S T R A C T

Introduction: The importance of the perception of one's potential, of who one is, and of what can become, is decisive in the development of personality, especially in adolescents.

Objective: Analysis the psychometric properties of the García & Musitu's AF5 Self-Concept Scale in a sample of high school students in the city of Lima-Peru.

Material and methods: The study participants were 646 school children (312 boys and 334 girls), ranging in age from 11 to 17 years old ($M = 13.95$, $SD = 1.62$). The Garcia and Musitu self-concept scale (AF5) was administered and exploratory and confirmatory factor analysis was performed. Data analysis was done with the programs Factor Analysis (version 10.9.02) and R (version 4.0.2).

Keywords:

Self-concept

AF5

Internal structure

Confirmatory factor analysis

Reliability

Schoolchildren

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: rcarranza@usil.edu.pe (R. F. Carranza Esteban).

Results: It was shown that the original model of the AF5 scale, composed of 30 items distributed in 5 latent factors, does not present adequate goodness of fit indexes. The model was re-specified with 28 and 23 items, with the latter presenting acceptable indexes of goodness of fit and conserving the multidimensional structure of the scale ($\chi^2 = 686,217$, $df = 220$, $p = 0.00$; IFC = 0,944, TLI = 0,936, SRMR = 0,063, RMSEA = 0,057). Also, the scale reports an adequate reliability ($\omega = 0.831$; CI95% = 0.803 - 0.855).

Conclusions: The AF5 scale (23 items) is a valid and reliable instrument that can be used for research purposes with school children in Lima, Peru.

Introducción

En el campo de la psicología, uno de los constructos de mayor interés para los investigadores es el autoconcepto, el cual es considerado un componente transversal para el desarrollo de la personalidad en el ser humano (Montoya, Dussán, Pinilla & Puente, 2019). Históricamente, las primeras definiciones hacían referencia a la autopercepción que tiene un individuo de sí mismo (Shavelson, Hubner & Stanton, 1976), Rosenberg (1979) agregaba los sentimientos y pensamientos relacionados con uno mismo; no obstante, fueron García y Musitu (2001) quienes propusieron que debería ser entendida como la percepción que tienen un individuo de sí mismo, basado en sus experiencias con los demás y en las atribuciones de su propia conducta.

El estudio del autoconcepto como constructo, tiene un punto de corte antes y después del año 1980, donde su composición pasó de ser unidimensional a multidimensional; esto, en función de que diversos investigadores criticaron la ausencia de bases teóricas en la mayoría de investigaciones de la época, además, una baja calidad de los instrumentos utilizados y carencia de consistencia en los resultados obtenidos (Esnaola, Rodríguez & Goñi, 2011). Sobre estos hechos, uno de los principales autores que debatió el tema fue Wylie (1979), y a partir de sus críticas varios investigadores consideraron que este constructo debería ser multidimensional. Posteriormente, a partir de los años 80, la evidencia empírica demostró una importante teorización, medida e investigación del autoconcepto (Cazalla & Moleró, 2013); así, apareció una definición que integraba aspectos fundamentales como una estructura organizada, multidimensional, jerárquica, estable, considerando aspectos descriptivos como evaluativos que orientaban la comprensión hacia una identidad propia, siendo claramente diferenciable de otros constructos teóricamente relacionados, como es el caso de la autoestima (Montoya et al., 2019).

En cuanto a su medición, la literatura científica muestra la existencia de diversos instrumentos como es el caso del *Self Description Questionnaire II Short (SDQ-II-S)* de Ellis, Marsh y Richards (2002), la *Tennessee Selfconcept Scale (TSCS)* de Fitts (1965), la escala de Autoconcepto de Piers-Harris (1984) y la Escala Multidimensional de Autoconcepto (AF5) de García y Musitu (2001). Este último, una medida frecuentemente utilizada en territorios hispanohablantes, pues precisamente su estructura penta factorial: social, académico, familiar, emocional y físico, basados en el modelo teórico de Shavelson et al. (1976), fue corroborada en países como España y Portugal (García, Musitu & Veiga, 2006), Colombia (Montoya Londoño et al., 2019) y Perú (Carranza & Bermúdez-Jaimes, 2017; Bustos, Oliver & Galiana, 2015). No obstante, también se evidenciaron diferencias en estudios como el realizado por Esnaola et al. (2011) en el País Vasco, donde no ajustó la dimensión física, y por otro lado en el de Ortega, De Mesa, Martínez, Santos y Moral (2018) en Chile, donde se eliminó el factor familiar.

En el Perú, la escala AF5 ha sido una de las más utilizadas por el Ministerio de Salud para servir de medida en el campo de la salud mental y la psiquiatría (Bustos, Oliver & Galiana, 2015), no obstante, las investigaciones acerca de sus propiedades psicométricas aún no han sido suficientes ni concluyentes. En esta línea, investigadores como Carranza y Bermúdez-Jaimes (2017) lograron ajustar el mo-

delo penta factorial en población de adolescentes universitarios de Tarapoto y Bustos et al. (2015) lo hizo en adolescentes universitarios de instituciones públicas y privadas.

En este punto, es necesario enfatizar que en Lima, en los últimos años se ha observado en el ámbito educativo y los centros de rehabilitación social, que los adolescentes presentan problemas como déficit de habilidades sociales, baja autoestima, inseguridad al comunicarse, poca tolerancia a la frustración, agresividad e ira (Palacios-Garay & Coveñas-Lulupú, 2019), lo cual podría indicar algunos problemas con la dimensión del autoconcepto emocional. Aunado a esto, la investigación de Carranza y Apaza (2015) evidenció, luego de estudiar la dimensión autoconcepto académico en jóvenes talento de una universidad de Tarapoto, que poco más del 50% demostró tener un nivel moderado y más del 30% un nivel bajo. Esto genera una interrogante respecto al estado de esta dimensión en otras poblaciones como estudiantes con rendimiento académico regular o bajo.

Es en este escenario que surge la necesidad de contar con una medida para evaluar el autoconcepto en adolescentes, y no en otros grupos etarios. Al respecto, investigaciones encontraron diferencias en cuanto a los niveles de autoconcepto según edad, por ejemplo Marsh (1989) halló niveles más altos en adolescentes de 12 y 13 años de edad, mientras que niveles más bajos obtuvieron adolescentes de 13 a 15 años; por otra parte, Chu (2002) demostró que adolescentes de 14 y 15 años puntuaban más alto en estabilidad emocional que sus compañeros de 15 a 17 años; por último, Vicent et al. (2015) encontró que adolescentes de mayor edad evidencian puntuaciones más altas en autoconcepto académico general, apariencia física, relaciones con el sexo opuesto y autoestima, que sus pares menores.

Otra de las razones para concentrar esfuerzos en validar una prueba en un grupo etario como son los adolescentes, tiene que ver con el hecho de que esta etapa no solo debe ser considerada como problemática y transitoria, sino como un periodo de aprendizaje y oportunidades, especialmente donde se desarrollen habilidades y competencias personales útiles para la vida (Ramos-Dias, Rodríguez-Fernández & Antonio-Agirre, 2017), precisamente, para que puedan convertirse en adultos sanos y competentes, el componente de la personalidad que destaca es el autoconcepto (Lippman et al., 2014). Al respecto, muchos investigadores refieren que este es un factor importante para desarrollar bienestar psicológico y ajuste social (Álvarez et al., 2015); por ello, la importancia de su evaluación gira en torno a la influencia que ejerce sobre la autorregulación del éxito escolar y la vinculación con la competencia social (González et al., 2016). Por todo lo mencionado, el objetivo de la presente investigación fue analizar la estructura interna y confiabilidad de la Escala AF5 de autoconcepto de García & Musitu en escolares de la ciudad de Lima-Perú.

Método

Diseño y tipo

No experimental, de corte transversal y de tipo instrumental (Ato, López & Benavente, 2013), porque se analizó las propiedades

psicométricas de la Escala de autoconcepto AF5 de García y Musitu (2001) para niños.

Participantes

Considerando un tamaño de efecto de 0.3, una potencia de prueba de 0.95, un nivel de significancia de 0.05, 30 variables observadas y 5 variables latentes se calculó que el tamaño de muestra mínimo recomendado era de 223 escolares. No obstante, se aplicó un método de muestreo no probabilístico intencional y se contó con la participación de 646 escolares de Lima Metropolitana pertenecientes a instituciones educativas particulares privadas, siendo 312 varones (48,3%) y 334 mujeres (51,7%) cuyas edades oscilan entre 11 y 17 años. La edad promedio fue 13.95 (desviación estándar 1,62). Los estudiantes cursaban el primer (19%), segundo (23,3%), tercer (17,6%), cuarto (22,4%) y quinto (17,6) año del nivel secundario. Se excluyeron a los estudiantes que no asistieron el día de la evaluación y que no hallan completado el cuestionario.

Instrumento

Se utilizó la Escala de Autoconcepto AF5, versión española, que fue diseñada por García & Musitu (1999) con 5 dimensiones: académico, social, familiar, físico y emocional. Está conformada por 30 ítems con 5 opciones de respuesta en escala de Likert (*Nunca, casi nunca, a veces, casi siempre y siempre*) que permite elegir la alternativa con la que se identifica el estudiante. En su versión original reporta una confiabilidad aceptable (Alfa de Cronbach 0.82) como también para sus dimensiones (académico $\alpha = 0,88$, social $\alpha = 0,70$, emocional $\alpha = 0,73$, familiar $\alpha = 0,77$ y físico $\alpha = 0,74$) de manera similar ocurre con la validez de constructo ($r = 0.643$).

Procedimiento

El estudio, fue aprobado por el comité de ética de la Universidad Peruana Unión (Ref: 2020-CEUPeU-00019). Se solicitó el permiso institucional a las autoridades de las instituciones educativas para aplicar la escala y se envió un comunicado a los padres de familia en el que se presentó el objetivo del estudio y la importancia de la participación de sus hijos. En consecuencia, los progenitores firmaron un consentimiento informado y se procedió a coordinar con los profesores(as) el tiempo oportuno para la aplicación del instrumento. Los escolares recibieron información sobre los fines del estudio y se solicitó la participación voluntaria respondiendo a las preguntas de forma sincera. La escala fue administrada de manera colectiva en un tiempo aproximado de 12 minutos por aula de clases.

Análisis de datos

En primer lugar, se registró la información en una base de datos y se hizo una limpieza de los datos a fin de detectar si existían datos perdidos y atípicos, asimismo se recodificaron las puntuaciones de los ítems inversos.

En segundo lugar, se analizó la asimetría y curtosis de los ítems identificando saturación de algunos por lo que se utilizó una matriz de correlaciones policóricas inter-ítem (Dominguez-Lara, 2014).

En tercer lugar, se analizó la estructura factorial, a través de un análisis factorial exploratorio (AFE) por mínimos cuadrados no ponderados, aplicando una rotación oblicua promin (Sass & Sch-

mitt, 2010). Estos procedimientos se ejecutaron a través del programa Factor Analysis, versión 10.9.02 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2007).

En cuarto lugar, se ejecutó un análisis factorial confirmatorio (AFC) a través del programa R (versión 4.0.2) y el paquete lavaan, empleándose como estimador el método de mínimos cuadrados ponderados y con media y varianza ajustada (WLSMV), debido a la ordinalidad de los datos y diferencias en las varianzas (Rosseelet al., 2018). Se consideraron los índices de bondad de ajuste; tales como el índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice Tucker-Lewis (TLI), el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR) y los parámetros para el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA); que permiten evaluar el modelo de estructura interna de una escala (Kline, 2016). Se tuvo en cuenta las recomendaciones de Hu & Bentler (1999), quienes sostienen que el valor del CFI y TLI, deben ser mayores a 0.90 y el RMSEA ≤ 0.08 . Se usó el paquete MBESS para analizar la consistencia interna de la escala mediante el Coeficiente omega (ω) con intervalos de confianza, se consideró las recomendaciones de McDonald (1999) quién señala que los valores de .70 a .80 son aceptables y los valores mayores a .80 reportan una alta fiabilidad.

Tabla 1
Estadísticas descriptivas del AF5

Variabes	M	DS	Asimetría	Curtosis	r itc	ω
Factor 1: Autoconcepto académico						
Ítem 1	3,906	0,699	-0,087	-0,442	,373	,869
Ítem 6	3,644	0,838	0,164	-0,764	,365	,869
Ítem 11	3,505	0,887	-0,034	-0,303	,436	,867
Ítem 16	3,800	0,849	-0,323	0,016	,448	,867
Ítem 21	3,862	0,813	-0,228	-0,489	,501	,865
Ítem 26	3,658	0,865	0,017	-0,629	,498	,866
Factor 2: Autoconcepto social						
Ítem 2	3,946	0,886	-0,309	-0,821	,413	,869
Ítem 7	4,293	0,862	-1,096	0,568	,470	,867
Ítem 12	3,971	0,923	-0,545	-0,490	,339	,871
Ítem 17	4,331	0,807	-0,990	0,343	,540	,865
Ítem 22	3,245	1,176	-0,203	-0,732	,268	,872
Ítem 27	4,232	0,900	-1,009	0,375	,520	,866
Factor 3: Autoconcepto emocional						
Ítem 3	3,241	0,863	-0,341	0,376	,346	,871
Ítem 8	3,274	0,982	-0,265	-0,314	,265	,872
Ítem 13	3,848	0,928	-0,635	0,142	,311	,871
Ítem 18	3,774	1,021	-0,534	-0,327	,318	,871
Ítem 23	3,440	1,036	-0,412	-0,101	,286	,872
Ítem 28	3,697	0,982	-0,543	0,009	,399	,870
Factor 4: Autoconcepto familiar						
Ítem 4	3,893	1,032	-0,828	-0,022	,264	,873
Ítem 9	4,296	0,896	-1,043	0,104	,420	,868
Ítem 14	4,563	0,778	-1,813	2,617	,456	,867
Ítem 19	4,488	0,802	-1,412	0,973	,371	,869
Ítem 24	4,372	0,844	-1,114	0,202	,448	,867
Ítem 29	4,585	0,772	-1,743	1,936	,500	,866
Factor 5: Autoconcepto físico						
Ítem 5	4,136	0,899	-0,694	-0,282	,388	,869
Ítem 10	3,461	1,167	-0,333	-0,634	,330	,871
Ítem 15	3,311	1,038	-0,200	-0,214	,405	,868
Ítem 20	4,252	0,924	-1,145	0,816	,466	,867
Ítem 25	3,763	1,068	-0,472	-0,578	,339	,870
Ítem 30	3,757	1,031	-0,434	-0,349	,469	,867

Nota. M = Media, DE = Desviación estándar, r itc = Correlación ítem-test corregido.

Tabla 2
Matriz de correlaciones policóricas

Variables	Ítem 1	Ítem 2	Ítem 3	Ítem 4	Ítem 5	Ítem 6	Ítem 7	Ítem 8	Ítem 9	Ítem 10	Ítem 11	Ítem 12	Ítem 13	Ítem 14	Ítem 15	Ítem 16	Ítem 17	Ítem 18	Ítem 19	Ítem 20	Ítem 21	Ítem 22	Ítem 23	Ítem 24	Ítem 25	Ítem 26	Ítem 27	Ítem 28	Ítem 29	Ítem 30
Ítem 1	1																													
Ítem 2	0.113	1																												
Ítem 3	-0.031	-0.170	1																											
Ítem 4	-0.144	0.068	0.094	1																										
Ítem 5	0.268	0.198	-0.225	-0.061	1																									
Ítem 6	0.540	0.005	-0.073	-0.153	0.243	1																								
Ítem 7	0.171	0.523	-0.021	-0.090	0.357	0.200	1																							
Ítem 8	0.013	-0.183	0.418	-0.022	-0.062	-0.025	-0.090	1																						
Ítem 9	0.214	0.094	-0.025	-0.483	0.204	0.218	0.247	0.079	1																					
Ítem 10	0.025	0.276	-0.127	-0.038	0.240	-0.007	0.274	-0.003	0.195	1																				
Ítem 11	0.458	0.100	-0.165	-0.045	0.245	0.478	0.295	-0.080	0.213	0.246	1																			
Ítem 12	0.018	-0.710	0.180	0.010	-0.145	0.085	-0.495	0.223	-0.059	-0.191	-0.099	1																		
Ítem 13	-0.032	-0.056	0.518	0.179	-0.104	-0.082	-0.055	0.405	-0.133	-0.052	-0.098	0.203	1																	
Ítem 14	-0.319	-0.147	0.249	0.459	-0.220	-0.382	-0.215	0.013	-0.567	-0.138	-0.193	0.157	0.198	1																
Ítem 15	0.316	0.240	-0.179	-0.022	0.284	0.148	0.275	-0.154	0.162	0.199	0.290	-0.129	-0.092	-0.16	1															
Ítem 16	0.414	0.095	-0.182	-0.144	0.195	0.603	0.298	-0.070	0.299	0.130	0.449	-0.005	-0.153	-0.42	0.32	1														
Ítem 17	0.270	0.413	-0.069	-0.067	0.285	0.236	0.645	-0.065	0.444	0.318	0.391	-0.362	-0.099	-0.33	0.376	0.363	1													
Ítem 18	-0.014	-0.271	0.366	0.095	-0.077	0.006	-0.182	0.388	-0.143	-0.084	-0.130	0.308	0.379	0.15	0.017	-0.024	-0.119	1												
Ítem 19	0.205	0.020	-0.038	-0.368	0.175	0.254	0.187	0.070	0.666	0.134	0.240	-0.147	-0.138	-0.58	0.184	0.271	0.413	-0.124	1											
Ítem 20	0.175	0.188	-0.201	-0.199	0.437	0.155	0.375	-0.099	0.357	0.259	0.235	-0.181	-0.133	-0.33	0.295	0.249	0.427	-0.061	0.368	1										
Ítem 21	0.679	0.104	-0.142	-0.169	0.312	0.729	0.217	-0.042	0.332	0.131	0.534	0.044	-0.152	-0.40	0.323	0.544	0.327	-0.046	0.309	0.311	1									
Ítem 22	0.001	-0.346	0.240	0.084	-0.091	0.066	-0.180	0.364	-0.010	-0.089	-0.030	0.318	0.119	0.09	-0.098	0.053	-0.147	0.38	0.001	-0.18	0.029	1								
Ítem 23	-0.086	-0.169	0.321	-0.054	0.004	-0.154	-0.054	0.503	0.009	-0.066	-0.274	0.196	0.319	0.09	-0.057	-0.164	-0.067	0.502	0.009	-0.067	-0.097	0.345	1							
Ítem 24	0.295	0.107	-0.078	-0.360	0.252	0.350	0.241	0.085	0.674	0.182	0.237	-0.084	-0.132	-0.58	0.227	0.343	0.421	-0.125	0.693	0.311	0.444	-0.046	0.043	1						
Ítem 25	0.031	0.279	-0.161	0.065	0.357	-0.008	0.318	0.040	0.140	0.707	0.219	-0.178	-0.047	-0.18	0.263	0.129	0.398	-0.048	0.09	0.333	0.115	-0.115	-0.009	0.152	1					
Ítem 26	0.520	0.100	-0.181	-0.139	0.273	0.757	0.223	-0.126	0.252	0.182	0.473	0.022	-0.200	-0.40	0.276	0.631	0.282	-0.061	0.17	0.209	0.709	0.010	-0.250	0.333	0.205	1				
Ítem 27	0.273	0.662	-0.128	-0.075	0.305	0.188	0.643	-0.082	0.249	0.339	0.202	-0.559	-0.144	-0.29	0.345	0.251	0.538	-0.189	0.153	0.351	0.309	-0.200	-0.091	0.261	0.347	0.29	1			
Ítem 28	-0.083	-0.291	0.353	0.064	-0.150	-0.058	-0.166	0.601	-0.061	-0.089	-0.099	0.298	0.400	0.23	-0.141	-0.124	-0.117	0.481	-0.108	-0.218	-0.093	0.370	0.530	-0.135	-0.045	-0.184	-0.219	1		
Ítem 29	0.351	0.126	-0.172	-0.481	0.246	0.329	0.218	-0.022	0.739	0.208	0.270	-0.110	-0.184	-0.63	0.29	0.408	0.417	-0.171	0.734	0.372	0.45	-0.090	0.054	0.803	0.163	0.331	0.298	-0.218	1	
Ítem 30	0.352	0.354	-0.070	-0.009	0.331	0.174	0.401	-0.008	0.227	0.265	0.312	-0.202	-0.073	-0.18	0.588	0.31	0.489	-0.018	0.213	0.501	0.337	-0.127	-0.018	0.216	0.355	0.351	0.471	-0.095	0.302	1

Resultados

Se calcularon los estadísticos descriptivos (media, desviación estándar) para cada ítem del AF5, así como la asimetría, curtosis, r de Pearson, y Alfa de Cronbach. Los resultados muestran que las correlaciones entre los ítems de cada uno de los cinco factores son significativas y que la fiabilidad es óptima (Tabla 1).

Análisis factorial exploratorio

El índice de adecuación muestra Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,840) y el test de esfericidad de Bartlett (7301,1, $gl = 435$; $p = 0,001$), muestran valores satisfactorios para ser sometidos al análisis factorial.

En el análisis de componentes principales, la solución rotada de los 30 ítems del AF5 muestra cinco factores que explican el 60,99% de la varianza total explicada y donde cada factor tiene un valor propio: Factor 1, explica el 26,50% varianza e incluye 6 ítems y sus cargas son superiores a ,55. Factor 2, explica 12,16% de la

varianza e incluye 6 ítems con cargas mayores a ,40, pero un ítem aparece además en el factor 3. Factor 3, explica 9,25% e incluye 6 ítems y sus cargas son superiores a ,55. Factor 4, explica 8,17% de la varianza e incluye 6 ítems con cargas mayores a ,60 y el Factor 5, explica 4,90% e incluye 6 ítems y sus cargas son superiores a ,35, de los cuales uno no presenta carga factorial.

Análisis factorial confirmatorio

Para analizar la estructura factorial se realizó un AFC en función de 28 ítems debido a que el ítem 15 y el 22 presentaban complejidad factorial, seguidamente se analizó los resultados y a través de modificación de índices se fue eliminando los ítems 2,3,6,10 y 12 quedando un modelo óptimo. La Figura 1, muestra la representación gráfica del modelo propuesto (23 ítems), y ésta presenta índices de bondad de ajuste aceptables (CFI = 0,944, TLI = 0,936, SRMR = 0,063, RMSEA = 0,057) (Tabla 3). El análisis de fiabilidad del AF5 reducido (23 ítems) se hizo con el coeficiente omega, mostrando una adecuada consistencia interna ($\omega = 0,831$; IC 95% = 0,803 – 0,955).

Tabla 3
Análisis factorial exploratorio del AF5

Variables	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Comunalidades
Factor 1: Autoconcepto académico						
Ítem 1	0,707					0,493
Ítem 6	0,919					0,740
Ítem 11	0,563					0,403
Ítem 16	0,647					0,502
Ítem 21	0,841					0,749
Ítem 26	0,853					0,719
Factor 2: Autoconcepto social						
Ítem 2		0,864				0,695
Ítem 7		0,704				0,582
Ítem 12		0,798				0,633
Ítem 17		0,480				0,571
Ítem 22			0,414			0,287
Ítem 27		0,750				0,670
Factor 3: Autoconcepto emocional						
Ítem 3			0,615			0,405
Ítem 8			0,732			0,545
Ítem 13			0,579			0,355
Ítem 18			0,618			0,453
Ítem 23			0,678			0,506
Ítem 28			0,705			0,562
Factor 4: Autoconcepto familiar						
Ítem 4				0,624		0,319
Ítem 9				0,844		0,689
Ítem 14				0,641		0,544
Ítem 19				0,844		0,657
Ítem 24				0,789		0,688
Ítem 29				0,877		0,834
Factor 5: Autoconcepto físico						
Ítem 5					0,359	0,270
Ítem 10					0,721	0,461
Ítem 15						0,286
Ítem 20					0,372	0,362
Ítem 25					0,968	0,758
Ítem 30					0,365	0,455

Discusión

El autoconcepto es una variable psicológica con especial recurrencia, siendo evaluada con instrumentos que carecen del adecuado respaldo teórico y con instrumentos en los que habitualmente se desconocen aspectos centrales de confiabilidad y validez (Batista-Batista-Foguet, Coenders, & Alonso, 2004). García y Musitu (2001) indica que es común que las medidas de evaluación del autoconcepto y las distribuciones de los ítems tengan una pronunciada asimetría negativa, como un indicador de un autoconcepto muy alto, generando una dificultad en la contrastación de datos con los distintos modelos teóricos que se proponen.

El objetivo del estudio fue analizar la estructura factorial y confiabilidad de la Escala AF5 de auto-concepto propuesta por García y Musitu (2001) en estudiantes del nivel secundario de la ciudad de Lima, Perú. En general, los resultados muestran que las correlaciones entre los ítems de cada uno de los cinco factores son significativas y que la fiabilidad es óptima, corroborando que el AF5 cumple con los requisitos de validez y confiabilidad similares a los reportados originalmente por los autores de la prueba. No obstante, la escala se redujo a 23 ítems a través del análisis factorial exploratorio y confirmatorio; en este caso, los autores consideran que los ítems eliminados contribuyeron a algunas de las diferencias entre resultados reportados anteriormente con los de la presente investigación.

En relación a esto, es necesario tomar en cuenta que la muestra analizada proviene de la delimitación geográfica correspondiente a la ciudad capital, que a su vez es parte de una de tres regiones del Perú (Costa), por lo que surge la necesidad de explorar las cualidades psicométricas en otras regiones como son la sierra y la selva, que socioculturalmente difieren entre sí, pues el Perú es un país rico en diversidad ancestral, ideológica y cultural. Estos aspectos, claramente influyen en la comprensión de un constructo importante como es el Autoconcepto (Holgado Soriano & Navas 2009). En suma, el estudio provee un instrumento válido y confiable para los estudiantes de nivel secundaria de la ciudad de Lima (capital del Perú). Se validó una versión más corta que la original y esta puede favorecer la factibilidad de nuevos estudios por su rápida aplicación además de facilitar la comprensión del contenido, sobre todo en escolares quienes podrían no estar familiarizados con instrumentos de medición, más aún si estos son extensos (Carvajal, Centeno, Watson, Martínez, & Sanz-Rubiales, 2011).

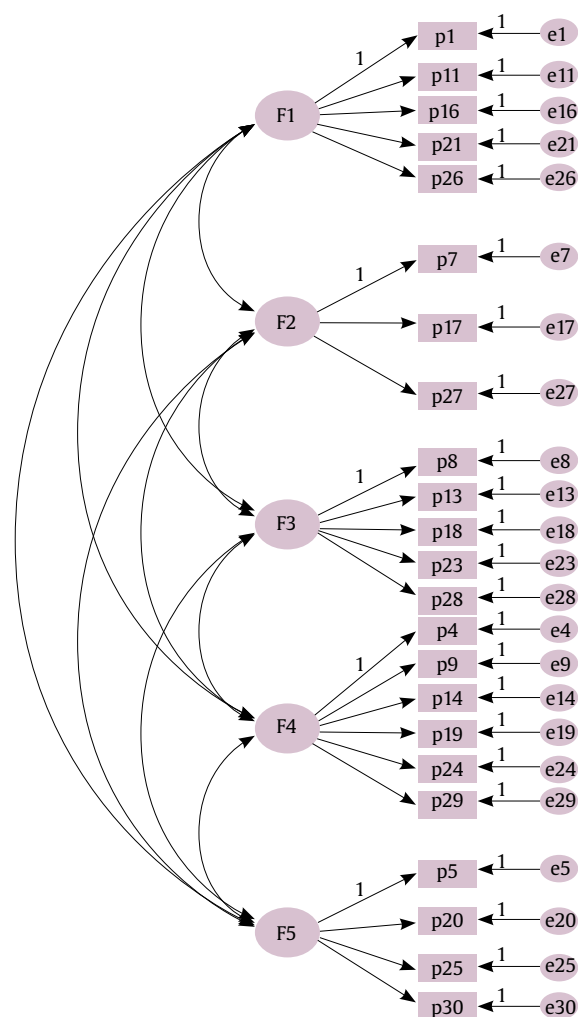


Figura 1. Análisis confirmatorio de la Escala de AF5 de García y Musitu

Como se ha podido apreciar, los resultados del análisis mostraron un ajuste adecuado, y los procedimientos confirmatorios muestran correlaciones inter-factores significativas permitieron concluir que se puede replicar esta estructura. Los indicadores alfa del cuestionario completo nos entregan valores que dan cuenta de una alta confiabilidad; además se encuentra una adecuada consistencia temporal.

Tabla 4
Índices de bondad de ajuste y confiabilidad

Índice de bondad de ajuste	Original (30 ítems)	Modelo 1 (28 ítems)	Modelo 2 (23 ítems)
χ^2	1823,785	1682,714	686,217
DF	367	340	220
P	0,000	0,000	0,000
CFI	0,868	0,880	0,944
TLI	0,854	0,867	0,936
SRMR	0,088	0,085	0,063
RMSEA	0,085	0,078	0,057
ω	0,853	0,849	0,831
IC ω	[.829, .875]	[.821, .869]	[.803, .955]

Respecto al instrumento AF5 se dispone de varios estudios con resultados que confirman en algunos casos la estructura factorial original, Méndez y Gálvez, (2018) para el análisis factorial exploratorio y confirmatorio, utilizaron el procedimiento de muestras cruzadas, evidenciando adecuadas propiedades psicométricas para su uso en estudiantes universitarios manteniendo una estructura de dos factores correlacionados. Murgui, García, García y García (2012) al comparar la estructura factorial en adolescentes que practican y no practican deporte confirman que la estructura factorial de las dos muestras es la misma en la relación ítems-factor, esto puede deberse a que la práctica y actividad física no afecta al significado que tienen los elementos que miden cada dimensión; resultados similares al de Alfaro y Santiago (2002) y Roth, Decker, Herzberg y Brähler (2008).

Tomás y Oliver (2004) en una muestra de jóvenes cuya edad promedio es de 17 años, encuentra que todos los factores correlacionan entre sí significativamente, además los resultados muestran una elevada fiabilidad en términos de consistencia interna, tanto por factores como en la escala total, lo que facilita su aplicabilidad en diferentes contextos. Las evidencias de fiabilidad de la escala de autoconcepto demuestran que tanto los ítems como las dimensiones del instrumento poseen una consistencia interna adecuada (Gálvez-Nieto, Polanco & Salvo (2017)). Las diversas fuentes consultadas demuestran que este tipo de variables tienen una alta implicación en el comportamiento de los niños, adolescentes y jóvenes en aspectos relacionados con la salud, evidenciando la capacidad predictiva que poseen, como, por ejemplo, la autoeficacia (Klein-Hessling, Lohaus, & Ball, 2005).

De igual forma, Carranza y Bermúdez-Jaimes (2017) demuestran en una muestra de estudiantes universitarios la propuesta del autoconcepto como un constructo multidimensional de cinco factores, los resultados obtenidos coinciden al afirmar que el AF5 es un instrumento válido y confiable para estudiantes universitarios peruanos. El análisis factorial confirmatorio indicó que el modelo de medición de 30 ítems en cinco factores se ajusta parcialmente al modelo teórico, pues solo dos ítems del factor físico se mantienen en la versión final de la escala. Por último, Esnaola, Rodríguez y Goñi (2011) discrepan de lo encontrado en este estudio, en cuanto a la factorialidad, tanto el análisis factorial exploratorio como el análisis factorial confirmatorio indican que los resultados no se ajustan al modelo penta factorial original, quizás este resultado proviene de un conjunto de muestras de conveniencia, por lo que los resultados podrían estar parcialmente sesgados, además de los subdominios del autoconcepto varían en función de si la persona es un adolescente, un adulto o una persona mayor. Estas diferencias de extracción de factores cumplen los tres criterios propuestos para una solución adecuada: estructura simple, desarrollo positivo (saturaciones positivas) y facilidad de interpretación, lo cual concuerda por Elosua (2003), para quien a través de un número mínimo de factores y ma-

yor varianza genera un modelo independiente (Anastasi, 1990).

Lo anterior demuestra que la escala AF5 de García y Musitu es válida y confiable en estudiantes de educación secundaria, asimismo su aplicación contribuye al desarrollo de investigaciones sobre esta variable en diferentes etapas del proceso escolar y ámbitos de la psicología y la salud. Sin embargo, con la eliminación de los ítems con carga factorial en múltiples factores y (AFC), el instrumento muestra mayores índices de consistencia en un modelo óptimo. Se requiere que futuras investigaciones continúen explorando la estructura factorial del cuestionario AF5 original y la versión reducida a 23 ítems propuesta en este estudio en diversos contextos y poblaciones, así como en otros grupos de edad.

Las limitaciones del estudio pueden relacionarse con el tipo de muestra, fundamentalmente al recoger los datos de una muestra intencional, éstos podrían haber estado parcialmente sesgados. Futuras investigaciones deben considerar incluir muestras aleatorias que permitan una mayor generalización. Además, se limita a analizar la evidencia de la validez de la estructura interna (validez de constructo) por lo que se recomienda usar otros tipos de validez (validez discriminante, validez concurrente, convergente). También es necesario que estos estudios se enfoquen en el análisis de invarianza factorial a fin de tener instrumentos que garanticen la ausencia de sesgo en las mediciones en diferentes poblaciones. Por ello, es importante replicar esta investigación y considerar los indicadores aquí observados.

Como fortalezas de esta investigación destacan, la utilidad que ha mostrado la escala AF5 en investigaciones previas en distintas poblaciones. El hecho de que el instrumento presente evidencias de validez para medir el constructo de autoconcepto, permitirá realizar futuras investigaciones en el contexto peruano y profundizar más en el tema y en la importancia de contar con instrumentos válidos y confiables en el campo de la psicología. Además, las evidencias de validez fueron estudiados a través de métodos de estimación robusta, lo que proporciona mayor confianza en los resultados.

Conclusiones

El instrumento AF5-23, es un instrumento válido y confiable para escolares de la ciudad de Lima. Los resultados obtenidos indican que el instrumento es recomendable para medir el autoconcepto en adolescentes. Así, este estudio se proyecta como un aporte a la investigación psicológica y educativa en el Perú.

Referencias

- Alfaro, R. A., & Santiago, S. (2002). Estructura factorial de la escala de autoconcepto Tennessee. *Revista Interamericana de Psicología*, 36, 167-189. <https://doi.org/10.30849/rip/ijp.v36i1%20&%202.412>
- Alvarez, A., Suarez, N., Tuero, E., Nuñez, J., Valle, A., & Regueiro, B. (2015). Implicación familiar, autoconcepto del adolescente y rendimiento académico. *European Journal Investigation in Health, Psychology and Education*, 5(3), 293-311. <https://doi.org/10.30552/ejihpe.v5i3.133>
- Anastasi, A. (1990). *Psychological testing*. Nueva York: Macmillan
- Batista-Foguet, J., Coenders, G., & Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(1), 21-27. <https://doi.org/10.1157/13057542>
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bustos, V., Oliver, A., & 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. <https://doi.org/10.1590/1678-7153.201528406>
- Carvajal, A., Centeno, C., Watson, R., Martínez, M., & Sanz Rubiales, Á. (2011). ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud?. *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 34(1), 63-72.

- Carranza, R., & Bermúdez-Jaimes, M. (2017). Psychometric analysis of García and Musitu's AF5 self-concept scale on college students in Tarapoto (Perú). *Interdisciplinaria*, 34(2), 459-472. <https://doi.org/10.16888/interd.2017.34.2.13>
- Carranza, R., & Apaza, E. (2015). Autoconcepto académico y motivación académica en jóvenes talento de una universidad privada de Tarapoto. *Propósitos y representaciones*, 3(1), 233-263. <https://doi.org/10.20511/pyr2015.v3n1.72>
- Cazalla, N., & Molero, D. (2013). Revisión teórica sobre el autoconcepto y su importancia en la adolescencia. *Revista Electrónica de Investigación y Docencia*, 10, 43-64.
- Chu, Y. W. (2002). The relationships between domain-specific self-concepts and global self-esteem among adolescents in Taiwan. *Bulletin of Educational Psychology*, 33, 103-124. <https://doi.org/10.6251/BEP.20010629>
- Dominguez, S. (2014). ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v6.n1.6357>
- Esnaola, I., Rodríguez, A., & Goñi, E. (2011). Propiedades psicométricas del cuestionario de autoconcepto AF5. *Anales de Psicología*, 27(1), 109-117.
- Ellis, L.A., Marsh, H.W. & Richards, G.E. (2002). *A brief version of the Self-Description Questionnaire II. Self-concept Enhancement and Learning Facilitation (SELF)*. Bankstown, Australia: University of Western Sydney
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15(2), 315-321
- Fitts, W. H. (1965). *Tennessee Self-concept Scale: Manual*. Newbury, CA: Western Psychological Services
- Gálvez-Nieto, J. L., Polanco, K., & Salvo, S. (2017). Propiedades psicométricas de la Escala de Autoconcepto Académico (EAA) en estudiantes chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico e Avaliação Psicológica*, 43(1), 5-16. https://doi.org/10.21865/RIDEP43_5
- García, F., & Musitu, G. (2001). *Autoconcepto Forma 5*. Madrid: TEA.
- García, J. F., Musitu, G., & Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18(1965), 551-556.
- Gonzálvez, C., Ingles, C., Vicent, M., Lagos, N., Sanmartín, R., & García, J. (2016). Diferencias en ansiedad escolar y autoconcepto en adolescentes chilenos. *Acta de Investigación Psicología*, 6(3), 2509-2515. <https://doi.org/10.1016/j.aippr.2016.08.002>
- Holgado, F., Soriano, J., & Navas, L. (2009). El cuestionario de autoconcepto físico (CAF): análisis factorial confirmatorio y predictivo sobre el rendimiento académico global y específico del área de educación física. *Acción Psicológica*, 6(2), 93-102.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Klein-Hessling, J., Lohaus, A., & Ball, J. (2005). Psychological predictors of health-related behaviour in children. *Psychology, Health & Medicine*, 10(1) 31-43. <https://doi.org/10.1080/13548500512331315343>
- Kline, R. B. (2016). *Methodology in the social sciences. Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Lippman, L. H., Anderson Moore, K., Guzman, L., Ryberg, R., McIntosh, H., Ramos, M. F., Caal, S., Carle, A., & Kuhfeld, M. (2014). *Springer briefs in well-being and quality of life research. Flourishing children: Defining and testing indicators of positive development*. Springer Science + Business Media. <https://doi.org/10.1007/978-94-017-8607-2>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. (2007). *FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. España: University Rovira y Virgili.
- Marsh, H. W. (1989). Age and sex effects in multiple dimensions of self-concept: Preadolescence to early adulthood. *Journal of Educational Psychology*, 81, 417-430. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.81.3.417>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Méndez, J., & Gálvez Nieto, J. (2018). Propiedades psicométricas de la Escala de Autoconcepto Académico (EAA) en estudiantes universitarios chilenos. *Liberabit*, 24(1), 131-45. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2018.v24n1.09>
- Montoya, D. M., Dussán, C., Pinilla, V. E., & Puente, A. (2019). Standardization of the AF5 Self-Concept Scale in Colombian university students. *Ansiedad y Estrés*, 25(2). <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2019.06.001>
- Murguía, S., García, C., García, Á., & García, F. (2012). Autoconcepto en jóvenes practicantes de danza y no practicantes de Análisis factorial confirmatorio de la escala AF5. *Revista de psicología del Deporte*, 21(2), 263-269.
- Ortega, F. Z., de Mesa, C. G., Martínez, A. M., Santos, E. O. Z., & Moral, P. (2018). Psychometric analysis and adaptation of the questionnaire AF5 towards Judo in a Chilean sample. *Universitas Psychologica*, 17(4). <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy17-4.apat>
- Palacios, J., & Coveñas, J. (2019). Predominancia del autoconcepto en estudiantes con conductas antisociales del Callao. *Propósitos y representaciones*, 7(2), 325-352. <https://doi.org/10.20511/pyr2019.v7n2.278>
- Piers, E. (1984). *Piers-Harris Children's Self-Concept Scale. Revised Manual*. Los Angeles: Western Psychological Services.
- Ramos, E., Rodríguez, A., & Antonio, I. (2017). El autoconcepto y el bienestar subjetivo en función del sexo y del nivel educativo en la adolescencia. *Psicología Educativa*, 23(2), 89-94. <https://doi.org/10.1016/j.pse.2017.05.005>
- Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. New York: Basic Books.
- Rossee, Y., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E., & Chow, M. (2018). Package 'lavaan' 0.6-2. Recuperado de <https://cran.r-project.org/web/packages/lavaan/lavaan.pdf>
- Roth, M., Decker, O., Herzberg, P. Y., & Brähler, E. (2008). Dimensionality and norms of the Rosenberg Self-esteem Scale in a German general population sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 24, 190-197. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.24.3.190>
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J., & Stanton, G. C. (1976). Self-Concept: Validation of Construct Interpretations. *Review of Educational Research*, 46(3), 407-441. <https://doi.org/10.3102/00346543046003407>
- Sass, D. A. & Schmitt, T. A. (2010). A comparative investigation of rotation criteria within exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 45, 73-103. <https://doi.org/10.1080/00273170903504810>
- Tomás, J. M., & Oliver, A. (2004). Análisis psicométrico confirmatorio de una medida multidimensional del autoconcepto en español. *Interamerican Journal of Psychology*, 38(2), 285-293.
- Vicent, M., Lagos, N., Gonzálvez, C., Ingles, C., García, J., & Gomis, N. (2015). Diferencias de género y edad en autoconcepto en estudiantes adolescentes chilenos. *Revista de Psicología*, 24(1), 1-16.
- Wylie, R. (1979). *The self-concept: Theory and research on selected topics*. Lincoln, NE: University of Nebraska.