

SECCIÓN DE METODOLOGÍA

COORDINADORES: CARME VILADRICH
ANTONIO HERNÁNDEZ MENDO

Autoconcepto en jóvenes practicantes de danza y no practicantes: Análisis factorial confirmatorio de la escala AF5

Sergio Murgui*, Carmela García**, Ángel García* y Fernando García*

SELF-CONCEPT IN YOUNG DANCERS AND NON-PRACTITIONERS: CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS OF THE AF5 SCALE

KEYWORDS: Dance, Self-Concept, Scale AF5, Psychometric Properties.

ABSTRACT: This paper analyses the five-factor structure of the AF5 *Self-Concept Questionnaire* in dance practitioners and non-practitioners. The responses of 1630 adults (490 dancers and 1.240 non dance practitioners) were analysed using structural equation modelling. The oblique factorial structure, proposed by the author's scale, resulted in a better fit than two alternative structures (one-factor and orthogonal configurations), and was invariant across the two groups. Nevertheless, the factorial means and correlations of the physical with the professional and family dimensions were higher in the dancer group. Reliability was good for both the dancer and non-practitioners group.

El autoconcepto, y su relación con el bienestar personal, se ha convertido en los últimos años en un aspecto relevante dentro de la Psicología (García, Musitu y Veiga, 2006), conceptualizándose como una imagen mental compuesta de lo que pensamos de nosotros mismos, de lo que pensamos que podemos conseguir, de lo que pensamos que otros piensan de nosotros y de lo que nos gustaría ser (véase Lila, Musitu y Molpeceres, 1994). La psicología actual atribuye al autoconcepto un papel muy importante, relacionándolo con distintos aspectos de un estilo de vida saludable tales como la prevención del consumo de sustancias (Fuentes, García, Gracia y Lila, 2011; Jiménez, Musitu y Murgui, 2008), la satisfacción con la vida (Campos, Huertas, Colado, López, Pablos y Pablos, 2003; Moreno, Estévez, Murgui y Musitu, 2009) o la socialización de los hijos (García y Gracia, 2009, 2010; Jiménez, Musitu, Ramos y Murgui, 2009; Martínez y García, 2007, 2008; Martínez, Murgui, Musitu y Monreal, 2008). Además, se ha analizado el vínculo entre el autoconcepto y la actividad física y el deporte tanto en jóvenes (Brannan, Petrie, Greenleaf, Reel y Carter, 2009; Dieppa, Machargo, Luján y Guillén, 2008) como en niños (Guillen y Ramírez, 2011; Slutzky y Simpkins, 2009) y adolescentes (Moreno y Cervello, 2005; Ros, 2006), grupos de edad en los que la práctica de la actividad física y deporte alcanza los porcentajes más altos, en ambos sexos (García Ferrando, 2006).

Así, dada la importancia y el carácter multidimensional (Marsh, 1987) del autoconcepto, han proliferado estudios sobre cada una de sus dimensiones y se han desarrollado instrumentos específicos -como en el caso de la dimensión física (por ejemplo, Contreras, Fernández, García, Palou y Ponsetí, 2010; Marsh, Bar-

Eli, Zach y Richards, 2006)- lo que hace necesaria la mejora y selección de aquellos instrumentos que aseguren su correcta medición. En este sentido, es muy importante comprobar empíricamente la estructura dimensional teórica mediante los análisis factoriales confirmatorios pertinentes y, una vez asegurada la validez de la estructura factorial, pueden realizarse análisis adicionales que permitan refinar la escala (MacCallum y Austin, 2000) y considerar la influencia de aspectos culturales (por ejemplo, la nacionalidad) o personales (por ejemplo, la práctica deportiva) en las respuestas al cuestionario.

El objetivo principal del presente trabajo es ampliar el estudio de las propiedades psicométricas del *Self-Concept Questionnaire* (AF5). En dicho instrumento, cada una de sus cinco dimensiones (profesional/académico, social, emocional, familiar y física), fundamentadas en el modelo teórico de Shavelson, Hubner y Stanton (1976), está compuesta por 6 ítems lo cual permite, en una escala de 1 a 99, medir con un único instrumento las principales dimensiones del autoconcepto (Grandmontagne y Fernández, 2004) y minimizar el problema de la asimetría de las puntuaciones (Roth, Decker, Herzberg y Brähler, 2008). Además, no presenta problemas metodológicos con los ítems negativos (Tomás y Oliver, 2004) por lo que ofrece mediciones más sensibles, concretas y ajustadas (Harter, 1990). No obstante, y pese a que se ha demostrado la estabilidad estructural de sus dimensiones en diferentes países (García y Musitu, 1999; García et al., 2006), aún no se ha comprobado si la práctica deportiva y de actividad física puede afectar a su estructura factorial.

El análisis del instrumento se ha realizado en dos fases: primera, confirmar la multidimensionalidad y oblicuidad en una

Correspondencia: Sergio Murgui Pérez. Dpto. de Psicología Social. Universidad de Valencia. Av. Blasco Ibañez, 21. 46010 Valencia. E-mail: Sergio@Murgui@uv.esg

* Universitat de Valencia.

** Instituto universitario de Danza Alicia Alonso (Universidad Rey Juan Carlos I).

— Fecha de recepción: 26 de Octubre de 2010. Fecha de aceptación: 5 de Febrer de 2012.

muestra de no practicantes de danza; y, segunda, tomando como referencia la estructura de la muestra no practicante comprobar la equivalencia con la muestra de practicantes de danza. La primera hipótesis a comprobar es que el modelo oblicuo pentadimensional definido a priori por los autores se ajustará mejor a los datos que los alternativos unidimensional y ortogonal, y la segunda que la estructura factorial en la muestra de practicantes es equivalente a la estructura factorial de la muestra de no practicantes.

En suma, es fundamental comprobar la estructura del instrumento en practicantes de danza y con ello asegurar la validez de su medición en este contexto deportivo y artístico, siendo tanto más acuciante su estudio si consideramos, por una parte, la importancia de este tipo de actividad física en España, cuya práctica se sitúa en el 12% (García Ferrando, 2006), y, por otra, el vínculo entre el autoconcepto y el ejercicio físico (Walters y Martin, 2000).

Método

Participantes

La muestra fue de 1.630 participantes, 1.240 no practicantes (76.0%) y 490 practicantes de danza (24.0%). La edad de los participantes no practicantes fue de 10 a 17 años ($M = 13.75$, $DE = 2.00$), de los cuales 687 eran mujeres (55.4%) y 553, varones. Las edades de los participantes practicantes iban de 10 a 17 años ($M = 13.69$, $DE = 2.19$), de los cuales 244 eran mujeres (62.5%) y 146, varones. Los practicantes, con al menos 3 años de formación en danza clásica y contemporánea, cursaban sus estudios en los conservatorios de enseñanzas medias de danza y en las escuelas privadas y oficiales de esta especialidad, de Madrid y Valencia, practicando un mínimo de 10 horas semanales de clase. La aplicación de cuestionarios, previa notificación y aceptación por parte de los centros, se realizaba en los intermedios de las sucesivas clases de danza.

Análisis estadístico

Para analizar los datos se utilizó el programa AMOS 5.0, EQS 6.0 y SPSS 12.0. En la primera hipótesis, se contrastó el ajuste del modelo teórico pentadimensional, propuesto por los autores, frente a los alternativos unidimensional y ortogonal. La arbitrariedad de la escala se eliminó fijando en 1 los valores de los coeficientes de regresión del primer ítem de cada subescala.

El método de estimación utilizado en los análisis factoriales confirmatorios fue el de máxima verosimilitud (ML) que, aunque supone la normalidad multivariada, es razonablemente robusto a su incumplimiento (Curran, West y Finch, 1996), y el posible sesgo en la estimación se produciría, en todo caso, presentando un ajuste peor del real (Tomás y Oliver, 2004, p. 288). Dada la existencia de puntuaciones extremas en las colas de distribución asimétrica, se produce una disminución en el ajuste, ya que aumenta considerablemente el error típico de estimación, como ocurre en otras variables psicofísicas, como el tiempo de reacción (Pérez, Navarro y Llobell, 2000). Además, diferentes estudios sobre autoconcepto muestran que la correlación entre los residuales de los ítems afecta negativamente al ajuste de los modelos (Yin y Fan, 2003) por lo que se ha empleado una muestra relativamente grande y se ha liberado la restricción de ortogonalidad para la pareja de errores más correlacionados (estimados a partir de los índices de modificación) dentro de cada factor (Jöreskog y Sörbom, 1976; Marsh y Hau, 1996).

Para evaluar la adecuación del modelo, aparte del índice de ji-cuadrado (χ^2), se utilizó la razón χ^2/df (una puntuación de 2.00-3.00 o menor es indicadora de un buen ajuste, Marsh y Hau, 1996); la raíz media cuadrática del error de aproximación (RMSEA, los valores menores a 0,05 indican buen ajuste, y entre .05 y .08 se considera aceptable, Browne y Cudeck, 1992); la media cuadrática del error tipificada (SRMR, que debe presentar valores menores de .10, Kline, 1998); el índice de ajuste comparativo (CFI, valores mayores a .95 indican buen ajuste y los mayores a .90 un ajuste aceptable, Marsh y Hau, 1996); el índice de ajuste general (GFI, que sigue el mismo criterio de los dos anteriores, Medsker, Williams y Holahan, 1994) y el criterio de información de Akaike (1987), AIC, donde el menor valor indica la mayor parsimonia.

Para comprobar la equivalencia factorial de la muestra no practicante y la muestra practicante se calcularon sucesivos modelos anidados que incrementaban progresivamente las restricciones, igualando los parámetros libres. Así, en el modelo base, cada parámetro se estimaba libremente para cada grupo, a continuación se fijó la equivalencia de los pesos factoriales para los dos grupos, luego se fijó la estructura de varianzas y de covarianzas factoriales, y, por último, se fijaron los errores de medida. Si $\Delta\chi^2$ (Δdf) resulta significativo, los modelos no son equivalentes por lo que debe liberarse la restricción que no ha resultado equivalente. Cheung y Rensvold (2002) proponen que se pruebe la significación del cambio en CFI. A partir de un estudio de simulación realizado con 20 índices de ajuste diferentes, recomiendan que $|\Delta CFI| < .01$ "indica que la hipótesis nula de equivalencia no debería rechazarse" (p. 251).

Resultados

Análisis preliminares

Como era de esperar, la asimetría era negativa en todos los ítems, salvo en los invertidos, tanto en la muestra no practicante como en la que practicaba danza. La mayoría de los ítems de la muestra no practicante presentaba una curtosis negativa (salvo los ítems 1, 2, 7, 14, 17, 19, 24, 27 y 29) mientras que en la muestra de practicantes la mayor parte de los ítems tenía curtosis positiva (salvo los ítems 3, 4, 12, 13, 15, 18, 22, 23). Ningún ítem en ambas muestras cumplía los requisitos de normalidad univariada ($\alpha = .05$, K2 y Lm, DeCarlo, 1997, p. 304), como se aprecia en la Tabla 2.

Análisis estructurales

El ajuste del modelo unidimensional era el peor de los puestos a prueba mientras que el modelo ortogonal, sin incrementar el número de parámetros, obtuvo mejores resultados. Asimismo, al liberar en este último la restricción de ortogonalidad factorial, los distintos índices de ajuste volvieron a mejorar. Finalmente, se incluyó la correlación entre pares de errores, siguiendo a Byrne, Shavelson y Muthen (1989), correspondientes únicamente a los ítems con un contenido semántico más próximo dentro en cada una de las dimensiones (16-26, 12-22, 18-23, 4-14, 10-25), consiguiéndose un ajuste que, si bien no es excelente, puede considerarse como aceptable.

Dado que el modelo ortogonal está anidado en el oblicuo y éste a su vez en el modelo oblicuo con errores correlacionados, pudo calcularse $\Delta\chi^2$ (Δdf) el cual mostró que la correlación de los factores mejoraba el modelo ortogonal y que la correlación de los ítems mejoraba el modelo oblicuo. El cambio en CFI también indicaba el mejoramiento en el ajuste.

Modelo	S-B χ^2	Gl	S-B χ^2 /gl	$\Delta\chi^2$	Δ gl	RMSEA (IC)*	RCFI	RAIC	GFI	SRMR
Tr ₀ . Modelo T + r _{error} **	1314.75	390	3.37	-	-	.044 (.041-.046)	.900	534.75	.91	.059
T. 5 factores oblicuos	1755.52	395	4.44	440.77	5	.053 (.050-.055)	.853	965.52	.88	.066
O. 5 factores ortogonales	2176.98	405	5.38	421.26	10	.059 (.057-.062)	.809	1366.98	.85	.069
U. Unifactorial	5575.50	405	13.77	-	-	.102 (.099-.104)	.443	4765.50	.63	.116
Tr ₁ . Modelo Tr ₀ multimuestra	1932.55	780	2.47	-	-	.030 (.028-.032)	.906	372.55	.90	.063
Tr ₂ . Igual saturación de los factores***	1953.80	804	2.43	21.25	24	.030 (.028-.031)	.906	345.80	.90	.063
Tr ₃ . Igual var./covarianza factorial****	1974.32	817	2.42	20.52	13	.030 (.028-.031)	.905	340.32	.90	.065
Tr ₄ . Igual varianza de errores	2017.73	847	2.38	43.41	30	.031 (.028-.032)	.904	323.73	.89	.065

* IC: Intervalo de confianza del estadístico RMSEA para el 90%.

** El modelo Tr₀ es el mismo que el T, excepto que en el Tr se ha liberado la restricción de independencia para los errores en los pares: 16-26, 12-22, 18-23, 4-14 y 10-25.

*** Relajada la restricción del ítem 25 en el factor Autoestima Física

**** Relajada la restricción para la correlación entre el Autoconcepto Físico-Autoconcepto Profesional, Autoconcepto Físico-Autoconcepto Familiar

Tabla 1. Análisis factorial confirmatorio del ajuste de los modelos a los datos de la muestra no practicante y análisis multimuestra de la equivalencia entre la muestra no practicante y practicante de danza.

Análisis multigrupo

Habiendo establecido el modelo Tr₀ como base, se calculó, en primer lugar, el mismo modelo en ambos grupos (Tr₁) mostrando un buen ajuste multimuestra (Tabla 2). A continuación, se fijaron las saturaciones factoriales en ambas muestras, que resultaron equivalentes en ambos grupos, salvo para el ítem 25, por lo que la restricción para dicha saturación fue eliminada. El modelo Tr₂ re-

sultante, considerando tanto $\Delta\chi^2$ (Δ gl) como Δ CFI, era equivalente al Tr₁. En cuanto a la covarianza factorial, las relaciones entre el autoconcepto físico y profesional y familiar y físico resultaron estadísticamente diferentes entre los dos grupos. Por tanto, dichas restricciones fueron eliminadas del modelo Tr₃, el cual era equivalente al Tr₂. Finalmente, el modelo Tr₄, incluía la equivalencia de las varianzas de los errores, resultando equivalente a Tr₃.

Ítem	curtosis / asimetría	F1 Profesional	F2 Social	F3 Emocional	F4 Familiar	F5 Físico
01	.169/- .676	.693				
06	.520/- .593	.820				
11	-.491/- .517	.743				
16	-.506/- .414	.582				
21	-.155/- .690	.819				
26	-.212/- .557	.731				
02	.417/- .942		.788			
07	1.521/-1.249		.687			
12	-.086/-1.012		.479			
17	1.604/-1.347		.591			
22	-1.324/- .110		.257			
27	1.330/-1.313		.677			
03	-.995/.052			.427		
08	-1.058/- .297			.596		
13	-.858/.506			.564		
18	-.980/.383			.487		
23	-1.186/- .253			.447		
28	-1.118/.301			.637		
04	-.789/- .686				.397	
09	1.578/- .461				.671	
14	.773/- .401				.448	
19	5.638/-2.393				.683	
24	1.221/-1.324				.740	
29	4.798/-2.221				.786	
05	-.520/- .574					.467
10	-1.414/- .063					.418
15	-.877/-0.120					.478
20	-.683/- .625					.666
25	-.864/- .548					.514/.557*
30	-.854/- .158					.701
		Correlación entre errores ¹				
	Par de ítem:	4-14	10-25	12-22	16-26	18-23
	Correlación	.31	.57	.18	.23	.14
	de errores	.34	.52	.20	.21	.17

* diferencias significativas de saturaciones entre no practicantes y practicantes

¹ No practicantes en cursiva

Tabla 2. Saturaciones factoriales tipificadas y correlaciones entre los errores por grupo del análisis factorial multimuestra y curtosis / asimetría.¹

Fiabilidad y medias de grupo

La fiabilidad total, calculada mediante el alpha de Cronbach, fue de .70 en practicantes y de .77 en el grupo no practicante y, en ambos grupos, la fiabilidad de cada dimensión presentó valores adecuados (Tabla 3). Además, el MANOVA resultó significativo, $Wilks = .88$; $F(5, 1624) = 43.53$; $p < .01$. Los practicantes

presentaban mayores puntuaciones, estadísticamente significativas, en el autoconcepto profesional, $F(1, 1628) = 117.94$, $p < .01$, social, $F(1, 1628) = 4.46$, $p < .05$, familiar $F(1, 1628) = 33.81$, $p < .01$ y físico $F(1, 1628) = 147.51$, $p < .01$, pero no en el autoconcepto emocional, $F(1, 1628) = 1.77$, $p > .05$.

	F1	F2	F3	F4	F5
F1	6.25 (1.54) ^a	.38	.02	.52	.35 ^b
Profesional	7.36 (1.69)	.51	.12	.68	.61
F2		7.20 (1.37)	.19	.40	.45
Social		7.39 (1.55)	.03	.58	.55
F3			5.33 (2.02)	.06	.16
Emocional			5.19 (1.89)	.07	.04
F4				7.99 (1.35) ^a	.31 ^b
Familiar				8.52 (1.48)	.60
F5					5.56 (1.47) ^a
Físico					6.85 (1.64)
Fiabilidad	.87	.73	.71	.80	.74
	.81	.77	.81	.74	.72

^a diferencias significativas de medias entre no practicantes y practicantes

^b diferencias significativas de correlaciones entre no practicantes y practicantes

¹ No practicantes en cursiva

Tabla 3. Medias, desviaciones típicas (entre paréntesis), correlaciones factoriales (triángulo superior) y alpha de Cronbach para cada grupo.¹

Discusión y conclusiones

En este trabajo se ha analizado la pentadimensionalidad propuesta para el instrumento de autoconcepto AF5 y su invarianza entre practicantes de danza y no practicantes. Los resultados obtenidos apoyan la conceptualización multidimensional del autoconcepto de la primera hipótesis: la medida de áreas específicas del comportamiento supone una mejora considerable respecto de una conceptualización unidimensional (p.e., Bracken, 1996; Musitu, García, y Gutiérrez, 1994). El modelo multidimensional de cinco factores es, asimismo, oblicuo, en consonancia con la desigual distancia que separa cada una de las cinco 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 (Byrne y Shavelson, 1996). Además, se confirma la relación ítems-factor propuesta para definir la estructura factorial, extendiendo otros resultados previos (García et al., 2006; García y Musitu, 1999; Tomás y Oliver, 2004). Por lo tanto, 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).

Comparando la estructura factorial de practicantes y no practicantes hay que destacar que los resultados de este estudio confirman que la estructura factorial de las dos muestras es la misma en la relación ítems-factor (Alfaro y Santiago, 2002; Roth et al.,

2008). No afecta la circunstancia de la práctica de actividad física y deportiva al significado que tienen los elementos que miden cada dimensión. Además, la importancia con la que cada ítem interviene en cada una de las cinco dimensiones es equivalente en todos los casos salvo en un sólo ítem del autoconcepto físico (el 25, "Soy bueno haciendo deporte"), que saturó más en la muestra de practicantes (.56 vs. .51), con un tamaño del efecto estadísticamente significativo aunque pequeño (la diferencia en $\eta^2 < .01$; véase García, Pascual, Frías, Van Krunckelsven y Murgui, 2008). Si bien la dedicación que supone el entrenamiento continuado de la muestra de practicantes y la mayor competitividad que para esta muestra implica su ámbito de estudios, resulta una explicación convincente para este resultado (Moreno y Cervello, 2005; Castillo y Molina, 2009; Slutzky y Simpkins, 2009). No obstante, las diferencias encontradas en las varianzas factoriales (profesional, familiar y física) pueden ser debidas al menor tamaño de la muestra de practicantes, con respecto al grupo no practicante, existiendo mayor varianza y error de medida en el grupo menor (García et al., 2008)

Por otra parte, hay que destacar que en los practicantes de danza sí se observa una mayor relación entre el ámbito profesional y familiar con el físico, con tamaños del efecto muy grandes (del 9% de varianza compartida en el grupo de no practicantes contra el 36% en practicantes). Por una parte, estos resultados son acordes con el mayor interés profesional de la muestra de practicantes por su actividad física (dedican un tiempo considerable a esta actividad y mantienen expectativas profesionales que no comparten con la

muestra de referencia). Además, evidencian la importancia de la familia para estas personas como motivadora para entrenar y para mejorar (Esteve, Musitu, Lila, 2005; Hassandra, Goudas y Chroni 2003; Núñez, Martín-Albo, Navarro, Sánchez, González-Cutre, 2009; Pallarés, 1998).

En esta misma línea, también se observa que los practicantes de danza superan en promedio de autoconcepto a los no practicantes, pero no solamente en el ámbito físico, sino que también lo hacen en el profesional, social, familiar y físico. Confirmando que el entrenamiento y el esfuerzo que éstos conllevan se relacionan con una mejora generalizada a otros ámbitos importantes del autoconcepto (p.e., Contreras et al., 2010; Esnaola, 2005; Knapen, Van-Coppenolle, Peuskens, Pieters y Knapen, 2006; Slutzky y Simpkins, 2009).

Entre las limitaciones del presente trabajo, debe tenerse en cuenta que los resultados obtenidos podrían no ser aplicables a practicantes de otras disciplinas físicas o deportivas, u otros grupos de edad, aunque es bastante posible que la estructura factorial se mantenga estable, dada la estabilidad mostrada por el instrumento en otros estudios (García, Musitu, Riquelme y Riquelme, 2011; Martínez, Musitu, García y Camino, 2003).

En resumen, el instrumento utilizado puede discriminar entre cinco dimensiones diferentes del autoconcepto, a partir de una base teórica organizada (Shavelson et al., 1976), no muestra efectos de método producidos por los ítems negativos, evita los problemas de asimetría al utilizar una escala de 1 a 99, presenta una adecuada fiabilidad, coincidiendo con estudios anteriores (García, et al., 2006; Tomás y Oliver, 2004), y proporciona mayores perspectivas de análisis que los instrumentos que únicamente miden la dimensión física del autoconcepto (Dieppa et al., 2008; Marsh et al., 2006).

Si bien se requiere de futuros trabajos que exploren la estructura factorial del cuestionario AF5 en practicantes de otras modalidades físicas y deportes, o incluso en las diferentes especialidades de danza (clásico, español y contemporáneo), así como en otros grupos de edad, los resultados obtenidos parecen indicar que el instrumento analizado es recomendable para medir multidimensionalmente el autoconcepto, en especial la versión española que se encuentra comercializada y baremada, dentro del contexto de la Psicología del Deporte.

AUTOCONCEPTO EN JÓVENES PRACTICANTES DE DANZA Y NO PRACTICANTES: ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DE LA ESCALA AF5

KEYWORDS: Danza, Autoconcepto, Escala AF5, Propiedades psicométricas.

RESUMEN: Este trabajo analizó la estructura penta factorial del *Cuestionario de Autoconcepto AF5* en practicantes de danza y no practicantes. Se analizaron las respuestas de 1630 participantes (490, de la modalidad de danza clásica y contemporánea y 1240 no practicantes) mediante modelos de ecuaciones estructurales. Los resultados indicaron que el modelo pentadimensional oblicuo, propuesto por los autores, se ajustaba mejor que los alternativos unifactorial y ortogonal, y que esta estructura penta-factorial fue invariante entre ambos grupos, si bien el grupo de practicantes relacionaba en mayor grado el ámbito físico-deportivo con el profesional y familiar, y presentó medias superiores en todas las dimensiones del autoconcepto. En ambos grupos, se obtuvieron valores aceptables de fiabilidad.

AUTO-CONCEITO EM JOVENS PRACTICANTES DE DANÇA E NÃO PRACTICANTES: ANÁLISE FACTORIAL CONFIRMATÓRIA DA ESCALA AF5

PALAVRAS-CHAVE: Dança, Auto-conceito, Escala AF5, Propriedades psicométricas.

RESUMO: Este trabalho analisou a estrutura penta factorial do *Questionário de Auto-conceito da AF5* em praticantes de dança e não participantes. Analisaram-se as respostas de 1630 participantes (490, da modalidade de dança clássica e contemporânea e 1240 não praticantes) mediante modelos de equações estruturais. Os resultados indicaram que o modelo pentadimensional oblíquo, proposto pelos autores, se ajustava melhor que os alternativos unifactorial e ortogonal, e que esta estrutura penta factorial foi invariável entre ambos os grupos, embora o grupo de praticantes relacionava em maior grau o âmbito físico-desportivo com o profissional e familiar, e apresentou médias superiores em todas as dimensões do auto-conceito. Em ambos os grupos foram obtidos valores aceitáveis de fidelidade.

Referencias

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317-332.
- Alfaro, R. A. y Santiago, S. (2002). Estructura factorial de la escala de autoconcepto Tennessee (versión en español). *Revista Interamericana de Psicología*, 36, 167-189.
- Bracken, B. A. (1996). *Handbook of self-concept: Developmental, social, and clinical considerations*. Nueva York: Wiley & Sons.
- Brannan, M., Petrie, T., Greenleaf, C., Reel, J. y Carter, J. (2009). The relations between body dissatisfaction and bulimic symptoms in female collegiate athletes. *Journal of Clinical Sports Psychology*, 3, 103-126.
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equations Models* (pp. 111-135). Beverly Hills, CA: Sage.
- Byrne, B. M. y Shavelson, R. J. (1986). On the structure of adolescent selfconcept. *Journal of Educational Psychology*, 78, 474-481.
- Byrne, B., Shavelson, R. y Muthen, B. (1989). Testing for the equivalence factor covariance and mean structures: the issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456-466.
- Campos, J., Huertas, F., Colado, J. C., López, A. L., Pablos, A. y Pablos, C. (2003). Efectos de un programa de ejercicio físico sobre el bienestar psicológico de mujeres mayores de 55 años. *Revista de Psicología del Deporte*, 12(1), 7-26.
- Casillo, I. y Molina, J. (2009). Adiposidad corporal y bienestar psicológico: efectos de la actividad física en universitarios de Valencia, España. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 26(4), 334-340.
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modelling*, 9, 233-55.
- Contreras, O. R., Fernández, J. G., García, L. M., Palou, P. y Ponseti, J. (2010). El autoconcepto físico y su relación con la práctica deportiva en estudiantes adolescentes. *Revista de Psicología del Deporte*, 19(1), 23-39.
- Curran, P. J., West, S. G. y Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16-29.
- Dieppa, M., Guillén, F., Machargo, J. y Luján, I. (2008). Autoconcepto general y físico en jóvenes españoles y brasileños que practican actividad física vs. no practicantes. *Revista de Psicología del Deporte*, 17(2), 221-339.
- Eснаоla, I. (2005). Autoconcepto físico y satisfacción corporal en mujeres adolescentes según el deporte practicado. *Apunts: Educación Física y Deportes*, 80, 5-12.
- Esteve, J. V., Musitu, G. y Lila, M. (2005). Autoconcepto físico y motivación deportiva en chicos y chicas adolescentes. La influencia de la familia y de los iguales. *Escritos de Psicología*, 7, 82-90.
- Fuentes, M. C., García, J. F., Gracia, E. y Lila, M. (2011). Self-concept and psychosocial adjustment in adolescence. *Psicothema*, 23, 7-12.
- García Ferrando, M. (2006). *Postmodernidad y deporte: entre la individualización y la masificación: encuesta sobre los hábitos deportivos de los españoles, 2005*. Madrid: Consejo Superior de Deportes.
- García, F. y Gracia, E. (2009). Is always authoritative the optimum parenting style? Evidence from Spanish families. *Adolescence*, 44(143), 101-131.
- García, F. y Gracia, E. (2010). What is the optimum parenting style in Spain? A study with children and adolescents aged 10-14. *Infancia y Aprendizaje*, 33(3), 365-384.
- García, J. F. y Musitu, G. (1999). *AF5: Autoconcepto forma 5*. Madrid: TEA.
- García, J. F., Musitu, G., Riquelme, E. y Riquelme, P. (2011). Un análisis factorial confirmatorio del cuestionario Autoconcepto Forma 5 con adultos jóvenes de España y Chile. [A confirmatory factor analysis of the "Autoconcepto Forma 5" questionnaire in young adults from Spain and Chile]. *Spanish Journal of Psychology*, 14, 648-658.
- García, J. F., Musitu, G. y Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18, 551-556.
- García, J. F., Pascual, J., Frias, M. D., Van Krunkelsven, D. y Murgui, S. (2008). Diseño y análisis de la potencia: n y los intervalos de confianza de las medias. *Psicothema*, 20, 933-938.
- Grandmontagne, A. G. y Fernández, A. R. (2004). Eating disorders, sport practice and physical self-concept in adolescents. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 32, 29-36.
- Guillén, F. y Ramírez, M. (2011). Relación entre el autoconcepto y la condición física en alumnos del Tercer Ciclo de Primaria. *Revista de Psicología del Deporte*, 20(1), 45-59.
- Harter, S. (1990). Self and identity development. En S. S. Feldman y G. R. Elliot (Eds.): *At the threshold: The developing adolescent*, (pp. 352-387). Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Hassandra, M., Goudas, M. y Chroni, S. (2003). Examining factors associated with intrinsic motivation in physical education: a qualitative approach. *Psychology of Sport and Exercise*, 4, 211-223.
- Jiménez, T. I., Musitu, G. y Murgui, S. (2008). Funcionamiento familiar, autoestima y consumo de sustancias: un modelo de mediación. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(1), 139-151.
- Jiménez, T. I., Musitu, G., Ramos, M. J. y Murgui, S. (2009). Community involvement and victimization at school: An analysis through family, personal and social adjustment. *Journal of Community Psychology*, 37, 959-974.
- Jöreskog, K. G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36, 409-426.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York: Guilford.
- Knapen, J., Van-Coppenolle, H., Peuskens, J., Pieters, G. y Knapen, K. (2006). Comparison of changes in physical fitness, physical self-concept, global self-esteem, depression and anxiety following two different psychomotor therapy programs in non-psychotic psychiatric inpatients. En A. Prescott (Ed.), *The concept of self in education, family and sports* (pp. 91-114). Hauppauge: Nova Science.
- Lila, M. S., Musitu, G. y Molpereiches, M. A. (1994). Familia y autoconcepto. En G. Musitu y P. Allat (Eds.), *Psicosociología de la familia* (83-103). Valencia: Albatros.
- MacCallum, R. C. y Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology*, 51, 201-226.
- Marsh, H. W. y Hau, K. T. (1996). Assessing goodness of fit: Is parsimony always desirable? *Journal of Experimental Education*, 64, 364-390.
- Marsh, H., Bar-Eli, M., Zach, S. y Richards, G. (2006). Construct validation of Hebrew versions of three physical self-concept measures: an extended multitrait-multimethod analysis. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 28, 310-343.

- Marsh, H. W. (1987). The hierarchical structure of self-concept: An application of hierarchical confirmatory factor analysis. *Journal of Education Measurement*, 24, 17-39.
- Martínez, I. y García, J. F. (2007). Impact of parenting styles on adolescents' self-esteem and internalization of values in Spain. *Spanish Journal of Psychology*, 10, 338-348.
- Martínez, I. y García, J. F. (2008). Internalization of values and self-esteem among Brazilian teenagers from authoritative, indulgent, authoritarian, and neglectful homes. *Adolescence*, 43(169), 13-29.
- Martínez, B., Murgui, S., Musitu, G. y Monreal, C. (2008). El rol del apoyo parental, las actitudes hacia la escuela y la autoestima en la violencia escolar en adolescentes. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(3), 679-692.
- Martínez, I., Musitu, G., García, J. F. y Camino, L. (2003). Un análisis transcultural de los efectos de la socialización familiar en el autoconcepto: España y Brasil. *Psicología, Educação e Cultura*, 7, 239-258.
- Medsker, G. J., Williams, L. J. y Holahan, P. J. (1994). A review of current practices for evaluating causal-models in organizational-behavior and human resources management research. *Journal of Management*, 20, 439-464.
- Moreno, D., Estevez, E., Murgui, S. y Musitu, G. (2009). Reputación social y violencia relacional en adolescentes: el rol de la soledad, la autoestima y la satisfacción vital. *Psicothema*, 21(4), 537-542.
- Moreno, J. A. y Cervelló, E. (2005). Physical self-perception in Spanish adolescents: Effects of gender and involvement in physical activity. *Journal of Human Movement Studies*, 48, 291-311.
- Musitu, G., García, J. F. y Gutiérrez, M. (1994). *AFA: Autoconcepto Forma A* (2ª edición). Madrid: TEA.
- Núñez, J. L., Martín-Albo, J., Navarro, J. G., Sánchez, J. M. y González-Cutre, D. (2009). Intrinsic motivation and sportsmanship: Mediating role of interpersonal relationships. *Perceptual & Motor Skills*, 108, 681-692.
- Pérez, J. F. G., Navarro, M. D. F. y Llobell, J. P. (2000). Randomness tests versus F-distribution when the measurement scale is discrete. *Psicothema*, 12(2), 253-256.
- Pallarés, J. (1998). Los agentes psicosociales como moduladores de la motivación en deportistas jóvenes orientados al rendimiento: un modelo causal. *Revista de Psicología del Deporte*, 7(2), 275-281.
- Ros, I. (2006). Influencia de la autoestima en la mejora de la resistencia en adolescentes. La aproximación entre la teoría y la práctica. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 6(23), 131-137.
- Roth, M., Decker, O., Herzberg, P. Y. 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.
- Shavelson, J., Hubner, J. J. y Stanton, G. C. (1976). Self-concept: validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, 407-442.
- Slutzky, C. y Simpkins, S. (2009). The link between children's sport participation and self-esteem: Exploring the mediating role of sport self-concept. *Psychology of Sport and Exercise*, 10(3), 381-389.
- Tomás, J. M. y Oliver, A. (1998). Response format and method of estimation effects on confirmatory factor analysis. *Psicothema*, 10, 197-208.
- Walters, S. T. y Martin, J. E. (2000). Does aerobic exercise really enhance self-esteem in children? A prospective evaluation in 3rd-5th graders. *Journal of Sport Behavior*, 23(1), 51-60.
- Yin, P. y Fan, X. (2003). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Educational and Psychological Measurement*, 63, 296-318.