

Propiedades psicométricas del cuestionario de Autoconcepto AF5

Igor Esnaola*, Arantazu Rodríguez y Eider Goñi

Facultad de Filosofía y Ciencias de la Educación, Universidad del País Vasco (España)

Resumen: El objetivo de esta investigación ha sido analizar las propiedades psicométricas del cuestionario AF5 (García y Musitu, 2001) mediante técnicas exploratorias y confirmatorias en una población del País Vasco. La muestra está compuesta por 1259 participantes entre los 12 y los 84 años, divididos en 702 (55.8%) mujeres y 557 (44.2%) varones. El análisis factorial exploratorio se realizó mediante el paquete estadístico SPSS 17.0 y para el análisis factorial confirmatorio se utilizó el programa LISREL 8.3. Los resultados señalan que el cuestionario AF5 ofrece índices de fiabilidad superiores a $\alpha = .71$. 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. El modelo que mejor se ajusta ha sido uno compuesto por seis factores, en el que la dimensión física se divide en dos factores (*atractivo físico y condición física*).

Palabras clave: Autoconcepto, dimensionalidad, análisis factorial.

Title: Psychometric Properties of AF5 Self-Concept Questionnaire.

Abstract: The aim of this research has been to analyze the psychometric properties of the questionnaire AF5 (García and Musitu, 2001) by means of exploratory and confirmatory factorial analysis in a population of the Basque Country. The sample is composed by 1259 participants between the 12 and 84 years divided in 702 (55.8 %) females and 557 (44.2 %) males. The exploratory factorial analysis was realised by the statistical package SPSS 17.0 and for the confirmatory factorial analysis we used the program LISREL 8.3. The results indicate that the AF5 questionnaire offers higher reliability indexes to $\alpha = .71$. As for the factoriality, so much the analysis factorial exploratory as the analysis factorial confirmatory they indicate that the results do not adjust to the model penta factorial originally. The model who better adjusts has been one compound for six factors, in which the physical dimension divides in two factors (*attractiveness and physical condition*).

Key words: Self-concept, dimensionality, factorial analysis.

Introducción

A pesar de que ya William James (1890) en sus primeras reflexiones sobre el autoconcepto resaltara su naturaleza multidimensional y jerárquica, la investigación empírica anterior a 1980 se centra únicamente en el estudio de un autoconcepto global, apoyando una consideración unidimensional del mismo. Además, estudios de revisión llevados a cabo antes de la década de los ochenta (Burns, 1979; Shavelson, Hubner y Stanton, 1976; Wylie, 1979) ponen de manifiesto la ausencia de bases teóricas en la mayoría de los estudios, la pobre calidad de los instrumentos de medida utilizados para evaluar el autoconcepto, la presencia de deficiencias metodológicas, y una carencia general de consistencia en los resultados encontrados. Desde que Wylie (1979) criticara profundamente la concepción unidimensional del autoconcepto, casi todos los autores consideran que este constructo es multidimensional.

Los estudios realizados a partir de los años ochenta han representado un importante avance en la teorización, medida e investigación del autoconcepto (Esnaola, Goñi y Madariaga, 2008). La propuesta de Shavelson et al. (1976) ofrece un modelo en el que se resalta su naturaleza multidimensional y jerárquica. Estos autores definen el autoconcepto con referencia a siete aspectos fundamentales: 1) Es una estructura *organizada*; 2) Es *multidimensional*, es decir, presenta dimensiones claramente diferenciadas; 3) Es *jerárquica*, ya que las percepciones de la conducta personal en situaciones específicas se encuentran en la base de dicha jerarquía, las inferencias sobre uno mismo en dominios más amplios (por ejemplo el dominio social, físico o académico) ocupan la parte media, y

finalmente, un autoconcepto general y global ocupa la parte superior de dicha jerarquía; 4) El autoconcepto global (que ocupa la parte superior de la jerarquía) es *estable*, pero conforme se desciende en dicha jerarquía, el autoconcepto se vuelve más específico y dependiente de las situaciones y, por tanto, menos estable; 5) El autoconcepto aumenta su *multidimensionalidad* con la edad. Los bebés no diferencian entre ellos mismos y su entorno; los niños presentan un autoconcepto global, no diferenciado y específico de cada situación; al aumentar la edad el niño desarrolla de forma progresiva un autoconcepto más diferenciado, integrado por diferentes dimensiones y que presenta una estructura jerárquica; 6) El autoconcepto, como percepción que el individuo tiene sobre sí mismo, presenta tanto aspectos *descriptivos* como aspectos *evaluativos* (la autoestima); y, 7) El autoconcepto representa un *constructo* con entidad propia: puede ser claramente diferenciado de otros constructos con los cuales está teóricamente relacionado.

En la baremación del cuestionario de autoconcepto AF5 (García y Musitu, 2001) con sujetos entre los 10 y los 62 años, los autores realizaron el análisis factorial para contrastar empíricamente la validez teórica de los cinco componentes. Los contenidos semánticos de los ítems asignados a cada componente coinciden con los factores racionales definidos mediante la técnica de asignación racional por expertos. Esta misma estructura factorial se confirma en las tesis de Lila (1995), Ayora (1997), Marchetti (1997), Cava (1998) y Llinares (1998). En el trabajo de Lila (1995) se aplica el instrumento a una muestra colombiana y otra española y se obtiene la misma estructura; también Marchetti (1997) obtiene resultados confirmatorios en un estudio intercultural con muestras de Italia y España.

García, Musitu y Veiga (2006) intentan confirmar la validez penta factorial del AF5 con adultos españoles y portugueses con resultados satisfactorios. Los resultados de los modelos de ecuaciones estructurales ratifican la validez del modelo

* **Dirección para correspondencia [Correspondence address]:** Igor Esnaola Etxaniz. Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación. Facultad de Filosofía y Ciencias de la Educación. Universidad del País Vasco. Avenida de Tolosa 70, 20018 SAN SEBASTIÁN (España). E-mail: igor.esnaola@ehu.es

pentafactorial original (proporcionando una explicación de los datos más adecuada que los dos modelos alternativos, el unidimensional y el ortogonal), y la fiabilidad es aceptable para la versión original española y para la traducción portuguesa. En general todos los resultados coinciden con los obtenidos anteriormente con una muestra de españoles de diversas edades (Tomás y Oliver, 2004). Tomás y Oliver (2004) señalan que sus resultados permiten confirmar la estructura de cinco factores (*académico-laboral, social, emocional, familiar y físico*) matizando la necesidad de una covariación entre los errores de dos ítems, que tratan sobre el autoconcepto deportivo.

Sin embargo, en un estudio reciente con una muestra de estudiantes universitarios se realiza un análisis factorial confirmatorio del AF5 comparando cuatro modelos: 1) El modelo original de 30 ítems y 5 factores; 2) Otro compuesto por 30 ítems y 6 factores en la que la dimensión física se divide en dos factores (*condición física y atractivo físico*); 3) El tercero se compone de 30 ítems y 8 factores (basado en los resultados encontrados en el análisis factorial exploratorio); y, 4) Finalmente el compuesto por 16 ítems y 6 factores (obtenidos a partir de las correlaciones interfactoriales, los índices de modificación y los residuales estandarizados); este modelo también fue probado tomando separadamente las muestras de hombres y mujeres (Núñez, Martín-Albo, Navarro y Grijalvo, 2007). Los resultados del análisis factorial confirmatorio indican que el modelo original presenta un pobre ajuste y los autores plantean un modelo alternativo que se ajusta mejor a los datos, tanto en la muestra completa como en las submuestras de hombres y mujeres, y que está compuesto por 16 ítems y 6 factores correlacionados (*social, familiar, académico/laboral, emocional, condición física y aspecto físico*).

Por tanto, parece que el modelo pentafactorial que subyace al cuestionario original no ha sido probado suficientemente mediante técnicas confirmatorias. Los objetivos del estudio que aquí se presenta son los siguientes: 1) analizar las propiedades psicométricas del AF5 (fiabilidad y análisis factorial exploratorio); e, 2) investigar la validez de constructo mediante un análisis factorial confirmatorio sometiendo a prueba diversos modelos (el modelo unidimensional, la estructura pentafactorial oblicua, el modelo pentafactorial ortogonal y un modelo que consta de seis factores en el que

los ítems de la dimensión física se dividen en dos: *atractivo físico y condición física*). La inclusión de estos diversos modelos, como el modelo unidimensional, el pentafactorial oblicuo (factores relacionados) y el ortogonal (factores independientes) obedece al intento de corroborar el estudio realizado por García et al. (2006). Asimismo, la inclusión del modelo de seis factores sigue por un lado la línea de Núñez et al. (2007) con este mismo cuestionario; y por otro lado, tiene en cuenta el modelo teórico de Fox y Corbin (1989) y corroborado ampliamente (Esnaola, 2005; Goñi, Ruiz de Azúa y Rodríguez, 2006; Goñi y Ruiz de Azúa, 2009; Infante y Goñi, 2009) en la que se señala que el *atractivo físico* y la *condición física* son subdominios independientes dentro del constructo más general del autoconcepto físico.

Método

Participantes

La muestra de esta investigación se compone de 1259 sujetos entre los 12 y los 84 años de edad de la Comunidad Autónoma del País Vasco de clase socioeconómica media, siendo el tipo de muestreo estratificado en diferentes edades, divididos en 702 mujeres (55.8%) y 557 varones (44.2%) (véase tabla I). En función de la edad, la muestra se divide en cuatro tramos de edad: 627 adolescentes (12-18 años, 49.8%), 327 mujeres y 300 varones; 272 jóvenes (19-30 años, 21.6%), 151 mujeres y 121 varones; 248 adultos (31-49 años, 19.7%), 152 mujeres y 96 varones; y, 112 personas mayores de 55 años (8.9%), 72 mujeres y 40 varones. En la muestra de adolescentes se aplican los cuestionarios en tres colegios públicos (uno en Fuenterrabía y dos en Irún) y tres colegios privados (dos en Vitoria y uno en San Sebastián) de Educación Secundaria. La muestra de jóvenes está integrada por estudiantes de la Universidad del País Vasco (Escuela Universitaria de Magisterio, y Facultades de Filosofía y Ciencias de la Educación, Psicología, Empresariales, Informática, Derecho e IVEF). En cuanto a la muestra adulta y personas mayores de 55 años se contacta con centros cívicos, grupos de gimnasia, manualidades, jubilados, etc. La distribución de la muestra y los datos sociodemográficos se pueden observar en la tabla 1.

Tabla 1: Distribución de los participantes según grupos de edad y sexo.

		Adolescencia	Juventud	Edad adulta	+ de 55 años	TOTAL	
N		627	272	248	112	1259	
%		(49.8%)	(21.6%)	(19.7%)	(8.9%)		
Edad	Rango	12.1-18.5	19.4-30.7	31.3-49.7	55.1-86.2	12.1-86.2	
	Media	15.33	22.50	39.88	67.13	26.32	
	D. T	1.78	2.40	3.75	7.45	16.07	
Sexo	Mujeres	N	327	151	152	72	702
		%	(26%)	(12%)	(12.1%)	(5.7%)	(55.8%)
	Varones	N	300	121	96	40	557
		%	(23.8%)	(9.8%)	(7.6%)	(3.2%)	(44.2%)

Instrumentos

En esta investigación se administra el cuestionario AF5 (Autoconcepto Forma 5; García y Musitu, 2001). Este cuestionario se fundamenta en el modelo teórico de Shavelson et al. (1976), y consta de cinco subescalas: el académico/laboral (ítems 1, 6, 11, 16, 21 y 26), social (ítems 2, 7, 12, 17, 22 y 27), emocional (ítems 3, 8, 13, 18, 23 y 28), familiar (ítems 4, 9, 14, 19, 24 y 29) y físico (ítems 5, 10, 15, 20, 25 y 30); es decir, seis ítems por cada una de ellas y los participantes tienen que responder a los ítems en una escala entre 1 y 99 puntos, donde 1 = totalmente en desacuerdo y 99 = totalmente de acuerdo.

Procedimiento

La administración de los cuestionarios tiene lugar dentro del horario lectivo y se aplican de manera colectiva por los autores de este estudio, después de hablar con los directores de los centros (los cuales pidieron el permiso de los padres cuando los participantes eran menores de edad, sin recibir ninguna negativa) y/o responsables de los grupos y pedir su colaboración. En todos los casos, antes de la cumplimentación de los cuestionarios se asegura tanto el anonimato como la confidencialidad de los resultados y la voluntariedad de participar en el estudio, y se explican sus características aclarando las dudas existentes. Los participantes desconocen la finalidad del estudio (ciego único) con el fin de evitar respuestas no sinceras y reducir al máximo el efecto de deseabilidad social. A la hora de recoger los cuestionarios se verifican si están cumplimentados correctamente.

Análisis de datos

En esta investigación, las propiedades psicométricas (fiabilidad y análisis factorial exploratorio) se realizan con el paquete estadístico SPSS 17.0 para Windows, y el análisis factorial confirmatorio con el programa LISREL 8.3 (Jöreskog y Sörbon, 1993), utilizando el método de estimación de parámetros por máxima verosimilitud. Este método de estimación es habitual en los modelos de análisis factorial y de ecuaciones estructurales, y asume que la distribución de los datos es normal multivariante. Tomás y Oliver (2004) señalan que habitualmente, los ítems de medida de autoestima resultan típicamente asimétricos negativos en muestras de la población general. En nuestros datos, las escalas no cumplen los supuestos de normalidad univariada y multivariada; sin embargo, no se suelen poner objeciones al uso de dicho método de estimación (ML) pese a que los datos no cumplen los supuestos, mostrando los resultados de estudios de simulación que el método de estimación máximo verosímil en el contexto de los modelos de ecuaciones estructurales es razonablemente robusto al incumplimiento de la normalidad multivariada (Browne, 1984; Hu, Bentler y Kano, 1992; West, Finch y Curran, 1995).

La fiabilidad de las escalas se analiza mediante la prueba alfa de Cronbach. En cuanto al análisis factorial exploratorio se cree necesario estudiarlo diferenciando la muestra de mujeres y la muestra de varones. Numerosos estudios han confirmado las diferencias existentes en el autoconcepto entre sexos (Amezcuea y Pichardo, 2000; Esnaola, 2009; Gabelko, 1997; García y Musitu, 2001; Hagger, Biddle y Wang, 2005; Klomsten, Skaalvik y Espnes, 2004; Young y Mroczek, 2003). Aunque estos resultados suponen básicamente contrastes de diferencias en tendencia central, se cree que también pueden encontrarse diferencias estructurales, ya que puede que las mujeres y los varones perciban de diferente manera el significado, sobre todo, de la dimensión física, como se ha encontrado en algunos estudios (Esnaola, 2005). El análisis factorial exploratorio se realiza mediante los componentes principales con rotación varimax.

En el análisis factorial confirmatorio se utiliza la matriz de covarianzas entre los ítems como input. El ajuste de cada modelo se evalúa con una combinación de índices de ajuste absolutos y relativos. Son muchos los posibles índices de ajuste y ninguno de ellos por separado es suficiente para determinar que el modelo se ajusta a los datos. La combinación hoy día más utilizada es la siguiente: χ^2/gl , RMSEA, ECVI, SRMR, IFI, GFI y CFI; este conjunto debería resultar suficiente para tomar una decisión respecto al ajuste del modelo (Boomsma, 2000; McDonald y Ho, 2002). La ratio entre ji-cuadrado y grados de libertad (χ^2/gl) para probar modelos (Jöreskog, 1969), debe tener una puntuación entre 2,00-3,00 ó menor para considerarse como buen ajuste (Marsh y Hau, 1996). Según Jöreskog y Sörbon (1993) el RMSEA indica que el modelo basado en la muestra utilizada representa a la población cuando su valor es menor o igual que .05, considerándose un ajuste aceptable cuando es inferior a .08, y, entre .08 y .10 mínimo. El índice de Validación Cruzada Esperada (ECVI), que es una aproximación a la bondad del ajuste que conseguiría el modelo estimado en otra muestra del mismo tamaño, se utiliza para comparar modelos alternativos siendo aquellos que presentan un valor inferior los considerados como mejor ajustados a los datos (González-Roma, Ripol, Caballer, Ferreres, Gil y Peiró, 1998). La media cuadrática del error tipificada (SRMR), exige siempre valores menores de .10 (Kline, 1998). Finalmente, los valores de los índices GFI, IFI y CFI deben ser iguales o superiores a .90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo (Hoyle, 1995).

Resultados

En primer lugar se exponen los resultados de la consistencia interna (fiabilidad) de las escalas, análisis realizado mediante la prueba alfa de Cronbach.

Tabla 2: Análisis de la fiabilidad.

Escala		Alpha de Cronbach
Autoconcepto académico/laboral	Mujeres	.85
	Varones	.89
	Muestra completa	.87
Autoconcepto social	Mujeres	.71
	Varones	.75
	Muestra completa	.73
Autoconcepto emocional	Mujeres	.77
	Varones	.76
	Muestra completa	.77
Autoconcepto familiar	Mujeres	.78
	Varones	.76
	Muestra completa	.77
Autoconcepto físico	Mujeres	.71
	Varones	.76
	Muestra completa	.73
ESCALA GLOBAL	Mujeres	.72
	Varones	.75
	Muestra completa	.74

Como se puede observar en la tabla 2, los resultados de la consistencia interna son satisfactorios tanto en las submuestras femenina y masculina, así como utilizando la muestra total, ya que superan el $\alpha = .70$ considerado como valor de corte, con alphas que van desde el $\alpha = .71$ de la escala *autoconcepto social* en la muestra femenina, al $\alpha = .89$ del *autoconcepto académico/laboral* de la muestra masculina. La fiabilidad de la escala globalmente también ofrece resultados aceptables, $\alpha = .72$ en la muestra femenina y $\alpha = .75$ en la muestra masculina.

Asimismo, se analizaron las correlaciones de Pearson entre los factores para saber qué tipo de rotación utilizar. Los resultados se pueden observar en la Tabla 3.

Como se puede observar en la Tabla 3, las correlaciones entre todos los factores son significativas, aunque se encuentran por debajo de 0.4. Por tanto, los resultados confirman la idoneidad del análisis de componentes principales con rotación varimax (sin fijar a priori los factores). Los resultados se exponen en la Tabla 4.

Tabla 3: Análisis de la correlación entre factores.

	Autoconcepto físico	Autoconcepto emocional	Autoconcepto social	Autoconcepto familiar
Autoconcepto escolar/laboral	.248**	-.086**	.146**	.321
Autoconcepto físico	.000	.005	.000	.000
Autoconcepto emocional		-.139**	.347**	.135**
Autoconcepto social			.000	.000
			-.294**	.157**
			.000	.000
				.165**
				.000

** La correlación es significativa al nivel $p < .01$

Tabla 4: Análisis factorial exploratorio.

	Mujeres							Varones						
	Factores							Factores						
	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
Ítem1	.74	-.12	.03	.05	.01	.07	.05	.75	-.12	.07	.07	.02	-.02	-.05
Ítem6	.84	.01	.07	.04	.09	.14	.03	.84	-.005	.14	.04	-.03	.07	.01
Ítem11	.77	.008	.03	-.008	-.04	.004	.13	.79	.007	.14	-.008	.06	-.002	.03
Ítem16	.65	.02	.15	.09	.02	.33	-.12	.69	.009	.13	.06	-.04	.38	-.04
Ítem21	.81	-.05	.19	.04	.06	.09	-.01	.83	-.09	.12	.02	.02	.06	-.04
Ítem26	.67	-.007	-.004	.06	.03	.09	.07	.78	-.06	.23	.08	.05	.08	.003
Ítem2	.11	-.01	.02	.83	.14	.14	.008	.05	-.15	-.01	.80	.20	.12	.17
Ítem7	.25	.07	.11	.68	.13	.05	-.08	.18	.01	.02	.77	.02	.13	.07
Ítem12	-.19	-.25	-.10	.64	-.07	.07	.24	-.01	-.37	.10	.59	.13	-.06	.27
Ítem17	.19	-.03	.39	.50	.24	-.08	-.21	.06	-.06	.18	.59	.08	.29	-.24
Ítem22	-.12	-.26	-.18	.46	-.30	.27	.15	-.12	-.32	-.08	.16	.03	.14	.67
Ítem27	.04	-.07	.21	.59	.36	-.03	-.09	-.01	-.06	.09	.77	.14	.05	-.08
Ítem3	-.02	.64	-.006	.09	-.19	.07	-.08	.01	.49	.08	-.07	.07	-.17	.54
Ítem8	-.06	.77	-.03	.01	-.02	-.06	.03	-.02	.73	-.04	.002	-.01	-.05	.04
Ítem13	-.02	.69	.08	-.14	-.19	.10	-.24	-.03	.70	-.07	-.14	-.06	.11	.17
Ítem18	.07	.56	-.07	-.07	.27	-.21	-.16	-.09	.63	-.15	-.07	-.03	.05	-.21
Ítem23	-.06	.56	.13	-.25	.20	-.27	-.16	-.15	.65	.07	-.04	.02	-.12	-.26
Ítem28	-.04	.76	-.05	-.08	.03	.05	.06	.007	.74	-.05	-.09	-.008	.02	.01
Ítem4	.05	-.18	.31	-.05	.06	-.06	.71	.09	-.27	.55	-.07	.06	-.02	-.20
Ítem9	.24	.03	.68	.06	.02	.00	.28	.10	-.01	.78	.11	.07	.05	-.04
Ítem14	.17	-.15	.25	.04	-.01	-.07	.73	.21	-.26	.52	-.04	.09	-.18	-.08

Ítem19	.03	-.03	.69	.02	-.004	.10	-.07	.13	.03	.54	.05	-.07	.24	.09
Ítem24	.07	-.02	.80	.08	.006	.04	.19	.16	-.02	.78	.07	.06	.01	.04
Ítem29	.06	.04	.81	.02	-.05	.09	.23	.16	.07	.78	.13	.05	.07	.07
Ítem5	.18	-.13	.04	.01	.52	.38	-.07	.09	-.03	.09	.11	.67	.27	.05
Ítem10	-.02	.06	-.06	.17	.76	.15	.04	.02	.04	.02	.12	.80	.12	.01
Ítem15	.19	.10	.07	.04	.05	.71	-.07	.13	.05	.008	.13	.14	.70	-.09
Ítem20	.19	-.20	.23	.02	.22	.60	-.08	.06	-.12	.16	.07	.34	.63	.04
Ítem25	.01	-.05	-.007	.17	.79	.13	.06	-.04	-.08	.07	.19	.82	.12	-.01
Ítem30	.17	-.02	-.002	.15	.20	.71	.03	.11	.02	.02	.18	.17	.73	.10

En la muestra de mujeres los resultados encuentran siete factores que explican el 60.14% de la varianza (factor 1 = 18.36%, factor 2 = 11.07%, factor 3 = 9.10%, factor 4 = 7.97%, factor 5 = 5.39%, factor 6 = 4.78% y factor 7 = 3.43%). Los ítems del factor 1 (*autoconcepto académico/laboral*), factor 2 (*autoconcepto emocional*) y factor 4 (*autoconcepto social*) saturan perfectamente en el lugar esperado. En cuanto al *autoconcepto familiar*, cuatro de sus ítems saturan en el tercer factor, y otros dos componen el factor siete (el ítem 4 y el ítem 14). Finalmente el *autoconcepto físico* está dividido en dos factores, tres ítems forman el factor cinco (ítems, 5, 10 y 25) y otros tres el sexto (ítems 15, 20 y 30). Creemos que la no saturación en el factor que les corresponde de los ítems 4 y 14 del *autoconcepto familiar* no obedece a una justificación teórica, sino a un posible efecto de método ya que los dos ítems están formulados en negativo. Este aspecto ha quedado reflejado en varios estudios (Marsh, 1996; Salgado e Iglesias, 1995; Tomás y Oliver, 1999), en los que se señala la posibilidad de que la formulación en positivo *vs.* negativo de las preguntas pueden generar este tipo de efecto de método o sesgo de respuesta, especialmente asociado a las formulaciones en negativo del autoconcepto. En el estudio de Tomás y Oliver (2004) el ítem 4 también obtenía una saturación muy baja. Sin embargo, también es verdad que no son los únicos ítems formulados en negativo, y que por otro lado, el alpha de la subescala no aumenta si se eliminan esos ítems, por lo que la razón de que esos dos ítems no saturan en su factor no queda resuelta.

Sin embargo, los resultados del *autoconcepto físico* (que no se corresponden con el único factor original propuesto por García y Musitu), sí que tienen una justificación teórica sólida, ya que desde que Fox y Corbin (1989) formularon su modelo cuatridimensional del autoconcepto físico, está ampliamente aceptado que el *atractivo físico* y la *condición física* son subdominios independientes entre sí; y esto es lo que se observa en el análisis factorial, ya que el factor 5 está compuesto por los ítems 5, 10 y 25 (correspondientes a la *condición física*) y el factor 6 por los ítems 15, 20 y 30 (relacionados con el *atractivo físico*).

En cuanto a la muestra de varones, también los resultados encuentran siete factores explicando el 61.01% de la varianza (factor 1 = 20.10%, factor 2 = 11.53%, factor 3 = 9.44%, factor 4 = 7.09%, factor 5 = 5.24%, factor 6 =

3.89% y factor 7 = 3.69%). Los ítems del factor 1 (*autoconcepto académico/laboral*), factor 2 (*autoconcepto emocional*), y factor 3 (*autoconcepto familiar*) saturan en sus respectivas escalas, aunque el ítem 3 correspondiente al *autoconcepto emocional* (factor 2) satura un poco más en el factor siete. En el estudio de Tomás y Oliver (2004) el ítem 3 también ofrecía una saturación baja. El factor 4 (*autoconcepto social*) está compuesto por cinco ítems, ya que el valor del ítem 22 es mayor en el factor 7. Este ítem 7 también ofrece una saturación muy pobre con su factor en el estudio de Tomás y Oliver (2004). Estos autores señalan que ese dato es indicativo de que ese ítem no se encuentra relacionado de forma relevante con el factor, y por lo tanto no es un buen indicador de éste. Finalmente, los ítems del *autoconcepto físico* están divididos en dos factores, el quinto y sexto (como ocurría en la muestra de mujeres), estando claramente diferenciados los ítems que corresponden al *atractivo* (el 15, el 20 y el 30) y los que corresponden a la *condición* (el 5, el 10 y el 25). Como se comentó en el caso de las mujeres, que los ítems de la escala *autoconcepto físico* formen dos factores y no saturan en un único factor como sugiere el cuestionario original, tiene una base o justificación teórica sólida (Fox y Corbin, 1989).

Después del análisis de la fiabilidad y el análisis factorial exploratorio, se procede con el análisis factorial confirmatorio. En este caso se someten a un estudio de validación cuatro modelos: 1) el primero corresponde al modelo unidimensional; 2) el segundo corresponde a la estructura penta-factorial oblicua; 3) el tercer modelo consiste en el modelo penta-factorial ortogonal; y, 4) el modelo que consta de seis factores en la que teniendo en cuenta los resultados del análisis factorial exploratorio (así como la concepción teórica del autoconcepto físico de Fox y Corbin, 1989) los ítems de la dimensión física se dividen en dos: *atractivo físico* y *condición física*. Aunque Núñez et al. (2007) plantean un modelo alternativo que se ajusta mejor a sus datos compuesto por 16 ítems y 6 factores correlacionados (*social, familiar, académico/laboral, emocional, condición física y aspecto físico*), en este estudio no se tiene en cuenta, ya que a nuestro entender, el modelo con 16 ítems no está anidado en los modelos de 30 ítems por lo que la comparabilidad sería dudosa.

A continuación, en la Tabla 5 se exponen los índices de bondad de ajuste de los modelos.

Tabla 5: Índices de bondad de ajuste de los modelos.

Modelo	χ^2/gl	GFI	IFI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI	p	
M ₁	29.91	0.58	0.67	0.67	0.163	0.14	11.18	0.000	
M ₅ ortogonal	8.47	0.83	0.88	0.88	0.083	0.13	3.24	0.000	
M ₅ oblicuo	7.14	0.85	0.91	0.90	0.075	0.071	2.71	0.000	
M ₆	6.06	0.87	0.92	0.92	0.068	0.065	2.30	0.000	
Δ M ₅ oblicuo - M ₆	457.44/5								
M ₅ oblicuo	2.33	0.82	0.92	0.92	0.069	0.069	3.03	0.000	
Varo- nes	M ₆	2.09	0.84	0.93	0.93	0.065	0.065	2.78	0.000
Δ M ₅ - M ₆	215.29/10								
M ₅ oblicuo	1.52	0.85	0.89	0.89	0.080	0.080	3.41	0.000	
Mujeres	M ₆	1.42	0.86	0.90	0.90	0.075	0.075	3.03	0.000
Δ M ₅ - M ₆	95.78/10								

Nota.- χ^2/gl = ratio entre ji-cuadrado y grados de libertad; GFI = índice de bondad de ajuste; IFI = índice de ajuste incremental; CFI = índice de ajuste comparado; RMSEA = error de aproximación cuadrático medio; SRMR = media cuadrática del error típicada; ECVI = índice de expectativa de validación cruzada; p = probabilidad asociada con el χ^2 .

Como se puede observar en la Tabla 5, los índices de ajuste señalan que el modelo unidimensional y el pentafactorial ortogonal muestran un pobre ajuste, siendo los modelos pentafactorial oblicuo y el modelo de seis factores los que más se acercan a unos índices aceptables. El modelo que mejores resultados ha obtenido es el modelo de seis factores, en el que los ítems de la dimensión física se dividen en dos factores, la dimensión de *condición física* y la de *atractivo físico*, mejorando el modelo pentafactorial oblicuo original. Sin embargo hay que señalar que el índice de ajuste por excelencia en los modelos AFC (análisis factorial confirmatorio) es el χ^2 . La ratio entre ji-cuadrado y grados de libertad (χ^2/gl) para probar modelos (Jöreskog, 1969) debe tener una puntuación entre 2,00-3,00 ó menor para considerarse como buen ajuste (Marsh y Hau, 1996). Si tenemos en cuenta la muestra total el modelo de seis factores no presenta un índice adecuado ya que supera con claridad la puntuación considerada aceptable; teniendo en cuenta las muestras de varones y mujeres los índices del χ^2/gl sí se encuentran entre los valores considerados aceptables.

Pero también es cierto que este índice raramente es utilizado como prueba única o concluyente de bondad del ajuste del modelo ya que varios autores han señalado los problemas de este estadístico para la evaluación con muestras grandes (Bentler y Bonnet, 1980; James, Mulaik y Brett, 1982; Mulaik, James, Alstine, Bennett, Lind y Stilwell, 1989); es decir, que su valor está influenciado por el tamaño de la muestra.

Uno de esos índices es el RMSEA, que debe ser inferior a .08, teniendo que rechazarse el modelo si el RMSEA > .10 (Batista y Coenders, 2000). El modelo de seis factores obtiene el mejor índice RMSEA (.068), dentro de los límites aceptados como deseable. Asimismo los índices GFI, IFI y CFI se acercan al .90 establecido como ajuste razonable. Teniendo en cuenta que estos dos modelos son anidados, se puede analizar si la diferencia entre ambos es estadísticamente significativa. Para saber si las diferencias entre los dos modelos son significativas, se restan los ji-cuadrados y los grados de libertad de los dos modelos. Como se puede observar en la tabla V, el diferencial (un ji-cuadrado de 457.44 para cinco

grados de libertad) entre el modelo de cinco factores y el de seis factores es estadísticamente significativo; es decir, teniendo en cuenta la muestra total el modelo de seis factores se ajusta significativamente mejor que el modelo de cinco factores. Sin embargo, existen otras pruebas o comparaciones entre índices de ajuste que si bien no son pruebas de significación estadística pueden tomarse como evidencias de la existencia de diferencias importantes. Siguiendo el criterio propuesto por Cheung y Rensvold (2002) si la diferencia en el índice comparativo de Bentler (CFI) es superior a .01 la diferencia es importante y "asimilable" a una diferencia estadísticamente significativa; en este caso el incremento es $CFI_{M5} - M6 = .02$. Otro de los índices que se puede utilizar para comparar los dos modelos es el RMSEA. El intervalo de confianza del 90 por ciento del RMSEA de seis factores es de .065-.071; se puede observar que el RMSEA del modelo de cinco factores está fuera del intervalo, por lo que podemos estar relativamente seguros de que existe una diferencia importante entre los modelos.

Por otro lado, se estima oportuno analizar los dos modelos propuestos en cada una de las submuestras, la masculina y la femenina. Tanto en los varones como en las mujeres, el modelo de seis factores ofrece mejores índices que el modelo original de cinco factores, ofreciendo el RMSEA valores inferiores a .080, y los valores del GFI, IFI y CFI superiores o muy cercanos a .90. Asimismo, la resta de χ^2/gl ofrece índices correctos, entre 2-3 en el caso de los varones e inferior a 2 en el caso de las mujeres. En cuanto a si el modelo de seis factores es significativamente mejor que el modelo de cinco factores, en la muestra masculina, el diferencial (un ji-cuadrado de 215.29 para diez grados de libertad) entre el modelo de seis factores y el de cinco factores es estadísticamente significativo; el incremento en el índice comparativo de Bentler es $CFI_{M5} - M6 = .01$ y el intervalo del RMSEA de seis factores es de .060-.069; como se puede observar el RMSEA del modelo de cinco factores (.069) está en el límite del intervalo, por lo que se puede indicar que los resultados confirman las diferencias estadísticamente significativas entre los dos modelos en la muestra masculina.

En la muestra femenina, el diferencial (un ji-cuadrado de 95.78 para diez grados de libertad) entre los modelos es también estadísticamente significativo. El incremento en el índice comparativo de Bentler es $CFI_{M5-M6} = .01$ y el intervalo del RMSEA de seis factores es de .071-.078; como se puede observar el RMSEA del modelo de cinco factores (.080) está fuera del intervalo, por lo que se puede indicar que los resultados confirman las diferencias estadísticamente significativas entre los dos modelos en la muestra femenina.

En resumen, se puede señalar que tanto en la muestra de varones como en la de mujeres el modelo de seis factores se ajusta significativamente mejor que el modelo original de cinco factores. Por tanto, el siguiente paso es el análisis de la invarianza configural del modelo de seis factores, para observar si el modelo es estable en los dos grupos. Los resultados se exponen en la Tabla 6.

Tabla 6: Índices de bondad de ajuste de la invarianza configural, métrica y la comparación.

Modelo	χ^2	gl	IFI	CFI	RMSEA	ECVI
M ₆ (muestra total) configural	2895.94	780	0.91	0.91	0.70	2.92
M ₆ (muestra total) métrico	2912.99	788	0.91	0.91	0.70	2.92
Δ configural- métrico	17.05	8				

$\chi^2/$ gl = ratio entre ji-cuadrado y grados de libertad; IFI = índice de ajuste incremental; CFI = índice de ajuste comparado; RMSEA = error de aproximación cuadrático medio; ECVI = índice de expectativa de validación cruzada.

Como se puede observar en la tabla 6, el índice χ^2 no está dentro de los límites considerados aceptables. Sin embargo, los demás índices de ajuste del modelo de seis factores son aceptables, ofreciendo un valor RMSEA .070 y valores superiores a .90 del IFI o el CFI. Por tanto, se puede señalar que el modelo de seis factores es moderadamente estable en los dos grupos. Asimismo, se expone la comparación entre la invarianza configural y la invarianza métrica. En este segundo caso, forzamos a que los pesos de los factores en el ítem y las interrelaciones entre los factores sean iguales. La diferencia entre la invarianza configural y la configural-métrica es estadísticamente significativa. Por tanto, existe "no invarianza", es decir, el modelo se ajusta bien en ambos grupos (si se tiene en cuenta la invarianza configural), pero en cada grupo hay diferencias significativas en los pesos factoriales e interrelaciones entre los factores. Observando el ji-cuadrado de cada submuestra (femenina y masculina) se puede afirmar que el modelo se ajusta mejor al grupo masculino ya que su contribución al ji-cuadrado es mayor que la del grupo femenino (59.52% por 40.48%).

Discusión

Es imprescindible para la evaluación psicológica tener cuestionarios que aporten una medición fiable del constructo que se quiera medir. El objetivo de este estudio era analizar las propiedades psicométricas del cuestionario AF5 (García y Musitu, 2001), un cuestionario construido en lengua castellana. Dada la existencia de significados idiosincrásicos a través de culturas que puedan influir en las medidas de autoinforme (Sudman, Bradburn y Schwarz, 1996), ello supone en principio, una ventaja importante. Asimismo, los autores (García y Musitu, 2001) han demostrado la estabilidad temporal, validez de contenido, validez criterial y diferencial.

Los resultados de la consistencia interna (fiabilidad) del cuestionario analizada mediante el coeficiente alpha de Cronbach han obtenido resultados satisfactorios, tanto por factores como para la escala total (tanto en las submuestras

femenina y masculina, como para la muestra total), coincidiendo con estudios previos (García y Musitu, 2001; Tomás y Oliver, 2004) y facilitando su aplicabilidad en diferentes contextos.

Los resultados del análisis factorial exploratorio no se ajustan al modelo penta factorial original (García y Musitu, 2001), ni al encontrado por otros autores (Ayora, 1997; Cava, 1998; Lila, 1995; Llenares, 1998; Marchetti, 1997), ya que se han encontrado siete factores, tanto en la muestra masculina como en la femenina. Aunque algunos ítems no saturan en sus respectivos factores, como los ítems 3 y 22 en la muestra masculina, y los ítems 4 y 14 en la muestra femenina, creemos que este aspecto no se debe a aspectos teóricos, sino a posibles efectos de método. Sin embargo, el caso de la *dimensión física* parece muy diferente. En las dos muestras el factor *autoconcepto físico* se divide en dos subdominios claramente diferenciados en los que los ítems pertenecientes al *atractivo físico* y la *condición* saturan en diferentes factores.

Por tanto, aunque algunos estudios previos confirman la estructura penta factorial del AF5 mediante análisis confirmatorios (García et al., 2006; Tomás y Oliver, 2004), éstos últimos matizando la necesidad de una covariación entre los errores de dos ítems (los pertenecientes al autoconcepto físico), se cree necesario realizar el análisis factorial confirmatorio comparando diferentes modelos en el que uno de ellos se componga por seis factores, dividiendo la dimensión física en *apariencia física* y *condición física*, siguiendo los resultados de un estudio reciente (Nuñez et al., 2007) en el que se indica que el modelo original presenta un pobre ajuste y se plantea un modelo alternativo.

Por tanto, se decide realizar el análisis factorial confirmatorio comparando los índices de ajuste de cuatro modelos diferentes, con el objetivo de aclarar cuál de ellos tiene mejor ajuste. Los resultados ratifican que, si tenemos en cuenta el análisis configural, el modelo de seis factores proporciona una explicación de los datos más adecuada que los modelos alternativos unidimensional, penta factorial ortogonal y el original penta factorial oblicuo propuesto por los autores

(García y Musitu, 2001; García et al., 2006). Sin embargo, hay que señalar que algunos índices no han sido adecuados, como por ejemplo el χ^2/df que no obtiene índices aceptables cuando se tiene en cuenta la muestra total, aunque sí cuando se dividen las submuestras masculina y femenina. Por otro lado, el análisis configural-métrico señala que existen diferencias estadísticamente significativas entre los sexos, es decir que el modelo de seis factores se ajusta significativamente mejor en uno de los grupos (en este caso el de los varones). Teniendo en cuenta que el modelo de seis factores no ha obtenido índices concluyentes sino aceptables, una de las opciones sería proponer otro modelo, aunque esta posibilidad no nos parece del todo adecuada ya que se supone que los modelos que se comparan deben tener una fundamentación teórica sólida, y el modelo teórico que mejor fundamentación teórica tiene es el modelo de seis factores en el que la dimensión física se divide en *atractivo físico* y *condición física*.

En cuanto a las implicaciones de este estudio parece que el análisis de las propiedades psicométricas del AF5 (García y Musitu, 2001) sugieren lo siguiente: 1) que el cuestionario posee una buena consistencia interna coincidiendo con numerosos estudios previos (Ayora, 1997; Cava, 1998; García y Musitu, 2001; García et al. 2006; Lila, 1995; Llenares, 1998; Marchetti, 1997; Tomás y Oliver, 2004), lo que facilita su aplicabilidad en diferentes contextos (educativo, laboral, social, etc.); y, 2) que un modelo de seis factores en el que la dimensión física se divide en dos (*atractivo físico* y *condición física*) se ajusta mejor que el modelo penta factorial original. Por tanto, aunque el cuestionario es fiable y la conveniencia de su aplicación en distintos ámbitos no ofrece dudas, se

recomienda que los resultados de la dimensión física se dividan en dos subdominios, el de *atractivo físico* y el de *condición física*. Esta recomendación se basa en un criterio básicamente teórico, ya que aunque los resultados estadísticos no han sido concluyentes, desde que Fox y Corbin (1989) analizaran la estructura interna del autoconcepto físico, parece bastante evidente y empíricamente probado que la *condición física* y el *atractivo físico* son subdominios diferentes de la autopercepción física, por lo que no parece aconsejable medirlos conjuntamente, tal y como se sugiere en el cuestionario AF5.

Por otro lado, surge otra cuestión que merece ser atendida. En este estudio se ha analizado la dimensionalidad del AF5 teniendo en cuenta el sexo, para cada una de las submuestras, masculina y femenina; pero ¿qué ocurre si tenemos en cuenta la variable edad? ¿Los subdominios del autoconcepto varían en función de si la persona es un adolescente, un adulto o una persona mayor? El modelo de seis factores en el que la dimensión física se divide en dos factores (*atractivo* y *condición*) resultaría también el más adecuado en diferentes tramos de edad? Este aspecto abre una puerta a futuras investigaciones, es decir, la posibilidad de analizar si el ajuste de los modelos (unidimensional, penta factorial, modelo de seis factores, etc.) es diferente en función de la edad.

En cuanto a las limitaciones, hay que señalar que la muestra proviene de un conjunto de muestras de conveniencia, por lo que los resultados podrían estar parcialmente sesgados. Asimismo, la muestra de sujetos pertenece al País Vasco, por lo que resulta necesario replicar estos resultados con muestras de otras comunidades y/o otros países de habla hispana.

Referencias

- Amezcu, J. A. y Pichardo, M. C. (2000). Diferencias de género en autoconcepto en sujetos adolescentes. *Anales de Psicología*, 16(2), 207-214.
- Ayora, D. (1997). *Factores psicológicos, sociales, estructurales y de rendimiento de la educación físico-deportiva en adolescentes*. Tesis doctoral. Valencia: Universidad de Valencia.
- Batista, J. M. y Coenders, G. (2000). *Modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid: La Muralla.
- Bentler, P. M. y Bonnet, D. G. (1980). Significance test and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Boomsma, A. (2000). Reporting analyses of covariance structures. *Structural Equation Modelling: A Multidisciplinary Journal*, 7(3), 461-483.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62-83.
- Burns, R. B. (1979). *El autoconcepto. Teoría, medición, desarrollo y comportamiento*. Bilbao: EGA.
- Cava, M. J. (1998). *Elaboración y evaluación de un programa de intervención para la potenciación de la autoestima*. Tesis Doctoral. Valencia: Universidad de Valencia.
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modelling*, 9, 233-255.
- Esnaola, I. (2005). *Elaboración y validación del cuestionario Autokontzeptu Fisikoa-ren Itanketa (AFI) de autoconcepto físico*. Bilbao: UPV/EHU.
- Esnaola, I. (2009). Diferencias de sexo en el autoconcepto físico durante el ciclo vital. *Psicología Conductual*, 17(2), 365-380.
- Esnaola, I., Goñi, A. y Madariaga, J. M. (2008). El autoconcepto: perspectivas de investigación. *Revista de Psicodidáctica*, 13(1), 69-96.
- Fox, K. R. y Corbin, C. B. (1989). The Physical Self-Perception Profile: development and preliminary validation. *Journal of Sports & Exercise Psychology*, 11, 408-430.
- García, F. y Musitu, G. (2001). *Autoconcepto Forma 5. AF5*. Manual. Madrid: TEA.
- García, J. F., Musitu, G. y Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18(3), 551-556.
- Gabelko, N. H. (1997). *Age and gender differences in global, academic, social and athletic self-concepts in academically talented students*. Paper presented at the annual meeting of the American educational research association: Chicago.
- González-Roma, V., Ripol, P., Caballer, A., Ferreres, A., Gil, P. y Peiró, J. M. (1998). Comparación de modelos causales sobre la experiencia de burnout: un estudio multimuestra. *Ansiedad y Estrés*, 4(1), 81-95.
- Goñi, A., Ruiz de Azúa, S. y Rodríguez, A. (2006). *Cuestionario del Autoconcepto Físico. Manual*. Madrid: EOS.
- Goñi, A. y Ruiz de Azúa, S. (2009). La estructura interna del autoconcepto físico. En A. Goñi (Coord.), *El autoconcepto físico: psicología y educación* (pp. 81-97). Madrid: Pirámide.
- Hagger, M. S., Biddle, S. J. H. y Wang, C. K. J. (2005). Physical self-concept in adolescence: generalizability of a multidimensional, hierarchical model across gender and grade. *Educational and Psychological Measurement*, 65(2), 297-322.
- Hoyle, R. H. (1995). *Structural equation modelling: concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.

- Hu, L. T., Bentler, P. M. y Kano, Y. (1992). Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? *Psychological Bulletin*, 112, 351-362.
- Infante, G. y Goñi, E. (2009). Actividad físico-deportiva y autoconcepto físico en la edad adulta. *Revista de Psicodidáctica* 14(1), 49-62.
- James, W. (1890). *Principles of psychology*. Londres: E. B.
- James, L. R., Mulaik, S. A. y Brett J. M. (1982). *Causal analysis: Assumptions, models, and data*. Beverly Hills: Sage.
- Jöreskog, K. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183-202.
- Jöreskog, K. y Sörbom, D. (1983). *LISREL 8: user's guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modelling*. New York: Guilford.
- Klomsten, A. T., Skaalvik, E. M. y Espnes, G. A. (2004). Physical self-concept and sports: do gender differences still exist?. *Sex Roles*, 50, 119-127.
- Lila, M. S. (1995). *Autoconcepto, valores y socialización: un estudio intercultural*. Tesis Doctoral. Valencia: Universidad de Valencia.
- Llinares, L. (1998). *Un análisis contextual de los estilos de socialización familiar y sus relaciones con los valores y el autoconcepto*. Tesis Doctoral. Valencia: Universidad de Valencia.
- Marchetti, B. (1997). *Concetto di se' relazioni familiari e valori*. Unpublished Masters Thesis. Università degli Studi di Bologna, Italy.
- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or art factors? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(4), 810-819.
- Marsh, H. W. y Hau, K. T. (1996). Assessing goodness of fit: When parsimony is undesirable. *Journal of Experimental Education*, 64, 364-390.
- McDonald, R. P. y Ho, M. R. (2002). Principles and practise in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64-82.
- Mulaik, S. A., James, L. R., Alstine, J. V. Bennett, N., Lind, S. y Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness of fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, 105, 430-445.
- Musitu, G. y García, J. F. (2004). Consequences of the family socialization in the Spanish culture. *Psicothema*, 16, 288-293.
- Núñez, J. L., Martín-Albo, J., Navarro, J. G. y Grijalvo, F. (2007). Análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario Autoconcepto Forma 5 en estudiantes universitarios. *Estudios de Psicología*, 28(3), 333-342.
- Salgado, J. F. e Iglesias, M. (1995). Estructura factorial de la Escala de Autoestima Rosenberg: un análisis factorial confirmatorio. *Psicológica*, 16, 441-454.
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J. y Stanton, J. C. (1976). Self concept: validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, 407-441.
- Sudman, S., Bradburn, N. M. y Schwarz, N. (1996). *Thinking about answers*. San Francisco, USA: Jossey-Bass.
- Tomás, J. M. y Oliver, A. (1999). Rosenberg's self-esteem scale: two factor or method effects. *Structural Equation Modelling*, 6, 84-98.
- Tomás, J. M. y Oliver, A. (2004). Confirmatory factor analysis of a Spanish multidimensional scale of self-concept. *Revista Interamericana de Psicología*, 38, 285-293.
- West, S. G., Finch, J. F. y Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling: concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA, USA: Sage.
- Wylie, R. C. (1979). *The self-concept, Volume 2: Theory and research on selected topics*. Lincoln, NE: University of Nebraska.
- Young, J. F. y Mroczek, D. K. (2003). Predicting intraindividual self-concept trajectories during adolescence. *Journal of Adolescence*, 26, 586-600.

(Artículo recibido: 25-2-2009; aceptado: 2-5-2010)