

## Autoconcepto en adultos de España y Portugal

José Fernando García, Gonzalo Musitu\* y Feliciano Veiga\*\*

Universidad de Valencia, \* Universidad Pablo de Olavide (Sevilla) y \*\* Universidad de Lisboa (Portugal)

El objetivo de este trabajo es confirmar la validez penta factorial del cuestionario AF5 con adultos españoles y portugueses. A partir de las respuestas de un total de 2.058 adultos (1.508 españoles, 73,3%, y 550 portugueses, 26,7%) se analiza la fiabilidad del instrumento, se compara la validez del modelo de cinco factores oblicuos que proponen los autores contra los modelos alternativos unifactorial y ortogonal, y se estudia la invarianza de una traducción portuguesa. Los resultados de los modelos de ecuaciones estructurales ratifican la validez del modelo teórico penta factorial de los autores. El estudio de la invarianza factorial indica que la versión portuguesa no varía los pesos factoriales originales ni las varianzas y covarianzas de los factores. Finalmente, la fiabilidad es aceptable para la versión original española y para la traducción portuguesa.

*Self-concept in adults from Spain and Portugal.* The aim of this work is to confirm the penta-factorial validity of the AF5 Self-Concept Questionnaire in Spanish and Portuguese adults. From the responses of a total of 2058 adults (1508 Spanish, 73.3%, and 550 Portuguese, 26.7%) was analyzed the reliability of the instrument, was compared the validity of the 5 oblique factor model proposed by the authors versus unifactorial and the orthogonal alternative models, and was studied the invariance of the Portuguese translation. The results of structural equation modeling supported the authors' penta-factorial model. The multi-group factorial invariance showed that Portuguese translation of the AF5 does not change neither the original factor weights, nor the variances and covariances of the factors. Finally, the reliability was good for the original Spanish version and Portuguese translation.

El autoconcepto es una de las variables más relevantes para el bienestar personal. En general, la práctica totalidad de los problemas conductuales se relacionan con esta variable. Por ejemplo, en el ámbito clínico son muchos los trabajos que se han realizado sobre los trastornos alimenticios y el autoconcepto, constatándose que el bajo autoconcepto está presente en este tipo de conductas (Gual, Pérez, Martínez, Lahortiga, Irala y Cervera, 2002). También se ha observado que el autoconcepto se relaciona negativamente con problemas tan variados como: la adicción al tabaco (Ferrerías, Guzmán y Carulla, 1998) y al alcohol (Izquierdo, 2001), las dificultades en la relación con los padres (Musitu y García, 2004) y los hermanos (Arranz, Yenes, Olabarrieta y Martín, 2001), el bajo rendimiento académico (Rodríguez, Cabanach, Valle, Núñez y González-Pienda, 2004) y la violencia doméstica (Aznar, 2004). En resumen, parece asumido que el autoconcepto está tan estrechamente relacionado con la aceptación de sí mismo, que el bienestar o su opuesto constituyen dos polos en los que el autoconcepto siempre está presente.

Normalmente, las distribuciones de algunas dimensiones del autoconcepto suelen presentar una asimetría negativa muy pronunciada (Tomás y Oliver, 2004), mostrando que la mayoría de las personas indican que su autoconcepto es muy alto (García y Musitu,

1999). Este problema metodológico implica que si la escala de respuesta de los ítems es muy reducida —por ejemplo, el simple sí o no— se produce una variación mínima en las respuestas de los sujetos con autoconcepto alto. Este inconveniente puede llegar a ser mayor si el número de ítems es reducido. Sin embargo, es importante señalar que aunque se utilicen numerosas preguntas y amplias escalas, finalmente, es muy difícil garantizar que las distribuciones sean normales. Con mucha frecuencia las distribuciones son asimétricas, lo cual genera problemas técnicos, como el incumplimiento de los supuestos de las pruebas estadísticas, y, prácticos, como la incertidumbre en el diagnóstico individual cuando la puntuación de una persona se encuentra en la parte alta de la escala (García y Musitu, 1999).

Por otra parte, si se pretende corregir el sesgo de aquiescencia formulando algunas preguntas negativamente —por ejemplo, *mi familia me aborrece*— puede producirse un efecto de método muy preocupante: el de los ítems negativos. Los participantes responden ante los enunciados negativos y positivos de manera diferente, como si se tratara de dimensiones distintas del autoconcepto, cuando en realidad expresan el mismo contenido. En una de las medidas del autoconcepto más difundidas, la escala unidimensional de Rosenberg (1965), al factorizarla se obtienen dos dimensiones, una positiva y otra negativa, generando este resultado estadístico la dificultad teórica que surge cuando se tiene que explicar el insólito resultado de que una persona tiene alto el autoconcepto «positivo» y «negativo». Además, este efecto de método (Tomás y Oliver, 1999) no interviene sólo en las escalas unidimensionales como la de Rosenberg (1965), en la multidimensional de Heather-ton y Polivy (1991) también se ha demostrado este sesgo (Tomás y Oliver, 1998).

---

Fecha recepción: 27-5-05 • Fecha aceptación: 20-1-06

Correspondencia: José Fernando García

Facultad de Psicología

Universidad de Valencia

46010 Valencia (Spain)

E-mail: Fernando.Garcia@uv.es

Desde la demoledora crítica que hizo Wylie (1979) a la concepción unidimensional del autoconcepto, casi todos los autores consideran que esta variable es multidimensional; sin embargo, es la medida multidimensional del autoconcepto la que plantea mayor número de dificultades metodológicas. Aparte del problema de las distribuciones asimétricas y del sesgo de los enunciados negativos, se tiene que confirmar empíricamente la estructura dimensional teórica mediante los correspondientes análisis factoriales. Un caso muy representativo es el del extendido y famoso cuestionario multidimensional de Fitts (1965) —*Tennessee Self Concept Scale*— cuya estructura dimensional no se ha podido constatar en ningún estudio empírico (Alfaro y Santiago, 2002); los elementos que, en un principio —cuando se diseñó la escala y considerando a su contenido semántico—, supuso el autor que medían una dimensión específica del autoconcepto, finalmente, acabaron midiendo otra diferente, o simplemente medían el autoconcepto general. Por otra parte, también hay que señalar que el mero hecho de que la estructura dimensional se replique no es suficiente garantía por sí misma para concluir que las dimensiones tengan validez teórica. Para explicar esta idea puede servir de ejemplo el caso mencionado de las dimensiones del autoconcepto «positivo» y «negativo» de la escala de Rosenberg (1965), las cuales son tan perfectamente replicables como teóricamente absurdas.

El instrumento de autoconcepto que se analiza en este trabajo, la escala multidimensional de autoconcepto AF5 (García y Musitu, 1999), reúne bastantes condiciones teóricas y metodológicas para indicar que se trata de un instrumento adecuado. Las cinco dimensiones —profesional/académico, social, emocional, familiar y físico— se fundamentan en el modelo teórico de Shavelson, Hubner y Stanton (1976), quienes, entre otras características (Musitu, García y Gutiérrez, 1994) como la organización jerárquica a partir de una dimensión general, consideran que el autoconcepto presenta diversos aspectos relacionados —no ortogonales— pero distinguibles, que pueden encontrarse diferencialmente relacionados con diferentes áreas del comportamiento humano. Cada dimensión se mide con 6 ítems que los autores asignaron *a priori* a cada una de estas cinco dimensiones; lo cual permite, en una escala de 1 a 99, medir con un único instrumento las principales dimensiones del autoconcepto (Grandmontagne y Fernández, 2004). La validez de esta estructura multidimensional definida *a priori* se ha constatado empíricamente con análisis factoriales exploratorios en muestras de España (García y Musitu, 1999), Brasil (Martínez, Musitu, García y Camino, 2003) e Italia (Marchetti, 1997); y mediante un análisis factorial confirmatorio aplicado con una muestra española se ha verificado que no presenta problemas metodológicos con los ítems negativos (Tomás y Oliver, 2004). Pese a estas reconocidas ventajas del instrumento AF5, todavía no se ha realizado ningún trabajo que constatare la multidimensionalidad y oblicuidad mediante el análisis factorial confirmatorio, ni tampoco se ha constatado la validez transcultural de este instrumento mediante el análisis de la invarianza de la estructura factorial. El objetivo fundamental de este trabajo es completar estas lagunas en los estudios de las propiedades psicométricas de este cuestionario en dos fases: primera, confirmar la multidimensionalidad y oblicuidad en una muestra de adultos españoles; y, segunda, tomando como referencia la versión original española comprobar la equivalencia de la adaptación portuguesa. La primera hipótesis 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 adaptación portuguesa es equivalente a la versión original española.

## Método

### Participantes

La muestra total fue de 2.058 adultos, 1.508 españoles (73,3%) y 550 portugueses (26,7%). Las edades de los participantes españoles fueron de 18 a 62 años ( $M= 27,74$ ,  $DT= 10,98$ ), con 993 mujeres (61,9%) y 575 varones. La edad de los participantes portugueses fue de 21 a 66 años ( $M= 38,27$ ,  $DT= 8,91$ ), de los cuales 395 eran mujeres (71,8%) y 155 varones.

### Adaptación portuguesa

La escala original fue adaptada al portugués utilizando el habitual método de la traducción inversa (por ejemplo, Elosua, 2005) propuesto por Brislin (1970). La versión portuguesa se aplicó con una escala de respuesta de 6 puntos en 342 casos y de 10 puntos en los restantes 208; antes de comenzar los análisis se transformaron todas las respuestas de la versión portuguesa a la escala original española (1= 1, 2= 20, 3= 40, 4= 60, 5= 80, 6= 99; y 1= 1, 2= 12, 3= 23, 4= 34, 5= 45, 6= 56, 7= 67, 8= 78, 9= 89, 10= 99).

### Análisis

El análisis de los resultados se realizó con los programas AMOS5 y SPSS12.0. Para comprobar la primera hipótesis de este trabajo, el modelo teórico pentadimensional propuesto por los autores se probó contra los alternativos unidimensional y ortogonal. También se comprobó la equivalencia del modelo oblicuo con el jerárquico compuesto por una dimensión general de autoconcepto y los mismos cinco factores teóricos de primer orden, cada uno con un error específico. Esta dimensión general explicaría la oblicuidad del modelo multidimensional. La arbitrariedad de la escala se eliminó fijando en 1 los valores de los coeficientes de regresión del primer ítem de cada subescala, y, además, en el modelo jerárquico también se fijó en 1 el coeficiente del primer factor de primer orden. Todos los modelos se evaluaron con el análisis factorial confirmatorio utilizando la estimación máximo verosímil (ML), la cual, aunque supone la normalidad multivariada, es razonablemente robusta a su incumplimiento (por ejemplo, Curran, West y Finch, 1996), y el sesgo que pudiera producir en la estimación se produciría en todo caso presentando un ajuste peor del real (Tomás y Oliver, 2004, p. 288). La importante disminución en la estimación del ajuste procede de las puntuaciones extremas de las colas de las distribuciones asimétricas porque aumentan considerablemente el error típico de estimación, produciendo una distribución de la variable dependiente semejante a la del tiempo de reacción cuando intervienen efectos de la tarea como la fatiga, la desmotivación, los errores en los ensayos previos, etc. (Pérez, Navarro y Llobell, 2000). Para comprobar el efecto negativo que tiene la distribución asimétrica de los ítems en la estimación de los modelos se repitieron los análisis de la primera hipótesis con las respuestas dicotomizadas a partir de la mediana. Esta nueva escala dicotómica es simétrica porque la amplia métrica original (1-99) permite partir por la mediana formando dos grupos iguales, no se habría conseguido una distribución simétrica aplicando directamente una escala dicotómica (*verdadero-falso* o *sí-no*). Es una transformación no lineal que conserva la relación de orden con las puntuaciones directas originales —asegurando que el autoconcepto que representa 1 punto en la nueva escala dicotómica es realmente menor del que representa 2 puntos— pero puede reducir con-

siderablemente la varianza del error, compensando la pérdida de discriminación que supone transformar una escala de 1-99 en otra dicotómica (Pérez, Llobell y Navarro, 2004). Por otra parte, otros estudios sobre el autoconcepto advierten de que la correlación entre los residuales de los ítems sí afecta considerablemente al ajuste de los modelos (Byrne y Shavelson, 1986; Tomás y Oliver, 2004; Yin y Fan, 2003). Para rectificar la pérdida de ajuste en la estimación de los modelos 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.

Sin embargo, manejar muestras relativamente grandes también implica problemas para aplicar la prueba de la hipótesis como criterio para elegir entre modelos alternativos (Bentler y Bonett, 1980), por esto, aparte del estadístico ji-cuadrado ( $\chi^2$ ) y la consecutiva ratio  $\chi^2/gl$  que considera una puntuación de 2,00-3,00 o menor como de buen ajuste (Marsh y Hau, 1996); se calculó la raíz media cuadrática del error de aproximación (RMSEA), para la que se ha sugerido (Browne y Cudeck, 1992) que los valores <0,05 indican buen ajuste, los comprendidos entre 0,05 y 0,08 aceptable, y entre 0,08 y 0,10 mínimo; la media cuadrática del error tipificada (SRMR), que exige siempre valores menores de 0,10 (Kline, 1998); el índice de ajuste general (GFI) y su variante, que penaliza la complejidad del modelo (AGFI), donde los valores >0,95 indican buen ajuste y los valores >0,90 un ajuste aceptable (Medsker, Williams y Holahan, 1994); el índice de ajuste comparativo (CFI), que sigue el mismo criterio de los dos anteriores (Marsh y Hau, 1996); y el criterio de información de Akaike (1987), AIC, donde el menor valor indica la mayor parsimonia.

Para contrastar la segunda hipótesis del trabajo, la equivalencia de la versión original española con la adaptación portuguesa, se aplicaron cuatro modelos anidados que incrementaban progresivamente las restricciones igualando parámetros libres: a partir del modelo base donde cada parámetro se estimaba libremente para cada grupo se fijó primero que los pesos factoriales fueran equivalentes para los dos grupos, después se fijó también la misma es-

tructura de varianzas y covarianzas entre los factores, y, por último, se fijaron los errores de medida. En cada paso, al restringir los parámetros del modelo previo, se liberan grados de libertad y se incrementa ji-cuadrado. Si el  $\Delta\chi^2(\Delta gl)$  es estadísticamente significativo se rechaza la hipótesis nula de que los dos modelos sean equivalentes. Sin embargo, como también las diferencias en ji-cuadrado son muy sensibles al tamaño de la muestra, Cheung y Rensvold (2002) proponen que en los modelos anidados se pruebe la significación del cambio con CFI en vez de utilizar  $\chi^2$ . Basándose en los resultados de un estudio de simulación realizado con 20 índices de ajuste diferentes, recomiendan que un  $|\Delta CFI| < 0,01$  «indica que la hipótesis nula de la equivalencia no debería rechazarse» (p. 251).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

Se confirmó el típico patrón de asimetría univariada, excepto en el ítem 25 de la versión española y en el 3 de la portuguesa. Asimetría que, salvo en los casos de los ítems invertidos, era negativa; lo que muestra que existe una mayor concentración de respuestas que denotan un alto autoconcepto (García y Musitu, 1999; Tomás y Oliver, 2004). La curtosis univariada se cumplía en los ítems 2, 6, 12, 16, 20 y 27 de la versión española; y 2, 5, 6, 7, 15, 17, 20, 23, 26, 27 y 30 de la portuguesa. La normalidad univariada ( $K^2$  y  $Lm$ ) únicamente se confirmó para el ítem 30 de la versión portuguesa. Las cuatro pruebas (DeCarlo, 1997, p. 304) se aplicaron asumiendo  $\alpha = 0,05$ .

Estructura factorial

Los ajustes de los modelos aplicados sobre las respuestas escaladas de 1 a 99 fueron sistemáticamente peores, pero proporcionales a los  $d$  (aplicados a las respuestas dicotomizadas), tal y como era previsible por la alta asimetría de la escala de respuesta original (tabla 1). También, como era predecible, el estadístico ji-cua-

Tabla 1  
Análisis factorial confirmatorio del ajuste de los modelos a los datos en la muestra española y análisis multimuestra de la equivalencia entre la versión original española y la adaptación portuguesa

Modelo	$\chi^2$	gl	$\chi^2/gl$	$\Delta\chi^2$	$\Delta gl$	RMSEA [IC 90%]*	SRMR	GFI	AGFI	CFI	ACFI	AIC
Tr. Teórico+ $\epsilon_{error}$ #	2183,3	390	5,60			0,06 [0,05 - 0,06]	0,06	0,91	0,89	0,8859		2333
T. Teórico: 5 factores oblicuos	3498,0	395	8,86	1314,7	5	0,07 [0,07 - 0,07]	0,07	0,85	0,83	0,8026	-0,0833	3638
O. 5 factores ortogonales	4018,2	405	9,92	520,2	10	0,08 [0,07 - 0,08]	0,13	0,82	0,80	0,7702	-0,0324	4138
J. Factores jerarquizados	3517,3	400	8,79			0,07 [0,07 - 0,07]	0,07	0,85	0,83	0,8017		3647
U. Unifactorial	9986,8	405	24,66			0,13 [0,12 - 0,13]	0,12	0,60	0,54	0,3905		10107
dTr. Teórico+ $\epsilon_{error}$ #	1399,5	390	3,59			0,04 [0,04 - 0,04]	0,05	0,94	0,93	0,9000		1550
dT. Teórico: 5 factores oblicuos	2058,6	395	5,21	659,1	5	0,05 [0,05 - 0,06]	0,06	0,91	0,89	0,8351	-0,0649	2199
dO. 5 Factores ortogonales	2531,8	405	6,25	473,1	10	0,06 [0,06 - 0,06]	0,10	0,88	0,87	0,7893	-0,0458	2652
dJ. Factores jerarquizados	2102,1	400	5,26			0,05 [0,05 - 0,06]	0,07	0,91	0,89	0,8313		2232
dU. Unifactorial	6026,2	405	14,88			0,10 [0,09 - 0,10]	0,10	0,72	0,68	0,4430		6146
Tr0. Teórico+ $\epsilon_{error}$ # multimuestra	3417,8	780	4,38			0,04 [0,04 - 0,04]	0,06	0,90	0,88	0,8814		3718
Tr1. Igual saturación de los factores	3547,2	805	4,41	129,5	25	0,04 [0,04 - 0,04]	0,06	0,90	0,88	0,8767	-0,0047	3797
Tr2. Igual var./covarianza factorial	3676,7	820	4,48	129,5	15	0,04 [0,04 - 0,04]	0,06	0,89	0,88	0,8715	-0,0052	3897
Tr3. Igual varianza de errores	4430,9	850	5,21	754,2	30	0,05 [0,04 - 0,05]	0,06	0,88	0,87	0,8389	-0,0326	4591

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

# El modelo Tr 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.

Nota: los modelos d se han contrastado con una escala dicotómica obtenida a partir de la mediana.

drado no permitía discriminar entre los modelos, pues en todos los casos era estadísticamente significativo.

Los resultados del análisis de los modelos de la primera hipótesis sobre la versión original española (tabla 1) indicaban que el modelo unidimensional era el que peor se ajustaba a los datos (RMSEA= 0,13; SRMR= 0,12; GFI= 0,60; AIC= 10107). El modelo ortogonal, pese a tener el mismo número de parámetros, mejoraba considerablemente el ajuste (RMSEA= 0,08; GFI= 0,82; AIC= 4138), a excepción de SRMR= 0,13. El modelo teórico oblicuo, al liberar la restricción de ortogonalidad, mejoraba todos los índices de ajuste (RMSEA= 0,07; SRMR= 0,07; GFI= 0,85; AIC= 3638) indicando que la covariación factorial mejoraba el ajuste, que era similar al jerarquizado (RMSEA= 0,07; SRMR= 0,07; GFI= 0,85; AIC= 3647). Por último, liberando del modelo teórico oblicuo la ortogonalidad en los cinco pares de errores más correlacionados (16-26, 12-22, 18-23, 4-14, 10-25) se consiguió un ajuste razonablemente adecuado a los datos (RMSEA= 0,06; SRMR= 0,06; GFI= 0,91; AIC= 2333). Además, a partir de la estructura del modelo oblicuo con los cinco errores correlacionados se puede derivar el oblicuo, fijando que los cinco errores no covaríen, y el ortogonal, fijando que las covariaciones factoriales sean nulas. Como el modelo ortogonal está anidado en el oblicuo se rechazó mediante el cambio en CFI ( $\Delta\text{CFI} = -0,03$ ) que los dos modelos fueran equivalentes, indicando que la covarianza factorial mejoraba la estimación del modelo. El cambio en ji-cuadrado también fue estadísticamente significativo ( $\Delta\chi^2(10) = 520$ ;  $p < 0,001$ ), pero este estadístico ofrece menos garantías porque es muy sensible al tamaño de la muestra (Cheung y Rensvold, 2002). Asimismo, como el modelo oblicuo está anidado en su variante con los errores correlacionados, se pudo probar este cambio con CFI ( $\Delta\text{CFI} = -0,08$ ) y se rechazó la hipótesis nula de que los dos modelos fueran equivalentes, confirmando que la covariación entre estos errores mejoraba el ajuste.

#### Equivalencia de la adaptación portuguesa

La segunda hipótesis se contrastó con el análisis factorial confirmatorio multimuestra (tabla 1). La línea base fue el modelo  $Tr_0$ , el mismo que el  $Tr$  pero aplicado con las dos muestras. El modelo  $Tr_1$  imponía que la saturación de los ítems en los factores de las dos muestras era idéntica, probando si algún elemento tenía una importancia relativa diferente para alguna de las dos versiones. Como el decremento de CFI en términos absolutos fue menor de 0,01 ( $\Delta\text{CFI} = -0,0047$ ) se mantuvo la hipótesis nula de la equivalencia entre los dos modelos, indicando que la saturación factorial de los ítems no difería entre las dos muestras. En el siguiente modelo,  $Tr_2$ , se fijaron además las varianzas y covarianzas de los cinco factores imponiendo que los factores tuvieran la misma importancia relativa entre ellos y siguieran el mismo patrón relacional; en este paso el decremento de CFI tampoco fue significativo ( $\Delta\text{CFI} = -0,0052$ ), pudiéndose garantizar este segundo supuesto de invarianza. Por último, en el modelo  $Tr_3$  también se fijaron las varianzas de error de los ítems, para comprobar que los errores de medida no afectaban diferencialmente a las dos versiones, y el decremento que se obtuvo ( $\Delta\text{CFI} = -0,0326$ ) no permitió garantizar esta invarianza. En la tabla 2 se presentan los parámetros estimados y su error típico de estimación.

#### Consistencia interna

La consistencia interna para el total de la escala fue 0,85 en España y 0,87 en Portugal; en Profesional, 0,88 y 0,87; Social, 0,78

y 0,80; Emocional, 0,75 y 0,77; Familiar, 0,79 y 0,76; y Físico, 0,73 y 0,78.

#### Discusión y conclusiones

Los resultados del análisis factorial confirmatorio ratificaron que el modelo teórico pentadimensional —profesional, social, emocional, familiar y físico— propuesto por los autores proporcionaba una explicación de los datos más adecuada que los dos alternativos: el unidimensional y el ortogonal; confirmando la primera hipótesis del trabajo, con el mínimo matiz de que este modelo pentafactorial mejora covariando los errores de cinco pa-

Tabla 2  
Resumen de los parámetros estimados (y errores típicos) del análisis factorial confirmatorio multimuestra entre la versión original española y la adaptación portuguesa

Ítem	F1	F2	F3	F4	F5	Varianza del error	
						España	Portugal
	Coeficientes de regresión tipificados						
01	0,72					166,9 (07,2)	127,2 (08,9)
06	0,84					136,1 (07,6)	117,5 (10,6)
11	0,69					322,6 (13,4)	151,0 (10,9)
16	0,65					312,9 (12,9)	234,3 (16,7)
21	0,77					210,7 (09,5)	88,3 (07,7)
26	0,72					224,6 (09,7)	130,2 (10,3)
02		0,84				146,6 (08,8)	92,7 (10,5)
07		0,75				151,2 (07,2)	143,9 (10,6)
12		0,49				564,8 (21,7)	360,0 (23,1)
17		0,60				286,5 (11,6)	229,9 (15,3)
22		0,27				856,9 (31,6)	687,8 (42,0)
27		0,72				264,6 (12,0)	293,6 (20,3)
03			0,50			571,5 (23,5)	518,5 (34,6)
08			0,63			452,9 (21,7)	402,5 (30,8)
13			0,65			473,0 (23,0)	337,3 (26,2)
18			0,50			550,7 (22,6)	456,6 (30,9)
23			0,49			783,8 (32,1)	471,0 (32,1)
28			0,65			486,0 (24,2)	460,9 (35,3)
04				0,37		696,3 (26,3)	529,0 (32,7)
09				0,66		289,6 (12,8)	220,5 (15,3)
14				0,39		540,8 (20,5)	370,5 (23,1)
19				0,66		230,1 (10,0)	133,0 (09,9)
24				0,75		288,9 (14,3)	210,4 (16,3)
29				0,78		168,7 (09,0)	97,9 (09,1)
05					0,49	560,6 (22,5)	331,5 (21,5)
10					0,30	952,1 (35,9)	1177,0 (72,1)
15					0,62	470,1 (20,8)	180,1 (15,8)
20					0,66	377,2 (17,8)	297,4 (21,0)
25					0,38	844,3 (32,5)	813,5 (50,6)
30					0,74	305,5 (16,2)	140,4 (13,4)

#### Varianzas y covarianzas factoriales [correlaciones]

Profesional: F1	170,3 (9,5)	[0,34]	[0,13]	[0,34]	[0,41]
Social: F2	79,2 (6,6)	328,4 (14,9)	[0,17]	[0,36]	[0,43]
Emocional: F3	22,2 (5,0)	40,9 (7,1)	184,1 (18,0)	[0,09]	[0,17]
Familiar: F4	43,3 (4,6)	63,8 (6,4)	12,5 (4,0)	97,6 (12,7)	[0,31]
Físico: F5	65,5 (5,6)	96,0 (7,9)	27,7 (5,2)	38,1 (4,6)	152,0 (14,5)
<b>Errores</b>	E <sub>16-26</sub>	E <sub>12-22</sub>	E <sub>18-23</sub>	E <sub>04-14</sub>	E <sub>10-25</sub>
España	[0,27]	[0,25]	[0,28]	[0,39]	[0,66]
Portugal	[0,49]	[0,27]	[0,39]	[0,24]	[0,67]

Nota: todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos para  $\alpha = 0,001$ , excepto la covarianza entre F3 y F4 ( $p = 0,002$ ). En este análisis se invirtieron previamente los ítems negativos (3, 4, 8, 12, 13, 14, 18, 22, 23 y 28), en los cuales una puntuación mayor indicaba menor autoconcepto

rejas de ítems. Por otra parte, la adaptación portuguesa del AF5 cumple con el requisito de que los ítems miden las mismas dimensiones que la original española, en el sentido de que la importancia relativa de cada ítem en el factor que está teóricamente asignado es la misma, que los cinco factores tienen una importancia relativa equivalente y que guardan el mismo patrón relacional. Sin embargo, no se ha podido garantizar que la fiabilidad de cada uno de los ítems que componen el cuestionario sea equivalente, al menos en este caso, donde las escalas de respuesta eran de partida diferentes para la versión portuguesa. En consecuencia, hay que concluir que la segunda hipótesis del trabajo, la equivalencia de la versión portuguesa, se confirma para dos de los tres supuestos de invariancia analizados.

Estos resultados indican que las cinco dimensiones de este instrumento permiten medir diferentes aspectos del autoconcepto con el mismo instrumento de medida (Grandmontagne y Fernández, 2004) en las dos versiones analizadas, sobre la base teóricamente organizada que supone el modelo multidimensional del autoconcepto de Shavelson, Hubner y Stanton (1976). Así, pueden obtenerse medidas sensibles, concretas y ajustadas de cada una de estas cinco áreas en vez de la reducida e inespecífica medida global que proporcionan los modelos unidimensionales (Rosenberg, 1965; Wylie, 1979). Por otra parte, la estructura teórica penta factorial del AF5, como avalan los resultados del trabajo de Tomás y Oliver

(2004), no presenta efectos de método producidos por los ítems negativos del cuestionario. En general, todos los resultados coinciden con los obtenidos anteriormente con una muestra de españoles de diversas edades (Tomás y Oliver, 2004).

Aunque se ha comprobado que las distribuciones de los ítems son generalmente asimétricas, los autores emplean una escala muy amplia (entre 1 y 99) para solucionar de raíz el problema de la discriminabilidad en la parte alta de las dimensiones, y también han baremado las cinco escalas considerando explícitamente el error típico de medida para asegurar la discriminabilidad real de las puntuaciones normativas. Este aspecto también es importante para recomendar la aplicación de la versión española de este instrumento en las áreas de la práctica clínica y para la investigación aplicada y básica. No obstante, hay que señalar que la versión portuguesa todavía no ha sido baremada, suponiendo un inconveniente, fundamentalmente para la aplicación individual. Por último, se ha constatado que los ítems presentan una adecuada fiabilidad en términos de consistencia interna, tanto por factores como en la escala total, lo que facilita su aplicación en diferentes contextos (García y Musitu, 1999; Tomás y Oliver, 2004). En conclusión, el cuestionario AF5 es un instrumento recomendable para medir multidimensionalmente el autoconcepto, especialmente la versión española que se encuentra comercializada y baremada. Respecto de la adaptación portuguesa, se puede utilizar con garantías cuando no se requieran baremos.

## 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.
- Arranz, E., Yenes, F., Olabarrieta, F. y Martín, J.L. (2001). Relaciones entre hermanos y desarrollo psicológico en escolares. *Infancia y Aprendizaje*, 24, 361-377.
- Aznar, M.P.M. (2004). The impact of domestic violence on the health of abused women. *Psicothema*, 16, 397-401.
- Bentler, P.M. y Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Brislin, R.W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 1, 185-216.
- Browne, M.W. y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research*, 21, 230-258.
- Byrne, B.M. y Shavelson, R.J. (1986). On the structure of adolescent self-concept. *Journal of Educational Psychology*, 78, 474-481.
- Cheung, G.W. y Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-55.
- 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.
- DeCarlo, L.T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2, 292-307.
- Elosua, P. (2005). Progressive way in strict factorial invariance. *Psicothema*, 17, 356-362.
- Ferreras, C.G., Guzman, J.I.N. y Carulla, L.S. (1998). Factores psicosociales que intervienen en la adquisición del comportamiento tabáquico. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 30, 49-66.
- Fitts, W.H. (1965). *The Tennessee Self-Concept Scale*. Nashville, TN: Counselor Recordings and Test.
- García, J.F. y Musitu, G. (1999). *AF5: Autoconcepto forma 5*. Madrid: TEA ediciones.
- 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.
- Gual, P., Pérez, M., Martínez, M.A., Lahortiga, F., Irala, J. y Cervera, S. (2002). Self-esteem, personality and eating disorders: baseline assessment of a prospective population-based cohort. *International Journal of Eating Disorders*, 31, 261-273.
- Heatherton, T.F. y Polivy, J. (1991). Development and validation of scale for measuring state self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 895-910.
- Izquierdo, F.M. (2001). Un programa de prevención con hijos de alcohólicos. *Anales de Psiquiatría*, 17, 313-318.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Marchetti, B. (1997). Concetto di se' relazioni familiari e valori. Unpublished Masters Thesis. Università degli Studi di Bologna, Italy.
- Marsh, H.W. y Hau, K.T. (1996). Assessing goodness of fit: is parsimony always desirable? *Journal of Experimental Education*, 64, 364-390.
- 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.
- Musitu, G., García, J.F. y Gutiérrez, M. (1994). *AFA: Autoconcepto Forma A (2ª edición)*. Madrid: TEA.
- Musitu, G. y García, J.F. (2004). Consequences of the family socialization in the Spanish culture. *Psicothema*, 16, 288-293.
- 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.
- Pérez, J.F.G., Llobell, J.P. y Navarro, M.D.F. (2004). Tables of f statistic with one degree of freedom in the numerator. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento, volumen especial*, 237-243.
- Rodríguez, S., Cabanach, R.G., Valle, A., Nuñez, J.C. y González-Pineda, J.A. (2004). Differences in use of self-handicapping and defensive pe-

- ssimism and its relation with achievement goals, self-esteem and self-regulation strategies. *Psicothema*, 16, 625-631.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. New Jersey, USA: Princeton University Press.
- Shavelson, J., Hubner, J.J. y Stanton, G.C. (1976). Self-concept: validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, 407-442.
- Tomás, J.M. y Oliver, A. (1998). Response format and method of estimation effects on confirmatory factor analysis. *Psicothema*, 10, 197-208.
- Tomás, J.M. y Oliver, A. (1999). Rosenberg's self-esteem scale: two factors or method effects. *Structural Equation Modeling*, 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.
- Wylie, R.C. (1979). *The self concept: theory and research on selected topics*. Lincoln: University of Nebraska Press.
- Yin, P. y Fan, X. (2003). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Educational and Psychological Measurement*, 63, 296-318.