

# Autoconcepto y ajuste psicosocial en la adolescencia

María C. Fuentes, José Fernando García, Enrique Gracia y Marisol Lila  
Universidad de Valencia

En este trabajo se analiza la relación entre una medida multidimensional del autoconcepto, el cuestionario de Autoconcepto Forma 5 (AF5), con un amplio conjunto de indicadores del ajuste psicosocial de los adolescentes. A partir de las respuestas de 1.281 adolescentes (53,7% mujeres), entre 12 y 17 años ( $M= 14,98$  años,  $DT= 1,74$  años), los resultados indicaron que el mayor autoconcepto se corresponde con el mejor ajuste psicológico, una buena competencia personal y menos problemas comportamentales. Si bien se encontraron aparentes relaciones positivas entre el autoconcepto social y el uso de drogas, estas relaciones positivas desaparecieron cuando se controló el efecto de la edad y el sexo de los adolescentes. Los resultados de este trabajo apoyan la idea de que el autoconcepto es un constructo teórico básico estrechamente relacionado con el ajuste psicosocial en la adolescencia. Por otra parte, este estudio permite explicar algunos resultados contradictorios en la literatura (i.e., la relación positiva entre el autoconcepto social y el consumo de drogas), mostrando cómo el control estadístico del posible efecto de terceras variables (i.e., la edad) evita llegar a conclusiones erróneas basadas en relaciones espúreas.

*Self-concept and psychosocial adjustment in adolescence.* This study analyses the relationship between a multidimensional measure of self-concept, Self-concept Form-5 Questionnaire (AF5), and a broad set of adolescents' psychosocial adjustment indicators. From the responses of 1,281 participants (53.7% females) aged 12 to 17 years ( $M= 14.98$  years,  $SD= 1.74$  years), results indicated that higher self-concept scores corresponded to better psychological adjustment, good personal skills and fewer behavioral problems. Although a positive relationship between social self-concept and drug use was found, this significant relationship disappeared once the adolescent's age and sex was controlled for. These results support the idea that the self-concept is a basic theoretical construct closely related to the psychosocial adjustment in adolescence. Also this study helps explain some contradictory results reported in the literature (i.e., a positive relationship between social self-concept and drug use), by showing how the statistical control of a third variable effect (i.e., age) avoids reaching conclusions based on spurious relationships.

El autoconcepto es uno de los constructos que ha suscitado mayor interés en científicos de diferentes disciplinas. Este constructo se ha definido como las percepciones del individuo sobre sí mismo, las cuales se basan en sus experiencias con los demás y en las atribuciones que él mismo hace de su propia conducta (Shavelson, Hubner y Stanton, 1976), así como el concepto que el individuo tiene de sí mismo como un ser físico, social y espiritual (García y Musitu, 1999). La adecuada percepción, organización e integración de las experiencias en las que se diferencian los seres humanos ha constituido una clave explicativa para el adecuado funcionamiento comportamental, cognitivo, afectivo y social (Shavelson et al., 1976). Desde esta perspectiva, el autoconcepto ha sido considerado por numerosos autores como un importante correlato del bienestar psicológico y del ajuste social (e.g., Mruk, 2006; Shavelson et al., 1976).

Con respecto al desarrollo teórico de este constructo, a partir de la década de los ochenta se produce un importante cambio hacia una perspectiva teórica multidimensional del autoconcepto. Fue fundamental el trabajo de Shavelson et al. (1976), que definía este constructo mediante un modelo jerárquico y multidimensional. De acuerdo con este modelo las personas tenemos una autoevaluación global de uno mismo, pero, al mismo tiempo, también tenemos diferentes autoevaluaciones específicas. Por tanto, el autoconcepto presenta diversos constructos o aspectos relacionados —no ortogonales— pero distinguibles (García, Musitu y Veiga, 2006; Tomás y Oliver, 2004) que pueden encontrarse diferencialmente relacionados con diferentes áreas del comportamiento humano (véase Palacios y Zabala, 2007; Wylie, 1979). Las medidas multidimensionales del autoconcepto ofrecen mediciones más sensibles, concretas y ajustadas en comparación con las medidas globales, reducidas e inespecíficas proporcionadas por los modelos unidimensionales (Bracken, 1992; García et al., 2006; Harter, 1982; Shavelson et al., 1976; Wylie, 1979).

Numerosos estudios empíricos refuerzan el planteamiento teórico según el cual el autoconcepto es un importante correlato del ajuste psicosocial de los adolescentes, independientemente de su consideración como constructo unidimensional o multidimensional.

mensional. De forma general, los estudios que han utilizado medidas unidimensionales concluyen que los adolescentes con alto autoconcepto manifiestan: pocas conductas agresivas, de burla o abuso de los demás, a la vez que presentan mayor número de conductas sociales positivas (e.g., Garaigordobil y Durá, 2006); bajo nivel de desajuste emocional; es decir, son estables y no se alteran fácilmente ante las demandas del entorno, a la vez que obtienen bajas puntuaciones en escalas de depresión y ansiedad (e.g., Garaigordobil y Durá, 2006), son menos propensos a sufrir trastornos en la conducta alimenticia (Gual, Pérez-Gaspar, Martínez-González, Lahortiga, de Irala-Estévez y Cervera-Enguix, 2002), manifiestan menos sentimientos de soledad y mayor satisfacción con la vida (Moreno, Estévez, Murgui y Musitu, 2009), y tienen una mejor integración social en el aula, a la vez que son valorados más positivamente por sus profesores (Martínez-Antón, Buelga y Cava, 2007).

Los resultados de las investigaciones que utilizan medidas multidimensionales del autoconcepto aportan información más amplia y específica. Numerosas investigaciones destacan el papel protector del autoconcepto familiar y académico frente a los comportamientos delictivos (Cava, Musitu y Murgui, 2006; Jiménez, Murgui, Estévez y Musitu, 2007) y al consumo de drogas (Cava, Murgui y Musitu, 2008; Musitu, Jiménez y Murgui, 2007). Diferentes trabajos relacionan específicamente el alto autoconcepto familiar con los mejores resultados de la socialización familiar de los hijos (García y Gracia, 2009; Martínez y García, 2007, 2008; Martínez, García y Yubero, 2007). Estévez, Martínez y Musitu (2006) concluyeron que los adolescentes implicados en conductas agresivas tienen un autoconcepto familiar y académico más bajo que los adolescentes no implicados en este tipo de conductas. Diversos estudios han concluido que los adolescentes con alto autoconcepto académico muestran un mayor logro escolar y rendimiento académico, y, consecuentemente, un promedio de notas más alto (Guay, Pantano y Boivin, 2003). En cuanto al autoconcepto emocional, se han encontrado relaciones significativas y negativas con diferentes escalas de inestabilidad emocional (Garaigordobil, Durá y Pérez, 2005).

No obstante, los resultados en torno al autoconcepto social y físico no son tan consistentes, y la literatura científica proporciona resultados contradictorios cuando las medidas son multidimensionales y más específicas (véase Shavelson et al., 1976), aspecto que se diluye con las medidas unidimensionales al mezclar los diferentes ámbitos en una medida global e inespecífica del autoconcepto. Así, mientras que algunos autores han constatado que el autoconcepto social ejerce un efecto de protección frente a las conductas agresivas (e.g., Levy, 1997); otros lo señalan como un factor de riesgo para el desarrollo de éstas (e.g., Andreou, 2000; Jiménez et al., 2007). En relación con el consumo de sustancias, encontramos las mismas inconsistencias: algunos estudios afirman que los componentes sociales del autoconcepto se relacionan inversamente con el consumo de sustancias (Téllez, Cote, Savogal, Martínez y Cruz, 2003); mientras que otros lo cuestionan al encontrar relaciones significativas y positivas (Cava et al., 2008; Musitu et al., 2007). Las mismas polémicas son también extensibles al autoconcepto físico (véase Moreno, Moreno y Cervelló, 2009). Por lo tanto, estos estudios cuyos resultados sugieren que las puntuaciones altas en las dimensiones social y física del autoconcepto constituyen un factor de riesgo tanto para las conductas agresivas y delictivas, como para el consumo de sustancias, cuestionan que el autoconcepto social y físico sean partes de un constructo básico

subyacente relacionado con las conductas ajustadas y adaptativas (véase Shavelson et al., 1976). Si esto es así, es inevitable plantearse algunas cuestiones como, por ejemplo, para evitar problemas con el consumo de drogas: ¿Es necesario tener bajo el autoconcepto social y físico durante parte de la adolescencia? ¿A la vez alto, por ejemplo, el autoconcepto familiar? Si se trata de un mismo constructo, aunque sea multidimensional y jerárquico, es difícil integrar teóricamente de manera congruente estas inconsistencias entre los distintos ámbitos del mismo constructo y las medidas de ajuste. No obstante, estas relaciones y las conclusiones que se derivan de ellas podrían estar basadas en relaciones espúreas que estén reflejando el efecto de terceras variables no controladas estadísticamente.

Los objetivos de este trabajo son: (1) analizar si existe una relación congruente entre los distintos índices de ajuste de manera que los índices que impliquen ajuste o desajuste se relacionarán positivamente entre sí, y los índices que impliquen ajuste se relacionarán negativamente con los que impliquen desajuste; (2) analizar las relaciones entre las dimensiones del autoconcepto y los diferentes índices de ajuste y desajuste; (3) analizar si existe una relación congruente entre las dimensiones del autoconcepto y los criterios de ajuste evaluados, de forma que las diferentes dimensiones se relacionen más específicamente con los criterios próximos de ajuste que con criterios menos relacionados.

## Método

### *Participantes y procedimiento*

Se estimó que la muestra tendría que tener un tamaño de 1.287 observaciones para detectar un tamaño del efecto pequeño ( $|r| = 0,1$ , para contrastes de dos colas), fijando  $\alpha$  y  $\beta$  en 0,05 (Faul, Erdfelder, Lang y Buchner, 2007; García, Pascual, Frías, Van Krunkelsven y Murgui, 2008). Los datos se recogieron de diez centros educativos seleccionados por muestreo aleatorio simple del listado completo de una comunidad autónoma española (García, Frías y Pascual, 1999, p. 70). Seis centros escolares estaban ubicados en poblaciones con más de 50.000 habitantes (tres públicos y tres concertados) y el resto en poblaciones menores (tres públicos y uno concertado). Se contactó con los diez directores de los centros (ninguno negó su participación) y se consiguieron los habituales permisos paternos (2% de desautorizaciones). El 94% de los alumnos completaron los instrumentos. Se recogieron en sobres cerrados y anónimos que incluían también una hoja elaborada por el tutor del alumno (de la que previamente se había separado su nombre) con datos personales (sexo, fecha de nacimiento y curso), los estudios de los padres (sin estudios, estudios primarios acabados y superior a estudios primarios) y la nota media del curso anterior (desde suspenso, 0, a sobresaliente, 4). La muestra fueron 1.281 participantes, 687 mujeres (53,7%) y 594 hombres (46,4%), con edades entre los 12 y 17 años ( $M = 14,98$ ;  $DT = 1,74$ ). La muestra ligeramente inferior a la prevista apenas reducía la potencia fijada *a priori* ( $N = 1281$ ;  $\alpha = 0,05$ ;  $|r| = 0,1$ ; entonces,  $1 - \beta = 0,9489$ ).

### *Instrumentos*

*Escala Multidimensional de Autoconcepto AF5* — Autoconcepto Forma 5 —, de García y Musitu (1999), que mide las dimensiones académica, social, emocional, familiar y física con 30 ítems, 6 para cada dimensión, con una escala de respuesta de 1 a 99. Es uno de

los instrumentos más utilizados en muestras de habla hispana (e.g., Lila, Musitu y Buelga, 2000; Pellerano, Trigo, del Buey, Palacio y Zapico, 2006). Su estructura dimensional se ha comprobado empíricamente mediante análisis factoriales exploratorios (e.g., García y Musitu, 1999) y confirmatorios (e.g., García et al., 2006; Tomás y Oliver, 2004), y no se han detectado problemas metodológicos con los ítems negativos (Tomás y Oliver, 2004). El coeficiente alfa de las escalas fueron: académico, 0,887; social, 0,674; emocional, 0,702; familiar, 0,849; y físico, 0,735.

*Cuestionario de Evaluación de Personalidad –PAQ–* (Rohner, 1990). Evalúa el ajuste psicológico a partir de la percepción que tienen los adolescentes de su propia personalidad y rasgos conductuales, con una escala de respuesta de 1 («casi nunca es cierto») a 4 («casi siempre es cierto»). Este instrumento se ha aplicado previamente a otras muestras de habla castellana (e.g., Lila, García y Gracia, 2007). Se midieron: la agresión/hostilidad, la autoestima negativa, la autoeficacia negativa, la irresponsividad emocional, la inestabilidad emocional y la visión negativa del mundo. Los coeficientes alfa fueron: 0,605, 0,733, 0,597, 0,641, 0,636 y 0,733, respectivamente. Los alfas obtenidos coinciden con los de estudios previos (véase García y Gracia, 2009, 2010).

Para la evaluación de la competencia social se ha utilizado una adaptación de la subescala *Adolescent Self-Perception Profile* (Harter, 1982). Incluye siete ítems que preguntan a los adolescentes si se perciben como populares, con muchos amigos, y si hacen amistades fácilmente. La escala de respuesta es de cuatro alternativas sobre dos polos opuestos como anclaje (e.g., «Algunos adolescentes sienten que son socialmente aceptados, pero otros desean que más gente de su edad les acepten»), escogiendo la que más se ajuste a su percepción. El alfa de Cronbach fue de 0,628. Los cursos repetidos se calcularon con la fecha de nacimiento, la de aplicación de las pruebas y el curso.

Los problemas de conducta se evaluaron con tres índices: uno de conducta escolar disruptiva, que indica la tendencia a practicar gamberradas en el colegio (véase García y Gracia, 2009); otro de delincuencia, que valora la frecuencia de comportamientos como llevar un arma, robar y meterse en problemas con la policía; y otro de consumo de drogas y alcohol, que valora la frecuencia de consumo de tabaco, alcohol, marihuana y otras drogas. Las escalas de respuesta son de 1 («nunca») a 4 («siempre»). Los coeficientes alfa fueron: 0,693, 0,751 y 0,709, respectivamente.

### Análisis de datos

El análisis se realizó con los programas EQS6.1 y SPSS15. En primer lugar se comprobó si, en congruencia con los planteamientos teóricos (García y Musitu, 1999; Shavelson et al., 1976), la estructura pentadimensional y oblicua del AF5 proporciona un mejor ajuste —del modelo a los datos— que las alternativas unidimensional y ortogonal con un análisis factorial confirmatorio. Estudios previos indican que la distribución de algunos ítems del AF5 presentan asimetría negativa, de forma que suelen tener un patrón de respuesta con una elevada concentración en las puntuaciones altas y, por tanto, una desviación de la normalidad multivariada (García et al., 2006; Tomás y Oliver, 2004). Se ha utilizado el estadístico Satorra-Bentler Scaled Chi-Square ( $SB-\chi^2$ ) (Satorra y Bentler, 2001) recomendado para el análisis de datos multivariados que no cumplen los supuestos paramétricos (Curran, West y Finch, 1996). También se han calculado otros índices robustos:

el de ajuste comparativo (*CFI*), donde los valores  $>0,95$  indican un buen ajuste, y los valores  $>0,90$  un ajuste aceptable (Medsker, Williams y Holahan, 1994); el criterio de información de Akaike (*AIC*; Akaike, 1987), donde el menor valor indica la mayor parsimonia; y la raíz media cuadrática del error de aproximación (*RMSEA*; Hu y Bentler, 1999), con un intervalo de confianza del 90% en torno a *RMSEA*, para el cual se ha sugerido que valores  $<0,05$  constituyen un buen ajuste; valores entre 0,05 y 0,08 indican un ajuste aceptable; valores entre 0,08 y 0,10 indican un ajuste mínimo; y valores  $>0,10$  indican un ajuste pobre (Browne y Cudeck, 1992).

Además, considerando las diferencias en sexo y edad recogidas en la propia tipificación del AF5 (García y Musitu, 1999), se analizó si estas dos variables son invariantes respecto de esta estructura pentadimensional y oblicua que sustenta la multidimensionalidad del instrumento (Byrne y Shavelson, 1987; Yin y Fan, 2003). Para ello, 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 la misma estructura 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  $\chi^2$ . Si el  $\Delta\chi^2(\Delta gl)$  es estadísticamente significativo, se rechaza la hipótesis nula de equivalencia entre los modelos. Sin embargo, Cheung y Rensvold (2002) recomiendan que para examinar la invarianza se pruebe la significación del cambio en *CFI*. A partir de un estudio de simulación recomiendan que  $|\Delta CFI| < 0,01$  «indica que la hipótesis nula de equivalencia no debería rechazarse» (p. 251).

Para analizar la relación entre las dimensiones del AF5 y los criterios de ajuste psicosocial se aplicaron correlaciones de Pearson (e.g., Moreno et al., 2009). Posteriormente, se re-analizaron las mismas correlaciones controlando el efecto estadístico del sexo y de la edad para analizar su posible influencia en dicha relación y descartar que las variaciones en estas variables produzcan resultados espúreos.

## Resultados

### Estructura factorial

El análisis preliminar de los ítems muestra que dos de ellos (14 y 29) presentan asimetría (índices  $>2$ ). Éstos, al mismo tiempo, muestran los niveles más altos de curtosis (3,26 y 3,70, respectivamente; ambos  $<7$ ), indicando problemas de normalidad multivariada (Satorra y Bentler, 2001). Los resultados del análisis factorial confirmatorio (tabla 1) muestran que el modelo penta factorial-oblicuo del instrumento proporciona una explicación de los datos más adecuada que los modelos unidimensional y pentadimensional-ortogonal. También se confirma que la estructura factorial del modelo es invariante para el sexo y la edad. En ambos casos, el decremento en *CFI* ( $\Delta CFI$ ) es  $<0,01$ : a partir del modelo base ( $Tr_0$ ) comprobamos que la saturación factorial de los ítems no difiere entre los grupos ( $Tr_1$ ,  $\Delta CFI_{\text{sexo}} < 0,01$ ;  $\Delta CFI_{\text{edad}} < 0,01$ ); los factores tienen la misma importancia relativa entre ellos y siguen el mismo patrón relacional ( $Tr_2$ ,  $\Delta CFI_{\text{sexo}} < 0,01$ ;  $\Delta CFI_{\text{edad}} < 0,01$ ) y, por último, los errores de medida no afectan diferencialmente a los grupos ( $Tr_3$ ,  $\Delta CFI_{\text{sexo}} < 0,01$ ;  $\Delta CFI_{\text{edad}} < 0,01$ ).

*Tabla 1*  
Análisis factorial confirmatorio del ajuste de los modelos a los datos y multimuestra por sexo y por edad

Modelo	SB- $\chi^2$	gl	SB- $\chi^2$ /gl	$\Delta$ SB- $\chi^2$	RMSEA [IC 90%]	CFI	$\Delta$ CFI	AIC
Tr. Teórico+r <sub>error</sub> #	1423,19	390	3,65	-591,98	0,04 [0,04 - 0,04]	0,90	0,06	643
Tr. Teórico: 5 factores oblicuos	2015,17	395	5,10	-466,60	0,05 [0,05 - 0,05]	0,84	0,04	1225
O. 5 factores ortogonales	2481,77	405	6,13	-3559,97	0,06 [0,06 - 0,06]	0,80	0,36	1672
U. Unifactorial	6041,74	405	14,92		0,10 [0,10 - 0,10]	0,44		5232
<b>Sexo (hombres vs mujeres)</b>								
Tr0. Teórico+r <sub>error</sub> # multimuestra	1872,33	780	2,40		0,03 [0,03 - 0,03]	0,89		312
Tr1. Igual saturación de los factores	1915,96	805	2,38	43,63	0,03 [0,03 - 0,03]	0,89	<0,01	306
Tr2. Igual var./covarianza factorial	1938,60	820	2,36	22,64	0,03 [0,03 - 0,03]	0,89	<0,01	299
Tr3. Igual varianza de errores	2021,29	850	2,38	82,69	0,03 [0,03 - 0,03]	0,89	<0,01	321
<b>Edad (12-14 vs 15-17)</b>								
Tr0. Teórico+r <sub>error</sub> # multimuestra	1880,20	780	2,41		0,03 [0,03 - 0,03]	0,89		320
Tr1. Igual saturación de los factores	1923,81	805	2,39	43,61	0,03 [0,03 - 0,03]	0,89	<0,01	314
Tr2. Igual var./covarianza factorial	1956,29	820	2,39	32,48	0,03 [0,03 - 0,03]	0,89	<0,01	316
Tr3. Igual varianza de errores	2044,87	850	2,41	88,58	0,03 [0,03 - 0,03]	0,89	<0,01	345

\* 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, 8-28, 4-14 y 10-25

*Autoconcepto y criterios de ajuste*

En la tabla 2 se presenta la matriz de correlaciones de las variables utilizadas en esta investigación. Los resultados muestran que los índices que implican ajuste o desajuste se relacionan positivamente entre sí (e.g., delincuencia y consumo de drogas), y los índices que implican ajuste se relacionan negativamente con los que

implican desajuste (e.g., promedio de notas con número de cursos repetidos). Sin embargo, se encuentra un resultado discordante: la competencia social se relaciona positivamente con el consumo de sustancias, relación que deja de ser significativa cuando se aplica la correlación parcial. De forma similar también se observa una correlación positiva entre consumo de sustancias y autoconcepto social. De nuevo esta correlación desaparece al aplicar la correlación

*Tabla 2*  
Matriz de correlaciones entre todas las variables del estudio (debajo de la diagonal) y correlaciones parciales controlando por sexo y edad (encima de la diagonal)

VARIABLES	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1. Autoc. académico		.120**	-.062*	.410**	.249**	-.257**	-.294**	-.304**	-.215**	-.129**	-.253**	.071*	.596**	-.206**	.122**	-.304**	-.305**	-.320**
2. Autoc. social	.121**		.208**	.284**	.331**	-.124**	-.309**	-.309**	-.406**	-.150**	-.262**	.463**	.018	-.038	.077**	.025	.002	<b>.054</b>
3. Autoc. emocional	-.089**	.200**		.126**	-.029	-.248**	-.288**	-.263**	-.100**	-.409**	-.246**	.088**	.012	-.015	.049	-.004	-.046	-.001
4. Autoc. familiar	.414**	.280**	.110**		.244**	-.375**	-.431**	-.383**	-.341**	-.203**	-.332**	.155**	.266**	-.150**	.058*	-.262**	-.246**	-.255**
5. Autoc. físico	.220**	.321**	.003	.233**		-.072*	-.311**	-.332**	-.234**	-.096**	-.204**	.257**	.032	-.027	.053	.019	.011	-.111**
6. Agresión / Hostilidad	-.266**	-.125**	-.224**	-.379**	-.057*		.357**	.237**	.218**	.473**	.351**	-.046	-.196**	.086**	-.027	.379**	.366**	.312**
7. Autoestima negativa	-.280**	-.306**	-.295**	-.424**	-.317**	.348**		.681**	.352**	.415**	.525**	-.232**	-.192**	.095**	<b>-.059*</b>	.150**	.161**	.139**
8. Autoeficacia negativa	-.282**	-.307**	-.278**	-.367**	-.340**	.224**	.681**		.314**	.305**	.423**	-.238**	-.215**	.130**	-.093**	.035	<b>.081**</b>	<b>.077**</b>
9. Irresp. emocional	-.226**	-.399**	-.077**	-.350**	-.217**	.226**	.341**	.291**		.223**	.301**	-.264**	-.084**	.028	-.077**	.068*	.093**	.066*
10. Inestab. emocional	-.104**	-.141**	-.424**	-.195**	-.122**	.451**	.419**	.309**	.211**		.362**	-.124**	<b>-.057*</b>	<b>.070*</b>	<b>-.059*</b>	.134**	.160**	.118**
11. Visión neg. mundo	-.249**	-.261**	-.243**	-.331**	-.205**	.349**	.525**	.418**	.300**	.361**		-.221**	-.136**	.053	-.086**	.133**	.154**	.094**
12. Competencia social	.068*	.464**	.088**	.150**	.253**	-.044	-.232**	-.240**	-.255**	-.120**	-.220**		<b>.057*</b>	.044	.114**	.094**	.048	<b>.053</b>
13. Promedio de notas	.600**	.019	-.008	.271**	.017	-.203**	-.184**	-.200**	-.095**	<b>-.044</b>	-.136**	<b>.055</b>		-.295**	.226**	-.233**	-.277**	-.235**
14. N° cursos repetidos	-.210**	-.047	.002	-.136**	-.002	.089**	.085**	.129**	.013	<b>.036</b>	.043	.034	-.288**		-.184**	.104**	.133**	.160**
15. Educación parental	.127**	.077**	.038	.062*	.046	-.032	<b>-.055</b>	-.085	-.084**	<b>-.052</b>	-.086**	.113**	.230**	-.179**		-.098**	-.111**	-.096**
16. Cond. esc. disruptiva	-.328**	.023	.049	-.274**	.056	.388**	.125**	-.001	.102**	.095**	.128**	.096**	-.251**	.101**	-.108**		.698**	.399**
17. Delincuencia	-.322**	.005	-.001	-.262**	.036	.372**	.140**	<b>.043</b>	.130**	.135**	.152**	.056	-.290**	.104**	-.120**	.717**		.508**
18. Consumo de drogas	-.299**	<b>.064*</b>	.004	-.264**	-.115**	.294**	.129**	<b>.044</b>	.104**	.137**	.099**	<b>.066*</b>	-.228**	.064*	-.097**	.395**	.525**	

Nota: en negrita se han marcado las correlaciones que varían su significación ( $\alpha=0,05$ ) con las correlaciones parciales  
\*  $p<0,05$ ; \*\*  $p<0,01$

parcial. Por último, se observa que las dimensiones del autoconcepto se relacionan en mayor grado con los índices de ajuste de los ámbitos más cercanos (e.g., la relación entre autoconcepto escolar y rendimiento académico medido por las notas es casi el doble que la relación con autoconcepto familiar, si bien las dos son significativas). Las otras siete variables que cambian su significación al aplicar la correlación parcial lo hacen en el sentido de resultar significativas y en ningún caso implican resultados incoherentes, entre sí ni con el resto de la estructura de resultados.

#### Discusión y conclusiones

Este estudio analiza la relación entre el autoconcepto medido multidimensionalmente —dimensiones académica, social, emocional, familiar y física— y diferentes indicadores del ajuste psicosocial —psicológico, competencia y problemas de conducta— de los adolescentes. Los resultados de los análisis indican que: (1) la relación entre los indicadores del ajuste psicosocial es teóricamente consistente: los indicadores que miden ajuste se relacionan positivamente entre sí y negativamente con los que miden desajuste; (2) las relaciones entre las cinco dimensiones del autoconcepto y los indicadores del ajuste psicosocial es teóricamente consistente: las cinco dimensiones se relacionan positivamente con los indicadores que miden ajuste y negativamente con los que miden desajuste; (3) las dimensiones del autoconcepto relacionadas más específicamente con los criterios de ajuste próximo se relacionan más intensamente (e.g., autoconcepto académico y promedio de notas; autoconcepto social y competencia social; autoconcepto emocional e inestabilidad emocional).

Además, en este trabajo también se confirma que la estructura factorial pentadimensional y oblicua del AF5 se ajusta a los datos mejor que la unidimensional (Martín-Albo, Núñez, Navarro y Grijalvo, 2007; Rosenberg, 1965; Wylie, 1979) y la ortogonal, que no considera que las distintas proximidades entre las ramas de la jerarquía produzcan diferentes grados de relación entre las cinco dimensiones (Shavelson et al., 1976). Estos resultados ratifican los obtenidos en otros estudios sobre la estructura pentadimensional del AF5 (García et al., 2006; Tomás y Oliver, 2004). También el presente estudio aporta que la estructura factorial es invariante del sexo y de la edad de los adolescentes. Los resultados prueban que el significado de los ítems es equivalente para estas dos variables: la importancia relativa de cada ítem en el factor que está teóricamente asignado es la misma, los cinco factores tienen una importancia relativa equivalente y guardan el mismo patrón relacional; y la fiabilidad de cada uno de los ítems que componen el cuestionario es equiparable. Por lo tanto, la equivalencia entre sexo y edad se confirma para los cuatro supuestos de invarianza analizados (Byrne, 1994; Byrne y Shavelson, 1987; Yin y Fan, 2003).

En este trabajo, empleando un número de observaciones suficiente para conseguir una potencia estadística adecuada, se replica un resultado sobre el que existen discrepancias en la literatura: esto es, la relación positiva entre el autoconcepto social y el consumo

de drogas (Cava et al., 2008; Jiménez et al., 2007; Moreno et al., 2009; Musitu et al., 2007). Pero este estudio también demuestra que, controlando estadísticamente el efecto de terceras variables, el sexo y la edad, la aparente relación estadísticamente significativa entre el autoconcepto social y el consumo de drogas desaparece.

Este estudio cuenta con aspectos positivos y también con limitaciones. Entre los aspectos positivos destacan: la medición simultánea de un amplio número de criterios de ajuste psicosocial, lo que ha permitido contrastar todos los resultados; el control del tamaño de la muestra para reducir el error de inferencia estadística del Tipo II; la comprobación de los supuestos implícitos del cuestionario con el que se ha medido el autoconcepto, incluso en aspectos como la invarianza de sexo y edad (Byrne, 1994; Byrne y Shavelson, 1987; Yin y Fan, 2003); y la replicación de los resultados obtenidos en otros estudios (Cava et al., 2008; Jiménez et al., 2007; Musitu et al., 2007), comprobando la importancia de controlar, al menos, estadísticamente el efecto de las variables sexo y edad. Respecto a las limitaciones hay que destacar al menos una importante, que suele ser común a este tipo de estudios: la metodología es no-experimental (Ato y Vallejo, 2007; García et al., 1999), lo que no permite descartar categóricamente el efecto de terceras variables (Cook y Campbell, 1979; Pérez, 2008). Más investigación con diseños al menos cuasiexperimentales (e.g., Cook y Campbell, 1979; Pérez, Navarro y Llobell, 1999) ayudaría a calibrar mejor las relaciones entre el autoconcepto y los criterios, así como las repercusiones de una intervención en los criterios supondría en el autoconcepto o al revés (García et al., 1999). Sin embargo, estos diseños con mayor garantía de validez interna (cuasiexperimentales y experimentales) son más escasos en estos estudios porque también cuentan con inconvenientes intrínsecos como la validez externa y otros meramente logísticos como el elevadísimo costo, la mortalidad de la muestra y el número de variables en el estudio siempre es más limitado (Cook y Campbell, 1979; Parra y Oliva, 2009; Pérez, 2008; Veiga, García, Neto y Almeida, 2009).

Con esta limitación, el presente estudio refuerza los planteamientos teóricos del autoconcepto como un constructo básico para explicar las conductas ajustadas y adaptativas (véase Shavelson et al., 1976). Por otra parte, también advierte de la necesidad de controlar adecuadamente el posible efecto estadístico de terceras variables (como en este estudio, el sexo y la edad), especialmente cuando la metodología del diseño no sea experimental y el riesgo de amenaza de la validez interna sea más alto (Cook y Campbell, 1979; Pérez, 2008).

#### Agradecimientos

Este artículo ha sido elaborado en el marco del Programa VALi+d para investigadores en formación (ACIF/2010/282) desarrollado por el Plan General Estratégico de Ciencia y Tecnología de la Comunidad Valenciana (2009-2013). También agradecemos la ayuda de los proyectos de innovación educativa UV20080565 y 72/DT/26, y la beca BC09-149, subvencionados por el Vicerrectorado de Convergencia Europea y Calidad de la Universidad de Valencia.

#### Referencias

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317-332.
- Andreou, E. (2000). Bully/Victim problems and their association with psychological constructs in 8- to 12-year old Greek schoolchildren. *Aggressive Behavior*, 26, 49-56.
- Ato, M., y Vallejo, G. (2007). *Diseños experimentales en psicología*. Madrid: Pirámide.
- Bracken, B.A. (1992). *Multidimensional self-concept scale examiner's manual*. Austin, TX: Pro-Ed Inc.

- Browne, M.W., y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research*, 21, 230-258.
- Byrne, B.M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows: Basic concepts, applications and programming*. Newbury Park, CA: Sage Publications, Inc.
- Byrne, B.M., y Shavelson, R.J. (1987). Adolescent self-concept: Testing the assumption of equivalent structure across gender. *American Educational Research Journal*, 24, 365-385.
- Cava, M.J., Musitu, G., y Murgui, S. (2006). Familia y violencia escolar: el rol mediador de la autoestima y la actitud hacia la autoridad institucional. *Psicothema*, 18, 367-373.
- Cava, M.J., Murgui, S., y Musitu, G. (2008). Diferencias en factores de protección del consumo de sustancias en la adolescencia temprana y media. *Psicothema*, 20, 389-395.
- Cheung, G.W., y Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Cook, T.D., y Campbell, D.T. (1979). *Quasi-experimentation: Design and analysis issues for field settings*. Chicago, IL: Rand McNally.
- Curran, P.J., West, S.G., y Finch, J.F. (1996). The robustness of test statistics to non-normality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16-29.
- Díez, J.P., Peirats, E.B., y Pérez, F.G. (1996). Variables psicosociales que discriminan el consumo abusivo de alcohol en la adolescencia. *Adicciones*, 8, 177-191.
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, 17, 356-362.
- Estévez, E., Martínez, B., y Musitu, G. (2006). La autoestima en adolescentes agresores y víctimas en la escuela: la perspectiva multidimensional. *Intervención Psicosocial*, 15, 223-232.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.G., y Buchner, A. (2007). G\*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39, 175-191.
- Garaigordobil, M., y Durá, A. (2006). Relaciones del autoconcepto y la autoestima con la sociabilidad, estabilidad emocional y responsabilidad en adolescentes de 14 a 17 años. *Análisis y Modificación de Conducta*, 32, 37-64.
- Garaigordobil, M., Durá, A., y Pérez, J.I. (2005). Psychopathological symptoms, behavioural problems and self-concept/self-esteem: A study of adolescents aged 14 to 17 years old. *Annals of Clinical and Health Psychology*, 1, 53-63.
- García, J.F., Frías, M.D., y Pascual, J. (1999). *Los diseños de la investigación experimental: comprobación de las hipótesis*. Valencia, Spain: Cristóbal Serrano Villalba.
- García, F., y Gracia, E. (2009). Is always authoritative the optimum parenting style? Evidence from Spanish families. *Adolescence*, 44(173), 101-131.
- García, F., y Gracia, E. (2010). ¿Qué estilo de socialización parental es el idóneo en España? Un estudio con niños y adolescentes de 10 a 14 años. *Infancia y Aprendizaje*, 33, 365-384.
- García, F., y Musitu, G. (1999). *AF5: Autoconcepto Forma 5*. Madrid: Tea.
- 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., Frías, M.D., Van Krunckelsven, D., y Murgui, S. (2008). Diseño y análisis de la potencia: *n* y los intervalos de confianza de las medias. *Psicothema*, 20, 933-938.
- Gual, P., Pérez-Gaspar, M., Martínez-González, M.A., Lahortiga, F., de Irala-Estévez, J., y Cervera-Enguix, S. (2002). Self-esteem, personality and eating disorders: Baseline assessment of a prospective population-based cohort. *International Journal of Eating Disorders*, 31, 261-273.
- Guay, F., Pantano, H., y Boivin, M. (2003). Autoconcepto académico y logro académico: perspectivas del desarrollo sobre su ordenamiento causal. *Diario de Psicología Educativa*, 95, 124-136.
- Harter, S. (1982). The perceived competence scale for children. *Child Development*, 53, 87-97.
- Hu, L., y Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jiménez, T.I., Murgui, S., Estévez, E., y Musitu, G. (2007). Family communication and delinquent behavior among Spanish adolescents: The mediating role of self-esteem. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 39, 473-485.
- Levy, K. (1997). The contribution of self-concept in the etiology of adolescent delinquent. *Adolescence*, 32(127), 671-686.
- Lila, M., García, F., y Gracia, E. (2007). Perceived paternal and maternal acceptance and children's outcomes in Colombia. *Social Behavior and Personality*, 35, 115-124.
- Lila, M., Musitu, G., y Buelga, S. (2000). Colombian and Spanish adolescents: Differences, similarities and the relationships between family socialization, self-esteem and values. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 32, 301-320.
- Martín-Albo, J., Núñez, J.L., Navarro, J.G., y Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and validation in university students. *Spanish Journal of Psychology*, 10, 458-467.
- Martínez-Antón, M., Buelga, S., y Cava, M.J. (2007). La satisfacción con la vida en la adolescencia y su relación con la autoestima y el ajuste escolar. *Anuario de Psicología*, 38, 293-303.
- 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, I., García, J.F., y Yubero, S. (2007). Parenting styles and adolescents' self-esteem in Brazil. *Psychological Reports*, 100, 731-745.
- 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., Estévez, 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, 537-542.
- Moreno, J.A., Moreno, R., y Cervelló, E. (2009). Relación del autoconcepto físico con las conductas de consumo de alcohol y tabaco en adolescentes. *Adicciones*, 21, 147-154.
- Mruk, C.J. (2006). *Self-esteem research, theory and practice: Toward a positive psychology of self-esteem*. New York: Springer.
- Musitu, G., Jiménez, T.I., y Murgui, S. (2007). Funcionamiento familiar, autoestima y consumo de sustancias: un modelo de mediación. *Revista de Salud Pública de México*, 49, 3-10.
- Palacios, E.G., y Zabala, A.F. (2007). Los dominios social y personal del autoconcepto. *Revista de Psicodidáctica*, 12, 179-194.
- Parra, Á., y Oliva, A. (2009). A longitudinal research on the development of emotional autonomy during adolescence. *Spanish Journal of Psychology*, 12, 66-75.
- Pellerano, B.D., Trigo, R.M., del Buey, F.D.M., Palacio, E.M., y Zapico, A.F. (2006). A Chilean version of the efficient personality questionnaire for adolescents. *Psicothema*, 18, 130-134.
- Pérez, J.F.G. (2008). *Métodos de investigación, diseño y técnicas en las Ciencias del Comportamiento*. Valencia: Palmero Ediciones.
- Pérez, J.F.G., Navarro, D.F., y Llobell, J.P. (1999). Potencia estadística del diseño de Solomon. *Psicothema*, 11, 431-436.
- Rohner, R.P. (1990). *Handbook for the study of parental acceptance and rejection (3rd ed.)*. Storrs, CT: Rohner Research Publications.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Satorra, A., y Bentler, P.M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514.
- Shavelson, R.J., Hubner, J.J., y Stanton, G.C. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, 407-441.
- Téllez, J., Cote, M., Savogal, F., Martínez, E., y Cruz, U. (2003). Identificación de factores protectores en el uso de sustancias psicoactivas en estudiantes universitarios. *Medicina*, 51, 15-24.
- 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.
- Veiga, F., García, F., Neto, F., y Almeida, L. (2009). The differentiation and promotion of students' rights in Portugal. *School Psychology International*, 30, 421-436.
- Wylie, R.C. (1979). *The self-concept: Theory and research on selected topics*. Lincoln: University of Nebraska Press.
- Yin, P., y Fan, X.T. (2003). Assessing the factor structure invariance of self-concept measurement across ethnic and gender groups: Findings from a national sample. *Educational and Psychological Measurement*, 63, 296-318.