

---

---

# TRABAJOS DE INVESTIGACIÓN

---

---

## VALIDACIÓN DEL CUESTIONARIO DE AUTODESCRIPCIÓN DE MARSH (SDQ-I) EN EL ÁMBITO ESPAÑOL

*por*

*M.C. González, J. Tourón*  
Universidad de Navarra

*y*

*J. L. Gaviria*  
Universidad Complutense

### RESUMEN

En el presente trabajo se analiza la validez de constructo del Self Description Questionnaire I en el contexto español. Los análisis descriptivos de los ítems del SDQ I muestran un comportamiento similar a los de la versión en lengua inglesa, a excepción de dos de ellos correspondientes a la escala de relaciones con los padres y que requieren una ligera modificación respecto a su traducción. La fiabilidad de las escalas varía en torno a valores similares a los de los estudios originales realizados sobre este instrumento. Tanto el EFA (Exploratory Factor Analysis) como el CFA (Confirmatory Factor Analysis) realizados muestran una correspondencia extraordinariamente buena tanto con el modelo propuesto en los factores de primer orden analizados como con los resultados obtenidos en Australia. Por ello, el presente trabajo tienen un interés tanto práctico como teórico y refuerza las evidencias empíricas del constructo hipotetizado al mantenerse básicamente idéntico en un contexto lingüístico y cultural tan diferente al sajón.

### ABSTRACT

The present study analyses the construct validity of the Self Description Questionnaire I in a Spanish context. The descriptive analyses of the items in the SDQ I display behaviour which is similar to that found using the English-language version, with the exception of two items from the scale 'relations with parents', which require a minor adjustment in translation. The reliability of the scales varies around values

which are similar to those in the original studies carried out on this instrument. Both the EFA (Exploratory Factor Analysis) and the CFA (Confirmatory Factor Analysis) demonstrate extraordinarily good correspondence both to the proposed model, in the first-order factors analysed, and to the results obtained in Australia. The present study is thus of both practical and theoretical interest, and strengthens the empirical evidence for the hypothesised construct as this remains basically identical in a non-Anglo-American linguistic and cultural context.

## INTRODUCCIÓN

El autoconcepto es quizá uno de los constructos mejor estudiados y sobre el que la investigación experimental ha ofrecido más resultados. Pero como señaló Wylie (1979, 1989) hasta que no se disponga de una adecuada instrumentación no será posible conseguir un adecuado progreso de la investigación en esta área. Existen numerosas revisiones de la investigación en este campo, muchas de las cuales han señalado la pobre calidad de los instrumentos de medida, la inconsistencia de los resultados y la ausencia de un marco teórico suficientemente sólido que pudiese apoyar los estudios de validez de los instrumentos (Burns, 1979; Byrne, 1984; Wells & Marwell, 1976; Wylie, 1974, 1979; Crandall, 1973; Marsh, 1990c).

Crandall (1973) destacó que la habilidad para medir el autoconcepto era un requisito *sine qua non* para la utilidad de la investigación en esta área. Wylie ya en 1974 ofreció algunas recomendaciones para mejorar el estado de la medida, tales como limitar la investigación a un pequeño número de instrumentos que hubiesen recibido suficiente soporte empírico respecto a su validez; desarrollar medidas que atiendan a dimensiones específicas del autoconcepto y no limitarse al empleo de instrumentos de autoconcepto general; profundizar en el estudio de la validez de constructo utilizando las técnicas de análisis adecuadas.

A pesar de la llamada de atención de Wylie, y del acuerdo existente entre los investigadores acerca de la crucial importancia de la medida, sin embargo hasta prácticamente los años 80 pocos estudios han atendido a este problema (Byrne, 1984). Wells & Marwells (1976) comentaban, en su revisión de la literatura sobre la autoestima, que desde las primeras críticas metodológicas, el estado de la medida no había cambiado excepto en el aumento de nuevos instrumentos.

Han sido Shavelson, Hubner y Stanton (1976) con su aportación del modelo de autoconcepto multidimensional y jerárquico y su insistencia en que la generalización de los hallazgos en esta área dependían del avance de la metodología para estudiar la validez de constructo, los que han contribuido a cambiar substancialmente la situación de la medida respecto a décadas anteriores.

El autoconcepto es un constructo hipotético cuya utilidad debe establecerse a través de investigaciones de su validez de constructo. Estas investigaciones requieren estudios *within-network* y *between-network*. Los primeros tienen por objeto explorar la estructura interna del autoconcepto (p. e. su multidimensionalidad). Los

segundos exploran las relaciones entre medidas de autoconcepto y otros constructos. Los estudios *within-network* realizados de modo riguroso antes de los años 80 han sido escasos, proporcionando poco apoyo a la multidimensionalidad del autoconcepto. De hecho, durante mucho tiempo, los investigadores (Cfr. p.e. Coopersmith, 1967) han aceptado el autoconcepto como un constructo unidimensional, a pesar de que desde 1890 William James y la mayoría de los *self theorists* han postulado su multidimensionalidad.

Shavelson y cols. (1976) con su modelo de autoconcepto multidimensional y jerárquico pretendieron impulsar el desarrollo de medidas que permitieran probar la plausibilidad del mismo, apoyándose en una investigación rigurosa que emplease los procedimientos metodológicos adecuados (EFA, MTMM, CFA, etc.). Hay que destacar que estos autores no consiguieron en 1976 identificar ningún instrumento que midiera las múltiples facetas del autoconcepto propuestas en su modelo.

Lo que proponen Shavelson y cols es una aproximación axiomática a la medida, lo que supone encontrar adecuadas evidencias empíricas entre el modelo teórico en el que debe basarse el instrumento de medida y las relaciones que de los datos se derivan. Se trata de establecer empíricamente la relación entre un sistema relacional formal (el modelo) y un sistema relacional empírico (el mundo real). En efecto, se trata de establecer desde la teoría un modelo que refleje lo que el investigador entiende que es el constructo que desea medir, lo que se lleva a cabo con el planteamiento de una estructura matemática que postula determinadas relaciones entre las variables empíricas y las variables latentes con las que aquellas se relacionan (Gonzalez & Tourón, 1992; Tourón, 1989). Son muchos los trabajos de los teóricos de la medida en los que se estudian con detalle las metodologías más adecuadas para realizar la validación de un constructo (Cfr. p.e., Campbell & Fiske, 1955; Cronbach & Mehl, 1955; A.P.A., 1954, 1966, 1974, 1985, 1986; Cronbach, 1971; Shavelson et. al., 1976)

Marsh y sus colaboradores han desarrollado un conjunto de cuestionarios de autodescripción (SDQ I, II y III) con el objeto de probar el modelo de autoconcepto propuesto por Shavelson y cols. A lo largo de la pasada década, los estudios de Marsh ha aportado evidencias empíricas muy numerosas y consistentes respecto a la multidimensionalidad y organización jerárquica del autoconcepto, así como respecto a su desarrollo, formación y relaciones con otros constructos (véase p.e. Marsh, Parker, Smith, 1983; Marsh, Relich, Smith, 1983; Marsh, Smith, Barnes, Butler, 1983; Marsh, Parker, 1984; Marsh, 1984a, 1984b; Marsh, 1985; Marsh, Barnes, Hocevar, 1985; Marsh, 1986a; Marsh, Byrne, Shavelson, 1988; Marsh, Cairns, Relich, Barnes, Debus, 1984; Marsh, Gouvernet, 1989; Marsh, 1990a, 1990b, 1990c; Marsh, McDonald-Holmes, 1990). Obviamente, los primeros trabajos de Marsh se refieren a estudios de validez *within-network*, ya que carecería de sentido estudiar las relaciones con otros constructos (*between-network*) sin haber probado suficientemente la estructura de este.

La importancia de la investigación desarrollada por Marsh con el SDQ ha sido destacada por diversos autores. Así, Byrne en su revisión de 1984 sobre los modelos

de autoconcepto, indica que de los diversos modelos propuestos en la literatura (i.e. nomotético —Coopersmith, 1967—, jerárquico y multidimensional —Epstein, 1973; Shavelson y cols. 1976; L'Ecuyer, 1981—, taxonómico —Soares y Soares, 1977—, compensatorio —Marx y Winne, 1980—) el modelo jerárquico de Shavelson ha sido el más apoyado, en particular a partir de los trabajos de Marsh y sus colaboradores. Wyle (1989), por su parte, indica que a pesar de que el SDQ es un instrumento de reciente desarrollo, constituye junto con la escala de Rosenberg (1979), el más ampliamente estudiado en la literatura del autoconcepto.

El propósito principal de este trabajo es, precisamente, estudiar la validez de constructo del cuestionario de autodescripción SDQ I desarrollado por Marsh (Cfr. Marsh, Parker, Smith, 1983; Marsh, Relich, Smith, 1983; Marsh, Smith, Barnes, Butler, 1983; Marsh, Smith, Barnes, 1984, 1985), y cuya estructura de acuerdo al modelo de Shavelson conforme al que, como hemos señalado, ha sido construido ya ha sido probada suficientemente en lengua inglesa (Marsh & Shavelson, 1985; Shavelson & Marsh, 1986; Byrne, Shavelson, 1986; Marsh, Byrne, Shavelson, 1988; Marsh, Smith, 1987). La validación de constructo del SDQ I en el ámbito español tiene, a nuestro juicio, un doble interés. En primer lugar práctico, ya que nos permitirá ofrecer a los profesionales de la educación un instrumento de diagnóstico del autoconcepto psicométricamente adecuado y apoyado en un modelo que goza de suficiente apoyo empírico. De otra parte, el interés es teórico, ya que nos permitirá comprobar en qué grado la estructura teórica sobre la que se basa el instrumento analizado se confirma en un contexto cultural y lingüístico diferente. De ser así, el soporte teórico del autoconcepto se verá reforzado.

## **MATERIAL Y MÉTODO**

### **El Instrumento**

El SDQ I, es un instrumento que ha sido diseñado para probar el modelo de Shavelson, Hubner y Stanton (1976), según el cual el autoconcepto es un constructo jerárquico y multidimensional, en el que cabe distinguir diferentes facetas que van desde campos específicos hasta otros más generales. Las dimensiones que mide el SDQ I, de acuerdo con el modelo, son siete: cuatro no académicas y tres académicas. Dentro de las facetas no académicas se distinguen las siguientes: habilidad física, apariencia física, relaciones con los compañeros y relaciones con los padres. Las dos primeras corresponden al autoconcepto físico y las dos segundas al autoconcepto social. Aunque el modelo de Shavelson et. al. propone una faceta de autoconcepto emocional, el SDQ I no incluye la escala correspondiente a la misma, ya que los estudios preliminares realizados con este instrumento sugieren que los niños de estas edades tienen dificultades para responder a estos ítems (Cfr. Marsh, 1986c). Por otra parte, se

miden tres dimensiones del autoconcepto académico: matemáticas, lengua y autoconcepto escolar general. Además, se ha incluido una escala de autoestima general ( see Marsh, Smith, Barnes, 1985), basada en la escala de autoestima de Rosenberg (Rosenberg, 1965, 1979). Los ítems de esta escala no se refieren a facetas particulares del autoconcepto, sino al sentido general de autovalía que se deriva de diferentes áreas.

De este modo, el SDQ I está formado por 76 ítems, de los cuales 12 están formulados negativamente. Marsh ha comprobado que las respuestas a estos ítems están afectadas de ciertos sesgos, por lo que no son tenidas en cuenta en la corrección del instrumento (ver Marsh, Barnes, Cairns, Tidman, 1984; Marsh, 1986b, 1986c). Los 64 ítems restantes miden las siete facetas señaladas más la autoestima general. Cada una de las facetas incluye 8 ítems.

### **La muestra**

El cuestionario fue aplicado a una muestra de 674 alumnos (339 chicos y 335 chicas) de 5º grado de enseñanza general básica pertenecientes a ocho centros educativos no estatales, de nivel socioeconómico medio, del municipio de Pamplona. Estos centros fueron elegidos de modo que fuesen representativos de este nivel. No obstante éste no es un aspecto crítico en el presente estudio, ya que no se pretende inferir ninguna conclusión de aplicación general para la población de la que proceden los alumnos, ni establecer un baremo con las respuestas de éstos, sino utilizar los datos para analizar la estructura interna del instrumento.

Todos los cuestionarios fueron aplicados por el primer autor siguiendo las instrucciones de administración señaladas por Marsh en el manual del SDQ I (Marsh, 1986c). El investigador leía en voz alta cada pregunta y los alumnos respondían a continuación de acuerdo a una escala de 5 puntos (Totalmente cierto... totalmente falso). Aunque las contestaciones de los alumnos no fueron anónimas, éstos fueron advertidos de que sus respuestas serían utilizadas sólo con propósitos de investigación. Dado que se pretendía estudiar la relación del autoconcepto con otras variables, la identificación de los alumnos fue necesaria.

### **Análisis estadísticos**

En primer lugar se calcularon los estadísticos descriptivos para cada uno de los ítems del cuestionario, así como la correlación de las respuestas de cada ítem con el total de la subescala a la que pertenece, con lo que obtenemos los índices de homogeneidad para cada ítem. Se han calculado las matrices de correlación interitem y el coeficiente de fiabilidad  $\alpha$  de Cronbach para cada escala. Tendremos así un primer conocimiento respecto a la consistencia de cada uno de los ítems.

Para el estudio de la dimensionalidad del cuestionario hemos seguido la estrategia señalada por Marsh, Barnes, Cairns, Tidman, 1984, según la cual los ítems formulados positivamente dentro de cada escala son sumados por pares: el primero

con el segundo, el tercero con el cuarto, y así sucesivamente. De este modo cada subescala quedará definida por cuatro pares de ítems sumados dos a dos. Tendremos así 32 pares de ítems, sobre los cuales se realizaron los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio. Este procedimiento fue utilizado en diversas investigaciones en las que se ha empleado el análisis factorial con el SDQ (Cfr. p. e. Marsh, et. al., 1984; Marsh & O'Neill, 1984). Las ventajas que señalan estos autores para sumar los ítems son las siguientes: a) aumenta la ratio entre el número de sujetos y el número de variables; b) cada medida es más estable y tiene un componente único menor; c) los pesos factoriales están menos afectados por la particular redacción de cada ítem individual; d) el coste del análisis factorial se reduce considerablemente, en particular el del análisis confirmatorio. Se reconocen, sin embargo, algunas desventajas como son: a) la pérdida de información de los ítems individuales y b) que ha de asumirse la homogeneidad de los ítems diseñados, para medir cada subescala. Marsh y O'Neill (1984) comprobaron que formando pares aleatorios de ítems dentro de cada escala los resultados no se veían alterados de forma sustancial. Algunos autores, sin embargo (ver. Byrne, Shavelson, 1986) han criticado este procedimiento.

La primera aproximación en el estudio de la dimensionalidad la hemos realizado a través del análisis factorial clásico, realizando una rotación oblicua, con normalización de Kaiser y estimación iterativa de las comunalidades, estableciendo el valor de delta (grado de oblicuidad entre factores) en  $-2.0$ , siguiendo así la misma pauta de análisis utilizada en los estudios de validación del SDQ en lengua inglesa. Se han realizado dos análisis: uno con siete factores y otro con ocho, incluyendo la dimensión de autoestima general a la que nos hemos referido antes. Ahora bien, el análisis factorial clásico no es una evidencia suficiente para estudiar la multidimensionalidad de un constructo —aunque sea un primer paso importante—, ya que las soluciones factoriales son indeterminadas y por tanto no constituye por sí solo una evidencia matemática de la correspondencia entre los datos y la estructura subyacente. Por eso hemos abordado un análisis confirmatorio.

El objetivo de los análisis confirmatorios, como se sabe, es comprobar hasta qué punto el modelo hipotetizado es compatible con los datos empíricos permitiéndonos obtener una medida de la bondad del ajuste a los datos.

Para llevar a cabo este análisis se ha utilizado el programa LISREL VI (Jöreskog, Sörbom, 1986). El objetivo de este programa es el análisis de relaciones estructurales, poniendo a disposición del investigador tres métodos de estimación: máxima verosimilitud, variables instrumentales y mínimos cuadrados. El modelo cuenta con dos partes, un modelo de medida, y un modelo de relaciones estructurales. También puede concebirse el modelo LISREL como un modelo de relaciones estructurales con variables latentes. En cuanto a las medidas de bondad de ajuste el programa LISREL VI proporciona varios índices. El primer índice viene dado por el valor mínimo que alcanza la función de verosimilitud en el proceso de ajuste multiplicado por  $N-1$ .

Cuando la distribución conjunta de las variables medidas es la normal multiva-

riada, ese índice se distribuye como  $\chi^2$ . En los casos en los que no se cumple ese requisito, por ejemplo cuando las variables son ordinales en lugar de continuas, ese estadístico alcanza valores mucho mayores que  $\chi^2$ , no pudiéndose utilizar esa distribución como referencia. Esto supone que no podemos tomar ese estadístico como una prueba de la significación estadística de las diferencias entre los valores de las covarianzas reconstruidas por el modelo y las observadas entre las variables medidas. Sin embargo ese valor sí nos sirve para comparar dos modelos. Menores valores de esa función suponen mejores ajustes, aunque desconozcamos cual es la probabilidad asociada a los mismos. A menudo también se utiliza como indicador de ajuste el valor del estadístico obtenido dividido por sus grados de libertad. Por otra parte, el programa LISREL VI proporciona otros índices de bondad de ajuste, el GFI y el AGFI.

Otro indicador de ajuste es la raíz cuadrada media de los residuos. El Q-plot es, por otra parte, una expresión gráfica del ajuste de un modelo. La inclinación de la nube de puntos crece con el ajuste y disminuye con la falta del mismo. No linealidades evidentes indican generalmente errores en la especificación del modelo. Como primer paso se lleva cabo una prueba del modelo nulo. En el modelo nulo se prueba la hipótesis de que no existen relaciones significativas entre las variables medidas. Como consecuencia del modelo nulo, no puede existir una estructura de relaciones entre dichas variables. El objeto del modelo nulo es proporcionar una referencia con la que poder comparar los otros modelos. En definitiva un buen ajuste del modelo nulo a los datos supondría que el intento de explicar una cierta estructura interna de los datos carece de sentido. Por el contrario, si el modelo nulo no ajusta a los datos, las correlaciones entre las distintas variables observadas son estadísticamente significativas, y tiene sentido el intentar explicar las asociaciones entre variables medidas a través de un conjunto de parámetros, menor en número que el de covarianzas intervariables.

El modelo alternativo es un modelo de medida, con siete factores de primer orden correlacionados entre sí. Cada uno de los siete factores de primer orden está definido por cada una de las subescalas que se supone mide el SDQ, de acuerdo con el modelo teórico. No se ha abordado en este estudio el análisis de un modelo de segundo orden, cuestión que dejamos para posteriores trabajos.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### a) Estudio descriptivo de los ítems y fiabilidad

En las tablas 1 y 2 se recogen los estadísticos descriptivos de los ítems individuales correspondientes a cada una de las ocho escalas del SDQ. La tabla 1, en concreto, recoge los valores medios, desviaciones típicas y las correlaciones de cada ítem con la suma de las puntuaciones de los demás ítems en su escala. Los valores obtenidos son similares a los reflejados por Marsh en el manual de SDQ (ver Marsh,

**Tabla 1**  
**ESTADÍSTICOS DE LOS ÍTEMS PARA LAS DIFERENTES ESCALAS DEL**  
**SDQ: MEDIAS, DESVIACIONES TÍPICAS Y CORRELACIONES ÍTEM-TOTAL**

ESCALA: HABILIDAD FÍSICA				ESCALA: LENGUA			
Ítem	Media	SD	Ítem-tot. Corr.	Ítem	Media	SD	Ítem-tot. Corr.
Q3	3,78	1,10	,59	Q4	3,83	1,17	,58
Q10	4,59	,82	,35	Q11	3,84	1,19	,70
Q24	4,86	,53	,34	Q18	3,93	1,13	,74
Q32	4,01	1,08	,34	Q25	3,94	1,16	,71
Q40	4,42	,94	,67	Q41	3,74	1,16	,73
Q48	3,66	1,23	,58	Q49	4,18	1,02	,51
Q56	4,15	1,07	,74	Q57	3,54	1,25	,75
Q64	4,24	1,04	,47	Q73	3,92	1,06	,59
ESCALA: APARIENCIA FÍSICA				ESCALA: MATEMÁTICAS			
Ítem	Media	SD	Ítem-tot. Corr.	Ítem	Media	SD	Ítem-tot. Corr.
Q1	3,82	1,12	,71	Q13	3,87	1,17	,56
Q8	4,02	1,08	,59	Q20	2,92	1,35	,65
Q15	3,84	1,06	,68	Q27	4,00	1,11	,58
Q22	3,85	1,14	,72	Q35	3,90	1,30	,69
Q38	3,28	1,25	,58	Q43	3,80	1,19	,65
Q46	3,71	1,24	,70	Q51	3,71	1,41	,80
Q54	2,83	1,27	,60	Q59	3,93	1,14	,74
Q62	3,61	1,35	,50	Q68	3,60	1,26	,79
ESCALA: RELACIONES CON COMPAÑEROS				ESCALA: ESCOLAR GENERAL			
Ítem	Media	SD	Ítem-tot. Corr.	Ítem	Media	SD	Ítem-tot. Corr.
Q7	4,58	,78	,52	Q2	3,62	1,02	,58
Q14	4,02	1,12	,50	Q9	3,53	1,11	,59
Q28	4,50	,74	,53	Q16	3,67	1,15	,56
Q36	3,99	,91	,57	Q31	3,54	1,11	,50
Q44	4,22	,92	,57	Q39	4,02	1,19	,62
Q52	2,98	1,22	,45	Q55	3,22	1,16	,57
Q60	3,34	1,31	,42	Q63	3,72	1,03	,57
Q69	4,08	,96	,60	Q71	3,67	1,21	,72
ESCALA: RELACIONES CON LOS PADRES				ESCALA: AUTOCONCEPTO GENERAL			
Ítem	Media	SD	Ítem-tot. Corr.	Ítem	Media	SD	Ítem-tot. Corr.
Q5	4,45	,88	,43	Q29	3,56	1,06	,30
Q19	4,94	,41	,08	Q45	4,50	,88	,45
Q26	4,96	,26	,22	Q53	3,96	1,09	,59
Q34	4,83	,60	,34	Q67	4,20	1,00	,44
Q42	4,04	1,12	,34	Q70	3,97	,92	,56
Q50	4,56	,88	,45	Q72	4,17	,96	,58
Q58	4,84	,51	,52	Q74	4,09	,95	,58
Q66	4,73	,64	,51	Q76	3,73	,89	,46

**Table 2**  
**MATRICES DE CORRELATION INTERITEM Y COEFICIENTES DE FIABILIDAD (A DE CRONBACH) PARA LAS DIFERENTES ESCALAS DEL SDQ**

<p>ESCALA: HABILIDAD FÍSICA                      ALPHA = ,7966</p>	<p>ESCALA: LENGUA                      ALPHA= ,8893</p>
<p><b>Q3 Q10 Q24 Q32 Q40 Q48 Q5 Q64</b></p> <p>Q3 —                      Q10 ,26 —                      Q24 ,20 ,30 —                      Q32 ,21 ,17 ,14 —                      Q40 ,48 ,27 ,29 ,28 —                      Q48 ,59 ,23 ,14 ,24 ,46 —                      Q56 ,55 ,26 ,31 ,29 ,73 ,57 —                      Q64 ,28 ,22 ,26 ,27 ,41 ,29 ,45 —</p>	<p><b>Q4 Q11 Q18 Q25 Q41 Q49 Q57 Q73</b></p> <p>Q4 —                      Q11 ,41 —                      Q18 ,72 ,53 —                      Q25 ,38 ,66 ,55 —                      Q41 ,39 ,66 ,52 ,71 —                      Q49 ,37 ,33 ,46 ,29 ,36 —                      Q57 ,38 ,68 ,54 ,67 ,73 ,42 —                      Q73 ,46 ,40 ,54 ,40 ,41 ,53 ,45 —</p>
<p>ESCALA: APARIENCIA FÍSICA                      ALPHA = ,8764</p>	<p>ESCALA: MATEMÁTICAS                      ALPHA= ,8976</p>
<p><b>Q1 Q8 Q15 Q22 Q38 Q46 Q54 Q62</b></p> <p>Q1 —                      Q8 ,46 —                      Q15 ,60 ,50 —                      Q22 ,56 ,67 ,62 —                      Q38 ,52 ,33 ,45 ,42 —                      Q46 ,53 ,55 ,51 ,63 ,45 —                      Q54 ,51 ,34 ,45 ,46 ,44 ,53 —                      Q62 ,44 ,26 ,40 ,36 ,39 ,39 ,39 —</p>	<p><b>Q13 Q20 Q27 Q35 Q43 Q51 Q59 Q68</b></p> <p>Q13 —                      Q20 ,39 —                      Q27 ,41 ,31 —                      Q35 ,38 ,60 ,34 —                      Q43 ,52 ,40 ,56 ,41 —                      Q51 ,44 ,66 ,43 ,74 ,50 —                      Q59 ,53 ,41 ,73 ,48 ,68 ,59 —                      Q68 ,43 ,68 ,43 ,69 ,51 ,80 ,57 —</p>
<p>ESCALA: RELACIONES CON LOS COMPAÑEROS                      ALPHA = ,8109</p>	<p>ESCALA: ESCOLAR GENERAL                      ALPHA= ,8503</p>
<p><b>Q7 Q14 Q28 Q36 Q44 Q52 Q60 Q69</b></p> <p>Q7 —                      Q14 ,41 —                      Q28 ,41 ,38 —                      Q36 ,33 ,37 ,43 —                      Q44 ,41 ,36 ,45 ,43 —                      Q52 ,33 ,30 ,21 ,28 ,27 —                      Q60 ,21 ,27 ,20 ,30 ,27 ,37 —                      Q69 ,37 ,30 ,45 ,51 ,54 ,31 ,33 —</p>	<p><b>Q2 Q9 Q16 Q31 Q39 Q55 Q63 Q71</b></p> <p>Q2 —                      Q9 ,32 —                      Q16 ,67 ,30 —                      Q31 ,46 ,30 ,46 —                      Q39 ,32 ,50 ,34 ,28 —                      Q55 ,26 ,56 ,23 ,25 ,54 —                      Q63 ,43 ,35 ,43 ,47 ,34 ,36 —                      Q71 ,41 ,56 ,39 ,31 ,70 ,62 ,46 —</p>
<p>ESCALA: RELACIONES CON LOS PADRES                      ALPHA = ,6643</p>	<p>ESCALA: AUTOCONCEPTO GENERAL                      ALPHA= ,7881</p>
<p><b>Q5 Q19 Q26 Q34 Q42 Q50 Q58 Q66</b></p> <p>Q5 —                      Q19 ,09 —                      Q26 ,21 ,08 —                      Q34 ,20 ,12 ,19 —                      Q42 ,20 ,02 ,04 ,17 —                      Q50 ,32 ,04 ,12 ,19 ,27 —                      Q58 ,35 ,04 ,19 ,25 ,27 ,40 —                      Q66 ,34 ,03 ,12 ,31 ,31 ,33 ,43 —</p>	<p><b>Q29 Q45 Q53 Q67 Q70 Q72 Q74 Q76</b></p> <p>Q29 —                      Q45 ,10 —                      Q53 ,28 ,45 —                      Q67 ,18 ,22 ,32 —                      Q70 ,17 ,37 ,43 ,27 —                      Q72 ,26 ,33 ,42 ,34 ,45 —                      Q74 ,22 ,34 ,39 ,38 ,47 ,42 —                      Q76 ,20 ,25 ,33 ,29 ,33 ,35 ,35 —</p>

Tabla 3  
 COMPARACIÓN DE LOS COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ÍTEM-TOTAL Y DE LOS COEFICIENTES DE FIABILIDAD DEL PRESENTE ESTUDIO Y DEL MANUAL DEL SDQ (MARSH, 1986)

ESCALA	Correlaciones Ítem-total		Fiabilidad ( $\alpha$ de Cronbach)	
	Manual SDQ	Presente estudio	Manual SDQ	Presente estudio
HF	0,40-0,69	0,34-0,74	0,83	0,80
AF	0,63-0,73	0,50-0,72	0,90	0,88
RC	0,51-0,66	0,42-0,60	0,85	0,81
RP	0,40-0,59	0,34-0,52	0,80	0,66
LE	0,55-0,71	0,51-0,75	0,89	0,89
MA	0,64-0,80	0,56-0,80	0,89	0,90
EG	0,53-0,89	0,50-0,72	0,86	0,85
AG	0,36-0,61	0,30-0,59	0,81	0,79

1986c). Los valores de los coeficientes de correlación corregidos ítem-total, varían entre 0.30 y 0.80, mientras que en el manual del SDQ el valor mínimo es 0.40 y el máximo 0.89.

Existen, sin embargo algunas discrepancias dignas de mención. Así, en la escala de relaciones con los padres, los ítems Q19 y Q26, presentan unos valores medios de 4.94 y 4.96, por lo que no tienen apenas varianza, como consecuencia de ello, las correlaciones de estos ítems con el total de su escala son anormalmente bajas. El resto de los ítems parecen tener un comportamiento razonablemente bueno. Por otra parte, como puede apreciarse en la tabla 2, los valores del coeficiente  $\alpha$  de Cronbach varían en nuestro estudio entre 0.79 y 0.89, exceptuando el valor del factor de relaciones con los padres (0.66), que viene afectado por los ítems Q19 y Q26, como ya señalamos. Estos valores son muy similares a los indicados por Marsh. Cabe decir lo mismo respecto a las correlaciones entre los ítems de las diferentes escalas, con las salvedades indicadas para la subescala de relaciones con los padres. Por tanto, podemos afirmar que cada ítem, con las matizaciones puestas de manifiesto, está significativa y substancialmente correlacionado con aquellos otros diseñados para medir su misma faceta. Así mismo los valores de la fiabilidad ponen de manifiesto un elevado grado de consistencia para el SDQ I en su versión española. Una comparación de los valores descriptivos de los ítems, así como de la fiabilidad de cada escala ofrecidos por el manual del SDQ y los obtenidos en el presente trabajo se ofrecen en la tabla 3.

## b) Análisis factoriales exploratorios

Como ya hemos señalado, el estudio de la dimensionalidad del SDQ I, de acuerdo con el modelo subyacente, lo hemos abordado, en primer lugar a través del análisis factorial exploratorio. Y aunque ya se puso de manifiesto antes que esta técnica no es evidencia suficiente, también habría que añadir que cuando el EFA es utilizado para comprobar determinadas hipótesis bien establecidas y teóricamente fundamentadas, este análisis cobra un cierto carácter confirmatorio, aunque no con la misma fuerza que tiene dentro de los modelos causales obviamente. Está claro que el EFA no descubre constructos sino que revela o no su presencia (Cfr. García Ramos, 1986; Tourón, 1989).

Los resultados del EFA del SDQI para la rotación de los siete factores, los cuatro no académicos y los tres académicos, se recogen en la tabla 4. Una simple inspección de la misma permite comprobar que la solución factorial identifica con extraordinaria claridad las diferentes dimensiones hipotetizadas. Los números peso de los pares de ítems diseñados para medir cada dimensión son substancialmente mayores en las dimensiones correspondientes que en cualquier otra. La saturación menor es de 0.45, y la mayor de 0.90, sólo 2 saturaciones son menores de 0.50, el 89% son mayores de 0.50 y el 64% son mayores de 0.70. Estos resultados son similares a los ofrecidos por Marsh en el manual del SDQ. Las saturaciones más bajas se dan en el factor de relaciones con los padres, y particularmente en aquellas variables que incorporan el ítem Q19 y Q26, pero en cualquier caso the non-target loadings son mucho menores.

Las saturaciones más altas se dan en los factores académicos, lengua y matemáticas. En lengua la saturación menor es 0.77 y en matemáticas 0.78, mientras que en matemáticas las saturaciones varían entre 0.78 y 0.90. Estos factores tienen algunas saturaciones altas (0.55-0.58) en el factor escolar general. Este último también presenta saturaciones altas en todas las variables que lo componen, con saturaciones apreciables (aunque mucho menores) en los factores académicos. Esto es razonable y responde a las expectativas del modelo teórico.

En nuestro país se han encontrado resultados similares (Cfr. Elexpuru, *et. al.* 1992), globalmente, a los descritos, aunque no es posible hacer una comparación formal con aquellos por dos razones básicas: a) la traducción empleada en este trabajo no es exactamente la misma que la de los autores citados y b) realizan sus análisis a partir de ítems individuales no de pares como es nuestro caso. No obstante, la coincidencia de resultados a pesar de estas diferencias es una evidencia más de que estamos tanto ante un constructo con una dimensionalidad claramente definida como ante un instrumento que se ajusta notablemente al modelo del que procede.

En la parte inferior de la tabla 4 se recogen las correlaciones entre los factores. El patrón de correlaciones que se aprecia a simple vista es que las dimensiones no académicas guardan una moderada relación entre sí, al igual que las académicas las hacen entre ellas, en este caso con mayor intensidad. Esto es consistente con las dimensiones de segundo orden no-académica y académica que postula el modelo de

Table 4  
ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO Y MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE FACTORES DEL CUESTIONARIO DE AUTODESCRIPCIÓN (SDQ I)\*

	HF	AF	RC	RP	LE	MA	EG
HF1	,67807	,18177	,23943	,04498	,08218	,04080	,10872
HF2	,45088	,25180	,32228	,10503	,07908	,06442	,08331
HF3	,86626	,19375	,24423	,06082	,04238	,07030	,05787
HF4	,77475	,22203	,31720	,04949	,08854	,09800	,03582
AF1	,22879	,84084	,34490	,06974	,03708	,04093	,07481
AF2	,25789	,82465	,41940	,20006	,10115	,03159	,15010
AF3	,28135	,79270	,38607	,13506	,13316	,12913	,14281
AF4	,18818	,68137	,33874	,08637	,14588	,10474	,09696
RC1	,21174	,21400	,68878	,31684	,03651	,03381	,13154
RC2	,22686	,32251	,70394	,30871	,15326	,05764	,25510
RC3	,33204	,33375	,70720	,22042	,09056	,12337	,13423
RC4	,32082	,49116	,65814	,18377	,18505	,03564	,15631
RP1	,02318	,04783	,19801	,49904	,11164	,01805	,19927
RP2	,04003	,00046	,19656	,44866	,15944	,03887	,20034
RP3	,13307	,17407	,24571	,58399	,11611	,07824	,13756
RP4	,06210	,11673	,26303	,76665	,06331	,07923	,20082
LE1	,05531	,10619	,10703	,14611	,77256	,09421	,58057
LE2	,04317	,08536	,10898	,15066	,83295	,13072	,55234
LE3	,11457	,11484	,13015	,16172	,84291	,20162	,40237
LE4	,09988	,10713	,12787	,20137	,86121	,18573	,46295
MA1	,12355	,07191	,07053	,06196	,15670	,77957	,32572
MA2	,04690	,03710	,05539	,10087	,20301	,80875	,55197
MA3	,06333	,08421	,08527	,10150	,20437	,88732	,51638
MA4	,08027	,12537	,10448	,09329	,17457	,90413	,50768
EG1	,10783	,13804	,20893	,27170	,40136	,38369	,84282
EG2	,06094	,11151	,23704	,21967	,33995	,36811	,69948
EG3	,14240	,06136	,07401	,24983	,47933	,44372	,61802
EG4	,13557	,07604	,12213	,23393	,48634	,48263	,70598
Matriz de correlación entre factores							
	HF	AF	RC	RP	LE	MA	EG
HF	—						
AF	,21	—					
RC	,28	,34	—				
RP	,05	,08	,28	—			
LE	,07	,08	,08	,13	—		
MA	,07	,06	,04	,05	,12	—	
EG	,06	,07	,15	,23	,43	,39	—

\* Matriz oblimin rotada con delta fijado en -2.0. En negrita las saturaciones de las variables correspondientes a cada factor.

**Tabla 5**  
**ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO Y MATRIZ DE CORRELACIÓN**  
**ENTRE FACTORES DEL CUESTIONARIO DE AUTODESCRIPCIÓN (SDQ I)**  
**INCLUYENDO EL FACTOR DE AUTOCONCEPTO GENERAL\***

	HF	AF	RC	RP	LE	MA	EG	AG
HF1	.68519	.19025	.25005	.03655	.08314	.03955	.10634	.12817
HF2	.44644	.25550	.32802	.09484	.07717	.06217	.07797	.22667
HF3	.86289	.18014	.22899	.05705	.03742	.06777	.05518	.23728
HF4	.77088	.20250	.29269	.04253	.08325	.09576	.02525	.30065
AF1	.21738	.85635	.33092	.05097	.03356	.03684	.05933	.42373
AF2	.24502	.82615	.40148	.18207	.09738	.02684	.13240	.48175
AF3	.26997	.77461	.36235	.11722	.13050	.12649	.12026	.46569
AF4	.17569	.64463	.29097	.07374	.13908	.10136	.07547	.47779
RC1	.20240	.21541	.80030	.29432	.03666	.03092	.12069	.19518
RC2	.21250	.30307	.67539	.28767	.14872	.05190	.23496	.48451
RC3	.32096	.29816	.64798	.20136	.08317	.11673	.11931	.46480
RC4	.30353	.44197	.59386	.16002	.17606	.02890	.12735	.62342
RP1	.02993	.05042	.21379	.50023	.10986	.01529	.20133	.13381
RP2	.03569	-.00457	.20316	.44645	.15962	.03820	.19520	.11893
RP3	.12556	.16438	.23601	.58463	.11018	.07498	.13398	.24916
RP4	.05490	.11171	.26771	.75819	.06087	.07606	.19732	.21392
LE1	.04915	.08686	.08980	.14550	.77202	.09490	.56926	.21789
LE2	.03900	.07666	.10675	.14970	.83441	.13357	.53776	.16775
LE3	.11016	.11315	.13611	.16191	.84292	.20411	.39038	.17033
LE4	.09545	.10670	.13115	.19782	.85891	.18758	.45188	.17377
MA1	.12113	.07198	.07793	.06295	.15474	.77905	.32706	.10298
MA2	.04407	.03428	.05569	.10017	.20197	.80776	.55247	.11883
MA3	.05981	.08883	.09979	.10050	.20357	.88696	.51828	.12178
MA4	.07384	.11901	.09663	.09056	.17085	.90430	.50500	.20620
EG1	.09870	.13965	.21390	.26709	.40510	.38287	.83044	.24996
EG2	.05193	.09835	.22532	.21350	.33619	.36393	.70192	.27202
EG3	.14079	.09024	.11324	.25061	.48494	.44554	.61970	.07511
EG4	.13048	.08612	.14092	.23302	.48787	.48233	.70510	.16226
AG1	.22519	.55580	.42377	.18454	.13932	.09340	.21829	.47874
AG2	.21386	.39468	.35039	.21586	.14696	.14554	.25170	.67535
AG3	.24166	.47586	.40397	.20556	.14175	.07540	.13877	.74256
AG4	.18341	.32583	.34053	.30571	.19410	.15435	.30372	.70375
Matriz de correlación entre factores								
	HF	AF	RC	RP	LE	MA	EG	AG
HF	—							
AF	.19	—						
RC	.26	.30	—					
RP	.03	.06	.27	—				
LE	.07	.07	.08	.13	—			
MA	.07	.05	.04	.05	.12	—		
EG	.05	.06	.14	.22	.42	.39	—	
AG	.20	.42	.38	.29	.13	.09	.17	—

\* Matriz oblimin rotada con delta fijado en -2,0. En negrita las saturaciones de las variables correspondientes a cada factor.

Shavelson y cols. Estas dos dimensiones de segundo orden, cuyo estudio no se aborda en este trabajo, gozan también de una amplia evidencia empírica, tanto en los estudios realizados por Marsh, como por el otro estudio de validación realizado en nuestro país antes citado (Elexpuru, *et. al.*, 1992).

En los estudios de Marsh *et. al.* (1984, 1985) el autoconcepto en matemáticas está moderadamente correlacionado con el autoconcepto escolar general (EG), en nuestro estudio la correlación entre ambos es de 0.39, y entre la lengua y el escolar general 0.43. Sin embargo, la correlación entre los factores de lengua y matemáticas en nuestro estudio es sustancialmente más alta que en los de Marsh (i. e. Marsh, Smith, Barnes, 1985), sobre todo en el análisis confirmatorio (ver tabla 7), lo que puede venir explicado por la importancia e íntima relación de estas asignaturas en este nivel educativo en nuestro sistema escolar. Así mismo, este patrón de relaciones sugiere, como señala Marsh, que el supuesto factor académico de segundo orden debe dividirse en una faceta verbal y otra matemática (Cfr. Marsh, Shavelson, 1985; Marsh, 1990b).

En la tabla 5 se recogen los resultados del análisis factorial y la matriz de correlaciones entre los factores correspondientes a la rotación de los siete factores del análisis anterior más el factor de autoestima general. Estos resultados son similares a los del análisis anterior, se mantiene la estructura ya descrita. Ahora, sólo el 9% de los target loadings es menor de 0.50, el 78% son mayores de 0.50 y el 62.5% son mayores de 0.70. El factor añadido, de autoestima general, se perfila de modo razonable, siendo sólo una de las saturaciones menor en este factor (*target*) que en otro *non-target* (variable AG1, factor AF). De hecho, las variables de este factor tienen saturaciones importantes en todos los factores no académicos, y especialmente en aquellas facetas que se refieren a la dimensión social de relaciones con los compañeros (RC) y físico (AF). Esto puede comprobarse de modo bastante claro observando el patrón de relaciones entre los factores, que figura en la parte inferior de la tabla 5. El factor AG tiene correlaciones relativamente importantes con todas aquellas dimensiones no-académicas del autoconcepto. El resto de las relaciones son similares a las ya señaladas respecto a la tabla anterior.

### **c) Análisis factorial confirmatorio**

Como se indicó en un apartado anterior, hemos probado un modelo de medida de 7 factores, cada uno representando cada una de las facetas del autoconcepto y definido por los cuatro pares de ítems diseñados para medirlo. Los diferentes resultados correspondientes a este CFA se recogen en las tablas 6, 7 y 8.

En la tabla 6 aparecen las estimaciones obtenidas para los parámetros Lambda X. En todos los factores estas estimaciones son apreciablemente altas, ligeramente menores en el factor de relaciones con los padres (RP) en los pares que implican a los ítems 19 y 26, por las razones apuntadas en los análisis descriptivos. La tabla 7 recoge las estimaciones de las correlaciones interfactoriales. Estas, por su magnitud,

Tabla 6  
 VALORES DE LA MATRIZ  $\Lambda_x$ , ESTIMADOS POR EL PROCEDIMIENTO DE MÁXIMA VEROSIMILITUD, CORRESPONDIENTE AL MODELO LISREL DE ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DE PRIMER ORDEN PARA EL SDQI

	HF	AF	RC	RP	LE	MA	EG
HF1	,702	,000	,000	,000	,000	,000	,000
HF2	,492	,000	,000	,000	,000	,000	,000
HF3	,879	,000	,000	,000	,000	,000	,000
HF4	,815	,000	,000	,000	,000	,000	,000
AF1	,000	,872	,000	,000	,000	,000	,000
AF2	,000	,889	,000	,000	,000	,000	,000
AF3	,000	,823	,000	,000	,000	,000	,000
AF4	,000	,737	,000	,000	,000	,000	,000
RC1	,000	,000	,653	,000	,000	,000	,000
RC2	,000	,000	,730	,000	,000	,000	,000
RC3	,000	,000	,755	,000	,000	,000	,000
RC4	,000	,000	,793	,000	,000	,000	,000
RP1	,000	,000	,000	,509	,000	,000	,000
RP2	,000	,000	,000	,467	,000	,000	,000
RP3	,000	,000	,000	,665	,000	,000	,000
RP4	,000	,000	,000	,768	,000	,000	,000
LE1	,000	,000	,000	,000	,850	,000	,000
LE2	,000	,000	,000	,000	,898	,000	,000
LE3	,000	,000	,000	,000	,831	,000	,000
LE4	,000	,000	,000	,000	,867	,000	,000
MA1	,000	,000	,000	,000	,000	,765	,000
MA2	,000	,000	,000	,000	,000	,862	,000
MA3	,000	,000	,000	,000	,000	,914	,000
MA4	,000	,000	,000	,000	,000	,938	,000
EG1	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,816
EG2	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,687
EG3	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,809
EG4	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,858

Tabla 7  
MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LOS FACTORES ( $\Phi$ ) PARA  
LA SOLUCIÓN LISREL DEL SDQ

	HF	AF	RC	RP	LE	MA	EG
HF	—						
AF	,387	—					
RC	,496	,645	—				
RP	,162	,277	,481	—			
LE	,129	,188	,264	,259	—		
MA	,128	,157	,182	,185	,324	—	
EG	,190	,220	,335	,394	,702	,691	—

Tabla 8  
ÍNDICES DE BONDAD DE AJUSTE DEL MODELO NULO COMPARADOS  
CON LOS DEL MODELO DE PRIMER ORDEN (LISREL VI) PARA EL SDQ I

	MODELO NULO	MODELO DE PRIMER ORDEN
$\chi^2$	10540,20	1056,97
gl,	378	336
prob, ( $\chi^2$ )	,000	,000
$\chi^2$ / gl,	27,88	3,15
GFI	,319	,893
AGFI	,268	,871
RMSR	,271	,051

hacen pensar en que sería muy interesante el estudio de una estructura factorial de orden superior que, como ya se dijo, no hemos abordado en este estudio.

Como una síntesis de la plausibilidad de la estructura probada frente al modelo nulo, recogemos una serie de índices en la tabla 8. Así, se puede observar que en el modelo nulo el valor de  $\chi^2$  es diez veces más alto que en el modelo alternativo, y cuando ese valor se divide por sus grados de libertad sigue siendo nueve veces mayor. Del mismo modo tanto en el GFI como en el AGFI, se pasa de unos valores indicadores de un ajuste pobrísimo a valores muy cercanos a 0.9. Algo similar puede decirse del RMSR. En lo que se refiere a la probabilidad asociada a los estadísticos obtenidos en ambos casos vemos que siempre es menor que una milésima. Pero como se señaló con anterioridad, no podemos decir que ese estadístico tenga una distribución como la de  $\chi^2$ , ya que las variables medidas pertenecen en

realidad a una escala de medición ordinal, por lo que no es razonable mantener que su distribución conjunta sea normal multivariada. En definitiva, todos los valores nos indican que es muy razonable mantener, frente al modelo nulo, una estructura en la que las variables medidas están explicadas por siete variables latentes relacionadas entre sí.

En los Q-plot correspondientes al modelo nulo y al modelo alternativo (no incluidos), a simple vista se apreciaba que mientras que el modelo nulo ofrecía un ajuste muy deficiente, el modelo alternativo dibujaba una nube de puntos básicamente lineal, con una inclinación muy próxima a la diagonal, es decir, mostrando un aceptable ajuste a los datos (Cfr. Jöreskog, Sörbom, 1983). Por otra parte, todos los valores  $t$  asociados a los parámetros estimados resultaron estadísticamente significativos, lo que nos indica que eran estadísticamente distintos de cero. Y a la inversa, el más alto índice de modificación obtenido fue 22.41, correspondiente al elemento  $\Lambda_{2,3}$ ; es decir, si se liberase ese parámetro, el valor del estadístico de ajuste disminuiría en 22.41, valor que es, dados los grados de libertad, muy pequeño.

## CONCLUSIONES E IMPLICACIONES

A partir de los resultados expuestos se pueden confirmar algunos aspectos que, a nuestro juicio, tienen un interés tanto teórico como práctico.

Desde un punto de vista teórico se aporta una nueva evidencia a la multidimensionalidad del autoconcepto del acuerdo al modelo de Shavelson y colaboradores. Ciertamente la plausibilidad general del modelo ya fue puesta de manifiesto en muchos otros estudios, pero en un ámbito cultural y lingüístico diferente del nuestro; en ese sentido, la evidencia que se aporta aquí tiene —por ello— más valor ya que apoya en un ámbito mayor que el propio del mundo y cultura sajona la generalizabilidad de la estructura multifacética del autoconcepto. A las evidencias aportadas en este estudio se suman las ya mencionadas del otro estudio similar (por ello no totalmente comparable) realizado en España. Sería interesante además, una comparación formal para probar la invariancia factorial entre las muestras españolas y las australianas, realizando un estudio similar al de Marsh & Smith (1987).

Así pues, el SDQ I se puede considerar un instrumento adecuado para medir la multidimensionalidad del autoconcepto, con unas características métricas muy adecuadas, tal como se desprende del análisis descriptivo de los ítems, si bien algunos de ellos —particularmente el 19 y el 26— requieren una revisión en su traducción ya que su mal funcionamiento podría estar revelando alguna diferencia idiosincrática respecto del propósito con el cual fueron formulados.

Desde el punto de vista práctico nos encontramos con un instrumento que, con las precisiones señaladas, puede ser de gran utilidad para medir el autoconcepto en el ámbito español, superando los instrumentos tradicionales que venían considerando este constructo como unidimensional. No es el enfoque de este trabajo señalar la importancia que la medida del autoconcepto tiene dentro del ámbito escolar, y la

ayuda que puede prestar este conocimiento para orientar el proceso de enseñanza, pero parece que a nadie se le escapa la relevancia del constructo que estamos tratando como meta educativa, como variable interviniente e incluso como producto del proceso de enseñanza, cuestiones que hemos tratado extensamente en un trabajo anterior (Cfr. Gonzalez & Tourón, 1992).

Son muchos los aspectos que quedan por estudiar. Esta es un estudio de validación *within-network*. Es necesario abordar nuevos análisis, probar la estructura jerárquica, de segundo orden, aunque los resultados obtenidos aquí hacen presagiar que ésta se dará como está prevista, utilizar muestras mayores, etc. Pero, después de probar la consistencia derivada de un estudio de este tipo, es necesario abordar el análisis de las relaciones entre el autoconcepto y otros constructos importantes en el proceso de aprendizaje (i. e. motivación, atribuciones, etc.) —estudios *between network*—, tarea en la que estamos embarcados en este momento y que esperamos produzca resultados que nos permitan contribuir, siquiera modestamente, a la mejora del quehacer educativo.

## REFERENCIAS

- AMERICAN PSYCHOLOGICAL ASSOCIATION (1954): Technical Recommendations for Psychological Tests and Diagnostic Techniques. *Psychological Bulletin*, 51.
- (1966): *Standards for Educational and Psychological Tests and Manuals*. Washington, D. C.: American Psychological Association.
- (1974): *Standards for Educational and Psychological Tests*. Washington, D. C.: American Psychological Association.
- (1985): *Standards for Educational and Psychological Tests*. Washington, D. C.: American Psychological Association.
- (1986): *Standards for Educational and Psychological Testing: Six Reviews*. *Journal of Educational Measurement*, 23, 83-98.
- BURNS, R. B. (1979): *The Self Concept. Theory, Measurement, Development and Behaviour*. New York: Longman Inc.
- BYRNE, B. M. (1984): The General / Academic Self-Concept Nomological Network: A Review of Construct Validation Research. *Review of Educational Research*, 54 (3) 427-456.
- BYRNE, B. M.; SHAVELSON, R. J. (1986): On the Structure of Adolescent Self-Concept. *Journal of Educational Psychology*, 78(6), 474-481.
- CAMPBELL, D. T.; FISKE, D. W. (1955): Convergent and Discriminant Validation by the Multitrait-Multimethod Matrix: *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- COOPERSMITH, S. (1967): *The Antecedents of Self-Esteem*. San Francisco: Freeman.
- CRANDALL, R. (1973): The Measurement of Self-Esteem and Related Constructs. In Robinson, J.; Shaver, P. (Eds.). (1980). *Measures of Social Psychological Attitudes*. (pp. 45-162). Ann Arbor, Michigan: Institute for Social Research. 6ª Ed.
- CRONBACH, L. J. (1971): Test Validation. En Thorndike, R. L. (Ed.). *Educational Measurement*. (pp. 443-507). Washington: American Journal of Education.
- CRONBACH, L. J.; MEEHL, P. E. (1955): Construct Validity in Psychological Test. *Psychological Bulletin*, 52, 281-302.

- ELEXPURU, I. (1992): El autoconcepto en los alumnos de 8 a 11 años de edad a través del SDQ. En Villa Sanchez, A. (Ed.). *Autoconcepto y educación: Teoría, Medida y Práctica Pedagógica*. Vitoria: Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco.
- EPSTEIN, S. (1973): The Self-Concept Revisited. *American Psychologist*, 28, 403-416. [Trad. Cast. en Fierro, A.: *Lecturas de Psicología de la Personalidad*. Madrid: Alianza Editorial, S. A. (1981)].
- GARCÍA RAMOS, J. M. (1986): Validación de Constructo en el Ambito Pedagógico. *Revista Española de Pedagogía*, (174), 535-554.
- GONZÁLEZ, M. C.; TOURÓN, J. (1992): *Autoconcepto y rendimiento escolar: sus implicaciones en la motivación y en la autorregulación del aprendizaje*. Pamplona: Eunsa.
- JÖRESKOG, K. G.; SÖRBOM, D. (1983): LISREL VI: *Analysis of Linear Structural Relationships by Maximum Likelihood and Least Square Methods*. Chicago: International Educational Services.
- L'ECUYER, R. (1981): The Development of Self-Concept Through the Life Span. En Lynch, M. D.; Norem-Hebeisen, A. A.; Gergen, K. J. (Eds.). *Self-Concept. Advances in Theory and Research*. (pp. 203-218). Cambridge, Massachusetts: Ballinger.
- MARSH, H. W. (1984a): Self-Concept: The Application of a Frame of Reference Model to Explain Paradoxical Results. *The Australian Journal of Education*, 28(2), 165-181.
- MARSH, H. W. (1984b): Relationship Among Dimensions of Self-Attribution, Dimensions of Self-Concept, and Academic Achievements. *Journal of Educational Psychology*, 76(6), 1291-1308.
- MARSH, H. W. (1985): Age and Sex Effects in Multiple Dimensions of Preadolescent Self-Concept: A Replication and Extension. *Australian Journal of Psychology*, 37(2), 197-204.
- MARSH, H. W. (1986a): Global Self-Esteem: Its Relation to Specific Facets of Self-Concept and Their Importance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1224-1236.
- MARSH, H. W. (1986b): The bias of negatively worded items in rating scales for young children: a cognitive-developmental phenomena. *Development Psychology*, 22, 37-49.
- MARSH, H. W. (1986c): *The Self-Description Questionnaire (SDQ). A Theoretical and Empirical Basis for the Measurement of Multiple Dimensions of Preadolescent Self-Concept: A Test Manual and a Research Monograph*. The University of Sidney, Australia.
- MARSH, H. W. (1990a): Causal Ordering of Academic Self-Concept and Academic Achievement: A Multiwave, Longitudinal Panel Analysis. *Journal of Educational Psychology*, 82(4), 646-656.
- MARSH, H. W. (1990b): The Structure of Academic Self-Concept: The Marsh / Shavelson Model. *Journal of Educational Psychology*, 82(4), 623-636.
- MARSH, H. W. (1990c): A Multidimensional, Hierarchical Model of Self-concept: Theoretical and Empirical Justification. *Educational Psychology Review*, 2(2), 77-172.
- MARSH, H. W.; BARNES, J.; CAIRNS, L.; TIDMAN, M. (1984): Self-Description Questionnaire: Age and Sex Effects in the Structure and Level of Self-Concept for Preadolescent Children. *Journal of Educational Psychology*, 76(5), 940-956.
- MARSH, H. W.; BYRNE, B. M.; SHAVELSON, R. J. (1988): A multifacet Academic Self-Concept: Its Hierarchical Structure and its Relation to Academic Achievement. *Journal of Educational Psychology*, 80, 366-380.
- MARSH, H. W.; CAIRNS, L.; RELICH, J.; BARNES, J.; DEBUS, R. L. (1984): The Relationship Between Dimensions of Self-Attribution and Dimensions of Self-Concept. *Journal of Educational Psychology*, 76(1), 3-32.
- MARSH, H. W.; GOVERNMENT, P. J. (1989): Multidimensional Self-Concepts and Perceptions of Control: Construct Validation of Responses by Children. *Journal of Educational Psychology*, 81(1), 57-69.
- MARSH, H. W.; HOCEVAR, D. (1985): The Application of Confirmatory Factor Analysis to the

- Study of Self-Concept: First and Higher Order Factor Models and their Invariance Across Groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562-582.
- MARSH, H. W.; MCDONALD-HOLMES, I. W. (1990): Multidimensional Self-Concepts: Construct Validation of Responses by Children. *American Educational Research Journal*, 27(1), 89-117.
- MARSH, H. W.; O'NEILL, R. (1984): Self Description Questionnaire III: The Construct Validity of Multidimensional Self-Concept Ratings by Late Adolescents. *Journal of Educational Measurement*, 21(2), 153-174.
- MARSH, H. W.; PARKER, J. W. (1984): Determinants of Student Self-Concept: Is It Better To Be a Relatively Large Fish in a Small Pond Even If You Don't Learn To Swim as Well? *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(1), 213-231.
- MARSH, H. W.; PARKER, J. W.; SMITH, I. D. (1983): Preadolescent Self-Concept: its Relation to Self-Concept as Inferred by Teachers and to Academic Ability. *British Journal of Educational Psychology*, 53, 60-78.
- MARSH, H. W.; RELICH, J. D.; SMITH, I. D. (1983): Self-Concept: The Construct Validity of Interpretations Based upon the SDQ. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45(1), 173-187.
- MARSH, H. W.; SHAVELSON, R. (1985): Self-Concept: Its Multifaceted, Hierarchical Structure. *Educational Psychologist*, 20 (3), 107-123.
- MARSH, H. W.; SMITH, I. D. (1987): Cross National Study of the Structure and Level of Multidimensional Self-Concepts: An Application of Confirmatory Factor Analysis. *Australian Journal of Psychology*, 39(1), 61-77.
- MARSH, H. W.; SMITH, I. D.; BARNES J. (1985): Multidimensional Self-Concepts: Relations with Sex and Academic Achievement. *Journal of Educational Psychology*, 77(5), 581-596.
- MARSH, H. W.; SMITH, I. D.; BARNES, J. (1984): Multidimensional Self-Concepts: Relationships with Inferred Self-Concepts and Academic Achievement. *Australian Journal of Psychology*, 36(3), 367-386.
- MARSH, H. W.; SMITH, I. D.; BARNES, J.; BUTLER, S. (1983): Self-Concept: Reliability, Stability, Dimensionality, Validity, and the Measurement of Change. *Journal of Educational Psychology*, 75(5), 772-790.
- MARX, R. W.; WINNE, P. H. (1980): Self-Concept Validation Research: Some Current Complexities. *Measurement and Evaluation in Guidance*, 13(2), 72-82.
- ROSENBERG, M. (1965): *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton, N. J.: University Press. [Trad. Cast.: *La Autoimagen del Adolescente y la Sociedad*. Buenos Aires: Paidós, 1973].
- ROSENBERG, M. (1979): *Conceiving The Self*. New York: Basic Books.
- SHAVELSON, R. J.; HUBNER, J. J.; STANTON, G. C. (1976): Self-Concept: Validation of Construct Interpretations. *Review of Educational Research*, 46(3), 407-441.
- SHAVELSON, R. J.; MARSH, H. W. (1986): On the Structure of Self-Concept. En Shwarzer, R. (Ed.). *Anxiety and Cognitions*. (pp. 305-330). Hillsdale, N. J.: Lawrence Erlbaum.
- TOURÓN, J. (1989): La Validación de Constructo: Su Aplicación al CEED (Cuestionario para la Evaluación de la Eficacia Docente). *Bordón*, 41(4), 735-756.
- WELLS, L. E.; MARWELL, G. (1976): *Self-Esteem: Its Conceptualization and Measurement*. Beverly Hills, CA.: Sage Publications.
- WYLIE, R. C. (1974): *The Self-Concept (Vol. I): A Review of Methodological Considerations and Measuring Instruments* (2ª edición revisada). Lincoln: University of Nebraska Press.
- WYLIE, R. C. (1979): *The Self-Concept (Vol. II): Theory and Research on Selected Topics*. Lincoln: University of Nebraska Press
- WYLIE, R. C. (1989): *Measures of Self-concept*. Lincoln: University of Nebraska Press.