

## ESTABILIDAD ESTRUCTURAL DE LA ESCALA DE FACTORES POSITIVOS DE SOCIALIZACION (ESE-1)<sup>1</sup>

V. Pelechano  
W. Peñate  
A. de Miguel  
I. Ibáñez

Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos  
UNIVERSIDAD DE LA LAGUNA (Tenerife)

### RESUMEN

*Sobre una muestra de 347 alumnos de EGB representativa de la población escolarizada en Canarias se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio en primer lugar y, posteriormente, se aplicó un análisis factorial confirmatorio (LISREL) comparando las estructuras factoriales alcanzadas en 1979 y ésta de 1989. Los resultados confirman básicamente la estructura estadísticamente bifactorial alcanzada en la primera ocasión. Los resultados se discuten dentro de un modelo general de socialización, así como con relación al procedimiento empleado.*

**Palabras clave:** ESCALAS DE CALIFICACION EN NIÑOS, SOCIALIZACION ESCOLAR, ANALISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO, ESTABILIDAD ESTRUCTURAL, HABITOS DE SOCIALIZACION POSITIVA.

---

1. Una primera versión de este trabajo se presentó como comunicación en el *III Congreso de Evaluación Psicológica*, Barcelona, septiembre de 1991. Los datos principales fueron recogidos en un proyecto dirigido por V. Pelechano y subvencionado por la Conserjería de Educación, Cultura y Deportes de la Comunidad Autónoma de Canarias

## SUMMARY

*A confirmatory factor analysis (LISREL model) following an exploratory analysis were performed upon a representative sample of 347 primary school children of the ESE-1 scale of positive habits favouring socialization. The two samples compared were 10 years apart, pertained to two different autonomous communities (Valencia and Canary Islands) and the raters were also different (teachers of primary school from Valencia and Canary Islands). The results show basically the same factor structure. Some implications on theory, reliability and analysis procedures are discussed.*

**Key Words:** RATING SCALES FOR CHILDREN, SCHOOL SOCIALIZATION, CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS, RELIABILITY OF STRUCTURE, POSITIVE SOCIALIZATION HABITS.

Con la publicación, en 1979, de varios informes de investigación sobre la validación de una serie de escalas que evaluaban distintos factores de socialización (Pelechano 1979; Pelechano y Báguena, 1979; Pelechano y Barreto, 1979), se presentaba una que evaluaba tres dimensiones positivas de socialización. Esta escala, denominada ESE-1, recogía contenidos relacionados directamente con comportamientos de socialización susceptibles de ser apreciados en el ambiente escolar. Con ello se facilitaba una versión definitiva de una escala que había tenido como antecedente otra de hábitos sociales (AHS-1), primariamente elaborada para calificar factores favorecedores de la socialización en deficientes mentales (Pelechano, 1975a y b; 1976; Silva, 1975). Esta versión definitiva (Pelechano y Barreto, 1979) quedó constituida por 81 items, repartidos en tres dimensiones de socialización positiva: *Colaboración* con el profesor y los compañeros, *Respeto* hacia los demás y sí mismo, y *Popularidad y liderazgo*.

Esta escala ha tenido una rápida difusión en el mundo profesional, siendo de uso corriente como material diagnóstico o como indicadora de la bondad del proceso terapéutico, especialmente en programas de alcance comunitario. Sin embargo, salvo una derivación que no es estrictamente la escala ESE-1 pero que arrancó directamente de ella (Silva y Martorell, 1982), no se han vuelto a publicar datos de validación sobre la escala de socialización, a pesar de su amplio uso.

Un ejemplo de ese uso comunitario lo constituye el hecho de haber formado parte de una amplia batería de pruebas de evaluación psicológica para un informe sobre el fracaso escolar en Canarias (Pelechano, 1990). Ello lleva al motivo principal de este trabajo: aprovechando su utilización en dicho informe, presentar nuevos datos sobre la validación de la escala de factores positivos de socialización, observando cómo se comporta y cuáles son sus características psicométricas a más de 10 años de su versión definitiva.

Volviendo a la escala ESE-1, los ítems de la primera versión, AHS-1, fueron reformulados, incluyéndose otros hasta alcanzar una primera versión de 100 elementos. Posteriormente una muestra de 320 alumnos de EGB, 160 bien socializados y 160 mal socializados, fue calificada por sus respectivos profesores (cada profesor evaluaba a 10 alumnos) sobre los ítems de la ESE-1. La calificación se hacía de acuerdo con los criterios más objetivos (observables) posibles y en función del grado de ocurrencia del contenido recogido en cada ítem, según una escala de cuatro intervalos ("nunca", "alguna vez", "frecuentemente" y "siempre").

Los ítems fueron sometidos a un análisis factorial, utilizando un procedimiento de extracción de componentes principales y rotación varimax. La selección de los ítems que componían la solución factorial final se realizó de acuerdo con los siguientes criterios: los ítems debían diferenciar significativamente entre alumnos bien y mal socializados y saturar 0.40 o más en algún factor.

Con respecto a los factores, se siguió una estrategia mixta en el sentido de seleccionar como factores para su uso posterior, tan sólo aquellos que, por sus características psicométricas, presentaran una cierta garantía de replicación. Y junto a ello, la sugerencia de que este tipo de instrumentación, cumplimentada por los profesores, lleva consigo una limitación bastante clara respecto a diferenciación de análisis. Por ello, se propuso la delimitación de dos factores bien diferenciados y un tercer factor formado por redundancias funcionales presentes en los dos anteriores y un cuarto y último factor residual que podría tener cierto valor heurístico para la contrastación de algunas hipótesis específicas respecto a la potencia y valor de ciertos índices de consistencia interna que fueron expuestas hace ya casi 15 años (Pelechano, 1979).

Los dos primeros factores obtuvieron porcentajes de explicación de la varianza superiores al 10% (23.87% para el primero y 23.21% para el

segundo). Sobre estos dos factores se construyeron las tres dimensiones que compusieron la escala. El procedimiento seguido fue el siguiente: los items con una saturación de 0.40 o mayor en *los dos factores* conformaron la primera dimensión denominada *Colaboración* con el profesor y los compañeros (compuesta por 16 items). Los items que saturaban *sólo en el primer factor* conformaron la segunda dimensión *Respeto* hacia los demás y sí mismo (31 items). Y los items que *sólo* saturaban en *el segundo factor* conformaron la dimensión de *Popularidad y liderazgo* (34 items). Además, se formuló una cuarta dimensión formada por los items que saturaban en algún otro factor, pero que posteriormente no ha tenido desarrollo alguno, por lo que la versión práctica quedó definida por las tres primeras dimensiones.

Con respecto a la relación entre las dimensiones, era de esperar que la primera dimensión, formada por una extracción de elementos comunes a los dos factores, mantuviera relaciones altas y positivas con las otras dos dimensiones. Así ocurrió, aunque también se encontró una relación elevada y positiva entre las dos dimensiones más depuradas (respeto y popularidad y liderazgo), pero sin llegar a los niveles de estas dos con la dimensión de colaboración.

Por lo que respecta a la estabilidad temporal, los niveles de correlación encontrados con un intervalo de cuatro meses no bajaron de 0.80 para ninguna dimensión. Niveles similares se encontraron para la consistencia interna (método pares-impares, con corrección de Spearman-Brown).

Finalmente, la escala ESE-1 se presentó como un buen predictor de la eficacia de programas de acción comunitaria, entresacándose una escala criterial cuyos items mantuvieron relaciones de 0.50 o superiores con el rendimiento escolar.

En resumen, la escala de factores positivos de socialización cumplía con los requisitos psicométricos y metodológicos deseables para su validación como instrumento diagnóstico. Ahora lo que se pretende conocer en el presente trabajo es cómo se mantienen esos niveles de validación, en especial su estabilidad estructural, debido a lo especial de su conformación (dos factores/tres dimensiones), que aquí se intenta poner de nuevo a prueba.

Ocurre, además, que en 1979 se emplearon para su factorización muestras criterioles de grupos extremos (alumnos percibidos como bien o como mal socializados), lo que podría promover algún tipo de distorsión

en cuanto a la estructura relacional de los ítems. Frente a ello, el estudio actual ofrece resultados correspondientes a una muestra estadísticamente representativa de la población escolarizada y, además, el rango de alumnos calificados (y de jueces calificadores) se restringe a alumnos de segundo curso (fin de primer ciclo) de EGB, lo que asimismo llevaría consigo ciertos cambios en cuanto a la significación de ciertos ítems y su situación-adscripción a uno u otro factor. Con estos *caveats* pasamos a la exposición de resultados.

## METODO

### Sujetos

Dentro de la muestra seleccionada para evaluar el fracaso escolar en Canarias, se seleccionaron 471 alumnos de ambos sexos de segundo de EGB, representativos de ese estrato de la población. Esta es la muestra tomada por nosotros, aunque para el propósito del estudio de validación estructural, sólo se seleccionaron aquellos alumnos que fueron calificados en todos y cada uno de los ítems. Así, para los cálculos de estructura factorial exploratoria y confirmatoria se utilizó una muestra de 347 niños y niñas.

Específicamente, la descripción de la muestra en las variables criterio y descriptivas más importantes quedó como sigue: 396 no tenían ningún año retrasado, 65 estaban retrasados un año académico y 10 tenían más de un año de retraso escolar. Por sexos, 231 (49.3%) eran chicas y 238 (50.7%) eran chicos (dos casos tuvieron valores perdidos).

Por zonas sociológicas, 215 alumnos vivían en poblaciones de 50000 o menos habitantes y 256 en poblaciones superiores a ese número. Finalmente, el 88.7% acudían a centros escolares públicos, el 8.2% a centros privados concertados y el 3.1% a centros privados no subvencionados.

### La escala ESE-1

La escala de factores positivos de socialización aquí utilizada consistió en una versión reducida de la escala original. Así, la escala que se

administró estaba compuesta de 53 ítems. Estos ítems fueron seleccionados por ser los que presentaban saturaciones más elevadas en el estudio de 1979 y, de entre éstos, aquéllos que mayor relevancia semántica mantenían con la denominación de la dimensión de socialización. Hay que señalar que para la primera dimensión, la saturación elevada debía darse en los dos factores. Por factores, el número de ítems se mantuvo en el orden de la versión original, aunque se disminuyó la diferencia de proporción entre ellos: 14 ítems para la dimensión de colaboración con el profesor y los compañeros, 17 para respeto hacia los demás y sí mismo, y 22 para popularidad y liderazgo.

### **Procedimiento**

Después de un complejo sistema de muestreo, una vez sorteada la población, el/los colegio/s y las aulas de cada uno de ellos (en todos ellos extracción aleatoria, manteniendo constante la proporción muestra/población), se seleccionaba un máximo de 14 alumnos por aula, atendiendo a unos criterios previamente determinados de nivel de retraso, tipo de colegio y sexo. Una vez elegidos, se le suministraba al profesor-a una batería de escalas de calificación (donde se incluía la ESE-1), una por cada niño elegido. A los profesores se les pedía la máxima colaboración, al tiempo que se asignaba una cantidad de dinero, prácticamente simbólica, por cada batería cumplimentada, cantidad a la que renunciaron los profesores y cuya colaboración agradecemos desde aquí.

### **RESULTADOS**

Como se ha señalado más arriba, la estructura factorial del estudio de Pelechano y Barreto (1979) daba cuenta de dos factores y tres escalas de socialización: la primera escala formada por los ítems que compartían los dos factores, la segunda formada por los ítems que sólo saturaban en el primer factor, y la tercera formada por los ítems que saturaban sólo en el segundo factor. Teniendo en cuenta esta especificación, lo primero que quisimos saber era cómo se mantenía la estructura bifactorial que daba como resultado esas tres dimensiones de socialización. Para ello se realizó

un análisis similar al de 1979: un análisis factorial exploratorio, con rotación varimax sobre componentes principales, selección de los ítems con saturaciones iguales o superiores a 0.40, y añadiendo una restricción a tres factores. El resumen de este análisis se recoge en el cuadro número 1.

Como era esperable, la estructura resultante es una estructura compleja, donde se establece un conjunto de relaciones que intentaremos explicar.

Lo primero que hay que indicar es que tres ítems no llegan a alcanzar la saturación de 0.40. Los tres ítems (el número 15, con una saturación de 0.38; el 35 con una saturación de 0.32; y el 43 con una saturación de 0.38), corresponden al factor con mayor número de ítems, el factor de popularidad-liderazgo.

Con respecto a la estructura bifactorial conteniendo tres dimensiones de socialización, aparece una estructura bifactorial más definida que en el 79, con algunos cambios. En general, los cambios se realizan teniendo como enlace a la escala primera, dándose el caso de que un ítem que antes saturaba por encima de 0.40 en los dos factores, ahora satura a ese nivel en uno y sólo uno de los dos factores (de los ocho cambios que pueden detectarse en el cuadro 1, sólo dos no tienen que ver con la escala de *colaboración*, y son los ítems 7 y 19 que pasan de la escala de *popularidad-liderazgo* a la de *respeto hacia los demás y hacia sí mismo*, aunque, como se puede ver, se ha sido benévolo con el ítem 19 ya que se le ha incluido con una saturación de 0.39)

Pormenorizando los resultados para la tres dimensiones de socialización, se puede observar que la primera escala (*colaboración con el profesor y los compañeros*), que estaba compuesta por ítems que saturaban en los dos factores por encima de 0.40, pasaría de tener 14 ítems a 9 (incluyendo aquéllos que no llegan a 0.40 en uno de los factores aunque superan 0.30). Lo que ocurre es que tres ítems, los números 27, 47 y 48, (estos dos últimos haciendo referencia a conductas de aseo, orden y limpieza), pasarían de la escala de *respeto hacia los demás y hacia sí mismo*, a la primera dimensión de *colaboración con el profesor y los compañeros* (lo que podría ser explicable dado el nivel evolutivo de los alumnos, restringido, en esta ocasión, a alumnos de EGB). En cualquier caso, la primera escala estaría constituida por 9 o 12 ítems, lo que supone que alrededor del 70 por ciento de los ítems antiguos estarían representados.

Por lo que se refiere a los ítems que componen estrictamente el primer

**CUADRO 1.-Análisis factorial (Rotación varimax sobre componentes principales) de la escala ESE-1 de factores positivos de socialización (N=347)**

ITEMS	FAC1	FAC2	h <sup>2</sup>	79
1. Cuando juega con otros(as) niños(as), sigue las reglas del juego hasta el final	.66	.49		1
2. Cuando está con un adulto y habla con él, lo hace con respeto	.60	.41		2
3. Cuando hace una cosa mal, lo sabe y reconoce su responsabilidad	.61	.44		2
4. Es capaz de plantear discusiones sobre temas de actualidad (deportes, sucesos, cine, etc.)	.67	.48		3
5. Si sufre una contrariedad, sabe controlar la expresión de sus sentimientos	.49	.27		2
6. Se interesa por las actividades que se organizan en el colegio	.67	***	.56	1
7. Se ofrece como voluntario(a) para actividades extra-académicas	.64		.54	3
8. Es popular entre sus compañeros(as)	.63		.48	3
9. Hace cosas que son útiles para sus compañeros(as)	.60	***	.54	1
10. Acepta las sugerencias que hacen sus compañeros(as) cuando tiene que realizar un trabajo en equipo	.67		.58	2
11. Acomete tareas difíciles con moral de éxito	.56		.43	3
12. Se presenta como una persona alegre	.57		.52	3
13. Ve el lado bueno de las cosas que pasan	.50	***	.53	1
14. Ayuda a sus compañeros(as) cuando se encuentran en dificultades	***	.48	.57	1
16. Intenta organizar un grupo para trabajar junto a otros	.50		.41	3
17. Cuida de que otros(as) compañeros(as) no sean dejados(as) al margen	***	.41	.48	1
18. Le agrada compartir sus cosas con los demás	.50		.49	2
19. Anima, alaba o felicita a sus compañeros(as)	.39		.45	3
20. Se muestra amable con sus compañeros(as) cuando ve que tienen problemas	***	.49	.54	1
21. Al corregir a un(a) compañero(a), lo hace con delicadeza	.71	.55	.2	
22. Dice la verdad, aunque le perjudique		.66	.50	2
23. Toma en cuenta las críticas que se le hacen para mejorar		.66	.57	2
24. Sugiere nuevas ideas	.74		.62	3
25. Toma la iniciativa a la hora de empezar algo nuevo	.78		.65	3

## (CONTINUACIÓN CUADRO NUMERO 1)

ITEMS	FAC1	FAC2	h <sup>2</sup>	79
26. Sus compañeros(as) lo(la) eligen como jefe en las actividades de grupo	.72		.60	3
27. Acepta lo que se le encarga con seriedad y responsabilidad	.44	.66	.63	2
28. Intenta no defraudar a sus compañeros(as)		.48	.34	1
29. Se entiende bien con sus compañeros(as)		.56	.58	1
30. Hace nuevas amistades con facilidad	.48		.50	3
31. Tiene buenos(as) amigos(as) dentro del colegio	.42		.41	1
32. Intenta no defraudar al(a la) profesor(a)	.41	.43	.36	1
33. Le agrada organizar nuevas actividades	.68		.55	3
34. Sus compañeros(as) le eligen como árbitro o juez para dirimir sobre sus problemas	.67		.54	3
36. Conversa y discute serenamente, sin excitarse		.62	.43	2
37. Es un(a) chico(a) de sonrisa fácil	.61		.56	3
38. Es constante: termina lo que empieza	.51	.53	.55	1
39. Tiene facilidad y soltura para expresarse verbalmente	.71		.60	3
40. Acata sin protestar las decisiones de la mayoría		.66	.44	2
41. Muestra paciencia ante la demora o las equivocaciones de los demás		.63	.44	2
42. Cuenta chistes o cosas divertidas	.53		.40	3
44. Le agrada dirigir actividades de grupo	.73		.63	3
45. Participa en las actividades de la clase	.68		.56	1
46. Respeta las cosas de sus compañeros(as), cuidando de no estropearlas		.76	.61	2
47. Mantiene sus cosas limpias y ordenadas	.43	.65	.65	2
48. Contribuye al mantenimiento y aseo del material de clase	.42	.60	.53	2
49. Con los mayores se comporta con soltura y naturalidad	.64		.48	3
50. Reconoce y se corrige cuando le demuestran que está equivocado(a)		.70	.61	2
51. Sabe valorar su propio rendimiento con realismo	.49	.52	.52	1
52. Pide la palabra y espera su turno para hablar		.66	.50	2
53. Tiene criterio propio, de modo que no depende totalmente de lo que los demás digan de él(ella)	.58		.49	3
VALOR PROPIO	21.10	4.99		
VARIANZA EXPLICADA	39.8	9.4		
VARIANZA EXPLICADA (ROTACION)	76.7	16.8		

NOTAS: (\*\*\*) = el ítem obtiene en ese factor una saturación igual o mayor a .30, pero inferior a .40; (79) = pertenencia del ítem a uno de los tres factores extraídos por Pelechano y Barreto (1979): 1 = Colaboración; 2 = Respeto hacia los demás y hacia sí mismo; 3 = Popularidad-liderazgo.  
Se ha omitido el cero y la coma decimal ha sido sustituida por un punto.

factor, corresponden en la práctica al segundo factor (escala de popularidad-liderazgo) del estudio de Pelechano y Barreto (1979), con lo que se ha invertido el orden de los factores. De los 17 ítems que componían esta escala, se pierde el ya señalado ítem 19 (relativo a una actitud elogiosa hacia sus compañeros), mientras que los ítems 31 y 45 que antes saturaban en los dos factores (pertenecían por tanto a la primera dimensión), ahora sólo lo hacen en el primer factor. Estos dos ítems, que hacen referencia a tener buenos amigos y participar en las actividades de clase, son perfectamente compatibles con esta escala de popularidad-liderazgo. Además esta escala maximiza la varianza común explicada (39.8% en la extracción y 76.7% en la rotación), por lo que supera a los porcentajes de 1979 (23.21% y 32.78% de la extracción y rotación, respectivamente, fenómeno explicable por la reducción de ítems y factores, que llevaría consigo un mayor porcentaje de varianza en esta segunda ocasión). Por último, cabe señalar que, por lo comentado, la escala de popularidad-liderazgo está casi totalmente replicada (salvo los ítems 7 y 19) por los ítems que ya la componían en el estudio anterior, aunque ahora ha pasado a un lugar estadísticamente preponderante.

Como cabía esperar, el segundo factor nuestro es similar al primer factor (segunda escala) de Pelechano y Barreto (1979), sobre *Respeto hacia los demás y hacia sí mismo*. Con respecto a los ítems que lo componen, tres de ellos también saturan en el primer factor (los ya señalados 27, 47 y 48), ganaría los ya mencionados ítems 7 y 19 de la dimensión de popularidad-liderazgo, y los ítems 1, 28 y 29, que de saturar en los dos factores pasan ahora a saturar sólo en el segundo factor. De nuevo, el carácter versátil de los contenidos de algunos ítems hace que estos dos elementos (relativos al respeto a las reglas y a no defraudar a los compañeros), puedan ser compatibles con una escala que evalúa el respeto hacia los demás y hacia sí mismo. Por todo esto, sería este un factor que no perdería ningún ítem, aunque comparta tres con el primero, constituyendo el factor más estable. Lo que sí disminuye es el porcentaje de varianza explicado

con respecto al estudio de 1979 (el 9.3% frente al 23.87%, y el 16.8% frente al 33.71% de la extracción y la rotación, respectivamente).

**CUADRO 2.- Correlaciones entre las tres escalas de la ESE-1 de factores positivos de socialización (N = 347)**

	FII	'79	FIII	'79
FI	.95	.85	.94	.85
FII	---	---	.84	.56

Nota: '79 = correlaciones obtenidas en el estudio de 1979, primera muestra, primer pase (n = 320). FI = Colaboración con el profesor y con los compañeros. FII = Respeto hacia los demás y hacia los compañeros. FIII = Popularidad y liderazgo. Todas las correlaciones son significativas con una probabilidad igual o menor a 0,001. Se ha omitido el cero y la coma decimal ha sido sustituida por un punto.

Unos resultados interesantes para validar la estabilidad de la estructura de la ESE-1 sería conocer cómo se relacionan ahora entre sí las tres escalas y cuál es su consistencia interna. Tomando como criterio de comparación la primera parte del estudio del 79, en el cuadro número 2 se recogen las relaciones (coeficiente de Pearson) entre las tres escalas.

Como puede observarse, las relaciones entre las tres escalas son positivas, elevadas y significativas, siendo algo más elevadas en el presente trabajo en comparación con el de 1979. Como era de esperar las mayores correlaciones se mantienen entre la primera escala y las otras dos, hallazgo consistente con la factorización obtenida, ya que la primera escala está formada por ítems que saturan en los dos factores, que forman las dos escalas restantes. Sin embargo es destacable que, mientras en el estudio de Pelechano y Barreto (1979) las escalas segunda y tercera mantenían las relaciones más débiles, en el presente trabajo las relaciones entre ambas se asemejan a las que mantienen por separado con la dimensión de *Colaboración* con el profesor y los compañeros. Ello parece indicar que

actualmente la ESE- 1 presenta una estructura más interdependiente que en 1979.

Por lo que respecta a la consistencia interna, en el cuadro número 3 se resumen los coeficientes obtenidos.

**CUADRO 3.- Consistencias internas de las escalas que componen la ESE 1 (N = 347)**

	FI	FII	FIII
Actual	.92	.94	.95
'79	.89	.96	.83

Nota: '79 = consistencias internas del estudio de 1979, primera muestra, primer pase, método par-impar (n = 320). FI = Colaboración con el profesor y con los compañeros. FII = Respeto hacia los demás y hacia los compañeros. FIII = Popularidad y liderazgo. Actual = consistencias internas obtenidas en nuestro estudio, método alfa de Cronbach. Se ha omitido el cero y la coma decimal se ha sustituido por un punto.

Las consistencias internas son elevadas, superando en nuestro trabajo 0.90 para las tres escalas. En el caso de la primera dimensión, *colaboración*, la exclusión para el cálculo de los ítems 1, 28, 31 y 45 (que habrían dejado de pertenecer a esta escala por sólo saturar en un factor), no varió el coeficiente obtenido, situándose el rango de 0.90 a 0.92. Para la segunda escala, *respeto*, la eliminación para el cálculo, por los mismos motivos anteriores, de los ítems 27, 47 y 48 tampoco supuso un aumento apreciable del coeficiente obtenido, quedando como estaba en 0.94. En el caso de la escala de *popularidad y liderazgo* tampoco la eliminación de los ítems 15, 19, 35 y 43 supuso una mejora (de por sí difícil, dado el coeficiente obtenido) de su consistencia interna.

Visto cómo se comportan las tres escalas de socialización positiva de la ESE-1, se realizó un análisis de similitud entre las escalas de 1979 y cómo quedaban ahora esas escalas. En ese sentido se obtuvieron los

siguientes coeficientes de congruencia (CC) por dimensión. Para la primera escala *colaboración con el profesor y compañeros* se obtuvo un  $CC = .92$ ; para la escala de *respeto hacia los demás y sí mismo* se obtuvo un  $CC = .99$ ; y para la escala de *popularidad y liderazgo* se obtuvo un  $CC = .95$ . Estos coeficientes suponen aceptar la congruencia de las tres escalas actuales con las tres escalas de 1979. Si se utiliza un criterio más estricto (Herrero, Cuesta y Grossi, 1991), cabría decir que la segunda escala mencionada es congruente y las dos restantes tienen alta posibilidad de ser congruentes.

Con el propósito de profundizar en el conocimiento de esa congruencia, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio a través del programa LISREL (Jöreskog y Sörbom, 1985). Para ello se eligieron cinco ítems por escala (15 total). La selección se realizó acudiendo primero a un criterio empírico (saturación de 0.70 en un factor o en los dos, según fuera el caso) y relevancia semántica de los contenidos con la denominación de la escala, todo ello referido al estudio de Pelechano y Barreto (1979). Específicamente los ítems seleccionados fueron para la escala primera los números 9, 14, 28, 29 y 31. Para la segunda escala los números 2, 27, 36, 46 y 52. Y para la tercera escala los ítems números 8, 15, 24, 25 y 44.

Los modelos puestos a prueba frente al modelo nulo (un ítem un factor) fueron: un modelo unifactorial, un modelo bifactorial donde inicialmente un ítem sólo saturara en un factor, un modelo bifactorial donde se partía de la posibilidad de que un ítem saturara en más de un factor (el más similar al estudio de 1979), y un modelo de tres factores. En el cuadro número 4 se resumen los indicadores de ajuste para estos modelos.

Un examen detenido permite decir, en primer lugar, que se rechazan los modelos nulo, unifactorial y trifactorial. Los que parecen ajustarse mejor son los dos modelos bifactoriales, tanto el que permite que los ítems saturen inicialmente en los dos factores como en el que no aparece esta restricción (son los únicos donde la significación estadística de chi cuadrado tiene una probabilidad que tiende a la ausencia de diferencias;  $p = 0,017$  y  $p = 0,010$ , respectivamente). Sus indicadores son muy similares, aunque ligeramente mejores para el que permite que los ítems saturen en más de un factor. Centrándonos en estos dos modelos, el patrón final de saturaciones se recoge en el cuadro número 5.

Lo primero que puede observarse, con ambos modelos, es que aquellos

que suponen dos factores para representar escalas son los que mejor se confirman, especialmente, como era de esperar según los resultados obtenidos hasta ahora, la escala de *respeto hacia los demás y hacia sí mismo*. Dos ítems de la tercera escala podrían perfectamente ser incluidos en la escala primera, sobre todo el ítem 15 (relativo al agrado para estar con los demás), aunque estos dos ítems no dejan de saturar en el factor de Popularidad y liderazgo. Finalmente, y también como era previsible, el que mayores problemas presenta es la primera escala, que necesita que el ítem sature en los dos factores. En el modelo donde esto ocurre (el que permite inicialmente la saturación de los ítems en más de un factor, 2FIND C), las cuantías de las saturaciones de los ítems 28 y 29 en el segundo factor son apenas apreciables, pudiendo pasar perfectamente a pertenecer a la segunda escala, hecho que es para los ítems 28 y 29 una confirmación de lo sucedido con el análisis factorial exploratorio precedente.

Por todo ello parece que se afirma la estructura bifactorial encontrada en el 79, aunque en este caso se ha dado una particularidad debido a que ahora se afirma más una estructura bifactorial correlacionada, pero con menos ítems compartidos. Ello no debe llevar al rechazo de la dimensión de *colaboración* (compuesta por ítems que saturen en los dos factores) que, dadas las distintas variables que pueden estar afectando a la covariación interítem, resuelve adecuadamente los controles confirmatorios a los que se le ha sometido.

Un último comentario es para la escala criterial formada por los ítems que mantenían correlaciones de 0.50 o superiores con el rendimiento académico. De los 21 ítems que componían esta escala en la versión original se han recogido 14 en la versión de 53 ítems utilizada en este estudio. En este caso, además, como se disponía de datos relativos al nivel de retraso escolar (tres niveles correspondientes a ausencia de retraso, un año de retraso y dos o más años de retraso) también se relacionaron los 14 ítems con este criterio. En el cuadro número 6 se resumen los resultados de esta escala criterial.

Lo primero que hay que indicar es que todos los ítems mantienen relaciones positivas con el rendimiento académico (y, obviamente, negativas con el nivel de retraso) como ocurrió en el estudio precedente. Además, salvo para los ítems 9 y 32, las correlaciones encontradas son estadísticamente significativas.

**CUADRO 4.- Resumen de los distintos índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio, de acuerdo con cada modelo**

MODELO	R	GL	CHI	AGI	AGFI	RMS	CHIDF	BBI
NULO	---	105	2259***	.29	.19	.38	21.51	.00
IFACT								
inicial	.40	90	671***	.73	.64	.09	7.46	.70
final	.88	69	186***	.93	.88	.05	2.70	.92
2FIND								
inicial	.89	90	692***	.81	.74	.24	7.69	.69
final	.96	70	100**	.96	.93	.03	1.43	.96
2FIND-C								
inicial	.94	84	462***	.85	.78	.181	5.5	.79
final	.97	69	96*	.97	.94	.03	1.4	.96
3FINDEP								
inicial	.95	90	858***	.77	.70	.30	9.53	.62
final	.98	83	226***	.91	.87	.05	2.72	.90

Nota: R = coeficiente de determinación total; GL = grados de libertad; CHI = valor del Chi Cuadrado; GFI = índice de bondad de adecuación; AGFI = índice de bondad de adecuación ajustado; RMS = raíz cuadrada media residual; CHIDF = chi cuadrado dividido por los grados de libertad; BBI = índice Bentler-Bonett; NULO = cada variable configura un factor, errores de medida independientes; 2FIND = modelo con dos factores independientes y con errores de medida independientes, cada variables satura inicialmente en un solo factor; 2FIND-C = modelo con dos factores independientes y con errores de medida independientes, se permite que una variable sature en más de un factor; 3FINDEP = modelo con tres factores independientes, cada variable satura inicialmente en un solo factor: \* =  $p < 0,05$ ; \*\* =  $p < 0,01$ ; \*\*\* =  $p < 0,001$ . Se ha omitido el cero y la coma decimal se ha sustituido por un punto.

Un segundo aspecto destacable es que ningún ítem alcanza una correlación de 0.50 como ocurrió en el estudio de Pelechano y Barreto (1979), resultado explicable en función de la restricción en rendimientos y tipo de personas calificadas, a lo que hemos hecho alusión más arriba. Un tercer comentario se refiere a que la escala criterial parece representar una

variable más estable, como es el nivel de retraso, que otra de menor estabilidad como son las calificaciones académicas en un momento dado: las correlaciones encontradas entre items y criterios son siempre superiores para el nivel de retraso en comparación con el rendimiento académico, lo que finalmente puede estar indicando un cambio en el nivel de consolidación en las dimensiones positivas de socialización evaluadas por la ESE-1.

**CUADRO 5.- Patrones finales de saturaciones de los dos modelos bifactoriales de la ESE-1, APC**

ITEM	MODELOS					ESCALAS
	2FIND-C		Lambda	2FIND		
	FI	FII		FI	FII	
9	.544	.801	.567	.776	1	
14	.704	.491	.759	.417	1	
28	.863	.188	.998	.	1	
29	1.009	.217	1.156	.	1	
31	.392	.706	.505	.592	1	
2	1.000	.	1.000	.	2	
27	1.269	.	1.275	.	2	
36	1.001	.	1.001	.	2	
46	1.469	-.407	1.515	-.476	2	
52	1.174	.	1.166	.	2	
8	.	1.000	.	1.000	3	
15	.654	.513	.720	.419	3	
24	.318	.948	.334	.940	3	
25	.	1.223	.	1.251	3	
44	.	1.202	.	1.208	3	

Notas: 1 = *colaboración*; 2 = *respeto*; 3 = *popularidad y liderazgo*; 2FIND = modelo con dos factores independientes y con errores de medida independientes, en el que cada variable satura inicialmente en un solo factor; 2FIND-C = modelo con dos factores independientes y con errores de medida independientes, en el que se permite que una variable sature en más de un factor. Se ha omitido el cero y la coma decimal ha sido sustituida por un punto.

**CUADRO 6.- Relaciones del nivel de retraso escolar (NR) y del rendimiento académico (RA) con los ítems de la escala criterial de la ESE-1 (N = 368)**

ÍTEMS	CORRELACIONES	
	NR	RA
6. Se interesa por las actividades que se organizan en el colegio	-.41	.30
9. Hace cosas que son útiles para sus compañeros(as)	-.30	.16
11. Acomete tareas difíciles con moral de éxito	-.36	.26
24. Sugiere nuevas ideas	-.31	.23
25. Toma la iniciativa a la hora de empezar algo nuevo	-.35	.22
26. Sus compañeros(as) lo(la) eligen como jefe en las actividades de grupo	-.34	.19
27. Acepta lo que se le encarga con seriedad y responsabilidad	-.35	.31
28. Intenta no defraudar a sus compañeros(as)	-.24	.20
32. Intenta no defraudar al(a la) profesor(a)	-.27	.14
38. Es constante: termina lo que empieza	-.42	.37
39. Tiene facilidad y soltura para expresarse verbalmente	-.47	.42
45. Participa en las actividades de la clase	-.38	.28
51. Sabe valorar su propio rendimiento con realismo	-.32	.25
53. Tiene criterio propio, de modo que no depende totalmente de lo que los demás digan de él/ella	-.43	.31

## DISCUSION

Los estudios de 1979 y 1989 se diferencian en una serie de parámetros relevantes entre los que cabe señalar la restricción de variabilidad de la muestra a alumnos de segundo curso de EGB (y de sus correspondientes calificadores, profesores de ciclo inicial) en el último, frente a los ocho cursos de EGB en 1979, criterios de calificación de alumnos que son muy distintos en el fin del ciclo inicial de EGB que a lo largo de toda la EGB, empleo de grupos criterio extremos en calificaciones externa sobre socialización en el primer estudio y muestra representativa de la población de un nivel de enseñanza en el último, modificaciones y experiencias con la ley de EGB con un intervalo de 10 años, alumnos y profesores de dos comunidades autónomas distintas... lo que sugiere que no se trataría de

un estudio de validación temporal de una estructura factorial sino, más bien, de validación cruzada (temporal y situacionalmente entendida) del mismo instrumento. Llevados de esta idea y a pesar de estas diferenciaciones, puede concluirse que la validación cruzada de la prueba ha sido satisfactoria.

Tanto con el análisis factorial exploratorio como con el confirmatorio parece afirmarse una estructura bifactorial de la escala. En ambos casos la solución de dos factores parece recoger la variabilidad principal que muestran las respuestas y, además, la adscripción de los ítems a los factores tiende a repetirse y, en todo caso, se ha invertido la importancia estadística de los factores aislados con relación al primer estudio (explicable por las características y nivel evolutivo de esta segunda muestra) y aparece una estructura dependiente, pese a utilizar un procedimiento de rotación ortogonal (sobre esto volvemos más adelante).

Una vez alcanzada la estructura bifactorial, el problema se sitúa en cómo esa solución posibilita la extracción de las tres dimensiones de socialización positiva. Las dos dimensiones más "puras" se repiten sin problemas y la que se encontraba formada por aquellos elementos comunes a las dos anteriores ("colaboración con el profesor y los compañeros") tiende a asimilarse a uno de los dos factores anteriores, aunque aparecen otros ítems que volverían a definir de nuevo esta dimensión "mixta" propuesta. Pese a lo que acaba de decirse, cerca del 70 por 100 de los ítems que componían la dimensión de "colaboración" continúan saturando en los dos factores. Además, el grado de congruencia con la dimensión de 1979, supera 0,90.

Ello nos permitiría afirmar que tanto la estructura psicométrica (solución bifactorial, niveles elevados de consistencia interna, relación entre factores), como la estructura clínica (tres dimensiones de socialización positiva, relaciones positivas con el rendimiento escolar) se han mantenido estables a lo largo de ese tiempo, por lo que posiblemente reflejen aspectos del funcionamiento psicológico comprometidos con el proceso de socialización que superan las exigencias situacionales que hicieron gestar la escala. Su compromiso con otros factores personales situados en distintos niveles de consolidación, su posibilidad de cambio con programas específicamente orientados a fomentarlos y su articulación dentro del desarrollo emocional son otros tantos objetivos a perseguir en la perspectiva inmediata de la investigación diagnóstica.

Un último punto de reflexión representa una temática de peso: la relación alcanzada entre los distintos factores. Bien sea en la solución bifactorial o en la propuesta de tres factores en las soluciones obtenidas de primer orden, se han obtenido coeficientes de correlación altos entre las dimensiones aisladas. Un análisis con rotación oblicua de los mismos datos ha arrojado una estructura similar, por lo que cabe esperar una solución monofactorial en segundo orden. Desde este punto de vista cabría argüir que no merece la pena mantener una estructura multifactorial. Hace ya un cierto tiempo, el autor senior (Pelechano, 1973, 1986) viene defendiendo la necesidad por diferenciar niveles de consolidación en la delimitación de factores psicológicos, niveles que no son apresables apelando solamente al empleo de procedimientos de factorización, sin intervención controlada. Recientemente se han publicado datos y resultados demostrativos de que, incluso en poblaciones de ancianos, las soluciones monofactoriales correspondientes a la estructura de las habilidades interpersonales son engañosas y esconden elementos experimentales y teóricos cruciales para entender la dinámica psicológica (Pelechano, de Miguel y Peñate, 1991). Ello ya representa una llamada de atención respecto al empleo masivo e indiscriminado de las técnicas de factorización sin llevar a cabo un análisis experimental cuidadoso de los resultados y dimensiones que se van aislando. Por estas consideraciones pensamos que puede resultar muy conveniente el mantenimiento de una estructura bi- o tri- factorial en función de las necesidades y conveniencias que el empleo de la prueba conlleve.

Por otro lado, habría que dejar claro que las escalas de calificación representan opiniones y estimaciones de jueces, que no parecen reflejar un tipo de instrumentación "de grano fino" para llevar a cabo análisis psicológicos minuciosos y que sus resultados deberían interpretarse como una primera estimación acerca del funcionamiento personal de unas personas, por parte de otras personas. En este sentido, posiblemente la estructura relacionada de la prueba sería una indicación acerca de la existencia de una dimensión general de percepción de socialización infantil por parte de las personas encargadas de su educación institucional. Dicho con otras palabras: la estructura relacional de la prueba, repetida en contextos, muestras y situaciones muy dispares, serían una demostración de que los profesores percibirían, a nivel muy general, *un proceso genérico de socialización de alumnos dentro del centro escolar*, proceso en el que podrían diferenciarse algunas sub-dimensiones pero que sería valorado globalmente;

al menos, en estos niveles de desarrollo y que vendría a ser un indicador operativo de lo que significa "buen ciudadano". Y en este sentido, no sería totalmente perturbador la existencia de coeficientes de correlación significativos entre los factores. Pero, con el fin, repetimos, de que pueda llevarse a cabo una mejor estimación de este proceso, sería conveniente el mantenimiento de una pluralidad de puntuaciones, dado que poseen una entidad funcional y teórica distinta.

## BIBLIOGRAFIA

- Herrero, F., Cuesta, M. y Grossi, F. (1991).- Análisis factorial, lógica fuzzy y sistemas expertos: aplicación al análisis comparativo de estructuras factoriales obtenidas a partir de muestras distintas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 17, 240-252.
- Joreskog, K. y Sordöm, D. (1985).- *LISREL VI: Analysis of linear structural relationships by the method of maximum likelihood*. Mooresville, Ind. Scientific Software Inc.
- Pelechano, V. (dir.) (1975a). *Censo de escolares necesitados de educación especial en la provincia de S/C de Tenerife*. 2 Vols. ICE de la Universidad de La Laguna.
- Pelechano, V. (1975b).- Modelos de socialización. En V. Pelechano (dir.)- *I simposium sobre aprendizaje y modificación de conducta en ambientes educativos*. Madrid. Servicios de Publicaciones del M.E.C.
- Pelechano, V. (1976).- Una escala de hábitos sociales (AHS-1) en deficientes mentales. *Análisis y Modificación de Conducta*, 2, 39-56.
- Pelechano, V. (1979).- *Psicología educativa comunitaria en la EGB*. Alfaplús, Valencia.
- Pelechano, V. (dir.) (1989).- *Fracaso escolar y calidad de la enseñanza en Canarias para la EGB y las enseñanzas medias: Evolución, determinantes y propuestas*. 3 Vols. Dpto. de Personalidad, Evaluación y TT.PP. Universidad de La Laguna.
- Pelechano, V. (1990).- *Fracaso escolar y calidad de la enseñanza: el caso de Canarias*. Alfaplús, Valencia.
- Pelechano, V. y Báguena, M. J. (1979).- La escala ESE-2 de hábitos perturbadores de socialización en ambientes escolares. *Análisis y Modificación de Conducta*, 5, 46-89.
- Pelechano, V. y Barreto, M. P. (1979).- La escala ESE-1 de factores positivos de socialización en ambientes escolares. *Análisis y Modificación de Conducta*, 5, 5-45.
- Pelechano, V., De Miguel, A. y Peñate, W. (1991).- La estructura de las habilidades interpersonales en ancianos. En V. PELECHANO (dir.)- *Habilidades interpersonales en ancianos: conceptualización y evaluación*, Alfaplús, Valencia.
- Silva, F. (1975).- La escala de adaptación y hábitos sociales (AHS-1) de V. Pelechano. En V. Pelechano (dir.)- *Censo de escolares necesitados de educación especial en la provincia de S/C de Tenerife*, Vol II. ICE de la Universidad de La Laguna.
- Silva, F. y Martorell, C. (1982).- *La batería de socialización*. Promolibro, Valencia.