

INVESTIGACIÓN PSICOMÉTRICA SOBRE LA ESCALA DE SUSCEPTIBILIDAD AL CASTIGO DE TORRUBIA Y TOBEÑA (1984)(1)

Javier MOLTO

Departamento de Psicología Básica
Colegio Universitario de Castellón
UNIVERSIDAD DE VALENCIA

RESUMEN

El presente estudio fue diseñado para investigar las propiedades psicométricas básicas y la estructura factorial de la escala de "Susceptibilidad al castigo" (SC), desarrollado por Torrubia y Tobeña (1984) como medida de la dimensión de Ansiedad de la teoría de Gray. También se ha estudiado la relación entre la escala SC y las dimensiones de personalidad Eysenck (EPQ-J/EPQ-A). En este estudio se han utilizado las respuestas a la SC y EPQ-J/EPQ-A de 3 muestras de sujetos. Una muestra inicial de 252 estudiantes no universitarios, una segunda muestra de 192 estudiantes universitarios con trabajo, en su mayoría, y una tercera muestra de 444 sujetos, que se formó combinando las respuestas de las dos muestras anteriores. Se calcularon las medias y desviaciones típicas en todas las escalas. La información convergente del análisis de ítems de la escala SC a través de las 3 muestras permitió formar una versión revisada de la SC (SC-R), que fue más consistente internamente que la medida original. La muestra 1 y la muestra 3 -muestra de replicación- fueron sometidas a análisis de componentes principales con rotación varimáx para cada sexo. Para determinar el número de factores a retener para su posterior rotación, se utilizaron los siguientes criterios: Kaiser-Guttman, "Scree Test", número de cargas significativas, fiabilidad de los factores, replicabilidad factorial e interpretabilidad psicológica de los factores. La práctica totalidad de los criterios fueron consistentes con la extracción de 2 factores a partir de las matrices correlacionales, que explicaron un valor moderado en torno al 23% de la varianza total. El factor más fiable y replicable fue el denominado "Miedo Social o Interpersonal". Los resultados preliminares obtenidos sugirieron que la susceptibilidad al castigo como medida

de ansiedad fue, cuantitativa y cualitativamente, diferente para cada sexo. Las intercorrelaciones entre la escala SC-R y el EPQ-J/EPQ-A se mostraron de acuerdo con la teoría de Gray.

PALABRAS CLAVE: *susceptibilidad al castigo, teoría de la personalidad de Gray, ansiedad.*

SUMMARY

The presente study was an investigation of the basic psychometric properties and the factor structure of the "Susceptibility to Punishment" Scale (SP), developed by Torrubia y Tobeña (1984) as a measure of Anxiety dimensions of Gray's theory. The relationship between SP scale and the Eysenckian dimensions of personality (EPQ-J/EPQ-A) was also investigated. The study utilised responses to the SC and EPQ-J/EPQ-A from 3 samples of subjects. An initial sample of 252 non-university students, a second sample of 192 university-workers students and an aggregate sample of 444 students, combining the two previous samples. Means and standars deviations were calculated for all scales. Convergent information from the item analysis of the SC scale across the 3 samples allowed to form a revised 31-item version of the SP (SP-R), wich was found to be more internally consistent than the original measure. The sample 1 and sample 3 - replication sample- were subjected to principal components analyses followed by varimax rotation for each sex. Kaiser-Guttman, "Scree Test" number of significant loadings, factor reliability, factor replicability and psychological interpretability, were used as criterion measures to determine the number of factors to retain for rotation. Almost all criteria showed to be consistent with the extraction of two factors from the correlational matrices wich accounted for a moderate 23% of total variances. The most reliable and replicable factor was the so-called "Social or Interpersonal Fear". The preliminary results obtained suggested that the susceptibility to punishment as a measure of anxiety was quantitatively and qualitatively different for each sex. The intercorrelations between SP-R and EPQ-J/EPQ-A were in agreement with the Gray's theory.

KEY-WORDS: *susceptibility to punishment, Gray's theory of personality, anxiety*

INTRODUCCIÓN

Durante los últimos 20 años, J.A. Gray (1970, 1972, 1981, 1987) ha centrado su investigación en el estudio de la ansiedad desde una óptica neuropsicológica, formulando una teoría sobre la naturaleza psicológica de la misma y su base neural. Dada la imposibilidad de estudiar experimentalmente el cerebro humano, la teoría de Gray se ha llevado a cabo fundamentalmente con animales de laboratorio, observando los efectos conductuales de algunos fármacos ansiolíticos y analizando las funciones del sistema septohipocámpico sobre el estado de ansiedad. La conjunción de su trabajo experimental con la tradición psicométrica de la escuela Eysenckiana, de la que procede (Eysenck, 1967, 1970, 1976, 1987), le ha permitido formular un modelo alternativo de personalidad aplicable a los seres humanos.

El modelo de Gray (1981), por tanto, supone una modificación de las dimensiones básicas de la personalidad de Eysenck, Neuroticismo-Estabilidad e Introversión-Extraversión, entendiendo el Neuroticismo como una dimensión de sensibilidad general a todo tipo de eventos reforzadores, ya sean apetitivos o aversivos, y la Introversión como una dimensión que iría desde la sensibilidad a las señales de castigo y no reforzamiento (polo introversión) hasta la sensibilidad a las señales de recompensa (polo extraversión). Al relacionar ambas dimensiones, Gray propone una rotación de 45° de los ejes Eysenckianos para crear una dimensión que denomina de "Ansiedad", que iría desde el cuadrante Neuroticismo-Introversión (máxima Ansiedad) hasta el cuadrante Estabilidad-Extraversión (mínima Ansiedad). El otro eje, al que asigna el término de "Impulsividad", iría desde el cuadrante Neuroticismo-Extraversión (máxima Impulsividad) hasta el cuadrante Estabilidad-Introversión (mínima Impulsividad).

De este modo, un incremento en el nivel de Ansiedad reflejaría un incremento en la sensibilidad a las señales de castigo, a las señales de omisión de recompensa frustradora y a los estímulos especialmente novedosos. Y un incremento en el nivel de Impulsividad supondría un incremento en la sensibilidad a las señales de recompensa y de omisión de castigo, o lo que es lo mismo, reflejaría una ausencia de miedo respecto de las consecuencias amenazadoras de respuestas peligrosas.

Con este marco teórico, distintos trabajos experimentales han intentado poner a prueba las predicciones derivadas del modelo de personalidad de Gray al campo humano. Así, Gupta (1976) demostró que los introvertidos obtenían, en el procedimiento de condicionamiento de Taffel, mejores puntuaciones cuando recibían pequeños shocks eléctricos por sus respuestas incorrec-

tas, al tiempo que los extravertidos presentaban un mejor condicionamiento cuando recibían refuerzo verbal positivo por sus respuestas correctas. Asimismo, Gupta y Nagpal (1978) comprobaron que los sujetos que obtenían puntuaciones altas en una escala de impulsividad-sociabilidad (medida indirecta de la extraversión) condicionaban mejor que los que obtenían puntuaciones bajas, bajo condiciones de recompensa. Y lo contrario sucedía bajo condiciones de castigo. McCord y Wakefield (1981) diseñaron una investigación para averiguar la relación entre la extraversión, la tasa de recompensa-castigo presentada por el profesor en el aula y el rendimiento académico en aritmética con niños de primaria. Los resultados dieron un apoyo parcial a la teoría de Gray por cuanto, de entre los sujetos con puntuaciones bajas o medias en psicoticismo, los extravertidos obtenían un mejor rendimiento cuanto mayor era la tasa de recompensa-castigo utilizada por los profesores, en tanto que los introvertidos obtenían sus mejores rendimientos con profesores más punitivos. Además, para aquellos sujetos con puntuaciones altas en psicoticismo el castigo fue más efectivo, excepto para los que tenían puntuaciones altas en extraversión y bajas en neuroticismo, con quienes la recompensa fue más efectiva.

Por otro lado y con una metodología más compleja, los trabajos del grupo de Newman han servido para corroborar parcialmente la teoría de Gray. Así, Newman, Widon y Nathan (1985), en experimentos de laboratorio y con tareas de discriminación, mostraron que los sujetos psicopáticos y los extravertidos exhibían un déficit en el aprendizaje de evitación pasiva cuando la evitación requería que los sujetos inhibieran una respuesta que frecuentemente llevaba a la recompensa, en relación con los sujetos no psicopáticos y los introvertidos. Los resultados de los experimentos de Pearce-McHall y Newman (1986) son también consistentes con las diferencias entre introvertidos y extravertidos, aunque no excluyen otras interpretaciones, y han llevado a estos autores a la conclusión de que la persistencia, en los extravertidos, de la conducta dirigida a una meta, en comparación con los introvertidos, no se produce porque son hiporreactivos al castigo "per se", sino debido a que su perseveración en la respuesta altera su reacción al castigo facilitando su respuesta, en lugar de inhibirla. A similar conclusión llegaron Nichols y Newman (1986) al indicar que los extravertidos se "activan" más fácilmente por la disponibilidad de la recompensa que los introvertidos. Este patrón de sensibilidad a las claves de la recompensa y la subsiguiente facilitación de respuesta por el castigo se evidenciaba, de un modo especial, en los extravertidos neuróticos. Finalmente, el trabajo de Patterson, Kosson y Newman (1987) indica que los extravertidos cometen más errores de evitación pasiva que los introvertidos y fracasan en la interrupción de su conducta después de recibir castigo por sus errores, siendo especialmente notorio este patrón diferencial de respuesta con los extravertidos neuróticos.

Boddy, Carver y Rowley (1986), mediante tareas de juegos de ordenador, y trabajando con sujetos extravertidos e introvertidos, mediante refuerzo verbal positivo y negativo, dieron apoyo a la teoría de Gray al encontrar un efecto altamente significativo entre estas dos variables: los extravertidos obtenían un mejor rendimiento con refuerzo positivo que negativo, y lo contrario sucedía con los introvertidos. Igualmente Derryberry (1987), mediante técnicas cronométricas y con videojuegos, ha confirmado algunos postulados de la teoría de Gray, señalando que los extravertidos respondían mejor con señales de recompensa, mientras que los introvertidos hacían lo propio con señales de castigo; además, los introvertidos presentaban más atención a las claves negativas que los extravertidos.

Importa señalar que casi todos los trabajos anteriores, con el fin de corroborar las predicciones del modelo de Gray, han utilizado los test de Eysenck (EPI, EPQ-J, EPQ-A) para la clasificación de los sujetos en las dimensiones de Neuroticismo y Extraversión. No obstante, para Gray (1971, 1987) la mejor medida de la susceptibilidad al miedo, a la frustración anticipatoria y a la ansiedad la constituiría la "Manifest Anxiety Scale" de J. Taylor (1953), con la salvedad de que este rasgo de ansiedad mostraba una relación más estrecha con el neuroticismo (correlación = 0.70) que con la introversión (correlación = 0.40).

Sin embargo, recientemente, Torrubia y Tobeña (1984) han construido la escala de "susceptibilidad al Castigo" (SC), como instrumento de medida fiable y válido de la dimensión de ansiedad postulada por Gray en humanos. Esta escala de Susceptibilidad al Castigo, en estudios sobre sujetos de nivel cultural universitario o preuniversitario (Torrubia y Tobeña, 1984; Torrubia et al., 1984; Torrubia, 1985), ha mostrado una adecuada fiabilidad y una buena validez de constructo, al comportarse de acuerdo a lo hipotetizado en la teoría de Gray para la susceptibilidad a las señales de castigo, correlacionando positivamente con la escala de Neuroticismo y negativamente con la escala de Extraversión de Eysenck, a la vez que resultaba ortogonal con medidas de impulsividad.

Los objetivos del presente estudio son: (1) investigar la estructura factorial y las propiedades psicométricas básicas de la escala SC en tres muestras de estudiantes, no universitarios y universitarios de título medio, y (2) investigar la relación entre la escala SC y el cuestionario EPQ-J y EPQ-A de Eysenck.

MÉTODOS

Sujetos

La Primera muestra (Muestra 1) estaba compuesta por 252 sujetos, 130

varones con un rango de edad de 14-17 años ($X=14.74$, $DT=0.65$) y 122 mujeres con un rango de edad de 14-18 años ($X=14.75$, $DT=0.73$), estudiantes todos ellos de 1º de BUP en el Instituto de Bachillerato del Grao o en el Instituto de Bachillerato Mixto Nº 5 de Castellón de la Plana.

Una segunda muestra (Muestra 2) está formada por 192 sujetos, 85 varones con un rango de edad de 18-45 años ($X=26.29$, $DT=6.08$) y 107 mujeres con un rango de edad de 18-41 años ($X=23.18$, $DT=5.26$), todos ellos estudiantes de 1º, 2º, o 3er. curso de Graduado Social en el Colegio Universitario de Castellón, de los cuales un 66% compaginaba sus estudios con un trabajo. Los sujetos de la Muestra 2 se utilizaron para crosvalidar los resultados de la Muestra 1.

Finalmente, dado el insuficiente número de varones y mujeres en la Muestra 2 para la factorización separada por sexos de la escala SC, se creó una tercera muestra (Muestra 3), combinando las respuestas a la escala SC de los sujetos de las Muestras 1 y 2. La Muestra 3, por tanto, estaba formada por 444 sujetos (215 varones y 229 mujeres), con el fin de examinar el grado de replicación de los procedimientos factoriales y de consistencia interna empleados en la Muestra 1.

Dadas las conocidas diferencias sexuales en distintas variables de personalidad, como recientemente ha puesto de manifiesto el clarificador trabajo de Zuckerman et al. (1988), en el que se evidencia que las mujeres obtienen puntuaciones más altas en la mayoría de escalas de ansiedad y de emocionalidad general, en el presente trabajo se han realizado todos los análisis separadamente por sexos, con el fin de explorar tales posibles diferencias.

Todos los análisis estadísticos se han realizado en un ordenador Apple Macintosh II, utilizando el programa SYSTAT 020 (Wilkinson, 1986).

Los Cuestionarios

La Escala de Susceptibilidad al Castigo de Torrubia y Tobeña (1984).

Es un cuestionario que consta de 36 ítems de elección forzada a los que hay que responder afirmativa o negativamente. Como señala Torrubia, "la construcción de la escala se ha hecho a partir de ítems sobre situaciones de la vida cotidiana en las cuales algunos individuos dejan de hacer cosas para evitar estimulación aversiva, para evitar situaciones novedosas o porque creen que, aunque lo hagan, no recibirán ningún tipo de recompensa" (Torrubia, 1985, p. 31).

El Cuestionario EPQ-J.

La versión española, en su segunda edición, preparada y publicada por T.E.A. S.A., con la esponsorización de sus autores (Eysenck y Eysenck, 1981), consta de 81 ítems, con formato de elección, de elección forzada (sí-no) y evalúa cuatro escalas: (1) Neuroticismo (N:20 ítems), (2) Extraversión (E:24 ítems), (3) Psicoticismo (P:17 ítems), y (4) Sinceridad (S:20 ítems). Este cuestionario fue aplicado a los sujetos de la Muestra 1.

El Cuestionario EPQ-A.

Es el mismo cuestionario EPQ, pero para sujetos adultos, publicado por T.E.A. S.A. y por Eysenck et al. (1982). Consta de 94 ítems y mide cuatro escalas: (1) Neuroticismo (N:25 ítems), (2) Extraversión (E:20 ítems), (3) Psicoticismo (P:24 ítems), y (4) Sinceridad (S:25 ítems).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

PARTE I: ANÁLISIS UNIVARIADOS

Estadísticos básicos

La Tabla 1 refleja las medidas y desviaciones típicas obtenidas en el presente estudio comparadas con las obtenidas por Torrubia y Tobeña (1984), Eysenck y Eysenck (1981), y Eysenck et al. (1982).

Como se puede apreciar a partir de la Tabla 1, las medias y DTs obtenidas en el presente estudio para la puntuación total en la escala SC son muy similares entre sí (Muestra 1 y Muestra 2) y también en relación a los datos apostados por Torrubia y Tobeña (1984), con una sola diferencia significativa ($t=2.382$, $p<0.01$) entre las puntuaciones de los varones en SC en la muestra de Torrubia y Tobeña (1984) y los correspondientes valores en la Muestra 1 de este trabajo, que son más altos. Dada la diferencia de edad entre las muestras comparadas ($X=19.77$ para la de Torrubia y Tobeña (1984); $X=14.74$ para la Muestra 1), este dato, aunque requeriría mayor investigación, parecería indicar que los varones son más susceptibles al castigo en la adolescencia que en la juventud, y siempre con valores inferiores a las mujeres que parecen mostrar una mayor estabilidad y una mayor puntuación, aunque sin llegar a alcanzar la significatividad a nivel estadístico.

Tampoco se observan diferencias significativas en el EPQ-J y EPQ-A para las escalas N, E y S entre los datos de Eysenck y Eysenck (1981), los de Eysenck et al. (1982) y los aportados en el presente estudio (Muestra 1 y Mues-

tra 2). Sin embargo, sí se aprecian diferencias altamente significativas en la escala P del EPQ-J entre las mujeres de la muestra de Eysenck y Eysenck (1981) y las mujeres de la Muestra 1 de este trabajo ($t=4.886$, $P<0.001$), así como también en la escala P del EPQ-A entre la muestra de Eysenck et al. (1982) y los datos de la Muestra 2, tanto para los varones como para las mujeres ($t=3.836$, $P<0.001$ para los varones; $t=16.575$, $P<0.001$ para las mujeres). Cabe señalar que los valores significativos en la escala P del presente estudio son siempre inferiores a los aportados por el grupo de Eysenck, si bien nuestros datos son consistentes con la mayoría de estudios sobre las dimensiones Eysenckianas en el sentido de que los varones tienden a puntuar por encima de las mujeres en la escala P.

TABLA 1.- Medias y desviaciones típicas en la escala SC, según Torrubia y Tobeña (1984) en el EPQ-J, según Eysenck y Eysenck (1981) y en el EPQ-A, según Eysenck et al. (1982), comparados con los obtenidos en el presente estudio para la Muestra 1(N=252) y la Muestra 2 (N=192).

Escalas	Torrubia y Tobeña (1984) (SC) Eysenck y Eysenck (1981) (EPQ-J) Eysenck et al. (1982) (EPQ-A)											
					Muestra 1				Muestra 2			
	Varones		Mujeres		Varones		Mujeres		Varones		Mujeres	
	\bar{X}	DT	\bar{X}	DT	\bar{X}	DT	\bar{X}	DT	\bar{X}	DT	\bar{X}	DT
SC ^a	17.93	6.80	19.71	6.03	19.66	5.56	20.60	5.56	18.65	6.78	20.00	5.72
SC-R					17.10	5.48	18.27	5.69	15.76	6.75	17.86	5.76
EPQ-J												
N ^b	11.41	4.29	12.96	4.17	11.41	4.13	11.80	4.43				
E ^b	18.77	3.58	17.81	3.68	17.34	2.98	17.57	3.18				
P ^b	3.73	2.79	2.88	2.07	3.79	2.72	2.53	2.03				
S ^b	12.16	4.23	12.43	3.87	11.79	3.37	11.70	3.40				
EPQ-A												
N ^c	11.64	5.25	14.53	5.21					12.34	5.09	14.86	4.59
E ^c	12.04	4.04	11.37	4.41					12.53	4.18	12.93	3.61
P ^c	2.73	3.05	2.21	2.36					2.45	2.34	1.61	1.77
S ^c	10.29	4.93	11.85	4.26					10.78	4.09	11.06	3.99

^aTorrubia y Tobeña (1984) ; ^bEysenck y Eysenck (1981) ; ^cEysenck et al (1982)

Análisis de ítems

Aunque la validez de contenido de una prueba descansa más sobre la lógica racional con que se ha construido que sobre los datos empíricos, sin embargo, los resultados de aplicar un instrumento proporcionan importante información, en absoluto despreciable. Nunnally (1978) ha señalado que el primer paso, en este sentido, es aplicar la prueba a una amplia muestra de personas, representativas de los sujetos con quienes, a la postre, se aplicará la prueba. Para ello y si se quiere realizar un análisis de ítems fiable, una buena regla es contar con un número de sujetos, como mínimo, diez veces superior al número de ítems (Nunnally, 1978, p. 279). Por esta razón, nuestro análisis de ítems se ha realizado sobre toda la Muestra 3 ($n=444$), aunando varones y mujeres para dar cumplimiento al requisito mínimo del tamaño de la muestra y lograr una mayor fiabilidad en los resultados.

La tabla 2 muestra los porcentajes de respuestas afirmativas dadas por los sujetos de la Muestra 3 a los ítems de la escala SC, así como la correlación de cada ítem con la puntuación total en la escala y el valor del coeficiente alpha si se excluyera ese ítem. El coeficiente alpha de Cronbach para la escala total es de 0.798, valor ligeramente inferior al manejado como estándar mínimo para la fiabilidad de consistencia interna de pruebas con, al menos, 30 ítems dicotómicos (0.80) (Nunnally, 1978).

Aunque los niveles de dificultad de los ítems (o porcentajes de respuestas dadas por los sujetos) proporcionan importante información, ésta es secundaria en relación a la obtenida a partir de las correlaciones entre los ítems. Por otro lado, los ítems con niveles de dificultad extremos no son deseables por distintos motivos: influyen en la forma y dispersión de las puntuaciones de la prueba, discriminando pobremente, excepto para aquellos sujetos que están en los extremos de la distribución que, de hecho, son una minoría; además, contribuyen relativamente poco a la consistencia interna de la escala y llegan a hacer descender al coeficiente alpha de la prueba; y, finalmente, causan dificultades en la interpretación produciendo sesgos en los análisis basados en correlaciones, tal como en el caso del análisis factorial (Nunnally, 1978; Helmes, 1980). Por último, y como ya se ha dicho, los "buenos" ítems son aquellos que muestran una buena correlación con los demás ítems; y ya que las correlaciones de los ítems con la puntuación total en una prueba están directamente relacionadas con sus respectivas sumas de correlaciones, se puede afirmar que los "buenos" ítems son aquellos que correlacionan fuertemente con la puntuación total de la prueba (Nunnally, 1978, p. 272).

Por todo ello, con el fin de incrementar la fiabilidad alpha de la escala SC y de depurar psicométricamente este instrumento en pro de una mayor homogeneidad de su contenido, se ha adoptado el criterio de eliminar aquellos

TABLA 2.- Porcentajes de respuestas afirmativas dadas por los sujetos (varones + mujeres) de la Muestra 3 (N=444) a los ítems de la escala SC, correlación ítem-total para SC y SC-R, y coeficiente Alpha si se excluye cada ítem en SC.

Nº ítem	% respuestas afirmativas	r ítem-total en SC	alpha si se excluye ese ítem	r ítem-total en SC-R
1	84	.244	.796	.246
2	27	.133	.801	--
3	56	.410	.791	.406
4	39	.359	.793	.363
5	47	.152	.802	--
6	61	.379	.792	.380
7	62	.344	.794	.337
8	80	.369	.792	.363
9	26	.323	.794	.342
10	88	-.005	.803	--
11	51	.357	.793	.371
12	33	.249	.797	.251
13	50	.394	.792	.402
14	34	.473	.788	.481
15	61	.473	.788	.484
16	45	-.073	.810	--
17	43	.357	.793	.363
18	42	.570	.784	.581
19	84	.200	.799	.178
20	68	.467	.789	.490
21	70	.488	.788	.500
22	42	.451	.789	.457
23	66	.362	.793	.365
24	48	.326	.795	.312
25	41	.380	.792	.385
26	40	.402	.791	.405
27	27	-.065	.808	--
28	54	.448	.789	.468
29	57	.450	.789	.466
30	60	.376	.792	.380
31	75	.428	.790	.423
32	58	.509	.787	.524
33	67	.448	.789	.461
34	72	.493	.788	.506
35	76	.332	.794	.336
36	34	.516	.787	.518
r media inter-ítems		.348		.405

Nota: Se ha omitido el cero y la coma decimal se ha sustituido por un punto.

ítems que, convergentemente, mostraran una baja correlación con la puntuación total y, a la vez, que con su exclusión se incrementara el coeficiente alpha de la prueba, observando también el nivel de dificultad del ítem, si bien esto de modo secundario. Así, del análisis de la Tabla 2 se desprende que hay cinco ítems que cumplen estos criterios (ítems: 2, 5, 10, 16, 27), mostrando tres de ellos, además, niveles de dificultad extremos. El coeficiente de consistencia interna alpha de Cronbach calculado sobre la escala depurada con los 31 ítems restantes arroja un valor de 0.832 para toda la Muestra 3. Asimismo, se han realizado análisis de ítems separados por sexos, con las Muestras 1, 2 y 3 y los resultados son convergentes con el obtenido a partir de la Muestra 3 conjunta, por cuanto que los únicos ítems que con su exclusión se incrementaría el respectivo coeficiente alpha de la escala total, mostrando correlaciones pobres -en algunos casos incluso negativas- o no significativas con el total de la escala, y que se repiten en los análisis de las tres muestras son los ítems 2, 5, 10, 16 y 27 (2).

Basados en los resultados convergentes explicados, se ha formado una versión revisada de 31 ítems de la escala SC, excluyendo de la misma los ítems 2, 5, 10, 16 y 27. Los análisis realizados con la escala original SC se han repetido utilizando la versión revisada (SC-R). Los resultados se presentan en las Tablas 1 y 2. Además, la distribución de frecuencias de la puntuación total de la escala SC-R, conjuntamente para ambos sexos en la Muestra 3, presenta una forma aproximadamente normal, con un valor de asimetría igual a -0.274 y un valor de curtosis igual a -0.392 (3).

Finalmente, la Tabla 3 refleja, comparativamente, los valores del coeficiente de fiabilidad alpha de Cronbach para las Muestras 1, 2 y 3 en la escala original SC y en la escala revisada SC-R, en relación con los aportados por Torrubia y Tobeña (1984). A partir de los datos de la Tabla 3 se puede apreciar que la escala SC-R presenta un incremento en el valor del coeficiente alpha en relación con el de la escala original SC en todas las muestras de este trabajo, tanto para varones como para mujeres. Por tanto, la escala SC-R parece tener una mayor homogeneidad de contenido, al tiempo que muestra un valor en la fiabilidad de consistencia interna aceptable y en la misma cuantía que otras pruebas de personalidad semejantes (Corulla, 1988; Pérez et al. 1986). Por otra parte, los valores alpha obtenidos en el presente estudio son totalmente equiparables a los aportados por Torrubia y Tobeña (1984).

PARTE II: ANÁLISIS MULTIVARIADOS

Si bien es verdad que la metodología de análisis factorial se encuentra

TABLA 3.- Coeficientes de fiabilidad alpha de la escala SC y SC-R, obtenidas en el presente estudio, comparadas con las obtenidas por Torrubia y Tobeña (1984).

Escala	Muestra 1		Muestra 2		Muestra 3		(Torrubia y Tobeña, 1984)	
	V(n=130)	M(n=122)	V(n=85)	M(n=107)	V(n=215)	M(n=229)	V(n=96)	M(n=103)
SC	.759	.781	.860	.801	.806	.788	.85	.80
SC-R	.791	.820	.882	.834	.836	.824		

Nota: Se ha omitido el cero y la coma decimal se ha sustituido por un punto.

sometida a críticas muy distintas (Kim y Mueller, 1978; Kline y Barrett, 1983; Nunnally, 1978; Pelechano, 1979), también es cierto que constituye uno de los procedimientos más utilizados, mediante el cual la ciencia psicológica ha progresado en sus conocimientos de una manera firme. Nuestro objetivo en este apartado es explorar la estructura subyacente a los datos en la escala SC-R, mediante análisis factorial exploratorio.

Uno de los elementos de disputa entre los factorialistas ha sido al referente al número de sujetos a utilizar en relación con las variables empleadas para obtener soluciones factoriales. Así, mientras Nunnally (1978) ha señalado, quizá con un criterio excesivamente estricto, que la razón debería ser 10:1, Barret y Kline (1983) han indicado que con razones de 3:1 ellos han obtenido en el EPQ soluciones factoriales fiables, siempre considerando que cuanto mayor sea el número de sujetos en la muestra, más se reducirá el error estándar de las correlaciones y, por tanto, más fiabilidad se obtendrá en los resultados; han expresado, además, que las factorizaciones sobre muestras con menos de 100 sujetos deben ser tratados con sumo cuidado. Todo ello nos ha llevado a desechar la factorización sobre los sujetos de la Muestra 2, en número insuficiente o peligroso respecto de los criterios recién señalados, realizando los análisis factoriales, separadamente por sexos, sólo para las Muestras 1 y 3.

Otro de los problemas con que el investigador se enfrenta al realizar un análisis factorial es el de cuántos factores no rotados debe retener para su posterior rotación. Uno de los criterios más frecuentemente utilizado es el de Kaiser-Guttman que supone la retención de todos aquellos factores con valo-

res propios (eigenvalues) superiores a la unidad (Everett, 1983; Gosuch, 1974; Kaiser, 1974; Kim y Mueller, 1978; Walkey y McCormick, 1985). Sin embargo, se ha demostrado repetidamente que este criterio tiende a aceptar demasiados factores (Everett, 1983; Howarth, 1976; McKenzie, 1988; Revelle y Rocklin, 1979). Posteriormente el siguiente criterio de más amplio uso ha sido el "Scree Test" (Cattell, 1966), que consiste en examinar el gráfico de valores propios y detener la factorización en el punto en que los valores propios comienzan a descender formando una línea recta con una pendiente casi horizontal. Algunos estudios han mostrado que este método es, a menudo, superior a los otros, especialmente cuando el interés es el de localizar sólo los principales factores comunes (Linn, 1968). Por último, Everett (1983) ha utilizado el concepto de replicabilidad factorial, mediante coeficientes de comparabilidad de factores, basado en las puntuaciones factoriales, para resolver el problema del número de factores. Walkey y McCormick (1985) han adoptado una aproximación similar pero utilizando el índice "s" de Cattell (Cattell et al., 1969) como base para la comparación. Naturalmente, cualquiera que sea el criterio estadístico que se adopte, la solución última deberá ser el criterio de interpretabilidad psicológica.

Dada la diversidad y complejidad del problema, Kim y Mueller (1978) aconsejan, para protegerse uno a sí mismo de la aceptación de resultados que sea dudosos, el uso combinado de varios criterios, aceptando sólo aquellas conclusiones confirmadas por criterios independientes y considerando las otras hipótesis tentativas. Por ello, esta investigación adopta tal estrategias, utilizando el criterio de Kaiser-Guttman, el "Scree Test", la replicabilidad factorial, la fiabilidad de los factores y la interpretabilidad psicológica.

Estructura factorial

Se han efectuado, separadamente por sexos, análisis factoriales de componentes principales con rotación varimax con el fin de obtener factores ortogonales para la Muestra 1 (varones y mujeres) y la Muestra 3 (varones y mujeres). Se comprobaron los coeficientes de correlación producto-momento de Pearson entre los 31 ítems que componen la escala SC-R, proceso que es equivalente al cómputo de coeficientes phi entre variables dicotómicas (Nunnally, 1978). Se inspeccionaron las respectivas matrices de correlaciones para asegurar que contenían una justa proporción de elementos significativamente diferentes de cero, y éstas fueron sometidas a análisis factorial.

Las matrices de correlaciones inter-ítems para la Muestra 1 (varones y mujeres) y la Muestra 3 (varones y mujeres) fueron factorizadas mediante el método de componentes principales, separadamente por sexos. La conjunción

del criterio de Kaiser-Guttman y del "Scree Test" indicó que deberían extraerse sólo dos factores de cada matriz para su rotación varimax. Posteriormente, respecto de cada matriz factorial rotada se seleccionaron como ítems representativos de cada factor aquellos que cumpliesen, a la vez, dos requisitos: (a) presentar una saturación ≥ 0.35 en uno de los dos factores, y (b) no presentar una saturación de cuantía similar y en la misma dirección en el otro factor.

La Tabla 4 presenta la matriz factorial rotada para la Muestra 1, separada por sexos, con expresión de las saturaciones factoriales obtenidas en los dos factores, comunalidad, valor propio de cada factor, porcentaje de varianza total explicada y porcentaje de varianza extraída por la rotación de cada factor. La Tabla 5 muestra, a su vez, la matriz factorial rotada y los mismos datos que la Tabla 4 para los varones y mujeres de la Muestra 3, con el fin de examinar el grado de replicación de los procedimientos factoriales empleados por la Muestra 1. Se ha conservado la numeración original de los ítems en todas las Tablas y en el Apéndice se encuentra la escala SC completa.

Aunque el criterio de saturación fijado en este trabajo, ≥ 0.35 , es algo superior al usualmente utilizado (≥ 0.30), sin embargo, todavía algunos ítems presentan cargas factoriales significativas en los dos factores (v. gr. 32 y 21 para varones y mujeres, respectivamente de la Muestra 1) y otros no llegan a saturar a nivel significativo en ninguno de los dos factores (v. gr. 1, 6, 12 para ambos sexos en las dos muestras). Este aspecto sugeriría la necesidad de un refinamiento de la escala para sustituir los ítems multifactoriales y los no significativos.

En relación a los datos de la Muestra 1, los dos factores extraídos explican un 22.05% de la varianza total observada en el caso de los varones y un 24.40% en el caso de las mujeres. Y en la Muestra 3, -muestra de replicación-, la varianza total explicada por los dos factores extraídos, en relación con la total observada, alcanza un valor de 23.56% para los varones y de 23.47% para las mujeres. Estos valores obtenidos, por sexos, son altamente coincidentes entre sí en las dos muestras y, aunque son valores moderados, sin embargo, están dentro de los límites encontrados en otros trabajos con escalas semejantes (Alexitch et al., 1988; Báguena et al., 1987; Ball et al., 1983; Camprara et al., 1985; Helmes, 1980; Rowland y Franken, 1986).

Pasemos ahora a la definición de los factores para los varones de la Muestra 1.

El primer factor está representado por un total de 10 ítems salientes que cumplen los requisitos antes expuestos. Este factor posee un valor propio de 4.58, explicando un 14.79% de la varianza total y un 10.40% de la varianza rotada. Los ítems y saturaciones correspondientes aparecen en la Tabla 6. El

TABLA 4.- Matrices factoriales rotadas (Varimax sobre componentes principales) correspondientes a la escala SC-R para la Muestra 1 (N=252).

Muestra 1						
Nº item	Varones (n = 130)			Mujeres (n = 122)		
	F1	F2	h ²	F1	F2	h ²
1	-.04	.16	.19	-.01	.25	.06
3	.53	.14	.30	.18	.34	.15
4	.24	.41	.23	.53	-.08	.29
6	.22	.19	.08	.24	.31	.15
7	.29	.11	.10	-.02	.60	.36
8	.42	-.09	.18	.17	.39	.18
9	-.24	.44	.25	.36	.08	.14
11	.35	.20	.16	.47	-.05	.22
12	.15	-.06	.03	.16	.16	.05
13	.19	.36	.17	.24	.16	.08
14	.44	.08	.20	.60	.14	.38
15	.48	.07	.24	.20	.53	.32
17	.37	.14	.16	.37	-.02	.14
18	.28	.38	.22	.57	.27	.40
19	.23	.03	.05	-.07	.43	.19
20	.04	.63	.40	.67	.26	.52
21	-.05	.66	.44	.47	.36	.35
22	.21	.38	.19	.36	.27	.20
23	.57	-.11	.34	.25	.05	.07
24	.33	.21	.15	-.25	.56	.38
25	.27	.34	.13	.15	.21	.07
26	.32	.29	.19	.24	.42	.23
28	.59	-.03	.35	.51	.14	.28
29	.20	.49	.28	.61	-.01	.37
30	.62	.07	.39	.39	-.04	.15
31	.13	.39	.17	-.15	.64	.43
32	.45	.38	.35	.39	.17	.18
33	-.17	.60	.39	.58	.10	.35
34	.09	.50	.26	.31	.52	.37
35	.19	.18	.07	.41	.28	.25
36	.45	.26	.27	.24	.48	.29
Valor propio	4.58	2.25		5.31	2.25	
% Var. Expl.	14.79	7.26		17.14	7.26	
% Var. Rot.	11.40	10.65		13.92	10.49	

Nota: Se ha omitido el cero y la coma decimal se ha sustituido por un punto.

TABLA 5.- Matriz factorial rotada (Varimax sobre componentes principales) correspondiente a la escala SC-R para la Muestra 3 (N=444)

Nº item	Muestra 3					
	Varones (n = 215)			Mujeres (n = 229)		
	F1	F2	h ²	F1	F2	h ²
1	.23	.06	.06	.15	.15	.05
3	.06	.57	.33	.10	.46	.22
4	.39	.17	.18	.45	-.04	.20
6	.33	.16	.14	.27	.27	.15
7	.21	.25	.11	.03	.62	.39
8	.17	.39	.18	.13	.41	.19
9	.43	-.10	.20	.37	.22	.19
11	.16	.41	.19	.32	.05	.11
12	.04	.15	.02	.23	.18	.09
13	.48	.14	.25	.46	-.03	.21
14	.27	.34	.19	.60	.14	.38
15	.16	.58	.36	.19	.55	.34
17	.23	.32	.16	.36	.01	.13
18	.45	.26	.27	.57	.36	.46
19	.02	.22	.05	-.04	.28	.08
20	.65	.03	.42	.58	.10	.35
21	.61	.02	.37	.48	.32	.33
22	.40	.21	.20	.53	.14	.30
23	-.11	.64	.42	.23	.23	.11
24	.19	.38	.18	-.20	.57	.37
25	.37	.18	.17	.39	.03	.15
26	.32	.24	.16	.41	.13	.19
28	.10	.63	.41	.41	.16	.19
29	.51	.17	.29	.53	.09	.29
30	.11	.61	.38	.08	.24	.06
31	.34	.35	.24	.00	.63	.40
32	.44	.39	.38	.48	.12	.25
33	.61	.05	.38	.50	.09	.26
34	.51	.16	.29	.41	.44	.36
35	.19	.23	.09	.44	-.06	.20
36	.37	.37	.27	.32	.50	.35
Valor propio	5.48	1.82		5.33	1.94	
% Var. Expl.	17.68	5.88		17.20	6.27	
% Var. Rot	12.34	11.21		13.97	9.49	

Nota: Se ha omitido el cero y la coma decimal se ha sustituido por un punto.

análisis de contenido de los ítems apunta hacia un factor con dos tipos de contenidos: por un lado, sugiere la idea de miedo al peligro físico (lugares altos poco protegidos, miedo al enfrentamiento con personas, discusiones...) y a los estímulos nuevos; y por otro, parece reflejar la idea de miedo al castigo por parte de la sociedad (problemas con la justicia, miedo a hacer algo ilegal, al castigo en casa o en la escuela). Por eso le hemos denominado **Susceptibilidad a estímulos nuevos y peligrosos, y al castigo social**.

TABLA 6.- Items, valor propio, porcentajes de varianza total explicada y rotada (Varimax) correspondientes al factor I de la escala SC-R para los varones de la Muestra 1 (N=130).

Nº ítem	FACTOR I	Saturación
3.	¿A menudo deja de hacer cosas por miedo a que puedan ser ilegales?	0.53
8.	¿Le preocupa mucho tener pequeños fracasos en el trabajo o en los estudios?	0.42
11.	¿Prefiere practicar los deportes que no impliquen riesgos que aquellos que son peligrosos?	0.35
14.	¿A menudo prefiere renunciar a sus derechos antes que enfrentarse con alguna persona u organismo?	0.44
15.	¿De pequeño le preocupaba mucho que le pudieran castigar en casa o en la escuela?	0.48
17.	¿Le cuesta discutir con alguien que le haya hecho una mala jugada?	0.37
23.	¿Le asusta mucho tener problemas con la justicia?	0.57
28.	Siempre que puede, ¿evita estar en lugares desconocidos?	0.59
30.	Siempre que puede, ¿evita estar en lugares altos poco protegidos?	0.62
31.	Comparándose con la gente que conoce, ¿tiene miedo de muchas cosas?	0.45
	Valor Propio	4.58
	% Var.Expl.	14.79
	% Var.Rotada	11.40

El *segundo factor* posee un valor propio de 2.25 y explica un 7.26% de la varianza total, así como un 10.65% de la varianza rotada. Está compuesto por 11 ítems, cuyos contenidos y saturaciones se encuentran en la Tabla 7. El contenido de este factor se muestra muy homogéneo y parece denotar miedo al ridículo, vergüenza, inseguridad, miedo a hablar en público, dificultad en la relación con personas del otro sexo, con ciertos componentes de impotencia (abandono de objetivos difíciles, dificultad en la relación ante situaciones difíciles). Este factor correspondería al factor de miedos sociales o interpersona-

les de Wolpe y Lang (1964). Parece claramente un factor de susceptibilidad a las señales de castigo cuya fuente sean las personas, a diferencia del primer factor cuya fuente era la sociedad; sería, por tanto, un factor de **miedo social o interpersonal**.

TABLA 7.- Ítems, valor propio, porcentajes de varianza total explicada y rotada (Varimax) correspondientes al factor II de la escala SC-R para los varones de la Muestra 1 (N=130).

Nº ítem	FACTOR II	Saturación
4.	¿Le cuesta dirigirse y conversar más con personas del otro sexo que no conoce que con personas de su mismo sexo también desconocidas?	0.41
9.	¿Abandona con facilidad los objetivos difíciles de conseguir?	0.44
13.	¿Le cuesta llamar por teléfono a personas que no conoce?	0.36
18.	¿Las situaciones difíciles le dejan fácilmente sin capacidad de reacción?	0.38
20.	¿Es usted una persona vergonzosa?	0.63
21.	Siempre que puede, ¿evita hacer demostración de sus habilidades por miedo al ridículo?	0.66
22.	Cuando está con un grupo de personas, ¿le cuesta escoger un tema adecuado de conversación?	0.38
29.	¿Le desagrada entrar en una sala en la que hay personas reunidas?	0.49
31.	¿Se preocupa muchas veces por las cosas que hace o dice?	0.39
33.	¿Trata de evitar siempre que puede el hablar en público?	0.60
34.	¿Piensa muchas veces que podría hacer muchas más cosas si no fuera por su inseguridad o miedo?	0.50
	Valor Propio	2.25
	% Var.Expl.	7.26
	% Var.Rotada	10.65

Por otra parte, en relación a la definición de los factores para las mujeres de la Muestra 1, hay que señalar que el *primer factor* está formado por 14 ítems que cumplen los requisitos exigidos aquí. Posee un valor propio de 5.31, una varianza total explicada de 17.14% y una varianza rotada de 13.92%. La Tabla 8 presenta la información relevante de este factor. El contenido de los ítems salientes del factor cubre un espectro semántico en el que destacan dos tipos de contenidos: por una parte, la vergüenza, la dificultad en relación con los demás y especialmente con personas del otro sexo, el miedo a hablar en público, y todo ello con ciertos componentes de impotencia (incapacidad de reacción ante situaciones difíciles, abandono de objetivos difíciles); y por otra

parte, aparece la idea de evitación de estímulos nuevos (lugares desconocidos) y, sobre todo, el miedo al peligro físico (miedo al enfrentamiento con las personas, a las discusiones desagradables, a la práctica de deportes peligrosos, a estar en lugares altos poco protegidos). En suma, se trataría de un factor de **miedo social o interpersonal y de susceptibilidad a estímulos nuevos y peligrosos**.

TABLA 8.- Ítems, valor propio, porcentajes de varianza total explicada y rotada (Varimax) correspondientes al factor I de la escala SC-R para mujeres de la Muestra 1 (N=122).

Nº item	FACTOR I	Saturación
4.	¿Le cuesta dirigirse y conversar más con personas del otro sexo que no conoce que con personas de su mismo sexo también desconocidas?	0.53
9.	¿Abandona con facilidad los objetivos difíciles de conseguir?	0.36
11.	¿Prefiere practicar los deportes que no impliquen riesgos que aquellos que son peligrosos?	0.47
14.	¿A menudo prefiere renunciar a sus derechos antes que enfrentarse con alguna persona u organismo?	0.60
17.	¿Le cuesta discutir con alguien que le haya hecho una mala jugada?	0.37
18.	¿Las situaciones difíciles le dejan fácilmente sin capacidad de reacción?	0.57
20.	¿Es usted una persona vergonzosa?	0.67
22.	Cuando está con un grupo de personas, ¿le cuesta escoger un tema adecuado de conversación?	0.36
28.	Siempre que puede, ¿evita estar en lugares desconocidos?	0.51
29.	¿Le desagrada entrar en una sala en la que hay personas reunidas?	0.61
30.	Siempre que puede, ¿evita estar en lugares altos poco protegidos?	0.39
32.	¿Le resultaría difícil pedir aumento de sueldo a sus superiores?	0.39
33.	¿Trata de evitar siempre que puede el hablar en público?	0.58
35.	¿Acostumbra a mantenerse en un segundo término en las discusiones desagradables	0.41
	Valor Propio	5.31
	% Var.Expl.	17.14
	% Var.Rotada	13.92

El segundo factor posee un valor propio de 2.25, explicando un 7.26% de la varianza total y un 10.49 de la varianza rotada. Se halla compuesto por 9 ítems, cuyos contenidos y saturaciones se expresan en la Tabla 9. El conteni-

do significativo de sus ítems sugiere, de manera muy clara, un componente de inseguridad personal con la idea de preocupación excesiva o neurótica por las consecuencias de las propias acciones (por lo que hace o dice, por lo que ha de hacer, por que su comportamiento no moleste a los demás, por la posibilidad de castigo de sus acciones, por no molestar), en franca contraposición al comportamiento irresponsable y despreocupado de sus consecuencias de los sujetos psicopáticos (Zuckerman et al., 1988). En definitiva, se trataría de un factor de inseguridad personal con preocupación excesiva por las consecuencias del propio comportamiento.

TABLA 9.- Ítems, valor propio, porcentajes de varianza total explicada y rotada (Varimax) correspondientes al factor II de la escala SC-R para las mujeres de la Muestra 1 (N=122).

Nº ítem	FACTOR II	Saturación
7.	Cuando está invitado en una casa, ¿piensa a menudo que sus costumbres y comportamientos puedan molestar a los anfitriones?	0.60
8.	¿Le preocupa mucho tener pequeños fracasos en el trabajo en los estudios?	0.39
15.	¿De pequeño le preocupaba mucho que le pudieran castigar en casa o en la escuela?	0.53
19.	¿A menudo hace cosas para evitar molestias a los que le rodean?	0.43
24.	¿A menudo le cuesta coger el sueño pensando en las cosas que ha hecho o que ha de hacer?	0.56
26.	¿Le costaría volver a un comercio a reclamar, si de da cuenta de que le han devuelto mal el cambio?	0.42
31.	¿Se preocupa muchas veces por las cosas que hace o dice?	0.64
34.	¿Piensa muchas veces que podría hacer muchas más cosas si no fuera por su inseguridad o miedo?	0.52
36.	Comparándose con la gente que conoce, ¿tiene miedo de muchas cosas?	0.48
		Valor Propio 2.25
		% Var.Expl. 7.26
		% Var.Rotada 10.49

Realizados los análisis definicionales de los factores de la Muestra 1 para cada sexo, es importante destacar que la estructura factorial resultante en ambos casos parece mostrarse fuerte, por lo menos, atendiendo al número de ítems salientes con sus respectivas saturaciones factoriales, que superan ampliamente el criterio establecido por Nunnally (1978), quien ha definido como estructura factorial "fuerte" aquella que en cada factor tiene algunas variables que saturan de modo principal en él, habiendo, al menos, 4 ítems con cargas ≥ 0.50 en cada factor.

Si comparamos los factores extraídos en cada sexo a partir de la Muestra 1, se podría decir que la ansiedad, evaluada por la susceptibilidad a las señales de castigo en el sentido de Gray, tiene una diferente lectura para cada sexo. Así, mientras que para los varones el contenido de la ansiedad parece reflejar, principalmente, la susceptibilidad a estímulos nuevos y peligrosos, así como el miedo al castigo por parte de la sociedad (Factor I) y, en segundo término, el miedo social o interpersonal (Factor II), en el caso de las mujeres, la dimensión de ansiedad tendría, primero, una connotación de miedo social o interpersonal, asociada a estímulos nuevos o peligrosos (Factor I) y, en segundo lugar, una connotación de inseguridad personal y preocupación excesiva por las consecuencias del propio comportamiento, como un claro componente de ansiedad, distinto al de los sujetos varones. Todo ello apuntaría a diferencias sexuales, no sólo cuantitativas, sino también cualitativas en el contenido de la susceptibilidad al castigo como medida de la ansiedad, bajo el modelo de Gray; resultado que es, por otra parte, consistente con el obtenido en otros estudios (Gray, 1987; Zuckerman et al., 1988).

Replicabilidad de los factores

Una vez definidos los factores para varones y mujeres de la Muestra 1, nuestro interés se centra ahora en averiguar, separadamente por sexos, el nivel de replicabilidad de tales factores en la Muestra 3, que como ya se ha indicado, está formada por la combinación de las Muestras 1 y 2.

Importa recordar que los factores, en el análisis de componentes principales, son combinaciones lineales de las variables y son distintos de las saturaciones factoriales, que son las correlaciones de las variables con los factores. Es, por tanto, un error establecer la comparabilidad de factores en términos de tablas de saturaciones factoriales procedentes de dos análisis distintos (Nunnally, 1978). Nunnally ha sugerido que el método más adecuado para comparar factores a través de distintos análisis es mediante la comparación de las puntuaciones factoriales en los distintos análisis, y esto sólo se puede hacer si los mismos sujetos participan en los diferentes estudios. Para ello, es mejor utilizar todas las variables del estudio para obtener las puntuaciones factoriales que estimar éstas a partir de un subconjunto de variables. Pero si sólo algunas de las personas participan en los dos estudios, como es nuestro caso, se puede obtener una noción aproximada del coeficiente de comparabilidad de los factores mediante la correlación de las puntuaciones factoriales para esos sujetos (Nunnally, 1978, p.433). Este ha sido el procedimiento seguido aquí.

La Tabla 10 muestra los valores aproximados del coeficiente de comparabilidad de factores de Nunnally entre los factores obtenidos en las Muestras 1

y 3, separadamente por sexos. Como se puede apreciar, los factores que han resultado muy semejantes en ambos casos, como lo reflejan los coeficientes de correlación, si bien con mejor replicación en el caso de los sujetos varones. McKenzie (1988) ha señalado recientemente a este respecto que valores iguales ≥ 0.90 en los coeficiente de comparabilidad de factores indican identidad virtual o semejanza muy estrecha. Por último, conviene destacar que el Factor II de la Muestra 1 corresponde al Factor I de la Muestra 3, y que el Factor I de la Muestra 1 corresponde al Factor II de la Muestra 3. Asimismo, el factor más claramente replicado para cada sexo ha sido el denominado de **miedo social o interpersonal**.

TABLA 10.- Coeficientes de comparabilidad de factores aproximado de Nunnally entre los factores obtenidos en la escala SC-R, a través de la Muestra 1 (N=252) y la Muestra 3 (N=444).

		Muestra 1			
		Varones (n = 130)		Mujeres (n = 122)	
		F1	F2	F1	F2
Muestra 3	Varones (n = 215)	F1			
		F2	0.975	0.981	
	Mujeres (n = 229)	F1			0.951
		F2			

Fiabilidad de los factores

Otro de los criterios ya señalados como medida del número de factores a retener para su posterior rotación, así como de la propia consistencia del factor, ha sido el de la fiabilidad factorial. Distintos autores han mostrado opiniones variadas en torno al problema de cuál debe ser el valor mínimo aceptable del coeficiente de fiabilidad en un test. Así, Carmines y Zeller (1979) hablan de un valor mínimo de 0.80; Kline (1986) refiere el valor 0.70; Nunnally (1978) establece el valor mínimo de 0.70 para un trabajo exploratorio y de 0.90 para escalas predictivas, y Guilford (1979) señala como límite inferior el valor 0.60 para escalas procedentes de análisis factoriales.

La Tabla 11 refleja los valores del coeficiente de consistencia interna alpha de Cronbach para las Muestras 1 y 3, separadamente por sexos. Tomando en consideración las opiniones arriba expresadas, y analizando los coeficientes

obtenidos en este trabajo, parece que, en general, todos los factores extraídos tienen una fiabilidad aceptables. Además, se puede observar que el factor más fiable para las dos muestras y sexos es el mismo, el **miedo social o interpersonal**, aunque con matizaciones de contenido distintas según sexos, que corresponde, en el caso de los varones de la Muestra 1 al Factor II ($\alpha=0.696$) y en el de las mujeres al Factor I ($\alpha=0.780$), y para el caso de la Muestra 3, en varones al Factor I ($\alpha=0.734$) y en mujeres, también al Factor I ($\alpha=0.770$), resaltando que las mujeres en las dos muestras alcanzan valores más altos en la fiabilidad de este factor.

TABLA 11.- Coeficientes de fiabilidad alpha de Cronbach correspondientes a los factores extraídos en la escala SC-R para la Muestra 1 (N=252) y la Muestra 3 (N=444), separados por sexos

	Muestra 1				Muestra 3			
	Varones (n=130)		Mujeres (n=122)		Varones (n=215)		Mujeres (n=229)	
	F1	F2	F1	F2	F1	F2	F1	F2
Nº ítems	10	11	14	9	11	8	15	7
Alpha	0.691	0.696	0.780	0.679	0.734	0.697	0.770	0.651

No ocurre así con el otro factor, distinto según sexos, donde en el caso de los varones **-Susceptibilidad a estímulos nuevos y peligrosos, y al castigo social-** este factor alcanza valores superiores (0.691 en la Muestra 1 y 0.697 en la Muestra 3), al obtenido para las mujeres **-Inseguridad personal con preocupación excesiva por las consecuencias del propio comportamiento-** que alcanza un valor de 0.679 en la Muestra 1 y de 0.651 en la Muestra 3, siendo aquí el factor menos fiable.

Relación entre la escala SC-R y los cuestionarios EPQ-J/EPQ-A.

Finalmente, otro de los objetivos de este trabajo ha sido indagar en la relación entre la escala de Susceptibilidad al Castigo (SC-R) y los cuestionarios de personalidad de Eysenck EPQ-J y EPQ-A, posiblemente los más célebres

y más utilizados, a tenor de los resultados de las investigaciones bibliométricas (Silva, et al., 1984). Grat (1981, 1987) ha postulado que su dimensión de susceptibilidad al castigo correlacionaría positivamente con la escala de Neuroticismo de Eysenck y negativamente con su escala de Extraversión.

La Tabla 12 presenta los coeficientes de correlación producto-momento de Pearson entre la escala SC-R y las escalas del cuestionario EPQ-J, separadamente por sexos, para los sujetos de la Muestra 1. La Tabla 13 refleja, a su vez, los coeficientes de correlación de Pearson entre la escala SC-R y las escalas del EPQ-A, según sexos, para los sujetos de la Muestra 2.

TABLA 12.- Coeficientes de correlación producto-momento de Pearson entre la escala SC-R y las escalas del EPQ-J, para la Muestra 1 (N=252).

	Muestra 1									
	Varones (n = 130)					Mujeres (n =122)				
	SC-R	N	E	P	S	SC-R	N	E	P	S
SC-R	1.0					1.0				
N	.47	1.0				.19	1.0			
E	-.37	-.17	1.0			-.41	.08	1.0		
P	.06	.19	.06	1.0		-.05	.22	.15	1.0	
S	-.18	.17	.01	.25	1.0	-.11	.34	.15	.18	1.0

Nota: Se ha omitido el cero y la coma decimal se ha sustituido por un punto.

TABLA13.- Coeficientes de correlación producto-momento de Pearson entre la escala SC-R y las escalas del EPQ-A, para la muestra 2 (N=192).

	Muestra 2									
	Varones (n = 85)					Mujeres (n =107)				
	SC-R	N	E	P	S	SC-R	N	E	P	S
SC-R	1.0					1.0				
N	.61	1.0				.50	1.0			
E	-.57	-.37	1.0			-.41	-.04	1.0		
P	.16	.17	-.17	1.0		.27	.34	-.10	1.0	
S	-.17	-.03	.09	.46	1.0	-.02	.15	.16	.25	1.0

Nota: Se ha omitido el cero y la coma decimal se ha sustituido por un punto.

Analizando conjuntamente los resultados de ambas muestras, importa destacar la elevada correlación negativa entre las escalas SC-R y E ($P < 0.001$), tanto para varones como para mujeres, así como también la significativa correlación positiva entre SC-R y N, para los sujetos varones y mujeres de ambas muestras ($P < 0.001$), con la excepción del valor, algo inferior pero significativo, alcanzado por la mujeres de la Muestra 2 ($P > 0.05$). Por otra parte, parece importante reseñar la ausencia casi total de relación observada en las dos muestras, tanto en varones como en mujeres, entre las escalas SC-R y P, a excepción del valor encontrado en las mujeres de la Muestra 2 ($P < 0.01$), pero que, en cualquier caso, es inferior a la relación observada para estos mismos sujetos entre la escala SC-R y las escalas N y E. Los datos obtenidos en esta investigación son muy semejantes a los reportados por Torrubia y Tobeña (1984), utilizando la escala original (4).

Los resultados de este trabajo parecen confirmar que esta medida de susceptibilidad a las señales de castigo se comporta, de modo aproximado, de acuerdo con los postulados de la teoría de Gray a este respecto, por lo que puede hablarse de buena validez de constructo para la escala SC-R.

CONCLUSIONES

Uno de los objetivos básicos de esta investigación ha sido estudiar las propiedades psicométricas básicas de la escala SC de Torrubia y Tobeña (1984), así como su estructura factorial. Los valores encontrados en este trabajo en la puntuación total a la escala son semejantes a los aportados por Torrubia y Tobeña (1984), confirmando que las mujeres, aunque no de modo significativo a nivel estadístico, son más susceptibles a las señales de castigo que los varones. Este dato es doblemente importante por cuanto las muestras utilizadas en este trabajo -una, de estudiantes de BUP, y la otra, de estudiantes de Graduado Social, la mayoría con trabajo- son distintas a las de Torrubia y Tobeña (1984), formada por estudiantes universitarios de Medicina, lo cual denotaría una buena validez cruzada de la escala de Susceptibilidad al Castigo. Un punto que llama la atención y que requeriría mayor investigación ha sido la diferencias significativa encontrada entre los varones de la Muestra 1 ($X = 14.74$ años) y los varones del estudio de Torrubia y Tobeña (1984) ($X = 19.77$), puntuando aquéllos por encima de éstos últimos, lo que podría sugerir, en los varones, una evolución temporal hacia una menor susceptibilidad al castigo conforme pasan los años, en tanto que las mujeres mostrarían una mayor estabilidad en este sentido.

El análisis de ítems de la escala SC reveló la existencia de algunos ítems

con correlaciones bajas o negativas con la puntuación total de la escala, y algunos, además, con porcentajes de respuesta extremos que hacían disminuir la fiabilidad total de la escala. En base a esta información se procedió a formar la escala SC revisada (SC-R), con la supresión de tales ítems. La nueva SC-R mejora la fiabilidad de consistencia interna de la escala original, alcanzando un valor para la Muestra 3 (N=444) de 0.832. Los datos de fiabilidad para las tres muestras empleadas, separadamente por sexos, confirma la mayor homogeneidad de contenido de la SC-R respecto de la escala original, con valores totalmente aceptables en relación a otras pruebas de personalidad similares.

El estudio de la estructura factorial de la escala nos llevó, siguiendo las sugerencias de Kim y Mueller (1978), a la utilización combinada de varios criterios en relación al problema del número de factores a retener para su rotación: criterio de Kaiser-Guttman, "scree Test", replicabilidad factorial, fiabilidad de los factores e interpretabilidad psicológica. La aplicación conjunta de los dos primeros criterios sobre la Muestra 1 y la Muestra 3 -muestra de replicación- determinó la extracción de dos factores que explicaban alrededor del 23% de la varianza total observada, tanto en varones como en mujeres, si bien con un valor algo superior para las mujeres.

El análisis de los factores por sexos reveló que la susceptibilidad a las señales de castigo, como medida de la ansiedad, tenía una diferente lectura para cada sexo. Así, se apreciaba que, para los varones, el primer factor evaluaba la susceptibilidad a estímulos nuevos y peligrosos, así como el miedo al castigo por parte de la sociedad, y el segundo era un factor de miedo social e interpersonal. Sin embargo, en el caso de las mujeres, el Factor I indicaba miedo social o interpersonal, a la vez que susceptibilidad a estímulos nuevos y peligrosos, y el Factor II sugeriría inseguridad personal u preocupación excesiva por las consecuencias del propio comportamiento, como componente distinto de la ansiedad al de los varones. Todo lo cual es consistente con la literatura científica al uso en el sentido de la existencia de claras diferencias sexuales en ansiedad (Gray, 1987; Zuckerman et al., 1988).

Por otra parte, el criterio de replicabilidad factorial se mostró asimismo consistente con los factores extraídos atendiendo a otros criterios distintos, siendo el denominado factor de miedo social o interpersonal, el más claramente replicado, con independencia del sexo.

También el estudio de la fiabilidad de los factores extraídos aportó valores aceptables, teniendo en cuenta que éste es un estudio exploratorio, siendo, de nuevo, el factor de miedo social o interpersonal el que mejores valores arrojó para cada sexo y en ambas muestras.

Finalmente, el otro objetivo del presente estudio era indagar en la hipotetizada relación de la escala SC-R y el EPQ. Los datos revelaron, tanto en la

1 como en la Muestra 2, una elevada y significativa correlación negativa entre la escala SC-R y la escala E del EPQ, así como también una correlación significativa de signo positivo entre las escalas SC-R y N del EPQ. Estos datos son los esperados, según los postulados de Gray, y confirman que la escala SC-R podría considerarse como una buena medida en humanos de la dimensión de Ansiedad hipotetizada por Gray.

Así pues, la escala SC-R parece mejorar algunas deficiencias psicométricas que presentaba la escala original, y si bien la existencia ya apuntada de distintos ítems que muestran características no deseables haría aconsejables un refinamiento de la misma, los resultados preliminares de esta investigación sugieren que esta escala puede ser un instrumento útil fiable y con buena validez de constructo de la dimensión de Ansiedad postulada por Gray.

NOTAS

- (1) El autor quiere agradecer, muy especialmente, a Susana Montañés Martí por su entusiasta colaboración en las distintas fases de este trabajo.
- (2) Los análisis de ítems para las Muestras 1, 2 y 3 se pueden solicitar al autor.
- (3) Los valores de asimetría y curtosis para la escala original SC son, respectivamente, -0.315 y -0.171.
- (4) Se han calculado, para la Muestra 1 y la Muestra 2, las correlaciones entre la escala SC original y las escalas del EPQ-J/EPQ-A, arrojando unos valores semejantes, aunque ligeramente inferiores a los obtenidos con la escala revisada SC-R.

APENDICE

La escala de susceptibilidad al castigo (SC) de Torrubia y Toña (1984).

1. ¿Evita siempre que puede dar su opinión sobre temas que no conoce?
- *2. ¿Generalmente, se presenta a los exámenes o pruebas de selección profesional tan sólo cuando tiene muchas posibilidades de éxito?
3. ¿A menudo deja de hacer cosas por miedo a que puedan ser ilegales?
4. ¿Le cuesta dirigirse y conversar más con personas del otro sexo que no conoce que con personas de su mismo sexo también desconocidas?

- *5. ¿Acostumbra a pararse cuando yendo por la calle, en coche o a pie encuentra un semáforo con la luz amarilla?
6. ¿Prefiere no pedir una cosa si no está seguro de que se la darán?
7. Cuando está invitado en una casa, ¿piensa a menudo que sus costumbres y comportamientos puedan molestar a los anfitriones?
8. ¿Le preocupa mucho tener pequeños fracasos en el trabajo o en los estudios?
9. ¿Abandona con facilidad los objetivos difíciles de conseguir?
- *10. Normalmente, ¿intenta cumplir con lo que promete aunque esto le suponga una pérdida de tiempo considerable?
11. ¿Prefiere practicar los deportes que no impliquen riesgos que aquellos que son peligrosos?
12. ¿Preferiría un trabajo rutinario sin problemas a un trabajo más dificultoso pero con más posibilidades de promoción?
13. ¿Le cuesta llamar por teléfono a personas que no conoce?
14. ¿A menudo prefiere renunciar a sus derechos antes que enfrentarse con algunas personas u organismos?
15. ¿De pequeño le preocupaba mucho que le pudieran castigar en casa o en la escuela?
- *16. ¿Le gusta intervenir en trabajos o actividades interesantes para las que no está preparado?
17. ¿Le cuesta discutir con alguien que le haya hecho una mala jugada?
18. ¿Las situaciones difíciles le dejan fácilmente sin capacidad de reacción?
19. ¿A menudo hace cosas para evitar molestias a los que le rodean?
20. ¿Es usted una persona vergonzosa?
21. Siempre que puede, ¿evita hacer demostración de sus habilidades por miedo al ridículo?
22. Cuando está con un grupo de personas, ¿Le cuesta escoger un tema apropiado de conversación?
23. ¿Le asusta mucho tener problemas con la justicia?
24. ¿A menudo le cuesta coger el sueño pensando en las cosas que ha hecho o que ha de hacer?

25. ¿Se lo piensa mucho antes de reclamar, si en un restaurante le dan comida en malas condiciones?
 26. ¿Le costaría volver a un comercio a reclamar, si se da cuenta de que le han devuelto mal el cambio?
 - *27. ¿Le gusta demostrar sus habilidades físicas aún corriendo algún peligro?
 28. Siempre que puede, ¿evita estar en lugares desconocidos?
 29. ¿Le desagrada entrar en una sala en la que hay personas reunidas?
 30. Siempre que puede, ¿evita estar en lugares altos poco protegidos?
 31. ¿Se preocupa muchas veces por las cosas que hace o dice?
 32. ¿Le resultaría difícil pedir aumento de sueldo a sus superiores?
 33. ¿Trata de evitar siempre que puede el hablar en público?
 34. ¿Piensa muchas veces que podría hacer muchas más cosas si no fuera por su inseguridad o miedo?
 35. ¿Acostumbra a mantenerse en un segundo término en las discusiones desagradables?
 36. Comparándose con la gente que conoce, ¿tiene miedo a muchas cosas?
-

Nota: Los ítems precedidos del signo () son los que se han eliminado para formar la versión revisada de esta escala (SC-R).*

BIBLIOGRAFÍA

- ALEXITCH, L.R.; BLANKSTEIN, K.R. y FLETT, G.L. (1988).- The Test-Taking Expectations Scale: psychometric properties and relations with Test Anxiety. *Personality and Individual Differences*, 9, 1001-1007.
- BAGUENA, M.J.; ANDREU, Y.; DIAZ, A. y ROLDAN, C. (1987).- El Cuestionario de Búsqueda de Sensaciones BUVI-I. *Análisis y Modificación de Conducta*, 13, 229-263.
- BALL, I.L.; FARNILL, D. y WANGEMAN, J. (1983).- Factorial invariance across sex of the Form V of the Sensation-Seeking Scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45, 1156-1159.
- BODDY, J.; CARVER, A. y ROWLEY, K. (1986).- Effects of positive and negative verbal reinforcement on performance as a function of extraversion-introversion: some tests of Gray's theory. *Personality and Individual Differences*, 7, 81-88.

- CAPRARA, G.V.; CINANNI, V.; D'IMPERIO, G.; PASSERINI, S.; RENZI, P. y TRAVAGLIA, G. (1985).- Indicators of impulsive aggression: present status of research on irritability and emotional susceptibility scales. *Personality and Individual Differences*, 6, 665-674.
- CARMINES, E.G y ZELLER, R.A. (1979).- *Reliability and Validity Assessment*. London: Sage Publications.
- CATTELL, R.B. (1966).- The Scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 140-161.
- CATTELL, R.B.; BALCAR, K.R.; HORN, J.L. y NESSELROADE, J.R. (1969).- Factor matching procedures: an improvement of the index; with tables. *Educational and Psychological Measurement*, 29, 781-792.
- CORULLA, W.J. (1988).- A further psychometric investigation of the Sensation Seeking Scale Form-V and its relationships to the EPQ-R and the I.7 Impulsiveness Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 9, 277-287.
- DERRYBERRY, D. (1987).- Incentive and feedback effects on target detection: a chronometric analysis of Gray's model of temperament. *Personality and Individual Differences*, 8, 855-865.
- EVERETT, J.E. (1983).- Factor comparability as a means of determining the number of factors and their rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 18, 197-218.
- EYSENCK, H.J. (1967).- *The Biological Basis of Personality*. Springfield: Thomas.
- EYSENCK, H.J. (1970).- *The Structure of Human Personality*. London: Methuen.
- EYSENCK, H.J. (1976).- *The Measurement of Personality*. Lancaster: Medical & Technical Publishers.
- EYSENCK, H.J. y EYSENCK, M.W. (1987).- *Personalidad y Diferencias Individuales*. Madrid: Pirámide.
- EYSENCK, H.J. y EYSENCK, S.B.G. (1981).- *Manual del EPQ-J, Cuestionario de Personalidad*. Madrid: T.E.A. S.A.
- EYSENCK, S.B.G.; ESCOLAR, V.; LOBO, A. y SEVA-DIAZ, A. (1982).- Diferencias transculturales de personalidad: España e Inglaterra. *Revista de psiquiatría y Psicología Médica*, XV, 283-293.
- GORSUCH, R.L. (1974).- *Factor Analysis*. Philadelphia: W.B. Saunders.
- GRAY, J.A. (1970).- The psychophysiological basis of introversion-extraversion. *Behavior Research and Therapy*, 8, 249-266.
- GRAY, J.A. (1971).- *The Psychology of Fear and Stress*. London: Weidenfeld & Nicholson.
- GRAY, J.A. (1972).- The Psychophysiological nature of introversion-extraversion: A modification of Eysenck's theory. En V.D. Nebylitsyn Y J.A. Gray (Eds.), *The Biological Basis of Individual Behavior*. New York: Academic Press.
- GRAY, J.A. (1981).- A critique of Eysenck's theory of personality. En H.J. Eysenck (Ed.), *A model for Personality*. Berlin: Springer-Verlang.
- GRAY, J.A. (1982).- *The Neuropsychology of Anxiety: an Enquiry into the Functions of the Septo-hippocampal System*. New York: Oxford University Press.
- GRAY, J.A. (1987).- *The Psychology of Fear and Stress*. 2nd. ed., Cambridge: Cambridge University Press.

- GUILFORD, J.P. (1979).- *Psychometric Methods*. New Delhi: Tata McGraw-Hill.
- GUPTA, B.S. (1976).- Extraversion and reinforcement in verbal operant conditioning. *British Journal of Psychology*, 67, 47-52.
- GUPTA, B.S. y NAGPAL, M. (1978).- Impulsivity-sociability and reinforcement in verbal operant conditioning. *British Journal of Psychology*, 69, 203-206.
- HELMES, E. (1980).- A psychometric investigation of the Eysenck Personality Questionnaire. *Applied Psychological Measurement*, 4, 43-55.
- HOWARTH, E. (1976).- A psychometric investigation of Eysenck's personality inventory. *Journal of Personality Assessment*, 40, 173-185.
- KAISER, H.F. (1974).- An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- KIM, J. y MUELLER, CH.W. (1978).- *Factor Analysis. Statistical Methods and Practical Issues*. London: Sage Publications.
- KLINE, P. (1986).- *A Handbook of Test Construction*. London: Methuen.
- KLINE, P. y BARRET, P. (1983).- The factors in personality questionnaires among normal subjects. *Advances in Behaviour Research and Therapy*, 5, 141-202.
- LINN, R.L. (1968).- A Monte Carlo approach to the number of factors problems. *Psychometrika*, 33, 37-71.
- MCCORD, R.R. y WAKEFIELD, J.A. (1981).- Arithmetic achievement as a function of introversion-extraversion and teacher-presented reward and punishment. *Personality and Individual Differences*, 2, 145-152.
- McKENZIE, J. (1988).- An item-factor analysis of the Eysenck Personality Questionnaire (E.P.Q.): will the real personality factors stand up. *Personality and Individual Differences*, 9, 801-810.
- NEWMAN, J.P.; WIDOM, C.S. y NATHAN, S. (1985).- Passive avoidance in syndromes of disinhibition psychopathy and extraversion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 1316-1327.
- NICHOLS, S.L. y NEWMAN, J.P. (1986).- Effects of punishment on response latency in extraverts. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50, 624-630.
- NUMNALLY (1978) .- *Psychometric Methods*. (2ª ed.) New York, McGraw-Hill
- PATTERSON, C.M.; KOSSON, D.S. y NEWMAN, J.P. (1987).- Reaction to punishment, reflectivity, and passive avoidance learning in extraverts. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 565-575.
- PEARCE-McCALL, D. y NEWMAN, J.P. (1986).- Expectation of success following noncontingent punishment in introverts and extraverts. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 439-446.
- 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.
- PEREZ, J.; ORTET, G.; PLA, S. y SIMO, S. (1986).- A Junior Sensation Seeking Scale (J-SSS). *Personality and Individual Differences*, 7, 915-918.
- REVELLE, W. y ROCKLIN, T. (1979).- Very simple structure: an alternative procedure for estimating the optimal number of interpretable factors. *Multivariate Behavioral Research*, 14, 403-414.

- ROWLAND, G.L. y FRANKEN, R.E. (1986).- The four dimensions of sensation seeking: a confirmatory factor analysis. *Personality and Individual Differences*, 7, 237-240.
- SILVA, F.; MARTORELL, C. y CLEMENTE, A. (1986).- Socialization and personality: study through questionnaires in a preadult Spanish population. *Personality and Individual Differences*, 7, 355-372.
- TAYLOR, J.A. (1953).- A personality scale of manifest anxiety. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 48, 285-290.
- TORRUBIA, R. (1985).- Personalitat, ansietat i susceptibilitat al càstig: aplicació de la teoria de J.A. Gray als humans. *Treballs del Departament de Psicologia Mèdica*, nº5.
- TORRUBIA, R.; GOMA, M.; MARTI, A; MUNTANER, C. y TOBEÑA, A. (1984).- Evaluación del rasgo de ansiedad mediante una escala de "susceptibilidad al castigo". Comunicación presentada en el I Congreso de Evaluación Psicológica. Madrid.
- TORRUBIA, R. y TOBEÑA, A. (1984).- A scale for the assessment of 'susceptibility to punishment' as a measure of anxiety: preliminary results. *Personality and Individual Differences*, 5, 371-375.
- WALKEY, F.H. y McCORMICK, I.A. (1985).- Multiple replication of factor structure: a logical solution for a number of factors problem. *Multivariate Behavioral Research*, 20, 57-67.
- WILKINSON, L. (1986).- *SYSTAT: The Systems for Statistics*. Evanston: SYSTAT, Inc
- WOLPE, J. y LANG, P.J. (1964).- A Fear Survey Schedule for use in behaviour therapy. *Behaviour Research and Therapy*, 2, 27-30.
- ZUCKERMAN, M; KUHLMAN, D.M. y CAMAC, C. (1988).- What lies beyond E and N?. Analysis of scales believed to basic dimensions of personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 96-107.