ARTÍCULOS

Escala de Miedo a la Evaluación Negativa y Escala de Evitación y Malestar Social: fiabilidad y validez en una muestra de adolescentes españoles

Fear of Negative Evaluation Scale and Social Avoidance and Distress Scale: Reliability and validity in a Spanish adolescents sample

IHAB ZUBEIDAT¹
JOSÉ MARÍA SALINAS²
JUAN CARLOS SIERRA²

Fecha de Recepción: 12-06-2006

Fecha de Aceptación: 28-03-2007

RESUMEN

El objetivo de este estudio es examinar las propiedades psicométricas de la Escala de Miedo a la Evaluación Negativa (FNES) y la Escala de Evitación y Malestar Social (SADS) en una muestra de 1.012 jóvenes españoles escolarizados. El análisis factorial de primer orden señala la existencia de un factor dominante (alfa = 0,85) para la FNES (y otros cinco de menor relevancia), mientras que el método de rotación normalización Oblimin con Kaiser indica que la SADS tiene dos factores (evitación social y malestar social) con valores alfa de 0,77 y 0,73, respectivamente. La FNES discriminó entre adolescentes con y sin psicopatologías frente a otros con ansiedad social específica y gene-

¹ Universidad Nacional de Educación a Distancia de Madrid, España.

² Universidad de Granada, España.

ralizada, mientras que la SADS lo hizo entre cada uno de los cuatro grupos frente al resto. Ambas escalas muestran una validez de constructo adecuada con distintas variables evaluadas por instrumentos específicos de ansiedad y fobia social y por otros de screening.

ABSTRACT

The purpose of this study is to explore the psychometric properties of the Fear of Negative Evaluation Scale (FNES) and the Social Avoidance and Distress Scale (SADS) in a sample of 1,012 Spanish adolescents attending school. First-order factor analysis indicates the existence of a dominant factor (alpha = .85) in the FNES as well as five other less relevant factors, while the normalizing with Kaiser's Oblimin rotation method indicates that the SADS has two factors – social avoidance and social distress, with alpha values of .77 and .73 respectively. The FNES discriminated adolescents with and without psychopathologies in front of others with specific and generalized social anxiety, while the SADS discriminated each one of the four groups in front of the others. Both scales show adequate construct validity with distinct variables assessed through specific instruments measuring anxiety and social phobia along with other screening instruments.

PALABRAS CLAVE

Escala de Miedo a la Evaluación Negativa, Escala de Evitación y Malestar Social, Fiabilidad, Validez, Adolescentes.

KEY WORDS

Fear of Negative Evaluation Scale, Social Avoidance and Distress Scale, Reliability, Validity, Adolescents.

INTRODUCCIÓN

El término fobia social fue acuñado por primera vez por Janet (1903), quien estableció dos tipos de fobias situacionales: físicas y sociales. La fobia social se ha considerado como un trastorno de ansiedad que consiste en temores a comer, beber, temblar, ruborizarse, hablar, escribir o vomitar ante la presencia de otras personas (Marks y Gelder, 1966), caracterizándose por un miedo a ponerse en ridículo ante los demás. Esta definición inicial permitió diferenciar dos tipos de fobia social: específica y generalizada. Con la publicación del DSM-III (American Psychiatric Association, 1980), la fobia social adquiere una entidad diagnóstica. Más tarde, la Organización Mundial de la Salud (1992) pone énfasis en el miedo que experimentan los fóbicos sociales por ser el foco de atención o por el temor a manifestar comportamientos humillantes. Actualmente, se emplea el término "trastorno por ansiedad social", haciendo referencia a un miedo intenso a hacer el ridículo y a la humillación negativa por los demás en situaciones sociales; dicho trastorno se caracteriza por "un miedo persistente y acusado a situaciones sociales o actuaciones en público por temor a que resulten embarazosas" (American Psychiatric Association, 2002; p. 502).

La evaluación del comportamiento de ansiedad y fobia social tiene un carácter multimodal y plurimetódico (Lang, 1968, 1993) por su complejidad, englobando varios compo-

nentes y dimensiones que se consideran en su evaluación. Según Tortella-Feliu, Servera, Balle y Fullana (2004), la sensibilidad a la ansiedad, en niños y adolescentes, puede ser un factor de riesgo para manifestar algún trastorno de ansiedad, incluida la fobia social. Así, la evaluación de la fobia social y de otros trastornos de ansiedad se ha basado en el enfoque de "sistema de tres respuestas" (Lang, 1968, 1993; Miller y Kozak, 1993), teniendo en cuenta las respuestas cognitivas, comportamentales y fisiológicas. Rachman y Hodgson (1974) defienden que estos sistemas son independientes relativamente, encontrando correlaciones bajas entre la conducta manifiesta, la fisiología y los autoinformes. En esta línea, Botella, Baños y Perpiñá (2003) conciben la ansiedad social como una emoción necesaria y adaptativa para motivar a los individuos a comportarse adecuadamente en determinadas situaciones interpersonales, manifestándose la respuesta de ansiedad a tres niveles: fisiológico, comportamental y cognitivo.

La investigación de la naturaleza de la ansiedad social y de la efectividad de su evaluación y tratamiento requiere de unas medidas válidas y fiables; en la actualidad, se dispone de varios instrumentos para tal fin, entre ellos se encuentran la Escala de Miedo a la Evaluación Negativa (Fear of Negative Evaluation Scale, FNES) y la Escala de Evitación y Malestar Social (Social Avoidance and Distress Scale, SADS) (Watson y Friend, 1969). No obstante, García-López, Olivares e

Hidalgo (2005) ponen de manifiesto que el estudio de la sensibilidad de las medidas para el tratamiento de la ansiedad social generalizada todavía está en sus primeras fases. Recientemente, Olivares, Rosa y Olivares-Olivares (2006) comprueban la eficacia, tanto a corto como a medio plazo (6 meses), del programa multicomponente Intervención en Adolescentes con Fobia Social (IAFS) en las medidas que evalúan directamente la ansiedad y evitación social. Tanto la FNES como la SAD se crearon juntas por Watson y Friend (1969) en una población de estudiantes; el objetivo fue evaluar los pensamientos y la evitación presentados en los fóbicos sociales en las situaciones de interacción social. A pesar de que la mayoría de las investigaciones han utilizado muestras de estudiantes, ambas escalas fueron usadas para evaluar el nivel de ansiedad social en muestras clínicas (por ejemplo, Heimberg, Becker, Goldfinger y Vermilyea, 1985; Heimberg, Hope, Rapee y Bruch, 1988; Mattick y Peters, 1988; Turner, McCann y Beidel, 1987), suponiendo que eran medidas válidas y fiables en esta población; no obstante, distintos estudios revelan que el mismo supuesto puede ser, a veces, invalido (Harper, Oei, Mendalgio y Evans, 1990), concluyendo que las propiedades psicométricas de una escala no se mantienen necesariamente para poblaciones diferentes. En esta línea, Turner et al. (1987) concluyeron que la FNES v SADS carecen de validez discriminante y pueden ser inapropiadas para la selección de sujetos. Por su parte, Heimberg et al. (1988) afirmaron que estas dos medidas son inadecuadas para el diagnóstico de la fobia social, que la ansiedad social clínica estudiada por Turner et al. (1987) puede ser la trascendente en distintos trastornos de ansiedad, que las diferencias significativas entre los trastornos de ansiedad pueden estar ocultas por la heterogeneidad entre pacientes diagnosticados de fobia social y que la distribución de las puntuaciones de la FNE en la muestra utilizada por Turner et al. (1987) puede pertenecer a pacientes depresivos. Por ello, Heimberg et al. (1988) sugieren la necesidad de evaluar la FNES y SADS en pacientes con ansiedad clínica, examinando el patrón de la ansiedad social en la fobia social y en otros trastornos de ansiedad.

La FNES y la SADS contienen 28 y 30 ítems de verdadero-falso, respectivamente. Desde un punto de vista teórico sería posible incrementar la fiabilidad de ambas escalas sustituyendo la estructura de respuesta por un modelo de hasta siete respuestas (Cichetti, Showalter y Tyrer 1985), aunque los estudios experimentales reducen este número dependiendo de la naturaleza del test. Así, en los tests de habilidad v rendimiento con ítems de elección múltiple, varios autores recomiendan taxativamente utilizar tres opciones (Delgado y Prieto, 1998; Moreno, Martínez y Muñiz 2006; Rodríguez, 2005). Morales (2000) discute ampliamente numerosos estudios sobre esta cuestión, en relación con la medición de actitudes, llegando como primera conclu-

sión a que La práctica generalizada de utilizar cinco o seis respuestas en los ítems de las escalas de actitudes es correcta. Sin embargo, este mismo autor señala que en los tests de personalidad lo habitual es encontrar únicamente dos o tres respuestas, ya que con múltiples respuestas aparte de medir el rasgo pretendido puede estar superponiéndose la tendencia de dar respuestas extremas. Por todo ello, hasta que no se disponga de evidencia empírica de la mejora que pueda conseguirse con otros esquemas de respuestas es preferible mantener el esquema original de los autores. La FNES alude a aspectos cognitivos de la ansiedad social, mientras que la SADS se refiere a aspectos motores. Tienen la ventaja de ser breves y complementarias, necesitando un tiempo estimado de 15 minutos para su aplicación, por lo que son uno de los instrumentos más empleados en la investigación. A pesar de que los autores originales (Watson y Friend, 1969) describieron dos subescalas de la SAD (evitación social y malestar social), raramente se han utilizado en la práctica, considerando comúnmente la puntuación total. Recientemente, Hofmann, DiBartolo, Holaway y Heimberg (2004) anunciaron que la puntuación de la SAD en la publicación original tiene un error relacionado con el ítem 19, informando que el coeficiente alfa de Cronbach estandarizado fue de 0,93, el cual se incrementaría hasta 0.94 si se invirtiese o eliminase dicho ítem; estos autores recomiendan a los investigadores evitar la puntuación error en futuros estudios. Por su

parte, la FNES se usa como una medida de los síntomas cognitivos, respondiendo a los modelos cognitivos de la ansiedad y fobia social. Este instrumento ha demostrado su validez empírica tanto en pacientes con fobia social como en sujetos normales (Musa, Kostogianni y Lepine, 2004). Se trata de autoinformes más apropiados para evaluar la ansiedad ante situaciones de interacción social que la fobia social en sí (Orsillo, 2001). Las dos escalas han mostrado ser sensibles al cambio terapéutico (Heimberg et al., 1985; Mattick y Peters, 1988).

En general, existen pocos estudios respecto a las propiedades psicométricas de ambas escalas FNES y SADS, tanto en población adulta como adolescente, tal como hemos expuesto. Así, los trabajos que hacen uso de estas escalas con adolescentes son escasos, tanto en población anglosajona como española, aunque cabe mencionar los estudios de Bobes et al. (1999), García-López, Olivares, Hidalgo, Beidel y Turner (2001) y Villa, Botella, Quero, Rupérez y Gallardo (1998) que se realizaron con jóvenes y adultos españoles, reflejando algunas características psicométricas de ambas escalas; por ejemplo, Villa et al. (1998) informaron que la muestra de pacientes con fobia social obtuvo medias de 18,77 y 24,79 antes de recibir tratamiento y de 12,08 y 18,93 una vez finalizado el mismo en la SADS y FNES, respectivamente. En el presente estudio instrumental (Carretero-Dios y Pérez, 2005; Montero y León, 2005) tratamos de examinar por separado las propiedades psicométricas de ambas escalas en una muestra de adolescentes de habla española; concretamente, se pretende ofrecer datos sobre su estructura factorial, fiabilidad y validez.

MÉTODO

Participantes

La muestra fue seleccionada mediante un muestreo incidental y estaba constituida por 1.012 jóvenes estudiantes de Enseñanza Secundaria de Granada (España); de ellos, 430 eran chicos y 582 chicas con edades comprendida entre 13 y 19 años (media = 15,80; *DT* = 1,48). Casi dos tercios de los adolescentes (n = 654) procedían de 2°, 3° y 4° de Educación Secundaria Obligatoria; el otro tercio estaba constituido por alumnos de 1º y 2º de Bachillerato (n = 187) y alumnos de distintos ciclos formativos (n =171). El presente estudio ha sido realizado dentro de una investigación más amplia con la misma muestra de referencia.

Instrumentos

— La Escala de Miedo a la Evaluación Negativa (Fear of Negative Evaluation Scale, FNES) (Watson y Friend, 1969) mide la intensidad del temor experimentado por los sujetos ante la posible evaluación negativa por parte de los demás. La escala está formada por 30 ítems de tipo dicotómico; su puntuación oscila entre 0 y 30. Se obtuvieron

medias de 13,97 y 16,10 para hombres y mujeres, respectivamente, mostrando un coeficiente de consistencia interna de 0,94 y una fiabilidad test-retest al mes de 0,78 (Watson y Friend, 1969). En población española, García-López et al. (2001) hallan una fiabilidad test-retest igual a 0,84 y una correlación de 0,71 con el total de la SAS-A, y otra de 0,48 con el trastorno de personalidad por evitación; la carga factorial de esta escala en la diferenciación de los subtipos de fobia social fue de 0,68. Anexo 1.

 La Escala de Evitación y Malestar Social (Social Avoidance and Distress Scale, SADS) (Watson y Friend, 1969) está compuesta por 28 ítems, de los cuales la mitad evalúa el malestar subjetivo en situaciones de interacción social y la otra mitad mide la evitación activa o el deseo de evitar a las mismas. Se ha informado de medias iguales a 11,20 y 8,24 para los hombres y mujeres, respectivamente; la consistencia interna fue de 0,94 y la fiabilidad test-retest al mes de 0,68 (Watson y Friend, 1969). En España, la fiabilidad test-retest fue de 0,68 en el estudio de Ruipérez, García-Palacios y Botella (2002) y de 0,85 en el de trabajo de García-López et al. (2001); estos últimos encuentran que la SADS mantiene una correlación de 0,67 con el total de la SAS-A y de 0,56 con el trastorno de personalidad por evitación; además, presenta una carga factorial de 0,78 en la distinción entre subtipos de fobia social. Anexo 2.

- La Escala de Ansiedad ante la

Interacción Social (Social Interaction Anxiety Scale, SIAS) (Mattick y Clarke, 1998) agrupa a 20 ítems que se contestan de acuerdo a una escala tipo Likert de 5 puntos (entre 0 y 4); sus autores informan de una adecuada consistencia interna (alfa de Cronbach = 0,93) y de un coeficiente de correlación test-retest superior a 0,90. Habke, Hewitt, Norton y Asmundson (1997) informan de tres factores: ansiedad ante las relaciones sociales, miedo a la observación de los demás y malestar general en situaciones sociales. En España, Olivares, García-López e Hidalgo (2001) demuestran que todos los ítems de la SIAS saturan en un único factor denominado ansiedad ante la interacción social, presentando un coeficiente alfa de Cronbach de 0,89. Recientemente, Zubeidat, Salinas, Sierra y Fernández-Parra (2007) informan que la SIAS muestra dos factores (ansiedad ante la falta de habilidades sociales y ansiedad ante la dificultad de establecer una distancia emocional adecuada respecto a los demás) que explican el 41,62% de la varianza con valores de consistencia interna de 0,88 y 0,52, respectivamente.

— La Escala de Ansiedad Social de Liebowitz (Liebowitz Social Anxiety Scale, LSAS) (Liebowitz, 1987) está constituida por 24 ítems que evalúan la ansiedad y evitación experimentadas en situaciones de actuación e interacción social. Se ha encontrado que los coeficientes de consistencia interna (alfa de Cronbach igual a 0,90) de las subescalas de miedo social y evitación social

fueron altos (Cox, Ross, Swinson y Direnfeld, 1998). Tanto la LSAS como sus subescalas presentan una distribución normal y muestran coeficientes altos de consistencia interna que oscilan entre 0,81 y 0,96 (Heimberg et al., 1999). En España, se han hallado coeficientes de consistencia interna por encima de 0,73 y otros de test-retest mayores que 0,82 para todas las subescalas de la LSAS (Bobes et al., 1999). Recientemente, Zubeidat, Salinas y Sierra (2007) informan de un factor dominante para cada una de las subescalas de miedo social y evitación social de la LSAS, mostrando una consistencia interna, mediante el cálculo de alfa de Cronbach, de 0,91 y 0,90 para ambas, respectivamen-

 El Autoinforme del Comportamiento de Jóvenes de 11-18 años (Youth Self-Report for Ages 11-18, YSR) (Achenbach, 1991; Achenbach y Edelbrock, 1978) está formado por dos partes; la primera incluye 17 ítems y evalúa las competencias psicosociales de los jóvenes, mientras que la segunda consta de 112 ítems (16 evalúan comportamientos adaptativos o prosociales y el resto mide conductas problemáticas). Se ha informado de valores de alfa de Cronbach de 0,61 y 0,67 para chicos y chicas, respectivamente (Verhulst, Van der Ende y Koot, 1997). En España, Lemos, Fidalgo, Calvo y Menéndez (1992) encuentran que las chicas presentan puntuaciones elevadas en conductas internalizantes (por ejemplo, ansiedad/depresión, retraimiento, etc.), mientras que los chicos muestran puntuaciones superiores en comportamientos externalizados (conductas socialmente desadaptativas y agresivas).

— El Inventario Multifásico de Personalidad de Minnesota para Adolescentes (Minnesota Multiphasic Personality Inventory-Adolescent, MMPI-A) (Butcher et al., 1992) recoge a 478 ítems con un formato dicotómico de verdadero-falso. La finalidad de este instrumento es evaluar diversos rasgos psicopatológicos. Se informó de propiedades psicométricas adecuadas para este instrumento en la adaptación española realizada por Jiménez-Gómez y Ávila-Espada (2003).

Procedimiento

La muestra de adolescentes fue seleccionada mediante un muestreo incidental en trece colegios e institutos de Educación Secundaria de la provincia de Granada. La evaluación de los adolescentes se llevó a cabo durante un periodo de cuatros meses después de haber solicitado el consentimiento de los profesores y de los jóvenes. Se facilitó información a estos últimos sobre el trastorno de ansiedad y fobia social, y se les enfatizó la necesidad de realizar este tipo de estudios en población infanto-juvenil, explicándoles los propósitos de la investigación. Los autoinformes fueron administrados por un solo evaluador en el aula de clase de forma colectiva, en dos sesiones de 75 minutos cada una de ellas. Todos los participantes recibieron las mismas instrucciones para contestar, siendo su participación totalmente voluntaria. Un total de 15 jóvenes se negaron a responder a los autoinformes y 9 no completaron todas las pruebas.

En la muestra total de 1.012 adolescentes se establecieron cuatro grupos: ansiedad social específica, ansiedad social generalizada, otras psicopatologías y sin psicopatologías. La formación de los grupos con ansiedad social (específica y generalizada) se basó en un doble criterio aplicado sobre la Escala de Ansiedad en Interacción Social (SIAS). Los adolescentes que puntuaron por encima del punto de corte (40,34) estimado en la suma de la media (22,72) más 1,5 desviación típica (17,62) formaron el grupo de ansiedad social (n = 88). Los jóvenes que además de puntuar por encima de 40,34, contestaron a diez o menos situaciones sociales (ítems de la SIAS) con alta ansiedad (valorada en 3 ó 4) formaron al grupo de ansiedad social específica. Por su parte, los adolescentes que puntuaron por encima de 40,34 y respondieron a once o más ítems de la SIAS con alta ansiedad (también valorada en 3 ó 4) integraron el grupo de ansiedad social generalizada. De esta manera, se obtuvo un total de 50 (4,9% de la muestra total) y 38 (3,8% de la muestra total) adolescentes con ansiedad social específica y generalizada, respectivamente. Por otra parte, el grupo de adolescentes con otras psicopatologías se estableció basándose en las puntuaciones obtenidas en las escalas externalizante e internalizante, y la puntuación total del YSR/11-18; las medias de estas

escalas fueron de 12,81 (DT = 8,15), 13,92 (DT = 8,11) y 45,99 (DT =22,61), respectivamente, mientras que los puntos de corte (resultantes de la suma de la media más 1,5 desviación típica) fueron iguales a 26,03, 26,08 y 79,89 para las tres escalas, respectivamente. Los adolescentes que obtuvieron una puntuación superior al punto de corte (en una, dos o en las tres escalas del YSR) constituyeron al grupo de otras psicopatologías (n = 96). Por último, el resto de los participantes que no cumplieron ninguno de los criterios anteriores formaron al grupo normal de adolescentes sin psicopatologías (n = 828).

RESULTADOS

Estadísticos descriptivos

Las medias de los adolescentes de la muestra total en la FNES y la SADS fueron de 16,34 (DT = 6,11) y 8,42 (DT = 4,84), respectivamente; las subescalas de Evitación social y Ansiedad Social de la SADS obtuvieron medias de 3,35 (DT = 2,64) y 5,39 (DT = 3,11), respectivamente. La Tabla 1 muestra un resumen de las diferencias en la distribución de las puntuaciones en la FNES y la SADS en función del sexo, edad, curso escolar, pareja y trabajo de los 1.012 adolescentes participantes en el estudio; se incluye la frecuencia, media, t de Student y nivel de significación.

De todas las variables sociodemográficas examinadas, la diferencia de medias en las puntuaciones de la FNES resultó significativa en dos de ellas: sexo (t = -5,89; p <0,01) y edad (t = 3,12; p < 0,05); es decir, la media de las puntuaciones de las chicas en la FNES ha sido significativamente superior a la de los chicos, mientras que la del grupo de adolescentes de edad comprendida entre los 13 y 15 años ha resultado significativamente mayor que la del grupo con el rango de edad de 16 a 19 años. Por su parte, se obtuvo una diferencia de medias en las puntuaciones de la SADS significativa en tan sólo la variable pareja (t = -2,23; p < 0,05), donde el grupo de jóvenes sin pareja mostró una media significativamente superior en la SADS a la del grupo sin pareja.

Análisis factorial y consistencia interna

Para comprobar la unidimensionalidad de la FNES se recurrió al análisis factorial confirmatorio sometiendo a prueba un modelo de un único factor. El ajuste por el método de mínimos cuadrados sobre la matriz de correlaciones tetracóricas rechazó este modelo χ² = 5172; gl = 405; p < 0.001; RMSEA = 0,11), por lo que se realizó un análisis exploratorio por el procedimiento de extracción de componentes principales para la estructura dimensional de primer orden (véase la Tabla 2). En la determinación del número de factores se han tenido en cuenta tanto los autovalores de los distintos factores como los valores de saturación de los ítems en los mismos, considerándose los que

Tabla 1. Distribución de la muestra y diferencias en promedio de las puntuaciones en la FNES y la SADS

| Variable | n (%) | M (DT) FNES | t | M (DT) SADS | t |
|---------------|--------------|--------------|---------|-------------|--------|
| Sexo | | | | | |
| Hombre | 430 (42,50%) | 15,06 (5,73) | -5,89** | 8,22 (4,75) | -1,18 |
| Mujer | 582 (57,50%) | 17,29 (6,21) | | 8,58 (4,90) | |
| Edad | | | | | |
| 13-15 años | 483 (47,72%) | 16,96 (5,68) | 3,12* | 8,65 (4,75) | 1,42 |
| 16-19 años | 529 (52,30%) | 15,78 (6,43) | | 8,22 (4,91) | |
| Curso escolar | | | | | |
| ESO y B | 841 (83,10%) | 16,25 (6,06) | 1,01 | 8,29 (4,72) | 1,92 |
| CF | 171 (16,90%) | 16,77 (6,36) | | 9,07 (5,35) | |
| Pareja | | | | | |
| Con pareja | 296 (29,25%) | 15,84 (6,39) | -1,65 | 7,91 (4,69) | -2,23* |
| Sin pareja | 716 (70,80%) | 16,55 (5,98) | | 8,64 (4,89) | |
| Trabajo | | | | | |
| Con trabajo | 86 (8,50%) | 16,33 (5,98) | -0,03 | 9,12 (5,62) | 1,21 |
| Sin trabajo | 926 (91,50%) | 16,34 (6,12) | | 8,36 (4,76) | |

*p < 0,05; **p < 0,01

ESO = Educación secundaria obligatoria; CF = Ciclos formativos; B = bachillerato

están por encima de 0,35. La solución factorial presenta una dimensión principal dominante que reúne a la mayoría de los ítems (26 que saturan por encima de 0,35) de la FNES, explicando el 21,98% de la varianza (con un autovalor de 6,59%). Los ítems 1, 6, 17 y 26 no se han recogido en este primer factor, mostrando saturaciones por debajo de 0,35. Este primer factor muestra un coeficiente de consistencia interna (mediante el cálculo de alfa de Cronbach) de 0,85, aunque este valor se incrementa hasta 0,87 si se cambia la clave de corrección del ítem 8 de falso a verdadero. También se dan otros cinco factores de menos relevancia (tienen autovalores bajos y aglutinan a un número reducido de ítems) junto a este primer factor dominante. Así, el factor F2 explica un 5,53% de la varianza (con un autovalor de 1,66 y aglutina a los ítems 7, 14, 22 y 25). Del mismo modo, el factor F3 consigue explicar un 4,83% de la varianza (con un autovalor de 1,45), recogiendo a los ítems 3, 15, 19, 26 y 29. Por su parte, el factor F4 explica un 4,09% de la varianza (con un autovalor de 1,23), incluyendo a los ítems 1, 15 y 26. Por último, los factores F5 y F6 incluyen a tan sólo un ítem cada uno de ellos (3 y 26, respectivamente), explicando un 3,68% (con

un autovalor de 1,10) y 3,64% (con un autovalor de 1,09) de la varianza, respectivamente (véase la Tabla 2). Los ítems 6 y 17 son los únicos que no consiguen saturar en alguno de los seis factores comentados.

Por otro lado, para intentar replicar la estructura factorial de la SADS obtenida por los autores originales (Watson y Friend, 1969) y por Leary, Knight y Johnson (1987) se realizó un análisis factorial confirmatorio de dicha estructura por el procedimiento de mínimos cuadrados aplicados sobre la matriz de correlaciones tetracóricas. Los datos de nuestra muestra no se

Tabla 2. Análisis de componentes principales para la Escala de Miedo a la Evaluación Negativa (FNES)

| Item¹ | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | F6 |
|------------------|-------|-------|-------|-------|------|------|
| 13 | 0,63 | | | | | |
| 18 | 0,61 | | | | | |
| 8 | 0,59 | | | | | |
| 16 | 0,59 | | | | | |
| 12 | 0,58 | | | | | |
| 24 | 0,58 | | | | | |
| 23 | 0,57 | | | | | |
| 7 | 0,55 | -0,35 | | | | |
| 21 | 0,55 | | | | | |
| 14 | 0,52 | 0,40 | | | | |
| 2 | 0,52 | | | | | |
| 22 | 0,51 | 0,39 | | | | |
| 20 | 0,49 | | | | | |
| 5 | 0,47 | | | | | |
| 11 | 0,46 | | | | | |
| 29 | 0,46 | | -0,52 | | | |
| 10 | 0,44 | | | | | |
| 28 | 0,43 | | | | | |
| 3 | 0,41 | | -0,36 | | 0,46 | |
| 19 | 0,40 | | -0,38 | | | |
| 4 | 0,39 | | | | | |
| 9 | 0,39 | | | | | |
| 15 | 0,38 | | 0,35 | 0,36 | | |
| 30 | 0,36 | | | | | |
| 25 | 0,35 | 0,38 | | | | |
| 27 | 0,35 | | | | | |
| 1 | | | | -0,46 | | |
| 6 | | | | | | |
| 17 | | | | | | |
| 26 | | | 0,35 | 0,36 | | 0,57 |
| Autovalor | 6,59 | 1,66 | 1,45 | 1,23 | 1,10 | 1,09 |
| % de la varianza | 21,98 | 5,53 | 4,83 | 4,09 | 3,68 | 3,64 |
| Alfa de Cronbach | 0,85 | | | | | |

¹ Los ítems son listados en orden decreciente según su saturación en el factor principal encontrado.

²Se incluyen valores de saturación ≥0,35.

ajustaban a este modelo $\chi^2 = 6262$; gl = 349; p < 0.001; RMSEA = 0.13), por lo que se procedió a un análisis exploratorio, en el cual se fijó el número de factores en dos en el procedimiento de extracción de componentes principales. A pesar de ser conscientes de que no es el procedimiento más idóneo para ítems dicotómicos (Gaviria-Soto, 1990), se empleó el mismo método de rotación denominado "normalización Oblimin con Kaiser" (veáse la Tabla 3), de tal forma que las posibles diferencias de estructura no puedan atribuirse a los métodos empleados. El factor F1 aglutina a 17 ítems y explica un 18,14% de la varianza de la SADS (con un autovalor de 5,08); por su parte, el factor F2 reúne a 8 ítems, explicando el 7,49% de la varianza (con un autovalor de 2,10). La correlación entre ambos factores (F1 y F2) es de -0,298. Las subescalas (evitación social y malestar social) obtenidas sumando los ítems que saturan en cada uno de los dos factores (15 ítems para F1 y 8 ítems para F2), muestran coeficientes de consistencia interna mediante el cálculo de alfa de Cronbach de 0,77 y 0,73 (0,83 para el conjunto de los 30 ítems). Los restantes 3 ítems (17, 19 y 22) no consiguen saturar en ninguno de estos dos factores considerados, mostrando saturaciones inferiores a 0,35 (véase la Tabla 3).

Validez discriminante

Los grupos de ansiedad social específica y generalizada, el de otras psicopatologías y el normal sin psicopatologías fueron comparados en función de la *FNES* y *SADS* mediante el *ANOVA* de un solo factor. La Tabla 4 muestra un resumen de las diferencias entre los cuatro grupos considerados en ambas escalas.

Tal como se aprecia en la Tabla 4, se han encontrado diferencias significativas entre algunos de los cuatro grupos para la FNES $F_{(3, 1008)} = 26,81$ (p < 0,01) y la SADS $F_{(3, 1008)} = 85,75$ (p < 0,01). Para analizar entre que grupos se producen diferencias significativas se procedió a realizar las pruebas de comparación post hoc (mediante los métodos Tukey, Bonferroni y Dunnett) y la prueba de subconjuntos homogéneos que aparece en la Tabla 5. Las primeras mostraron diferencias significativas en la FNES cuando se comparan los grupos con y sin psicopatologías frente a los grupos de ansiedad social (específica y generalizada), aunque dichas diferencias no se presentaron entre los dos primeros ni entre los dos segundos. Al contrario, en la SADS se encontraron diferencias significativas, mediante los métodos mencionados, cuando se comparó cada uno de los cuatro grupos con el resto.

Tal como se observa, la FNES discriminó entre dos subconjuntos (grupo normal y otras psicopatologías frente a los dos grupos de ansiedad social), tanto con el método Tukey como con el de Duncan. Por su parte, la SADS discriminó entre los cuatro subconjuntos (grupo normal, otras psicopatologías, ansiedad social específica y ansiedad social generalizada) con ambos métodos.

Tabla 3. Análisis de componentes principales (método de rotación: normalización *Oblimin* con Kaiser) para la Escala de Evitación y Malestar Social (SADS)

| Item¹ | F1 | F2 |
|------------------|-------|-------|
| 21 | 0,55 | |
| 18 | 0,52 | |
| 20 | 0,52 | |
| 23 | 0,50 | |
| 26 | 0,48 | |
| 12 | 0,46 | |
| 24 | 0,46 | |
| 27 | 0,46 | |
| 5 | 0,45 | |
| 13 | 0,45 | |
| 10 | 0,41 | |
| 9 | 0,40 | |
| 4 | 0,39 | |
| 8 7 | 0,39 | |
| | 0,38 | |
| 25 | 0,38 | |
| 2 | 0,37 | |
| 1 | | -0,71 |
| 3 | | -0,71 |
| 14 | | -0,60 |
| 15 | | -0,57 |
| 11 | | -0,55 |
| 16 | | -0,53 |
| 28 | | -0,45 |
| 6 | | -0,43 |
| 17 | | |
| 19 | | |
| 22 | | |
| Autovalor | 5,08 | 2,10 |
| % de la varianza | 18,14 | 7,49 |
| Alfa de Cronbach | 0,83 | 0,73 |
| | | |

¹Los ítems son listados en orden decreciente según su saturación en los dos factores.

Validez de constructo

El análisis de la validez de constructo de la *FNES* y la *SADS* se puede realizar a partir de los correspondientes resultados factoriales (tal como se ha expuesto anteriormente) y de la relación de las mismas con otros constructos o variables psicológicas evaluadas

por instrumentos específicos de ansiedad y fobia social (SIAS y LSAS), así como por otros de screening (YSR/11-18 y MMPI-A). Se asume que las puntuaciones de estas últimas variables podrían tener una relación con la ansiedad social medida por ambas escalas. Las correlaciones obtenidas entre la FNES y SADS y di-

²Se incluyen valores de saturación ≥0,35

Tabla 4. Diferencias entre grupos en función de la FNES y la SADS

| | Grupo normal | Ansiedad social | Ansiedad social | Otras | Valores F |
|---------|--------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|
| Escalas | M (DT) | especifica | generalizada | psicopatologias | (df) ^s |
| | | M (DT) | M (DT) | M (DT) | |
| FNE | 15,70 (5,90) | 21,06 (4,92) | 22,13 (5,13) | 17,13 (6,50) | 26,81** |
| | | | | | (3, 1008) |
| SAD | 7,56 (4,25) | 13,36 (4,39) | 16,97 (5,36) | 9,88 (4,43) | 85,75** |
| | | | | | (3, 1008) |

^{**}p < 0,01

Tabla 5. Prueba de subconjuntos homogéneos (1, 2, 3 y 4) de los cuatro grupos del estudio para las escalas FNES y SADS

| Método | Grupo | 1 | 2 | 3 | 4 |
|----------------|------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| (Escala) | | М | М | М | М |
| Tukey y Duncan | Grupo normal | 15,70 | | | |
| (FNES) | Otras psicopatologías | 17,13 | | | |
| | Ansiedad social específica | | 21,06 | | |
| | Ansiedad social generalizada | | 22,13 | | |
| Tukey y Duncan | Grupo normal | 7,56 | | | |
| (SADS) | Otras psicopatologías | | 9,88 | | |
| | Ansiedad social específica | | | 13,36 | |
| | Ansiedad social generalizada | | | | 16,97 |

chas variables psicológicas aparecen en la Tabla 6.

Todas las correlaciones encontradas han sido positivas y significativas. En general, las correlaciones establecidas con la *SADS* han sido mayores que las encontradas con la *FNES*. La correlación más baja con la *FNES* la presentaron las variables retraimiento del YSR/11-18 y malestar social del MMPI-A (r=0,25; p<0,01 para ambas), mientras que la más alta la mostró ansiedad ante la interacción social de la SIAS (r=0,51; p<0,01). Por su parte, la

correlación mínima mantenida con la SADS resultó para la variable ansiedad del MMPI-A (r=0,28; p<0,01), mientras que la máxima la obtuvo ansiedad ante la interacción social de la SIAS (r=0,65; p<0,01). Además, se encontró una correlación de (r=0,44; p<0,01) entre las escalas FNES y SADS.

DISCUSIÓN

El objetivo del presente estudio ha sido analizar las características psicométricas de la Escala de

Tabla 6. Correlaciones de Pearson entre las puntuaciones de la FNES y SADS con otras variables medidas por la SIAS, LSAS, YSR/11-18 y MMPI-A

| Variables | FNE | SAD |
|--------------------------------------|--------|--------|
| SIAS | | |
| Ansiedad ante la interacción social | 0,51** | 0,65** |
| LSAS | | |
| Subescala de ansiedad social | 0,43** | 0,50** |
| Subescala de evitación social | 0,44** | 0,34** |
| Total de ansiedad y evitación social | 0,41** | 0,51** |
| YSR | | |
| Ansiedad/depresión | 0,38** | 0,37** |
| Retraimiento | 0,25** | 0,46** |
| Problemas sociales | 0,27** | 0,38** |
| Síndromes internalizantes | 0,35** | 0,40** |
| MMPI-A | | |
| Psicastenia-Pt | 0,33** | 0,31** |
| Introversión social-Si | 0,29** | 0,33** |
| Ansiedad-ANX | 0,32** | 0,28** |
| Depresión-DEP | 0,30** | 0,32** |
| Autoestima-LSE | 0,33** | 0,36** |
| Malestar social | 0,25** | 0,50** |

^{**}p < 0,01

Miedo a la Evaluación Negativa (FNES) y la Escala de Evitación y Malestar Social (SADS) que se emplean con frecuencia en la investigación relacionada con la ansiedad y fobia social. Desde la publicación original de estas dos escalas (Watson y Friend, 1969) los estudios que pretendieron analizar la estructura factorial, fiabilidad y validez de las mismas han sido escasos, tanto en población adulta anglosajona como española y menos en muestras de adolescentes. De ahí, la necesidad de llevar a cabo este tipo de traba-

jos con el fin de obtener más evidencias sobre los aspectos psicométricos mencionados. En este estudio proponemos realizar los análisis de la *FNES* y *SADS* por separado para medir dimensiones distintas de la ansiedad y fobia social (miedo a la evaluación negativa versus evitación y malestar social), aunque íntimamente relacionadas.

Un primer análisis de los datos indica diferencias significativas en las puntuaciones de la FNES y

SADS en las variables sexo y edad para la primera, y en la variable pareja para la segunda. Varios estudios realizados en población infanto-juvenil (Crick y Ladd, 1993; Olivares, Ruiz, Hidalgo y García-López, 1999; Vernberg, Abwender, Ewell y Beery, 1992; Wittchen, Stein y Kessler, 1999) ya habían informado de mayor porcentaje de chicas que de chicos con ansiedad social. Los hallazgos respecto a la variable edad no son tan concluyentes; mientras Olivares et al. (2002) encuentran que la edad de inicio de la fobia social oscila entre los 14 y los 16 años, Weissman et al. (1996) relatan diferencias al respecto en diferentes países, siendo ésta mayor en Puerto Rico y Corea del Sur que en Estados Unidos y Canadá, reflejando diferencias culturales entre población hispana y asiática en comparación con la norteamericana. En relación a la variable pareja, distintos autores (Amies, Gelder y Chaw, 1983; Davidson, Hughes, George y Blazer, 1993; Schneier, Johnson, Hornig, Liebowitz y Weissman, 1992) hallaron un porcentaje elevado de solteros entre los individuos con fobia social.

Los resultados relativos a la estructura factorial de la FNES revelaron la existencia de un factor dominante, aunque aparecieron otros cinco factores de menos relevancia con autovalores bajos y con saturaciones altas de sus pocos ítems en el primer factor. Tras la extracción de los factores comunes no hemos procedido a una rotación Varimax de los factores, ya que como indican Lawley y Maxwell

(1971, p. 75) "el método de rotación Varimax no es útil en los casos en los que existe un factor general dominante". Es decir, la estructura factorial sin rotar es más simple, necesitando los ítems de menos factores para explicar su varianza común (Mulaik, 1972), conduciendo a una interpretación más sencilla y coherente con la alta fiabilidad que presenta la FNES. Este primer factor (F1) aglutina a la mayoría de los ítems (excepto 1, 6, 17 y 26) y explica la mayor parte de la varianza del constructo miedo a la evaluación negativa; su consistencia interna fue adecuada al obtener un valor de 0,85, coincidiendo con la propuesta de Anastasi (1988) y Muñiz (1998), quienes recomiendan valores mayores que 0,70; no obstante, dicho valor se incrementa hasta 0,87 si se cambia la clave de corrección del ítem 8 de falso a verdadero debido al cambio de sentido que se produce en la traducción del mismo del inglés "I react very little when other people disapprove of me" (Watson y Friend, 1969) al castellano "Apenas sé cómo reaccionar cuando otras personas me censuran" (Olivares y García-López, 1998). En general, estos resultados coinciden con los encontrados por varios autores (Musa et al., 2004; Oei, Kenna y Evans, et al., 1991; Watson y Friend, 1969), quienes demostraron que la FNES tiene un estructura unidimensional con un solo factor denominado "miedo a la evaluación negativa" que presenta una consistencia interna de 0,94 mayor a la hallada por nosotros, pudiendo deberse a las diferencias en las características de las muestras elegidas.

Por su parte, la estructura factorial de la SADS ha sido distinta, obteniendo dos factores mediante el método de rotación denominado "normalización Oblimin con Kaiser" como intento de réplica de la estructura factorial informada por Leary, Knight y Johnson (1987) y Watson y Friend (1969), fijándose el número de factores en dos en el procedimiento de extracción de componentes principales. Estos dos factores (F1 y F2) corresponden a las dos subescalas evitación social y malestar social de la SADS, presentando valores de consistencia adecuados (de 0,73 y 0,77, respectivamente) de acuerdo con la propuesta de Anastasi (1988) y Muñiz (1998). Leary et al. (1987) y Watson y Friend (1969) también describieron dos subescalas de evitación social y malestar social, concluyendo que la SADS tenía una estructura bidimensional, aunque los primeros obtuvieron valores de consistencia interna (0,87 y 0,85, respectivamente) superiores a los de este estudio, mientras que los segundos aportaron un valor de consistencia interna de 0,94 para todo el conjunto de los 28 ítems de la SADS, confirmándose este dato más tarde por Oei et al. (1991). A pesar de anunciar la existencia de dos subescalas que responden a dos factores en el momento de la construcción de la SADS, los trabajos posteriores (por ejemplo, García-López et al., 2001; Heimberg et al., 1988; Oei et al., 1991) no han tomado en cuenta este dato, concediendo a la SADS un carácter unidimensional. En esta línea, Hofmann et al. (2004) recordaron que es más común considerar la puntuación total de la SADS que las puntuaciones de sus dos subescalas.

Al comparar la saturación de los 30 ítems de la SADS en los dos factores de evitación social y malestar social de nuestro estudio con el de Leary et al. (1987), se ha observado que, al igual que éstos, los ítems 2, 4, 8, 9, 13, 18, 21, 22, 24, 25, 26 y 27 saturan en el primer factor, aunque los ítems 17, 19 y 22 que saturaron en el primer factor en el trabajo de estos autores no lo hicieron en el presente estudio. Por otra parte, los ítems 1, 3, 6, 11, 14, 15, 16 y 28 consiguen saturar en el segundo factor en el estudio que nos ocupa, tal como lo hicieron en el de Learv et al. (1987), aunque los ítems 5, 7, 10, 12, 20 y 23 que mostraron una saturación en el segundo factor en el trabajo de estos últimos, no lo hicieron en el nuestro. La falta de coincidencia en estos resultados puede ser debida a las diferencias en el tipo (española versus anglosajona) y el tamaño (358 universitarios frente a 1.012 adolescentes escolarizados) de las muestras empleadas por nosotros y por Leary et al. (1987), respectivamente.

Por otro lado, en el presente estudio también se ha tratado de obtener evidencias acerca de la validez de la *FNES* y la *SADS*. En primer lugar, se analizó la validez discriminante de estos instrumentos, poniendo a prueba su capacidad para distinguir entre los cuatro grupos en los que fue dividida la muestra total de los adolescentes (ansiedad social específica, ansiedad

social generalizada, otras psicopatologías y normal sin psicopatologías). Al contrario que Turner et al. (1987), nuestros resultados confirmaron que la FNES fue capaz de discriminar entre los grupos con y sin psicopatologías frente a los de ansiedad social (específica y generalizada), mientras que la SADS mostró capacidad en discriminar entre cada uno de los cuatro grupos frente al resto. Estos hallazgos fueron contrastados en las pruebas post hoc (mediante los métodos Tukey, Bonferroni y Dunnett) y en la prueba de subconjuntos homogéneos (con los métodos Tukey y Duncan), teniendo evidencias de que la FNES discriminaba significativamente entre los grupos con psicopatologías y sin psicopatologías (conjuntamente) frente a los de ansiedad social específica y generalizada, mientras que la SADS lo hizo entre cada uno de los cuatro grupos frente al resto. En esta línea, se ha revelado que la FNES y la SADS eran medidas válidas para discriminar significativamente entre un grupo control y otro con fobia social, tanto en chicos como en chicas (García-López et al., 2001); estos autores informaron que ambas escalas también discriminan significativamente entre los dos subtipos, específico y generalizado, de la fobia social, así como entre éstos y el grupo control.

En segundo lugar, se examinó la validez teórica de los constructos miedo a la evaluación negativa y evitación y malestar social medidos por la *FNES* y *SADS* mediante su relación con otros constructos o

variables psicológicas que podrían mantener una relación con los mismos. Los resultados indicaron que ambas escalas mantenían correlaciones significativas con distintas variables evaluadas por instrumentos específicos de ansiedad y fobia social (SIAS y LSAS) y otros para otros fines (YSR/11-18 y MMPI-A). Como era de esperar, las correlaciones más altas fueron encontradas entre FNES y SADS y las variables evaluadas por los instrumentos de fobia y ansiedad social, seguidas por las establecidas con las variables del YSR/11-18 y MMPI-A. En esta línea, se informó que la SADS establece correlaciones altas con puntuaciones de ansiedad social y timidez, y bajas con otras medidas de ansiedad general (Jones y Briggs, 1986). Así, la FNES correlaciona significativamente con la puntuación total de la LSAS, el Inventario de Depresión de Beck (Beck Depression Inventory, BDI) y el Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (State-Trait-Anxiety Inventory, STAI A-B) (Musa et al., 2004); estos autores concluyen que es esperable encontrar correlaciones significativas entre medidas de ansiedad social y otras generales de ansiedad y depresión, tal como ocurrió en el presente estudio, ya que los fóbicos sociales suelen manifestar altos niveles en las segundas. Del mismo modo, García-López et al. (2001) encontraron correlaciones significativas entre la FNES y SADS con las tres subescalas (fobia social, agorafobia y de diferencia) del Inventario de Ansiedad y Fobia Social (Social Phobia Anxiety Inventory, SPAI), y entre ambas escalas y las subescalas de miedo a la evaluación negativa, ansiedad y evitación social ante extraños y ansiedad y evitación social ante gente en general de la escala de Ansiedad Social para Adolescentes (Social Anxiety Scale for Adolescents, SAS-A).

En resumen, la FNES tiene una estructura unidimensional, mostrando un factor dominante que se refiere al miedo a la evaluación negativa con alta consistencia interna, mientras que la SADS presenta una

estructura bidimensional que corresponde a las subescalas de evitación social y malestar social con valores de consistencia interna adecuados. Ambas escalas disfrutan de buena validez discriminante y teórica, discriminando entre grupos con y sin ansiedad social (siendo este efecto más notorio en la *SADS* que en la *FNES*) y correlacionando significativamente con varias medidas referentes a la ansiedad y fobia social, y a otras generales de ansiedad y depresión.

REFERENCIAS

Achenbach, T. M. (1991). Manual for the Self-Report and 1991 YSR profile. Burlington, TV: University of Vermont, Department of Psychiatry.

Achenbach, T. M. y Edelbrock, C. S. (1987). The classification of child psychopathology: A review and analysis of empirical efforts. *Psychological Bulletin*, 85, 1275-1301.

American Psychiatric Association (1980). Diagnostic and statistical manual of mental disorders (3^a ed.). Washington, DC: Autor.

American Psychiatric Association (2002). Diagnostic and statistical manual of mental disorders (4^a ed. rev.). Washington, DC: Autor.

Amies, P. L., Gelder, M. G. y Shaw, P. M. (1983). Social phobia: A comparative clinical study. *British Journal of Psychiatry*, *142*, 174-179.

Anastasi, A. (1988). *Psychological Testing* (6^a ed.). Nueva York: MacMillan.

Bobes, J., Badía, X., Luque, A., García, M., González, M. P., Dal-Ré, R., Soria, J., Martínez, R., de la Torre, J., Doménech, R., González-Quirós, M., Buscarán, M. T., Gonzaléz, J. L. y Martínez de la Cruz, F. (1999). Validación de las versiones en español de los cuestionarios Liebowitz Social Anxiety Scale, Social Anxiety and Distress Scale y Sheenan Disability Inventory para la evaluación de la fobia social. *Medicina Clínica, 112,* 530-538.

Botella, C., Baños, R. M. y Perpiñá, C. (2003). Fobia social. Avances en la psicopatología, la evaluación y el tratamiento psicológico del trastorno de ansiedad social. Barcelona: Paidós.

Butcher, J. N., Dahlstrom, W. G., Graham, J. R., Tellegen, A. y Kaemmer, B. (1989). Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2 (MMPI-2): Manual for administration and scoring. Minneapolis: University of Minnesota Press.

Butcher, J. N., Williams, C. L., Graham, J. R., Archer, R. P., Tellegen, A., Ben-Porath, Y. S. y Kaemmer, B. (1992). *MMPI-A, Minnesota Multiphasic Personality Inventory-Adolescent*. Minneapolis: University of Minnesota Press.

Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 5*, 5521-551.

Cichetti, D. V., Showalter, D. y Tyrer, P. J. (1985). The effect of number of rating scale categories on levels of interrater reliability: A Monte Carlo investigation. *Applied Psychological Measurement*, 9, 31-36.

Cox, B. J., Ross, L., Swinson, R. P. y Direnfeld, D. M. (1998). A comparison of social phobia autcome measures in cognitive-behavioral group therapy. *Behavior Modification*, *22*, 285-297.

Crick, N. R. y Ladd, G. W. (1993). Children's perceptions of their peer experiences: Attributions, loneliness, social anxiety, and social avoidance. *Developmental Psychology*, *29*, 244-254.

Davidson, J. R. T., Hughes, D. C., George, L. K. y Blazer, D. G. (1993). The boundary of social phobia: exploring the threshold. *Archives of General Psychiatry*, *51*, 975-983.

Delgado, A. R. y Prieto, G. (1998). Further evidence favoring three-option items in multiple-choice tests. *European Journal of Psychological Assesment*, 14, 197-201.

García-López, L. J., Olivares, J. e Hidalgo, M. D. (2005). A pilot study on sensitivity

of outcome measures for treatment of generalized social phobia in adolescents. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 385-392.

García-López, L. J., Olivares, J., Hidalgo, M. D., Beidel, D. C. y Turner, S. M. (2001). Psychometric properties of the Social Phobia and Anxiety Inventory, the Social Anxiety Scale for Adolescents, the Fear of Negative Evaluation Scale and the Social Avoidance Distress Scale in an adolescent Spanish speaking population. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 23, 51-59.

Gaviria-Soto, J. L. (1990). Factores de dificultad en el análisis de ítems. Qué son, porqué aparecen y posibles soluciones. Revista Complutense de Educación, 1, 95-108

Habke, A. M., Hewitt, P. L., Norton, G. R. y Asmundson, G. (1997). The Social Phobia and Social Interaction Anxiety Scales: An exploration of the dimensions of social anxiety and sex differences in structure and relations with pathology. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 19, 21-39.

Harper, H., Oei, T. P. S., Mendalgio, S. y Evans, L. (1990). Dimensionality, validity and utility of the I-E scale with anxiety disorder. *Journal of Anxiety Disorders, 4*, 89-98.

Heimberg, R. G., Becker, R. E., Goldfinger, K. y Vermilyea, J. A. (1985). Treatment of social phobia by exposure, cognitive restructuring, and homework assignments. *Journal of Nervous and Mental Disease, 173,* 236-245.

Heimberg, R. G., Hope, D. A., Rappe, R. M. y Bruch, M. A. (1988). The validity of the Social Avoidance and Distress Scale and the Fear of Negative Evaluation Scale with social

phobic patients. *Behaviour Research and Therapy*, 26, 407-410.

Heimberg, R. G., Horner, K. J, Juster, H. R., Safren, S. A., Brown, E. J., Schneier, F. R. y Liebowitz, M. R. (1999). Psychometric properties of the Liebowitz Social Anxiety Scale. *Psychological Medicine*, *29*, 199-212.

Hofmann, S. G., DiBartolo, P. M., Holaway, R. M. y Heimberg, R. G. (2004). Scoring error of Social Avoidance and Distress Scale and its psychometric implications. *Depression and Anxiety*, *19*, 197-198.

Janet, P. (1903). Les Obsessions et la psychasthénie. París: Flammarion. Alcan.

Jiménez-Gómez, F. y Ávila-Espada, A. (2003). *MMPI-A, Inventario Multifásico de Personalidad de Minnesota para Adolescentes*. Madrid: Ediciones TEA.

Jones, W. H. y Briggs, S. R. (1986). *Manual for the Social Reticence Scale*. Palo alto, CA: Consulting Psychologist Press.

Lang, P. J. (1968). Fear reduction and fear behavior: Problems in treating a construct. En J. M. Shlien (Ed.), *Research in psychotherapy (Vol. 3)* (pp. 90-102). Washington, DC: American Psychological Association.

Lang, P. J. (1993). The three-system approach to emotion. En N. Birbaumer y A. Ohman (Eds.), *The structure of emotion* (pp. 18-30). Seattle, WA: Hogrefe y Huber.

Lawley, D. N. y Maxwell, A. E. (1971) Factor analysis as a statistical mMethod (2^a ed.). Londres: Butterworth & Co.

Leary, M. R., Knight, P. D. y Johnson, K. A. (1987). Social anxiety and dyadic conversation: A verbal response analysis. *Journal of Social and Clinical Psychology*, *14*, 48-79.

Lemos, S. G., Fidalgo, A. M., Calvo, P. y Menéndez, P. (1992). Salud mental de los adolescentes asturianos. *Psicothema, 4,* 21-48.

Liebowitz, M. R. (1987). Social phobia. *Modern Problems of Pharmacopsychiatry*, 22, 141-173.

Marks, I. M. y Gelder, M. G. (1966). Different ages of onset in varieties of phobia. *American Journal of Psychiatry*, 123, 218-221.

Mattick, R. P. y Clarke, J. C. (1998). Developmental and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, *36*, 455-470.

Mattick, R. P. y Peters, L. (1988). Treatment of severe social phobia: Effects of guided exposure with and without cognitive restructuring. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 251-260.

Miller, G. A. y Kozak, M. J. (1993). Threesystems assessment and the construct of emotion. En N. Birbaumer y Ohman (Eds.), *The structure of emotion* (pp. 31-47). Seatle, WA: Hogrefe y Huber.

Montero, I. y León, O. G. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *5*, 115-127.

Morales, P. (2000). *Medición de actitudes* en psicología y educación. Madrid: Universidad Pontificia de Comillas.

Moreno, R., Martínez, R. J. y Muñiz J. (2006). New guidelines for developing multiple-choice items. *Methodology*, 2, 65-72.

Mulaik, S. A. (1972). The Foundations of Factor Analysis. Nueva York: McGraw-Hill.

Muñiz, J. (1998). Teoría Clásica de los Tests. Madrid: Pirámide.

Musa, C. Kostogianni, N. y Lepine, J. P. (2004). The Fear of Negative Evaluative Scale (FNE): psychometric properties of the French version. *Encephale*, *30*, 517-524.

Oei, T. P., Kenna, D. y Evans, L. (1992). The realibility, validity, and utility of the SAD and FNE scales for anxiety disorders patiens. *Personality and Individual Differences*, *12*, 111-116.

Olivares, J. y García-López, L. G. (1998). Intervención en Adolescentes con Fobia Social Generalizada (IAFS). Manuscrito no publicado.

Olivares, J., García-López, L. G. e Hidalgo, M. D. (2001). The Social Phobia Scale and the Social Inteaction Anxiety Scale: Factor structure and reliability in a Spanish-speaking population. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 19, 69-80.

Olivares, J., Rosa, A. I. y Olivares-Olivares, P. J. (en prensa). Atención individualizada y tratamiento en grupo de adolescentes con fobia social generalizada. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *6*, 566-580.

Olivares, J., Rosa, A. I., Piqueras, J. A., Sánchez, X, Méndez, X. y García-López, L. J. (2002). Timidez y fobia social en niños y adolescentes: un campo emergente. *Psicología Conductual*, 10, 523-542.

Olivares, J., Ruiz, J., Hidalgo, M. D. y García-López, L. J. (1999, noviembre). An analyses of the factor structure of the Social Anxiety Scale for Adolescents (SAS-A) in Spanish population. Comunicación presentada en el I Congreso Iberoamericano de Psicología Clínica y de la Salud. Granada, España.

Organización Mundial de la Salud (OMS) (CIE-10) (1992). Décima revisión de la clasificación internacional de las enfermedades. Trastornos mentales y del comportamiento. Madrid: Meditor.

Orsillo, S. M. (2001). Measures of social phobia. En M. M. Antony, S. M. Orsillo y L. Roemer (Ed.), *Practioner's guide to empirically based measures of anxiety*. Nueva York: Kluwe Academic/Plenum Publishers.

Rachman, S. y Hodgson, R. (1974). I. Synchrony and desynchrony in fear and avoidance. *Behaviour Research and Therapy*, 12, 311-318.

Rodríguez, M. C. (2005). Three options are optimal for multiple-choice items: A meta-analysis of 80 years of research. *Educational Measurement: Issues & Practice*, 24, 3-13

Ruipérez, M. A., García-Palacios, A. y Botella, C. (2002). Clinical features and treatment response in social phobia: Axis II comorbidity and social phobia subtypes. *Psicothema*, *14*, 426-433.

Schneier, F. R., Johnson, J., Hornig, C. D., Liebowitz, M. R. y Weissman, M. M. (1992). Social phobia: comorbidity and morbidity in an epidemiological sample. *Archives of General Psychiatry*, 49, 282-288.

Tortella-Feliu, M., Servera, M., Balle, M. y Fullana, M.A. (2004). Viabilidad de un programa de prevención selectiva de los problemas de ansiedad en la infancia aplicado en la escuela. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 4,* 371-387.

Turner, S., McCann, M. y Beidel, D. (1987). Validity of the social avoidance and distress and fear of negative evaluative scales. *Behaviour Research and Therapy, 25,* 113-115.

Verhulst, F. C., Van der Ende, J. y Koot, H. M. (1997). Handleiding voor de Youth Self-Report (YSR) {Manual for the Youth Self-Report}. Rotterdam, the Netherlands: Erasmus University/Sophia Children's Hospital.

Vernberg, E. M., Abwender, D. A., Ewell, K. K. y Beery, S. H. (1992). Social anxiety and peer relationships in early adolescence: A prospective analysis. *Journal of Clinical Child Psychology*, *33*, 448-457.

Villa, H., Botella, C., Quero, S., Rupérez, M. A. y Gallardo, M. (1998, noviembre). Propiedades psicométricas de dos medidas de autoinforme en fobia social: Miedo a la evaluación negativa (FNE) y Escala de evitación y ansiedad social (SADS). Comunicación presentada en el I Symposium Internacional sobre Fobias y otros Trastornos de Ansiedad. Granada.

Watson, D. y Friend, R. (1969). Measurement of social evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 448-457.

Weissman, M. M., Bland, R. C., Canino, G. L., Greenwald, S., Lee, C. K., Newman, S. C., Rubio-Sipec, M. y Wickramatne, P. J. (1996). The cross-national epidemiology of social phobia: A preliminary report. *International Clinical Psychopharmacology*, 11, 9-14.

Wittchen, H. U., Stein, M. B. y Kessler, R. C. (1999). Social fears and social phobia in a community sample of adolescents and young adults: Prevalence, risk factors and comorbidity. *Psychological Medicine*, *29*, 309-323.

Zubeidat, I., Salinas, J. M. y Sierra, J. C. (2006). *Exploration of the psychometric characteristics of the Liebowitz Social Anxiety Scale in a Spanish adolescent sample*. Manuscrito sometido a publicación.

Zubeidat, I., Salinas, J. M., Sierra, J. C. y Fernández-Parra, A. (2006). Psychometric properties of Social Interaction Anxiety Scale and criterion of separation among Spanish youths with and without subtypes of social anxiety. Manuscrito sometido a publicación.

ANEXO 1

Escala de Miedo a la Evaluación Negativa (Fear of Negative Evaluation Scale, FNES) (Watson y Friend, 1969)

Por favor, contesta si estás de acuerdo o no con las siguientes afirmaciones

Para ello utiliza el siguiente código:

Verdadero = V

Falso = F

- 1. Casi nunca me preocupa parecer tonto ante los demás.
- 2. Me preocupa lo que la gente pensará de mí, incluso cuando sé que no me creará ningún problema.
- 3. Me pongo tenso y nervioso si sé que alguien me está analizando/ evaluando.
- No me preocupa saber si la gente está formándose una impresión desfavorable de mí.
- 5. Me siento muy afectado cuando cometo algún error en una situación social.
- Las opiniones que la gente que considero importante tiene de mi me causan poca ansiedad.
- 7. Temo a menudo que pueda parecer ridículo o hacer alguna tontería.
- 8. Apenas sé cómo reaccionar cuando otras personas me censuran.
- 9. Temo a menudo que la gente se dé cuenta de mis defectos.
- 10. La desaprobación de los demás podría tener poco efecto sobre mí.
- 11. Si alguien me está evaluando, tiendo a esperar lo peor.
- 12. Raramente me preocupo de la impresión que estoy causando en alguna persona.
- 13. Tengo miedo de que otros no aprueben mi conducta.
- 14. Me da miedo que la gente me critique.
- 15. Las opiniones de los demás sobre mí no me preocupan.
- 16. No me siento necesariamente afectado si no le caigo bien a alguien.
- 17. Cuando estoy hablando con alguien, me preocupa lo que pueda estar pensando acerca de mí.
- 18. Creo que se pueden cometer errores sociales algunas veces. Entonces, ¿por qué preocuparme?
- 19. Generalmente me preocupa la impresión que pueda causar.
- 20. Me preocupa bastante lo que mis jefes piensen de mí.
- 21 Si sé que alguien me está juzgando, esto tiene poco efecto sobre mí.
- 22. Me preocupa que los demás piensen que no valgo la pena.
- 23. Me preocupa poco lo que los demás puedan pensar de mí.
- 24. A veces pienso que estoy demasiado preocupado por lo que otras personas piensen de mí.
- 25. A menudo me preocupa que pueda decir o cometer equivocaciones.
- 26. A menudo soy indiferente acerca de las opiniones que los demás tienen de mí.
- 27. Generalmente confío en que los demás tendrán una impresión favorable de mí.
- 28. A menudo me preocupa que la gente que me es importante no piense muy favorablemente de mí.
- 29. Me obsesiono por las opiniones que mis amigos tienen de mí.
- 30. Me pongo tenso y nervioso si sé que estoy siendo juzgado por mis jefes.

ANEXO 2

Escala de Estrés y Evitación Social (Social Avoidance and Distress Scale, SADS) (Watson y Friend, 1969)

¿Qué piensas acerca de las afirmaciones que se encuentran más abajo?

Por favor, contesta utilizando:

V = Verdadero

F = Falso

- 1. Me siento relajado incluso en situaciones sociales desconocidas
- 2. Intento evitar situaciones que me obligan a ser muy sociable
- 3. Normalmente suelo estar relajado cuando estoy con personas extrañas
- 4. Generalmente no deseo evitar a las personas
- 5. A menudo encuentro desagradables las situaciones sociales
- 6. Generalmente me encuentro tranquilo y cómodo en situaciones sociales
- 7. Normalmente me encuentro a gusto cuando hablo con alguien del sexo opuesto
- 8. Procuro evitar hablar con la gente, a no ser que la conozca bien
- 9. Si tengo oportunidad de conocer a personas nuevas, normalmente suelo hacerlo
- 10. A menudo me encuentro nervioso o intranquilo cuando por casualidad me encuentro con un grupo de personas de ambos sexos
- 11. Si no conozco bien a la gente, generalmente suelo sentirme nervioso cuando estoy con ellos
- 12. Normalmente me siento relajado cuando estoy con un grupo de personas
- 13. A menudo quiero evadirme de la gente
- 14. Normalmente me siento cómodo cuando estoy con un grupo de personas que no conozco
- 15. Normalmente me siento relajado cuando conozco a alguien por primera vez
- 16. Cuando me presentan a alguien me pongo nervioso y tenso
- 17. Puedo entrar en una sala aunque esté llena de personas desconocidas
- 18. Normalmente suelo evitar juntarme con un grupo grande de personas
- 19. Cuando mis superiores quieren hablar conmigo, lo hago con gusto
- 20. Cuando estoy con un grupo de gente suelo estar muy nervioso
- 21. Procuro evitar a las personas
- 22. No me importa hablar con gente en reuniones sociales
- 23. Raras veces me encuentro a gusto cuando estoy con un grupo de gente
- 24. Generalmente suelo inventar excusas para evitar los compromisos sociales
- 25. Algunas veces acepto de presentar a las personas
- 26. Procuro evitar situaciones sociales formales
- 27. Generalmente acudo siempre a cualquier compromiso social que tenga
- 28. Creo que es fácil estar relajado en presencia de otras personas