

LA VERSIÓN ESPAÑOLA ABREVIADA DEL «CUESTIONARIO DE CONFIANZA PARA HABLAR EN PÚBLICO» (PERSONAL REPORT OF CONFIDENCE AS SPEAKER): FIABILIDAD Y VALIDEZ EN POBLACIÓN ADOLESCENTE

F. Xavier Méndez¹, Cándido J. Inglés y M^a Dolores Hidalgo
Universidad de Murcia (España)

Resumen

El principal objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la versión abreviada de la adaptación española del «Cuestionario de Confianza para Hablar en Público» (*Personal Report of Confidence as Speaker, PRCS*; Paul, 1966), en una muestra de 788 adolescentes de 12 a 17 años. El análisis factorial confirmatorio corroboró la existencia de dos factores: *Seguridad/Disfrute al Hablar en Público* y *Miedo a Hablar en Público*. La consistencia interna ($\alpha = 0,84$) y la fiabilidad test-retest ($r = 0,81$) fueron altas. Las correlaciones con el *Cuestionario de Evaluación de Dificultades Interpersonales en la Adolescencia (CEDIA*; Inglés, Méndez e Hidalgo, 2000) ($r = 0,43$) y con el «Inventario de Ansiedad y Fobia Social» (*Social Phobia and Anxiety Inventory, SPAI*; Turner, Beidel, Dancy y Stanley, 1989) ($r = 0,53$) fueron estadísticamente significativas ($p < 0,001$). La falta de confianza para hablar en público correlacionó positivamente con la escala Neuroticismo y negativamente con la escala Extraversión del «Cuestionario de Personalidad de Eysenck» (*Eysenck Personality Questionnaire, EPQ*; Eysenck y Eysenck, 1986). Las adolescentes presentaron menos confianza para hablar en público, la cual disminuyó con la edad.

PALABRAS CLAVE: *Adolescentes, ansiedad social, autoinforme, hablar en público, PRCS.*

Abstract

The main aim of this research was analyzing the psychometric properties of the shortened version of Spanish adaptation of the «Cuestionario de Confianza para Hablar en Público» (*Personal Report of Confidence as Speaker, PRCS*; Paul, 1966) to a sample of 788 adolescents between the ages of 12 and 17. The

¹ Correspondencia: F. Xavier Méndez Carrillo, Dpto. de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológicos, Facultad de Psicología, Universidad de Murcia, Apdo. 4021, 30008 Murcia (España). E-mail: xmendezc@um.es

confirmatory factorial analysis corroborated two factors: *Security/Enjoy for Public Speaking* and *Fear to Public Speaking*. Both the internal consistency ($\alpha = 0,84$) and test-retest reliability ($r = 0,81$) were high. The correlations with the *Cuestionario de Evaluación de Dificultades Interpersonales en la Adolescencia (CEDIA; Inglés, Méndez e Hidalgo, 2000)* ($r = 0,43$) and the «Inventario de Ansiedad y Fobia Social» (*Social Phobia and Anxiety Inventory, SPAI; Turner, Beidel, Dancy y Stanley, 1989*) ($r = 0,53$) were statistically significant ($p < 0,001$). The lack of confidence towards public speaking correlated positively with the *Neuroticism* scale and negatively with the *Extraversion* scale of the «Cuestionario de Personalidad de Eysenck» (*Eysenck Personality Questionnaire, EPQ; Eysenck & Eysenck, 1986*). Females reported less confidence in public speaking, which decreased with age.

KEY WORDS: *Adolescents, PRCS, public speaking, social anxiety, self-report.*

Introducción

El DSM-IV define la fobia social como un miedo intenso y persistente a una o más situaciones sociales o actuaciones en público en las que el sujeto se expone a personas que no pertenecen al ámbito familiar o a la posible evaluación por parte de los demás (APA, 1994).

Varios estudios epidemiológicos han puesto de manifiesto que la fobia social comienza durante la adolescencia media y se asocia a diversos problemas (Schneier, Johnson, Horning, Liebowitz y Weissman, 1992; Wittchen, Essau, von Zerssen, Krieg y Zaudig, 1992). En primer lugar, abandono de los estudios y bajo rendimiento escolar debido a la escasa participación en el aula y a la tendencia a no preguntar al profesor (Francis y Radka, 1995). En segundo lugar, la baja tasa de reforzamiento social, consecuencia de la evitación social, puede originar depresión (Francis, Last y Strauss, 1992). Finalmente, los déficit de habilidades sociales concomitantes aumentan el riesgo de consumir drogas legales e ilegales (Clark y Kirisci, 1996). En un estudio con 1035 sujetos de 12 a 17 años, Essau, Conradt y Petermann (1999) encontraron que el 42% de los adolescentes diagnosticados de fobia social presentaron trastornos somatoformes, el 29,4% trastornos depresivos y el 23,5% abuso de sustancias.

El rango de índices de prevalencia de fobia social en la población infantil general es 0%-1,4% (Benjamin, Costello y Warren, 1990; Costello *et al.*, 1989; Kashani y Orvaschel, 1990). En población adolescente los índices son iguales o mayores que el valor más elevado hallado en niños: 1,4% (Kashani y Orvaschel, 1990), 1,6% (Essau *et al.*, 1999), 3,7% (Verhulst, van der Ende, Ferdinand y Kasins, 1997). En un estudio con adolescentes españoles el 1,7% cumplía los criterios de fobia social del DSM-III-R y el 5,5% los criterios diagnósticos ICD-10 (Canals, Domènech, Carbajo y Blade, 1997). La presencia de este trastorno es mucho mayor en muestras clínicas. Last, Perrin, Hersen y Kazdin (1992) obtuvieron una prevalencia de fobia social del 14,9%.

La ansiedad y los miedos sociales son mucho más comunes que la fobia social (Essau *et al.*, 1999; Inglés, Méndez e Hidalgo, 2001; Inglés, Méndez, Hidalgo y Spence, 2003). El miedo a hablar en público es una de las situaciones sociales más temidas durante la adolescencia (Essau *et al.*, 1999; Inglés, Méndez e Hidalgo, 2000; Méndez, Hidalgo e Inglés, 2002; Méndez, Inglés e Hidalgo, 2002). En la investiga-

ción de Strauss y Last (1993) el 57% de los adolescentes consideró el miedo a hablar en público como la segunda situación social más temida. Essau *et al.* (1999) hallaron que el 31,1% de los adolescentes tuvieron miedo a hacer una tarea delante de otros y el 19,7% informó experimentar un elevado grado de miedo a hablar en público. Inglés, Méndez e Hidalgo (1999) encontraron que el 45,75% de los adolescentes evitaban hablar en público.

La evaluación del miedo a hablar en público es un proceso complejo en el cual se emplean distintos procedimientos de evaluación como entrevistas, autoinformes, autorregistros, tests de observación conductual y registros psicofisiológicos. Sin embargo, las medidas de autoinforme son las más empleadas por su bajo coste y fácil aplicación. Por esta razón resulta útil disponer de cuestionarios específicos para valorar la mejoría producida por el tratamiento, que hayan probado propiedades psicométricas satisfactorias en diferentes muestras y que, en última instancia, sirvan al profesional en su práctica clínica (Salaberría, 1995).

La mayoría de autoinformes para evaluar el miedo a hablar en público proceden de la cultura anglosajona y fueron creados para población universitaria y adulta. En la década de los 60 se elaboraron el «Cuestionario de Confianza para Hablar en Público» (*Personal Report of Confidence as Speaker, PRCS*; Paul, 1966) y el «Inventario de Ansiedad Estímulo-Respuesta» (*S-R Inventory Anxiousness*; Endler, Hunt y Rosenstein, 1962). Posteriormente, se construyeron el «Inventario de Miedo a Hablar en Público» (*Speech Anxiety Inventory, SAI*; Lamb, 1972) y el «Cuestionario de Temor a la Comunicación» (*Personal Report of Communication Apprehension, PRCA-24*; McCroskey, 1982). Los dos instrumentos existentes en el ámbito hispano-parlante se validaron con población universitaria. Bados (1986) llevó a cabo la adaptación española del PRCS y Montorio, Guerrero e Izal (1991) construyeron el *Cuestionario de Dificultad para Hablar en Público*.

Probablemente por su carácter pionero el PRCS es uno de los autoinformes más utilizados como instrumento de tamización (p.ej., Inglés *et al.*, 2001; Jones, Phillips y Rieger, 1995; Olivares *et al.*, 2002; Paul, 1966) y para valorar la eficacia del tratamiento del miedo a hablar en público (p.ej., Olivares *et al.*, 2002; Schuler, Gilner, Austrin y Davenport, 1982). Su consistencia interna (0,91) es elevada en población americana (Daly, 1978; Paul, 1966) y española (Méndez, Inglés e Hidalgo, 1999). La fiabilidad test-retest (0,61), para un intervalo de seis meses, es aceptable (Paul, 1966). Las correlaciones con otras pruebas de ansiedad social y miedo a hablar en público (0,52-0,97) son satisfactorias (Daly, 1978). También correlaciona con datos de observación. Tarico, van Velzen y Altmaier (1986) comprobaron que los sujetos con puntuaciones elevadas en el PRCS mostraban menos habilidad para impartir una charla.

El principal objetivo de este estudio consiste en determinar la fiabilidad y validez de la versión española abreviada de doce ítems del *Cuestionario de Confianza para Hablar en Público* (PRCS-12) en una muestra de adolescentes españoles. En primer lugar, se realiza un análisis factorial exploratorio para determinar la estructura subyacente. En segundo lugar, se calcula la fiabilidad y se analiza la correlación con cuestionarios similares. En tercer lugar, se examina la relación de la confianza para hablar en público con variables de personalidad. Finalmente, se analizan las diferencias en confianza para hablar en público en función del género y/o la edad.

Método

Participantes

La muestra inicial consistió de 831 sujetos seleccionados aleatoriamente en un colegio público y en uno privado de la ciudad de Murcia (España), de los que 43 (5,17%) fueron excluidos debido a omisiones o errores en sus respuestas o por no alcanzar un nivel satisfactorio en la escala Sinceridad del EPQ. Todos los sujetos participaron voluntariamente. La muestra final se compuso de 788 adolescentes, de 12 a 17 años ($M = 14,38$; $DT = 1,76$).

La muestra ($N = 788$) fue dividida aleatoriamente en dos. Con la submuestra A ($n_1 = 402$) se realizó el análisis factorial exploratorio y, con la submuestra B ($n_2 = 386$), se realizó un análisis factorial confirmatorio para confirmar la estructura factorial mediante validación cruzada. Se utilizó el estadístico χ^2 para determinar si hubo diferencias de distribución entre los grupos de género y edad en ambas submuestras ($\chi^2 = 2,46$; $p = 0,87$). El tamaño del efecto confirmó la ausencia de diferencias ($Phi = 0,06$).

De los 788 participantes, 540 (68,53%) contestaron los siguientes cuestionarios correcta y completamente: el CEDIA, el SPAI y el EPQ, con el fin de estudiar su relación con el PRCS-12. Además, a 123 sujetos (15,61%) se les administró las versiones extensa (PRCS) y abreviada (PRCS-12) y un retest a las dos semanas.

Instrumentos

«CUESTIONARIO DE CONFIANZA PARA HABLAR EN PÚBLICO» (*Personal Report of Confidence as Speaker, PRCS*; Paul, 1966).

Es un autoinforme de 30 ítems, la mitad positivos y la mitad negativos, desarrollado a partir de un banco inicial de 104 ítems (Gilkinson, 1942). Evalúa las respuestas afectivas, cognitivas y conductuales que el sujeto experimenta durante la impartición de una charla. La adaptación española (Bados, 1986) presenta dos modificaciones: omite la referencia a la charla más reciente y sustituye el formato de respuesta verdadero-falso por una escala de 6 puntos (1 = *completamente de acuerdo*; 6 = *completamente en desacuerdo*). La puntuación mínima es 30 y la máxima 180, siendo su valor central 105. Se corrige invirtiendo la puntuación de los ítems negativos y sumándola a la de los ítems positivos, de modo que a mayor puntuación menos confianza y, por tanto, más miedo a hablar en público. Las propiedades psicométricas del PRCS en población española, tal y como se ha comentado en la introducción, fueron adecuadas.

Méndez *et al.* (1999) propusieron la versión española abreviada de doce ítems (PRCS-12), seis positivos y seis negativos, basándose en el análisis de ítems y el análisis factorial efectuado con una muestra de 799 sujetos de 16 a 18 años. La puntuación mínima es 12 y la máxima 72, siendo su valor central 42. Al igual que la versión extensa, se corrige invirtiendo la puntuación de los ítems negativos y sumándola a la de los ítems positivos, de modo que a mayor puntuación menos confianza para hablar en público.

CUESTIONARIO DE EVALUACIÓN DE DIFICULTADES INTERPERSONALES EN LA ADOLESCENCIA (CEDIA; Inglés *et al.*, 2000).

Este cuestionario es aplicable a adolescentes de 12 a 18 años. Incluye versiones separadas para chicos y chicas, idénticas excepto para el género de nombres y pronombres. Consta de 36 ítems que muestrean una amplia gama de relaciones sociales con personas de diferente edad, género, nivel de autoridad y grado de conocimiento o confianza, en diversos contextos: hogar, colegio, grupo de iguales, y situaciones de calle, comerciales o de servicios. Los adolescentes valoran su grado de dificultad de acuerdo con una escala tipo *Likert* de 5 puntos (0 = *ninguna dificultad*; 4 = *máxima dificultad*), de modo que a mayor puntuación, mayor dificultad interpersonal y malestar social.

Inglés *et al.* (2000) obtuvieron cinco factores: *Aserción*, *Relaciones Heterosexuales*, *Hablar en Público*, *Relaciones Familiares* y *Amigos Íntimos*, que explicaron el 42,86% de la varianza. La consistencia interna (0,90) y la fiabilidad test-retest (0,78), para un intervalo de dos semanas, fueron adecuadas. En el estudio realizado por Inglés, Hidalgo y Méndez (en prensa), la validez convergente del CEDIA fue apoyada por correlaciones estadísticamente significativas con otras medidas de lápiz y papel de ansiedad social y personalidad, mientras que la validez externa fue apoyada por diferencias estadísticamente significativas entre las puntuaciones en el CEDIA de adolescentes con y sin fobia social ($d = 1,53$).

«INVENTARIO DE ANSIEDAD Y FOBIA SOCIAL» (*Social Phobia and Anxiety Inventory*, SPAI; Turner *et al.*, 1989).

Basándose en el modelo analítico-conductual de Goldfried y D'Zurilla (1969), Turner *et al.* construyeron un inventario para evaluar los síntomas conductuales, fisiológicos y cognitivos asociados con la fobia social. El SPAI incluye dos subescalas: *Fobia Social* (32 ítems) y *Agorafobia* (13 ítems). Los ítems se valoran mediante una escala tipo *Likert* de 7 puntos (1 = *nunca*; 7 = *siempre*). Diecisiete de los 32 ítems de la subescala *Fobia Social* evalúan el grado de ansiedad provocado por diferentes situaciones sociales: desconocidos, figuras de autoridad, miembros del otro sexo y gente en general. En el presente estudio sólo se utilizó la subescala *Fobia Social* debido a que varios estudios han mostrado que esta subescala puede ser el mejor índice para evaluar ansiedad social (García-López, Olivares, Hidalgo, Beidel y Turner, 2001; Olivares, García-López, Hidalgo, Turner y Beidel, 1999a).

Clark, Turner, Beidel, Donovan, Kirisci y Jacob (1994) hallaron un coeficiente de consistencia interna (alfa de Cronbach) de 0,97 en una muestra de adolescentes anglo-parlantes y Olivares, García-López, Hidalgo, Turner y Beidel (1999b) obtuvieron un valor similar (0,95) en una muestra de adolescentes hispano-parlantes. La fiabilidad test-retest (0,86), para un período de dos semanas, fue adecuada (García-López *et al.*, 2001). La validez de constructo, estudiada mediante la correlación con medidas de fobia social, asertividad y ansiedad fue satisfactoria entre adolescentes anglo-parlantes (Clark *et al.*, 1994) e hispano-parlantes (García-López *et al.*, 2001).

«CUESTIONARIO DE PERSONALIDAD DE EYSENCK» (*Eysenck Personality Questionnaire, EPQ*; Eysenck y Eysenck, 1986).

Es uno de los autoinformes más utilizados en evaluación de la personalidad. Incluye tres dimensiones: *Neuroticismo*, *Extraversión* y *Psicoticismo*, más una medida adicional de Sinceridad. Existen dos formas: el EPQ-J (81 ítems) para niños y adolescentes de 8 a 15 años y el EPQ-A (90 ítems) para jóvenes a partir de 16 años y adultos. El formato de respuesta es dicotómico (*Sí/No*). La consistencia interna, para población española, fue de 0,65 a 0,82 (EPQ-J) y de 0,70 a 0,85 (EPQ-A) (Eysenck y Seisdedos, 1978). La fiabilidad test-retest, para un intervalo de seis meses en población británica, fue de 0,61 a 0,88. (EPQ-J) y de 0,71 a 0,90 (EPQ-A) (Eysenck y Eysenck, 1975). La validez de constructo fue calculada mediante correlaciones con otras pruebas de adaptación, inteligencia y depresión, hallándose índices aceptables (Eysenck y Seisdedos, 1978).

En el presente estudio no se administró la escala *Psicoticismo* ya que la investigación empírica realizada con adolescentes (Furnham, 1984; Furnham y Gunter, 1983; Inglés, Hidalgo, Méndez e Inderbitzen, en prensa; Méndez, Hidalgo e Inglés, 2002) ha revelado que esta variable está íntimamente relacionada con trastornos de tipo exteriorizado (impulsividad, agresividad, conducta antisocial, delincuencia, etc.), aunque no con los trastornos interiorizados (miedos, ansiedad, fobias, etc.). Paralelamente, otras investigaciones han puesto de manifiesto que la introversión y el neuroticismo son importantes factores predictivos de la timidez, así como de la fobia social generalizada y circunscrita (miedo a hablar en público) en población adolescente española (Inglés *et al.*, 2001).

Procedimiento

Se llevó a cabo una entrevista con los directores y los jefes de los departamentos de orientación de los dos colegios participantes para exponer los objetivos de la investigación, describir los instrumentos de evaluación, solicitar permiso y promover su colaboración. Posteriormente se celebró una reunión con los padres para explicarles el estudio y solicitar el consentimiento informado por escrito autorizando a sus hijos a participar en la investigación. Los autoinformes fueron contestados colectivamente en el aula en grupos de 25 estudiantes aproximadamente. Se procedió a la entrega de los ejemplares con las instrucciones y de las hojas de respuesta para su corrección mediante ordenador. A continuación se indicó que cumplimentaran los datos de identificación y se leyó en voz alta las instrucciones, recalando la importancia de no dejar ninguna pregunta sin contestar. Finalmente se aclararon las dudas, procurando no influir en la respuesta de los sujetos. Los investigadores estuvieron presentes durante la administración de las pruebas para proporcionar ayuda si era necesaria, para verificar la cumplimentación correcta e independiente por parte de los sujetos y para asegurar que los datos de identificación hubieran sido debidamente anotados. Para evitar la fatiga de los sujetos que cumplimentaron la batería completa ($n = 540$), los cuestionarios se aplicaron en dos sesiones con al menos un día de separación durante la misma semana. El orden de presentación de las prue-

bas se estableció aleatoriamente para cada grupo de estudiantes. Con los sujetos que cumplieron las versiones de 30 y 12 ítems en la misma sesión ($n = 140$), se aplicó la estrategia de contrabalanceo con el fin de controlar el posible efecto del orden de administración de las versiones. Los tiempos medios de aplicación fueron: 5-10 minutos el PRCS-12, 10-15 minutos el PRCS y el CEDIA, 15-20 minutos el EPQ y 20-25 minutos el SPAI.

Análisis de datos

Con el fin de explorar la estructura subyacente del cuestionario, se realizó un análisis factorial común de ejes principales iterados con rotación varimax, mediante el programa estadístico SYSTAT 8.0 (Wilkinson, 1997). La solución factorial fue determinada a partir del gráfico de sedimentación (Cattell y Vogelmann, 1977), ya que la investigación ha demostrado que el criterio Kaiser de autovalores iguales o mayores que 1 puede tanto subestimar como sobrestimar el número apropiado de factores (Elosua y López, 2002; Floyd y Widaman, 1995). Además, se decidió que los factores extraídos quedasen constituidos sólo por ítems cuya carga factorial superase el valor 0,40. Se realizó un análisis factorial confirmatorio para probar la estructura dimensional subyacente al cuestionario. Los modelos factoriales contrastados fueron estimados con el programa LISREL 8 (Jöreskog y Sörbom, 1993), por medio del método de mínimos cuadrados generalizados, partiendo de la matriz de correlaciones policóricas entre ítems.

Las correlaciones entre las puntuaciones de las subescalas y la puntuación total del PRCS-12 fueron calculadas mediante coeficientes de correlación producto-momento de Pearson. Para calcular las correlaciones ítem-test corregidas se efectuó un análisis clásico de ítems a través del programa TESTAT 2.0 (Stenson, 1988). La homogeneidad del cuestionario fue analizada mediante el coeficiente alfa de Cronbach. La fiabilidad test-retest, la relación entre la versión extensa y abreviada del PRCS y la relación entre la puntuación total y la puntuación de las subescalas del PRCS-12 con la puntuación de la subescala de *Fobia Social* del SPAI y la puntuación total y de las subescalas del CEDIA fueron calculadas mediante el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson. Finalmente, el estudio de las diferencias en función de la edad y el género se realizó por medio de un análisis de varianza (ANOVA) inter-sujetos (Género x Edad) con las puntuaciones de las subescalas y la puntuación total del PRCS-12.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

La solución factorial quedó constituida por los 12 ítems iniciales agrupados en dos factores que explicaron el 42,38% de la varianza total. El Factor 1, *Seguridad/Disfrute al Hablar en Público*, explicó el 21,56% de la varianza y se compuso de 6

ítems referidos a respuestas antes y durante la exposición ante un auditorio, situación que el hablante afronta y resuelve satisfactoriamente, incluso disfrutando. El Factor 2, *Miedo a Hablar en Público*, explicó el 20,82% de la varianza e incluyó 6 ítems indicativos de un estado de ansiedad al enfrentarse a un auditorio. En la tabla 1 se presenta la estructura factorial resultante.

Tabla 1
Estructura factorial del PRC5-12

ÍTEM	ENUNCIADO	FACTOR I	FACTOR II	H ²
Factor 1: <i>Seguridad/Disfrute al Hablar en Público</i> (valor propio = 3,48)				
9	Mi mente está clara cuando me encuentro delante de un auditorio	0,69	0,15	0,49
4	Afronto con completa confianza la perspectiva de dar una charla	0,68	0,20	0,50
3	Aunque estoy nervioso(a) justo antes de ponerme de pie, pronto olvido mis temores y disfruto de la experiencia	0,66	0,13	0,45
7	Me siento relajado(a) y a gusto mientras hablo	0,66	0,12	0,44
2	No tengo miedo de estar enfrente del auditorio	0,61	0,09	0,38
5	Creo que estoy en completa posesión de mí mismo(a) mientras hablo	0,55	0,05	0,30
Factor 2: <i>Miedo a Hablar en Público</i> (valor propio = 1,61)				
12	Me siento aterrorizado(a) ante la idea de hablar delante de un grupo de personas	0,12	0,73	0,55
11	Tengo miedo y estoy tenso(a) todo el tiempo que estoy hablando delante de un grupo de gente	0,09	0,71	0,52
8	Siempre que me es posible, evito hablar en público	0,09	0,66	0,44
10	Mi postura parece forzada y poco natural	0,05	0,66	0,44
1	Cuando hablo delante de un auditorio, los pensamientos se me confunden y mezclan	0,25	0,50	0,31
6	Aunque hablo con fluidez con mis amigos, no encuentro palabras para expresarme en la tarima	0,14	0,48	0,25

Nota. h² = comunalidad de los ítems.

Análisis factorial confirmatorio

Se contrastaron tres modelos factoriales: a) el modelo nulo (M0), o modelo de línea de base, asume la máxima independencia entre ítems, o sea, es el modelo sin estructura factorial, b) el modelo de un factor (M1) predice que todos los ítems saturarán en un único factor y, c) el modelo de dos factores (M2) está basado en los resultados del análisis factorial exploratorio (modelo empírico). La tabla 2 ofrece distintos índices de bondad de ajuste: el estadístico χ^2 , la raíz cuadrática media de residuales (S-RMR), el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI), el índice de ajuste normado (Δ_1) y el índice de ajuste no normado (Δ_2).

Tabla 2
Análisis factorial confirmatorio

MODELO	χ^2	gl	prob	S-RMR	GFI	AGFI	Δ_1	Δ_2
Nulo (M0)	3465,30	66	0,00	0,34	0,40	0,29		
Un factor (M1)	1083,09	54	0,00	0,12	0,89	0,88	0,87	0,85
Dos factores (M2)	119,61	53	0,00	0,04	0,99	0,99	0,99	1,00

Nota. χ^2 = Estadístico Chi-cuadrado. *gl* = grados de libertad. S-RMR = raíz cuadrática media de residuales. GFI = índice de bondad de ajuste. AGFI = índice ajustado de bondad de ajuste. Δ_1 = índice de ajuste normado. Δ_2 = índice de ajuste no normado.

Los niveles de probabilidad del estadístico χ^2 fueron menores que 0,01, indicando un mal ajuste de los tres modelos. Sin embargo, estos valores deben ser considerados con precaución porque el estadístico χ^2 de bondad de ajuste depende del tamaño muestral. Este estadístico es muy potente con muestras grandes y puede detectar diferencias significativas a pesar de que el modelo se ajuste bien a los datos. Con el fin de disponer de otros indicadores de bondad de ajuste se calcularon los índices GFI, AGFI, Δ_1 y Δ_2 . En el índice S-RMR valores inferiores a 0,05 indican un ajuste bueno del modelo, mientras que en los índices GFI y AGFI, Δ_1 y Δ_2 el ajuste positivo se interpreta con valores iguales o superiores a 0,90, siendo mayor cuanto más se aproxime a uno. El mejor ajuste de los modelos estudiados fue el modelo de dos factores, que presentó valores aceptables de S-RMR, GFI, AGFI, Δ_1 y Δ_2 .

Correlación entre subescalas y con la puntuación total del PRCS-12

La correlación entre la puntuación de la subescala *Seguridad/Disfrute al Hablar en Público* y la puntuación total del PRCS-12 fue alta y positiva (0,79), ya que para este factor a mayor puntuación menos confianza para hablar en público. Por otro lado, la correlación entre la puntuación de la subescala *Miedo a Hablar en Público*

y la puntuación total del cuestionario también fue alta y positiva (0,82), puesto que, para esta subescala, a mayor puntuación más miedo (menos confianza) para hablar en público. La correlación entre las puntuaciones de ambas subescalas fue moderada (0,29). Todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas ($p \leq 0,001$).

Análisis de ítems y fiabilidad

Las correlaciones ítem-test corregidas variaron de 0,46 a 0,58 (*Seguridad/Disfrute para Hablar en Público*) y de 0,39 a 0,56 (*Miedo a Hablar en Público*). La correlación ítem-test corregida más alta fue 0,58 para el ítem 4 «Afronto con completa confianza la perspectiva de dar una charla», y la más baja fue 0,39 para el ítem 6 «Aunque hablo con fluidez con mis amigos, no encuentro palabras para expresarme en la tarima». Más de la mitad de los ítems (66,67%) obtuvieron una correlación ítem-test corregida superior a 0,50, indicando un comportamiento satisfactorio.

Los coeficientes de consistencia interna (alfa de Cronbach) fueron 0,84 (PRCS-12), 0,84 (*Seguridad/Disfrute al Hablar en Público*) y 0,82 (*Miedo a Hablar en Público*).

Los coeficientes de fiabilidad test-retest, para un intervalo de dos semanas, fueron 0,81 (PRCS-12), 0,77 (*Seguridad/Disfrute al Hablar en Público*) y 0,72 (*Miedo a Hablar en Público*).

Correlación entre las versiones extensa y abreviada

El coeficiente de correlación entre la versión de 30 y la de 12 ítems fue alto ($r = 0,87$) y estadísticamente significativo ($p \leq 0,001$).

Correlación con otros cuestionarios de ansiedad social

Como esperábamos, todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas y positivas para la puntuación de la subescala de *Seguridad/Disfrute al Hablar en Público*, para la puntuación de la subescala de *Miedo a Hablar en Público* y para la puntuación total del PRCS-12, (ver Tabla 3), excepto para la puntuación de la subescala *Relaciones Familiares* del CEDIA, la cual se mostró completamente independiente de la seguridad y del miedo a hablar en público y para la puntuación de la subescala *Amigos Íntimos* del CEDIA, la cual también se mantuvo totalmente independiente del miedo a hablar en público.

En el caso de coeficientes de correlación de Pearson, Cohen (1988) sugiere que valores iguales o mayores que 0,10 e inferiores a 0,30 indican una relación de pequeña magnitud, y valores mayores que 0,30 y 0,50 indican una magnitud media y alta, respectivamente. Teniendo en cuenta este criterio, las correlaciones más altas fueron obtenidas para la puntuación total del PRCS-12 con la puntuación de la subescala *Fobia Social* del SPAI, la puntuación total del CEDIA y las puntuaciones de las subescalas, excepto *Relaciones Familiares* y *Amigos Íntimos*. Las puntuaciones de las subescalas *Seguridad/Disfrute al Hablar en Público* y *Miedo a Hablar en Público*

mostraron el mismo patrón de correlaciones que la puntuación total del PRCS-12, aunque fueron algo más pequeñas, sobre todo en el caso de la puntuación de la subescala *Miedo a Hablar en Público*.

Tabla 3

Correlaciones del PRCS-12 con otras medidas de ansiedad social

Medidas	SPAI		CEDIA				
	Fobia Social	Aserción	Relaciones Heterosexuales	Hablar en Público	Relaciones Familiares	Amigos Íntimos	CEDIA Total
Seguridad/Disfrute al Hablar en Público	0,47	0,31	0,35	0,37	0,00 ^a	0,23	0,41
Miedo a Hablar en Público	0,38	0,24	0,22	0,32	0,01 ^a	0,09 ^a	0,30
PRCS-12 Total	0,53	0,34	0,35	0,44	0,00 ^a	0,19	0,43

Nota: Todas las correlaciones son significativas en $p \leq 0,001$, excepto las designadas con una «a» las cuales no son significativas. SPAI = Inventario de Ansiedad y Fobia Social. CEDIA = Cuestionario de Evaluación de Dificultades Interpersonales en la Adolescencia.

Correlación con variables de personalidad

Los coeficientes de correlación de Pearson de la Tabla 4 revelan que la falta de confianza para hablar en público, medida a través de la puntuación total del PRCS-12, correlacionó positivamente con la puntuación de la escala de *Neuroticismo* y negativamente con la puntuación de la escala de *Extraversión* del EPQ. Este patrón de correlaciones se mantuvo para las puntuaciones de las dos subescalas del PRCS-12. Todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas y de magnitud media, excepto la de la puntuación de la subescala *Miedo a Hablar en Público* con la puntuación de la escala de *Extraversión*.

Tabla 4

Correlación con variables de personalidad

Medidas	EPQ	
	Neuroticismo	Extraversión
Seguridad/Disfrute al Hablar en Público	0,34	-0,35
Miedo a Hablar en Público	0,30	-0,14 ^a
PRCS-12 Total	0,40	-0,30

Nota: Todas las correlaciones son significativas en $p \leq 0,001$, excepto la designada con una «a» la cual no es significativa. EPQ = Cuestionario de Personalidad de Eysenck.

Diferencias de género y/o edad

La puntuación media de la muestra fue 38,45 (rango: 12-72) y la desviación típica 11,31. La puntuación mínima fue 14 y la máxima 70, situándose la mediana (40) muy cerca del valor central del cuestionario (42).

Tabla 5
Medias y (desviaciones típicas) por edad y género en el PRCS-12

Edad	12	13	14	15	16	17	Todas las edades
Número de sujetos							
Chicos	90	99	91	75	56	59	470
Chicas	46	56	59	49	42	66	318
Chicos + Chicas	136	155	150	124	98	125	788
PRCS-12: Puntuación Total. (Rango: 0-72)							
Chicos	35,07 (10,73)	37,32 (11,44)	35,42 (11,20)	38,29 (10,25)	39,25 (10,58)	38,24 (11,96)	37,97 (11,09)
Chicas	35,76 (11,82)	37,91 (10,43)	40,47 (9,19)	41,22 (13,70)	44,81 (10,46)	43,91 (10,62)	40,81 (11,23)
Chicos + Chicas	35,41 (11,07)	37,62 (11,06)	37,95 (10,71)	39,76 (11,77)	42,03 (10,83)	40,66 (11,49)	38,45 (11,31)
PRCS-12: Seguridad/Disfrute al Hablar en Público. (Rango: 0-36)							
Chicos	13,47 (6,12)	16,11 (6,99)	16,64 (7,41)	17,44 (6,41)	18,79 (5,60)	18,69 (6,59)	17,12 (6,76)
Chicas	15,80 (6,74)	17,09 (5,90)	19,52 (5,16)	19,33 (7,34)	21,67 (6,17)	20,97 (6,75)	19,33 (6,56)
Chicos + Chicas	14,64 (6,41)	16,60 (6,61)	18,08 (6,75)	18,38 (6,83)	20,23 (5,99)	19,83 (6,77)	17,55 (6,80)
PRCS-12: Miedo a Hablar en Público. (Rango: 0-36)							
Chicos	21,60 (8,15)	21,21 (7,31)	18,78 (7,17)	20,85 (6,68)	20,46 (5,81)	21,52 (6,97)	20,85 (7,21)
Chicas	19,96 (7,65)	20,82 (7,15)	20,95 (5,95)	21,90 (7,34)	23,14 (5,25)	21,78 (5,53)	21,47 (6,56)
Chicos + Chicas	20,78 (8,00)	21,02 (7,23)	19,86 (6,78)	21,38 (6,94)	21,80 (5,71)	21,65 (6,21)	20,91 (6,97)

Las chicas presentaron más falta de confianza para hablar en público (puntuación total PRCS-12), $F(1, 714) = 9,23$; $p \leq 0,001$, y más inseguridad al hablar en público (puntuación de la subescala *Seguridad/Disfrute al Hablar en Público*), $F(1, 774) = 16,32$; $p \leq 0,001$. Sin embargo, la magnitud de las diferencias fue pequeña en ambos casos ($d = 0,29$, puntuación total PRCS-12; $d = 0,03$, *Seguridad/Disfrute para Hablar en Público*), ya que se situaron por debajo de 0,50, valor sugerido por Cohen (1988) como límite inferior de un tamaño del efecto mediano. Los grupos de edad difirieron significativamente en la puntuación total del PRCS-12, $F(5, 714) = 4,72$; $p \leq 0,05$, con un tamaño del efecto mediano ($d = 0,59$) y en la puntuación de la subescala *Seguridad/Disfrute para Hablar en Público*, $F(5, 714) = 9,75$; $p \leq 0,001$, con un tamaño del efecto alto ($d = 0,86$). La tabla 5 muestra como la falta de confianza para hablar en público y la inseguridad al hablar en público aumentan progresivamente hasta alcanzar los 17 años, edad en la se constata una ligera disminución. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas las interacciones género x edad y en la subescala de Miedo a Hablar en Público.

Discusión

El objetivo principal de la investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la versión española abreviada de doce ítems del *Personal Report of Confidence as Speaker*, propuesta por Méndez *et al.* (1999). A pesar de que se eliminaron más de la mitad de los ítems de la versión extensa la fiabilidad es aceptable. La consistencia interna (0,84) es ligeramente inferior a la de la versión de treinta ítems (0,91) y la estabilidad temporal es satisfactoria (0,81).

El análisis factorial exploratorio aisló dos factores, corroborados por el análisis factorial confirmatorio, *Seguridad/Disfrute al Hablar en Público* y *Miedo a Hablar en Público*, que explicaron un porcentaje de varianza moderado (42,38%), aunque situado dentro del rango de valores (30,92% - 60%) obtenidos en los cuestionarios, inventarios y escalas de ansiedad social validados en población adolescente (Inglés, Méndez *et al.*, 2003). Este resultado sugiere que la *Confianza para Hablar en Público*, más que un continuo con dos polos opuestos, es un constructo definido por dos dimensiones diferentes. La seguridad no equivale a la mera ausencia de miedo, sino que es un estado psicofisiológico agradable (relajación), consecuencia de una valoración positiva de las habilidades del sujeto (interpretación cognitiva), que convierten la situación de hablar ante un auditorio en un acontecimiento reforzante. Y a la inversa, el hecho de que un conferenciante no experimente miedo, no implica necesariamente seguridad/disfrute al hablar en público. En un estudio anterior en el que se utilizó la versión extensa, Méndez *et al.* (1999) encontraron idénticos valores en los índices de bondad de ajuste, GFI, AGFI, Δ_1 y Δ_2 , de los modelos unifactorial y bifactorial, por lo que decidieron adoptar la estructura más parsimoniosa de un factor. Sin embargo, los resultados de esta investigación con la versión abreviada apoyan claramente el modelo bifactorial.

Como se esperaba la falta de confianza para hablar en público se relacionó más estrechamente con fobia social y dificultad para hablar en público, que con dificult-

tad para relacionarse con los amigos. La ausencia de relación entre la falta de confianza para hablar en público y la dificultad en las relaciones familiares apoya la definición de fobia social del DSM-IV (APA, 1994). La investigación revela que los adolescentes con altos niveles de ansiedad social se perciben menos asertivos (Clark *et al.*, 1994; García-López *et al.*, 2001; Inglés *et al.*, 2000, 2001; Méndez *et al.*, 2002) y menos capaces de ligar con el sexo opuesto (Clark *et al.*, 1994; Inglés *et al.*, 2000, 2001; La Greca y López, 1998; Méndez, Inglés, *et al.*, 2002). Aunque los adolescentes con ansiedad social también experimentan dificultades con los amigos y los miembros de su familia (La Greca y López, 1998), sus problemas son menos serios (Inglés *et al.*, 2000; 2001; Méndez, Inglés, *et al.*, 2002) debido a que los perciben como figuras de seguridad y apoyo emocional (Volling, Youngblade y Belsky, 1997).

La relación con variables de personalidad proporcionó apoyo adicional a la validez de constructo del PRCS-12. La falta de confianza para hablar en público correlacionó positivamente con neuroticismo y negativamente con extraversión. Estos resultados son consistentes con los obtenidos con adolescentes americanos (Rolf, 1972), canadienses (Young y Bradley, 1998), británicos (Furnham, 1984; Furnham y Gunter, 1983) y españoles (Gismero, 2000; Inglés *et al.*, 2001; Martorell, Peiró, Llácer, Navarro, Flores y Silva, 1990; Méndez, Hidalgo, *et al.*, 2002).

La falta de confianza y la inseguridad para hablar en público fue mayor en las adolescentes, aunque las diferencias corresponden a tamaños del efecto pequeños. Los hallazgos sobre diferencias sexuales en ansiedad social son inconsistentes. Mientras algunos estudios hallan mayores niveles de ansiedad social entre las adolescentes (Clark, *et al.*, 1994; La Greca y Lopez, 1998; Olivares *et al.*, 1999b), otros no encuentran diferencias significativas, tanto con muestras adolescentes anglo-parlantes (Essau, *et al.*, 1999; Furnham, 1984; Furnham y Gunter, 1983; Phillips, Jones, Rieger y Snell, 1997), como hispano-parlantes (Méndez *et al.*, 1999). En relación a la fobia social el DSM-IV resalta la disparidad de resultados indicando que «los estudios epidemiológicos sugieren que la fobia social es más frecuente en las mujeres; sin embargo, cuando se estudian poblaciones clínicas, ambos géneros se muestran igualmente propensos, o bien se constata que el trastorno incide más frecuentemente en los varones» (APA, 1994, p. 424).

La confianza y seguridad para hablar en público disminuyen significativamente con la edad, mostrando los más jóvenes (12-14 años) más confianza y seguridad que los más mayores (15-17 años). Los miedos y la ansiedad social se incrementan con el paso de los años (Essau *et al.*, 1999; Méndez, Hidalgo, *et al.*, 2002; Méndez, Inglés *et al.*, 2002; Schneier *et al.*, 1992). Beidel y Randal (1994) explican este fenómeno por las crecientes demandas sociales y por el mayor desarrollo cognitivo, que elicitan en el adolescente nerviosismo y preocupación sobre la evaluación que los demás realizan de su actuación.

Basándonos en los resultados obtenidos proponemos la versión abreviada de 12 ítems, cuyas propiedades psicométricas han probado ser adecuadas en población adolescente. Además la correlación con la versión extensa es elevada. Su principal ventaja es el ahorro de tiempo, por lo que está indicada en los estudios de grupo donde la evaluación consiste generalmente en una amplia batería de autoinformes.

Futuras investigaciones con muestras representativas de la población adolescente, general y clínica, deberán analizar la validez de constructo del PRCS-12 mediante el cálculo de correlaciones con autoinformes que evalúen constructos clínicamente relevantes (p.ej., depresión, autoestima), medidas externas (p.ej., padres, profesores, iguales) y registros de observación (p.ej., tests de role-playing, observación natural). También debería analizarse la sensibilidad del cuestionario para detectar la mejora alcanzada tras la aplicación de programas de tratamiento.

Referencias

- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4ª edición). Washington, DC: Autor (Barcelona: Masson, 1995).
- Bados, A. (1986). *Análisis de componentes de un tratamiento cognitivo-somático-conductual del miedo a hablar en público*. Tesis doctoral no publicada. Universidad de Barcelona, Barcelona, España.
- Beidel, D. C. y Randal, J. (1994). Social phobia. En T. H. Ollendick, N. J. King y W. Yule (dirs.), *International handbook of phobic and anxiety disorders in children and adolescents* (pp. 111-129). Nueva York: Plenum Press.
- Benjamin, R. S., Costello, E. J. y Warren, M. (1990). Anxiety disorders in a pediatric sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 4, 293-316.
- Canals, J., Domènech, E., Carbajo, G. y Blade, J. (1997). Prevalence of DSM-III-R and ICD-10 psychiatric disorders in a Spanish population of 18 year olds. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 96, 287-294.
- Cattell, R. B. y Vogelmann, S. (1977). A comprehensive trial of the scree and KG criteria for determining the number factors. *Multivariate Behavioral Research*, 12, 289-325.
- Clark, D. B. y Kirisci, L. (1996). Posttraumatic stress disorder, depression, alcohol use and quality of life in adolescents. *Anxiety*, 2, 226-233.
- Clark, D. B., Turner, S. M., Beidel, D. C., Donovan, J. E., Kirisci, L. y Jacob, R. G. (1994). Reliability and validity of the Social Phobia and Anxiety Inventory for Adolescents. *Psychological Assessment*, 6, 135-140.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª edición). Hillsdale: Erlbaum.
- Costello, E. J., Costello, A. J., Edelbrock, C., Burns, B. J., Dulcan, M. K., Brent, D. y Janiszewski, S. (1989). Psychiatric disorders in pediatric primary care. *Archives of General Psychiatry*, 45, 1107-1116.
- Daly, J. A. (1978). The assessment of social-communicative anxiety via self-reports: A comparison of measures. *Communication Monographs*, 45, 204-218.
- Elosua, P. y López, A. (2002). Indicadores de dimensionalidad para ítems binarios. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 4, 121-137.
- Endler, N. S., Hunt, J. y Rosenstein, A. J. (1962). An S-R Inventory of Anxiousness. *Psychological Monographs*, 76 (536).
- Essau, C. A., Conradt, J. y Petermann, F. (1999). Frequency and comorbidity of social phobia and social fears in adolescents. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 831-843.
- Eysenck, H. J. y Eysenck, S. B. G. (1986). *EPQ. Cuestionario de Personalidad para Niños (EPQ-J) y Adultos (EPQ-A)*. Manual. Madrid: TEA Ediciones.
- Eysenck, S. B. G. y Seisdedos, N. (1978). Estudio internacional de la personalidad. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 33, 271-281.
- Floyd, F. J. y Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instrument. *Psychological Assessment*, 7, 286-299.

- Francis, G., Last, C. G. y Strauss, C. C. (1992). Avoidant disorder and social phobia in children and adolescents. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 31, 1086-1089.
- Francis, G. y Radka, D. F. (1995). Social anxiety in children and adolescents. En M. B. Stein (dir.), *Social phobia: Clinical and research perspectives* (pp. 119-143). Nueva York: Guildford Press.
- Furnham, A. (1984). Personality, social skills, anomie and delinquency: A self-report study of a group of normal non-delinquent adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 25, 409-420.
- Furnham, A. y Gunter, B. (1983). Sex and personality differences in self-reported social skills among British adolescents. *Journal of Adolescence*, 6, 57-69.
- García-López, L. J., Olivares, J., Hidalgo, M. D., Beidel, D. C. y Turner, S. (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 and Distress Scale in an adolescent Spanish-speaking sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 23, 51-59.
- Gilkinson, H. (1942). Social fears as reported by students in college speech classes. *Speech Monographs*, 9, 141-160.
- Gismero, E. (2000). *Escala de Habilidades Sociales*. Madrid: TEA.
- Goldfried, M. R. y D'Zurilla, T. J. (1969). A behavioral-analytic model for assessing competence. En C. D. Spielberger (dir.), *Current topics in clinical psychology*, vol. 1 (pp. 151-196). Nueva York: Academic Press.
- Inglés, C. J., Hidalgo, M. D. y Méndez, F. X. (en prensa). *Interpersonal difficulties in adolescence: A new self-report*. *European Journal of Psychological Assessment*.
- Inglés, C. J., Hidalgo, M. D., Méndez, F. X. e Inderbitzen, H. M. (2003). The Teenage Inventory of Social Skills: Reliability and validity of the Spanish translation. *Journal of Adolescence*, 26, 505-510.
- Inglés, C. J., Méndez, F. X. e Hidalgo, M. D. (1999, abril). *Estudio sobre la habilidad para hablar en público en población española preuniversitaria*. Comunicación presentada en el I Symposium sobre Habilidades Sociales: Técnicas y Areas de Aplicación, Granada, España.
- Inglés, C. J., Méndez, F. X. e Hidalgo, M. D. (2000). Cuestionario de Evaluación de Dificultades Interpersonales en la Adolescencia. *Psicothema*, 12, 390-398.
- Inglés, C. J., Méndez, F. X. e Hidalgo, M. D. (2001). Dificultades interpersonales en la adolescencia: ¿Factor de riesgo de fobia social? *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 6, 91-104.
- Inglés, C. J., Méndez, F. X., Hidalgo, M. D., Rosa, A. I. y Orgilés, M. (2003). Cuestionarios, inventarios y escalas de ansiedad social para adolescentes: Una revisión crítica. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 8, 1-21.
- Inglés, C. J., Méndez, F. X., Hidalgo, M. D. y Spence, S. H. (2003). The List of Social Situation Problems: Reliability and validity in an adolescent Spanish-speaking sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 25, 65-74.
- Jones, G., Phillips, G. y Rieger, E. (1995). Effects of cardiac awareness, public speaking anxiety, and physiological «priming» on state-trait anxiety (state) and feelings of apprehension. *Psychophysiology*, 32, 43.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8. User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.
- Kashani, J. y Orvaschel, H. (1990). A community study of anxiety in children and adolescents. *American Journal of Psychiatry*, 147, 313-318.
- La Greca, A. M. y López, N. (1998). Social anxiety among adolescents: Linkages with peer relations and friendships. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 26, 83-94.

- Lamb, D. H. (1972). *The Speech Anxiety Inventory: Preliminary test. Manual for Form X*. Normal: Illinois State University.
- Last, C. G., Perrin, S., Hersen, M. y Kazdin, A. E. (1992). DSM-III-R anxiety disorders in children: Sociodemographic and clinical characteristics. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 29, 31-35.
- Martorell, C., Peiró, R., Llácer, M. D., Navarro, A., Flores, P. y Silva, F. (1990). Assessing behavioural problems and assets in children and adolescents. *Personality and Individual Differences*, 11, 1221-1226.
- McCroskey, J. C. (1982). *An introduction to rhetorical communication* (4ª edición). Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Méndez, F. X., Hidalgo, M. D. e Inglés, C. J. (2002). The Matson Evaluation of Social Skills with Youngsters: Psychometric Properties of the Spanish translation in the adolescent population. *European Journal of Psychological Assessment*, 18, 30-42.
- Méndez, F. X., Inglés, C. J. e Hidalgo, M. D. (1999). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Confianza para Hablar en Público: Estudio con una muestra de alumnos de enseñanzas medias. *Psicothema*, 11, 65-74.
- Méndez, F. X., Inglés, C. J. e Hidalgo, M. D. (2002). Estrés en las relaciones interpersonales: Un estudio descriptivo en la adolescencia. *Ansiedad y Estrés*, 8, 23-31.
- Montorio, I., Guerrero, M. A. e Izal, M. (1991). *Estudio sobre las dificultades para hablar en público de estudiantes universitarios*. Trabajo policopiado. Universidad Autónoma de Madrid, Madrid, España.
- Olivares, J., García-López, L. J., Hidalgo, M. D., Turner, S. y Beidel, D. C. (1999a, noviembre). *Puntos de corte clínicos para dos medidas de ansiedad social: el Inventario de Ansiedad y Fobia Social y la Escala de Ansiedad Social para Adolescentes*. Comunicación presentada en el I Congreso Iberoamericano de Psicología Clínica y de la Salud, Granada, España.
- Olivares, J., García-López, L. J., Hidalgo, M. D., Turner, S. M. y Beidel, D. C. (1999b). The Social Phobia and Anxiety Inventory: Reliability and validity in an adolescent Spanish population. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 21, 67-78.
- Olivares, J., García-López, L. J., Turner, S. M., Beidel, D. C., Albano, A. M. e Hidalgo, M. D. (2002). Results at long-term among three psychological treatments for adolescents with generalized social phobia (I): Statistical significance. *Psicología Conductual*, 10, 147-164.
- Ollendick, T. H. (1979). Fear reduction techniques with children. En M. Hersen, R. M. Eisler y P. M. Miller (dirs.), *Progress in behavior modification*, vol. 8 (pp. 127-168). Nueva York: Academic Press.
- Ollendick, T. H., Matson, J. L. y Helsel, W. J. (1985). Fears in visually-impaired and normally-sighted youths. *Behaviour Research and Therapy*, 23, 375-378.
- Paul, G. L. (1966). *Insight vs desensitization in psychotherapy*. Stanford: Stanford University Press.
- Phillips, G. C., Jones, G. E., Rieger, E. J. y Snell, J. B. (1997). Normative data for the Personal Report of Confidence as a Speaker. *Journal of Anxiety Disorders*, 11, 215-220.
- Rolf, J. (1972). The social and academic competence of children vulnerable to schizophrenia and other behaviour pathologies. *Journal of Abnormal Psychology*, 80, 225-243.
- Salaberría, K. (1995). Evaluación de la fobia social. En E. Echeburúa (dir.), *Evaluación y tratamiento de la fobia social* (pp. 26-27). Barcelona: Martínez Roca.
- Schneier, F. R., Johnson, J., Horning, C. D., Liebowitz, M. R. y Weissman, M. M. (1992). Social phobia: Comorbidity and morbidity in an epidemiology sample. *Archives of General Psychiatry*, 49, 282-288.
- Schuler, K., Gilner, F., Austrin, H. y Davenport, D. G. (1982). Contribution of the education phase to stress-inoculation training. *Psychological Reports*, 51, 611-617.
- Stenson, H. (1988). *TESTAT 2.0*. Evanston: Autor.

- Strauss, C. C. y Last, C. G. (1993). Social and simple phobias in children. *Journal of Anxiety Disorders, 7*, 141-152.
- Tarico, V., van Velzen, D., y Altmaier, E. (1986). Comparison of thought-listing rating methods. *Journal of Counseling Psychology, 33*, 81-83.
- Turner, S. M., Beidel, D. C., Dancu, C. V. y Stanley, M. A. (1989). An empirically derived inventory to measure social fears and anxiety: The Social Phobia and Anxiety Inventory. *Psychological Assessment, 1*, 35-40.
- Verhulst, F. C., van der Ende, J., Ferdinand, R. F. y Kasins, M. C. (1997). The prevalence of DSM-III-R diagnoses in a national sample of Dutch adolescents. *Archives of General Psychiatry, 54*, 329-336.
- Volling, B. L., Youngblade, L. M. y Belsky, J. (1997). Young children's social relationships with siblings and friends. *American Journal of Orthopsychiatry, 61*, 102-111.
- Wilkinson, L. (1997). *Systat 7.0: The System for Statistics*. Evanston: Systat Inc.
- Wittchen, H. U., Essau, C. A., von Zerssen, D., Krieg, C. y Zaudig, M. (1992). Lifetime and six-month prevalence of mental disorders in the Munich follow-up study. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience, 241*, 247-258.
- Young, M. R. y Bradley, M. T. (1998). Social withdrawal: Self-efficacy, happiness, and popularity in introverted and extroverted adolescents. *Canadian Journal of School Psychology, 14*, 21-35.