

Primeros resultados de la adaptación del Inventory de Ansiedad y Fobia Social en niños chilenos

José Olivares¹

Pablo Vera-Villarroel²

Daniela Arriagada²

Daniela Jorquera²

Rafael Canales²

Ana I. Rosa-Alcázar¹

José Antonio López-Pina¹

¹ Universidad de Murcia

² Universidad de Santiago de Chile

El presente estudio muestra los primeros datos de la adaptación a población infanto-juvenil chilena de The Social Phobia and Anxiety Inventory for Children (SPAI-C). Se analizaron las propiedades psicométricas en una muestra de 792 niños y niñas entre 10 y 14 años de edad. Se presentan los primeros datos de esta adaptación como parte de una línea de investigación en evaluación, detección e intervención temprana en fobia social en niños y adolescentes chilenos. Los resultados obtenidos muestran adecuadas propiedades psicométricas con un coeficiente alfa de Cronbach de 0.892 y una estructura factorial de cuatro componentes que explica un 45% de la varianza total. Los datos de este estudio preliminar indican que la adaptación y validación chilena del SPAI-C se muestra válida y fiable para la evaluación de la ansiedad y fobia social en niños y adolescentes chilenos con edades comprendidas entre los 10 y los 14 años.

Palabras clave: fobia social, Inventory de Ansiedad y Fobia Social para Niños (SPAI-C), población infanto-juvenil, estudio de validación.

The first results of the adaptation of the Anxiety and Social Phobia Inventory among Chilean children

This study shows the first data from adapting The Social Phobia and Anxiety Inventory for Children (SPAI-C) to a Chilean infant-juvenile population. We analyzed its psychometric properties in a study of 792 boys and girls between 10 and 14 years old. We present the first data of this adaptation as part of a line of research assessment: early detection and intervention in social phobic Chilean children and adolescents. The results obtained show adequate psychometric properties with a Cronbach alpha coefficient of 0,892 and a factorial structure of four components that explains 45% of the total variance and is similar to the previous reported studies. The data show that the Chilean version of the SPAI-C is a valid and reliable measure of anxiety and social phobia in Chilean children and adolescents aged between 10 and 14 years.

Key Words: *social phobia, Social Phobia and Anxiety Inventory for Children (SPAI-C), infant-juvenile population, validation study.*

La fobia social fue delimitada conceptualmente por primera vez por Marks y Gelder (1966), quienes la caracterizaron sobre la base del temor relacionado con una serie de situaciones de desempeño social como hablar, escribir o comer ante la presencia de otras personas, siendo crucial el temor a verse en ridículo ante los demás. Los índices de prevalencia del trastorno fluctúan entre el 3% y el 13% (APA, 2000), alcanzando el tercer lugar entre los trastornos mentales más diagnosticados, tras la depresión mayor y la dependencia del consumo de alcohol en la población general (Robins y Regier, 1991).

Se considera que el inicio de este trastorno se inicia predominantemente en la infancia y la adolescencia (Fehm, Pelissolo, Furmark y Wittchen, 2005; Olivares, Piqueras y Rosa, 2006; Rapee y Spence, 2004; Van Ameringen, Oakman, Mancini, Pipe y Chung, 2004), presentando una prevalencia que oscila entre el 1.6% y el 4% en niños y entre el 5% y el 10% en adolescentes (Olivares, Caballo, García López, Rosa y López Gollonet, 2003; Wittchen, Stein y Kessler, 1999).

Algunas investigaciones muestran las graves consecuencias que la fobia social puede provocar en quienes la padecen. Sirvan como ejemplos a este respecto el decremento del rendimiento académico o el incremento del riesgo de abandono escolar (Beidel y Turner, 1998), el desarrollo de otros trastornos de ansiedad o del estado de ánimo (Stein, Fuetsch, Müller, Hötler, Lieb y Wittchen, 2001), o la mayor vulnerabilidad para iniciarse en el consumo de alcohol u otras sustancias tóxicas (Clark y Kirisci, 1996; DeWit, McDonald y Offord, 1999).

Considerando la pluralidad de efectos negativos que genera la ocurrencia de fobia social, así como la magnitud de la intensidad de su interferencia en el desarrollo individual y social, resulta relevante investigar estrategias dirigidas a la realización de diagnósticos precisos derivados de la creación o, en su caso, adaptación y uso de instrumentos de medida válidos y fiables, que permitan tanto una detección temprana del trastorno como el desarrollo de tratamientos

eficaces y con ellos la mejora de la calidad de vida de quienes presentan el trastorno. En este sentido, cabe destacar la importancia de una estrategia centrada en la detección temprana efectiva, pues los tratamientos aplicados en estas circunstancias a adolescentes diagnosticados de fobia social han mostrado resultados excelentes tanto a corto como a medio y largo plazo en población de habla española (García López *et al.*, 2006, Olivares y García López, 2001; Olivares Olivares, Rosa y Olivares, 2008).

Ya disponemos en español de la adaptación de algunas de las escalas estandarizadas (véase García López, Olivares y Vera Villarroel, 2003). Dentro de ellas una de las más utilizadas ha sido el *Social Phobia and Anxiety Inventory* (SPAI) adaptada para población adolescente española (Olivares, García-López, Hidalgo, Turner y Beidel, 1999), de la que ya se cuenta con una adaptación preliminar a la población chilena adolescente (Olivares, Vera-Villarroel, Rosa, Kuhne, Montesinos y López-Pina, 2008). No obstante, en la actualidad no existe ningún instrumento de evaluación adaptado para medir fobia social en población chilena infantil o preadolescente. Por ello el objetivo de esta investigación fue adaptar el *Inventario de Ansiedad y Fobia Social* en su versión infantil (*The Social Phobia and Anxiety Inventory for Children* -SPAI-C; Beidel, Turner y Morris, 1995) para ser aplicado a niños chilenos con edades comprendidas entre 10 y 14 años.

El SPAI-C (Beidel *et al.*, 1995) es un autoinforme diseñado específicamente para medir las respuestas que delimitan el constructo “fobia social”, en los tres sistemas de respuesta (cognitivo, psicofisiológico y motor), tal como fue descrito en *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (DSM-IV; American Psychological Association, 1994).

Los datos psicométricos proporcionados por Beidel *et al.* (1995) muestran una consistencia interna de 0.95, así como una fiabilidad test-retest de 0.86 a las dos semanas y de 0.63 a los diez meses. Inicialmente Beidel *et al.* (1995) informaron un modelo de tres factores y en un estudio posterior (Beidel, Turner y Fink, 1996), utilizando una muestra mixta (clínica y no clínica), identificaron cinco factores: Asertividad, Conversaciones en general, Actuación en público, Respuestas somáticas y cognitivas y Evitación. Beidel *et al.* (1996) dando continuidad a un estudio previo (Beidel *et al.*, 1995) corroboraron su alta consistencia interna y su validez convergente y discriminativa. Estudios psicométricos posteriores (p.e., Beidel, Turner, Hamlin y Morris, 2000) han mostrado que el SPAI-C permite discriminar entre niños y adolescentes con fobia social y con otros trastornos de ansiedad.

El SPAI-C ha sido validado para su uso con niños y adolescentes. El rango de edad en el que ha sido utilizado más frecuentemente es el de 8-13 años.

En el presente estudio se recogen los primeros datos de la adaptación del SPAI-C para su aplicación en niños y adolescentes chilenos. La adaptación forma parte de una línea de investigación en evaluación, detección e intervención temprana en niños y adolescentes chilenos que presentan fobia social.

Método

Participantes

Participaron en el presente estudio alumnos de nivel socioeconómico medio-bajo matriculados en centros de enseñanza pública que cursaban 5º, 6º, 7º y 8º grado de enseñanza primaria, durante el año 2007, en una comuna de la Región Metropolitana de Chile (Talagante).

El reclutamiento se llevó a cabo a través de la dirección en cada centro, a quienes se les solicitó la posibilidad de aplicar el inventario a todos los alumnos del segundo ciclo de enseñanza primaria que se encontrasen presentes en el momento de la investigación. Así, el instrumento fue aplicado a una muestra comunitaria de 828 niños, de ambos sexos, con edades comprendidas entre los 10 y los 14 años, de los cuales fueron eliminados 36 porque sus cuestionarios estaban incompletos o mal contestados. De esta manera, la muestra total quedó integrada por 792 menores, de los cuales 373 (47.1%) eran mujeres y 419 (52.9%) varones.

Procedimiento

El procedimiento constó de las siguientes etapas: en primera instancia se realizó la adecuación de los ítems al contexto sociocultural chileno de niños entre los 10 y 14 años. Se revisó la estructura gramatical de cada uno de los ítems, de los cuales se decidió modificar tres de ellos (tabla 1). Además, se revisaron las instrucciones de aplicación del test y se llegó a la conclusión de incluirlas sin modificaciones. En tercer lugar se llevó a cabo la aplicación del instrumento en los colegios seleccionados.

TABLA 1. ÍTEMES MODIFICADOS

Ítem original	Ítem modificado
20. Voy sólo a fiestas de cumpleaños, a fiestas de amigos o quedo con otra gente para hacer algo si hay...	20. Solamente voy a fiestas de cumpleaños, a fiestas de amigos o me junto con otra gente para hacer algo si hay...
21. Antes de ir a una fiesta (por ejemplo a un cumpleaños) o a algún lugar con otras personas, me pregunto sobre qué podría salir mal y pienso: ¿Cometeré un error o pareceré idiota? ¿Y si nadie quiere hablar conmigo? ¿Y si alguien habla conmigo y no sé qué decir? ¿Y si se dan cuenta de que estoy inhibido (cortado, chupado)?	21. Antes de ir a una fiesta (por ejemplo a un cumpleaños) o a algún lugar con otras personas, me pregunto sobre qué podría salir mal y pienso: ¿Cometeré un error o pareceré idiota? ¿Y si nadie quiere hablar conmigo? ¿Y si alguien habla conmigo y no sé qué decir? ¿Y si se dan cuenta de que estoy cortado?
24. Cuando estoy con otras personas tengo pensamientos que me “ cortan ”. A veces pienso:	24. Cuando estoy con otras personas tengo pensamientos que me “ inhiben ” (cortan, chupan). A veces pienso:

Análisis psicométrico

Los 792 cuestionarios cumplimentados adecuadamente fueron organizados y corregidos en una planilla del programa SPSS 15.0 para su análisis a través de las siguientes fases:

i) Estudio de estadísticos básicos, obteniendo medidas de tendencia central, de dispersión y apuntamiento que caracterizan los resultados.

ii) Estudio de la fiabilidad de los resultados del SPAI-C para población chilena que se llevó a cabo mediante el cálculo de la fiabilidad por mitades, división que en este caso se refirió a ítems pares e impares; y además, la determinación del coeficiente alfa de Cronbach para los resultados totales y los componentes obtenidos por el análisis de componentes principales.

iii) Estudio de la validez estructural del test. Para ello se realizó el cálculo de la prueba KMO para dilucidar la idoneidad de realizar un análisis factorial. Luego se utilizó la factorización de componentes principales y rotación Varimax, utilizando como referentes el scree-plot de Catell, los autovalores mayores que uno y el porcentaje de varianza explicada como un medio para obtener la mejor solución dimensional.

Resultados

Estadísticos básicos

Para el total de la muestra se obtuvo una media de 20.36 puntos, una mediana de 20 puntos y una moda de 17 puntos. Realizando un análisis por sexo, las mujeres obtuvieron una media de 21.8 puntos con una mediana de 21.5 y una moda de 30 puntos; mientras que los varones obtuvieron una media de 19 puntos, una mediana de 18.9 y una moda de 17 puntos, siendo las medias de ambos grupos significativamente diferentes ($t = 4.787$, $gl = 790$, $p < .000$).

En cuanto al rango, las puntuaciones del instrumento original varían entre 0 y 52, no obstante, los resultados de los participantes de este estudio revelaron que el puntaje mínimo obtenido fue igual a 1.7 y que el puntaje máximo fue igual a 48.4. La desviación típica fue 8.14 y la media de 20.36.

Asimismo, la asimetría fue de 0.38, lo que indica que la distribución de las puntuaciones es asimétrica positiva, ya que existe una mayor cantidad de datos bajo la media. Por otra parte, la curtosis fue de 0.12, lo que indica que la distribución es leptocúrtica, ya que la curtosis es positiva y menor a la varianza obtenida por los participantes (véase tabla 2).

Índices de homogeneidad y consistencia interna

El análisis de la homogeneidad ha mostrado que todos los ítems obtuvieron índices de homogeneidad en el intervalo [0.3, 0.7] recomendable (Crocker y Algina, 1986), mostrando que poseen capacidad suficiente para distinguir entre personas con altas y bajas puntuaciones (véase tabla 3).

TABLA 2. MEDIDAS DE TENDENCIA CENTRAL, DISPERSIÓN Y APUNTAMIENTO DE LA ESCALA SPAI-C

	<i>Niñas</i>	<i>Niños</i>	<i>Total</i>
Media	21.81	19.07	20.36
DT	8.74	7.34	8.14
Mínimo	1.7	3.2	1.7
Máximo	48.4	45.8	48.4
Asimetría	0.305	0.327	0.389
Curtosis	0.907	-0.173	0.127

TABLA 3. ÍNDICES DE HOMOGENEIDAD DE LOS ÍTEMES DEL SPAI-C

<i>Ítem</i>	<i>Índice de homogeneidad</i>	<i>Ítem</i>	<i>Índice de homogeneidad</i>
1	0.508	14	0.623
2	0.468	15	0.638
3	0.499	16	0.642
4	0.454	17	0.534
5	0.460	18	0.541
6	0.499	19	0.530
7	0.444	20	0.435
8	0.479	21	0.672
9	0.585	22	0.458
10	0.627	23	0.332
11	0.575	24	0.601
12	0.600	25	0.615
13	0.609	26	0.608

El coeficiente de fiabilidad obtenido por el procedimiento de las dos mitades con el coeficiente de Spearman-Brown fue de 0.904, mientras que el coeficiente alfa fue de 0.892.

Validez de constructo

Antes de aplicar el análisis factorial, se comprobó si la matriz de correlaciones entre los 26 ítems del test era factorizable con la medida de adecuación muestral de Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) y la prueba de la esfericidad de Bartlett. La cuantía de la medida KMO fue de 0.927 y la prueba de la esfericidad resultó altamente significativa ($\chi^2 = 6332,647$, $gl = 325$, $p = .000$) por lo que la matriz de correlaciones de los 26 ítems del SPAI-C, en esta muestra, puede analizarse factorialmente.

Se realizó, entonces, un análisis de componentes principales con rotación varimax, debido a que este procedimiento es el de más fácil aplicación e interpretación, y en investigaciones con muestras superiores a 300 casos con instru-

mentos de más de 20 ítems parece ser más recomendable (Snook y Gorsuch, 1989). La selección de los componentes se llevó a cabo combinando los resultados del scree-plot con la regla de Kaiser-Guttman (eigenvalor mayor que 1), lo que arrojó cuatro factores que en su conjunto explicaron el 45% de la varianza total. El primer componente explicó un 12.2% de la varianza total, el segundo un 11.3%, el tercero un 11.2% y el cuarto un 10.1%. (véase tabla 4).

Scree Plot

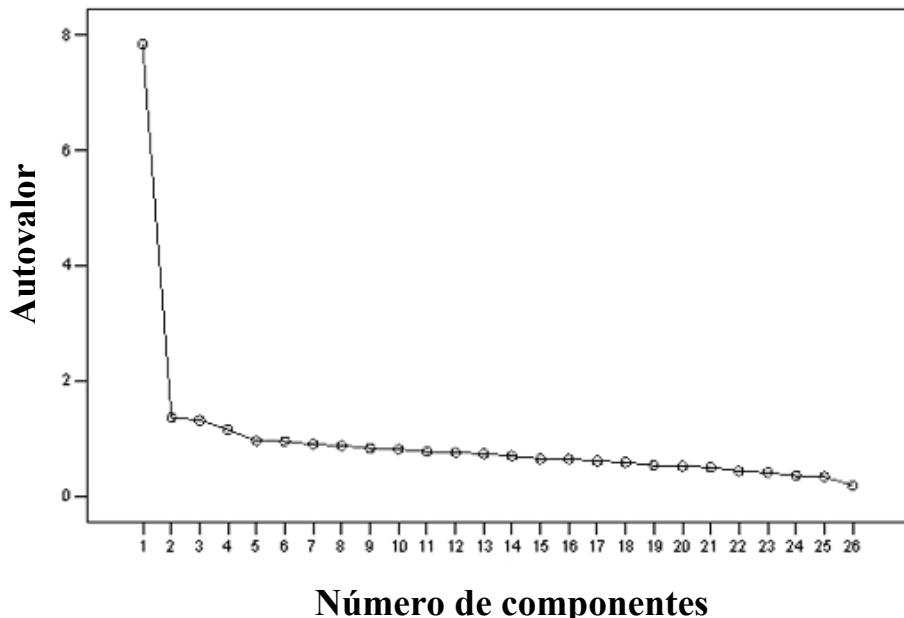


Figura 1: Sedimentación (Scree Plot) del análisis de componentes principales

TABLA 4. AUTOVALORES DE LOS CUATRO PRIMEROS FACTORES EN FUNCIÓN DE LOS ÍTEMES DEL TEST SPAI-C

Factores	Autovalores iniciales			Suma de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación			
	Total	% de Varianza	% Acumulado	Total	% de Varianza	% Acumulado	Total	% de Varianza	% Acumulado	
	1	7.845	30.174	30.174	7.845	30.174	30.174	3.188	12.262	12.262
2	2	1.373	5.282	35.455	1.373	5.282	35.455	2.941	11.311	23.573
3	3	1.324	5.093	40.549	1.324	5.093	40.549	2.932	11.277	34.850
4	4	1.166	4.485	45.033	1.166	4.485	45.033	2.648	10.183	45.033

El análisis de la fiabilidad de los factores reveló que los cuatro obtuvieron coeficientes alfa entre 0.718 y 0.774; valores que resultaron aceptables en situaciones experimentales donde se pone a prueba la calidad del instrumento para evaluar las variables latentes que se supone que mide. Asimismo, se aprecia una alta y significativa correlación entre ellos, con valores que oscilan entre los 0.539 y los 0.602, indicando que sus ítems y componentes apuntan al mismo constructo (véase tabla 5).

TABLA 5. CORRELACIÓN ENTRE FACTORES Y COEFICIENTES ALFA DE CRONBACH.

		<i>Factor1EE</i>	<i>Factor2AP</i>	<i>Factor3A</i>	<i>Factor4SFC</i>
Factor1EE	Correlación Pearson		0.547	0.602	0.581
	Significación		0.000	0.000	0.000
	Alfa de Cronbach	0.730			
Factor2AP	Correlación Pearson	0.547		0.542	0.539
	Significación	0.000		0.000	0.000
	Alfa de Cronbach	0.718			
Factor3A	Correlación Pearson	0.602	0.542		0.572
	Significación	0.000	0.000		0.000
	Alfa de Cronbach	0.734			
Factor4SFC	Correlación Pearson	0.581	0.539	0.572	
	Significación	0.000	0.000	0.000	
	Alfa de Cronbach	0.774			

Factor1EE: Evitación/encuentros sociales; Factor2AP: actuación en público; Factor3A: asertividad; Factor4SFC: síntomas físicos y cognitivos.

Del análisis cualitativo del contenido al cual se refieren los ítems de cada componente, se desprende que el primero de ellos agrupa ítems cuya temática hace referencia a la evitación y al miedo frente a situaciones sociales. El segundo componente agrupa ítems relacionados con la ansiedad experimentada en situaciones de actuación en público. Por su parte, el tercer componente reúne ítems orientados al concepto de asertividad, es decir, a la capacidad de expresar las opiniones personales de manera adecuada. Finalmente, el cuarto componente agrupa ítems relacionados con los síntomas físicos y cognitivos de la fobia social (véase tabla 6). De este modo, la gran mayoría de los ítems se distribuyen dentro de los cuatro factores encontrados, a excepción del ítem 2 (*Me pongo nervioso cuando estoy con otros chicos o chicas o adultos y soy el centro de atención*).

TABLA 6. ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES DEL SPAI-C

		<i>Carga factorial en cada uno de los componentes</i>			
Componentes	Ítems	1	2	3	4
Componente 1: <i>Evitación / encuentros sociales</i>	14. Vergüenza cuando empiezo a hablar con...	0.667	0.338	0.098	0.149
	7. Miedo cuando conozco personas nuevas	0.615	-0.067	0.013	0.283
	15. Miedo si tengo que hablar durante algunos minutos con...	0.610	0.414	0.121	0.140
	9. Me siento asustado cuando voy al colegio con	0.582	0.121	0.253	0.200
	19. Suelo evitar situaciones sociales donde hay...	0.515	0.180	0.325	0.013
	6. Me siento asustado en las fiestas y me voy	0.447	0.083	0.133	0.299
Componente 2: <i>Actuación en público</i>	2. Miedo cuando soy el centro de atención (*)	0.342	0.225	0.113	0.209
	4. Miedo al hablar o leer frente a un grupo	0.126	0.694	-0.035	0.063
	16. Nervioso cuando estoy hablando si estoy frente a...	0.293	0.651	0.212	0.115
	3. Miedo cuando tengo que hacer alguna cosa y ellos me miran	0.128	0.610	0.020	0.203
	5. Miedo cuando respondo a preguntas en clase	0.450	0.495	0.306	0.121
	1. Miedo al unirmse a un grupo grande	0.087	0.484	0.156	0.290
	17. Nervioso cuando participo en la representación de una obra	0.185	0.427	0.421	-0.006
	8. Me pongo nervioso al hacer preguntas en clase	0.185	0.417	0.163	0.138
Componente 3: <i>Asertividad</i>	18. Me da vergüenza cuando soy ignorado y ridiculizado por...	0.138	0.147	0.630	0.188
	11. Si alguien me obliga a hacer algo que yo no quiero	0.319	0.123	0.576	0.152
	10. Si alguien comienza a discutir conmigo me pongo nervioso	0.386	0.148	0.565	0.159
	23. Suelo hablar con los demás si ellos hablan antes conmigo	-0.101	-0.044	0.529	0.210
	12. Me pongo nervioso en una situación embarazosa	0.281	0.328	0.505	0.094
	13. Si alguien dice algo que yo creo que está mal siento miedo para decir lo que pienso si...	0.415	0.213	0.442	0.154
	20. Voy sólo a fiestas de cumpleaños... si hay...	0.356	0.105	0.408	-0.042
Componente 4: <i>Síntomas físicos y cognitivos</i>	26. Cuando estoy en algún lugar o pienso en cualquier sitio en donde voy a estar con otras...	0.208	0.222	0.129	0.785
	25. Antes de ir a algún lugar donde voy a estar con otras personas...	0.211	0.213	0.153	0.777
	22. Me quedo mudo o mi voz parece rara cuando hablo con otras personas	0.166	0.110	0.103	0.536
	24. Cuando estoy con otras personas tengo pensamientos que me inhiben. A veces pienso ...	0.120	0.187	0.460	0.505
	21. Antes de ir a una fiesta me pregunto sobre qué podría salir mal y pienso...	0.294	0.256	0.362	0.503

(*) El ítem 2 no ha sido incluido en ningún componente, ya que ninguna de sus cargas factoriales ha sido igual o superior a 0.40.

Discusión y conclusiones

En un primer análisis, las medidas de tendencia central de las puntuaciones obtenidas en la muestra de niños chilenos revelaron que para la puntuación total de la prueba existe una media igual a 20.36 (N= 792), lo que se acerca notablemente a los promedios obtenidos con muestras clínicas en otras investigaciones (20.30-21.8) más que a los relativos a las muestras comunitarias (13.74-

15.88; véase Beidel *et al.*, 1996; Beidel *et al.*, 1995). Estos resultados podrían señalar la influencia de las variables socio-demográficas y culturales. Cuando se relacionó edad y sexo, se encontró que las niñas obtuvieron una media superior a los niños, lo que coincide con estudios realizados con muestras comunitarias en otros países iberoamericanos en los que también las niñas puntuaron más alto que los niños (Gauer, Picon, Vasconcellos, Turner y Beidel, 2005; Olivares, Rosa, Sánchez García y Piqueras, 2004; Sánchez García, 2006) y en población adolescente norteamericana (Storch, Masia-Warner, Dent, Roberti y Fisher, 2004). No obstante, es importante considerar que los niños chilenos alcanzaron puntuaciones más altas que las obtenidas a partir de los datos proporcionados por las muestras de adolescentes de otros países, por lo que es necesario llevar a cabo más investigaciones con el fin de poder comprender y explicar esta diferencia.

El análisis de la consistencia interna y el procedimiento de las dos mitades mostraron una elevada fiabilidad de las puntuaciones obtenidas con la prueba, resultado similar al encontrado en las investigaciones previas realizadas en otros países (Beidel *et al.*, 1995; Beidel *et al.*, 1996; Gauer *et al.*, 2005; Olivares *et al.*, 2004; Sánchez García, 2006).

El análisis factorial exploratorio produjo cuatro factores (*Evitación/Encuentros Sociales; Actuación en Público; Asertividad, y Síntomas Físicos y Cognitivos*), coincidiendo con los hallazgos en población brasileña (Gauer *et al.*, 2005) y en población española (Olivares *et al.*, 2004; Sánchez-García, 2006), donde se eliminó uno de los componentes encontrados en estudios de habla inglesa (Conversación General) y se reconfiguran los ítems del componente “Evitación” en un nuevo factor (“Evitación/Encuentros Sociales”). Sin embargo, nuestros resultados difieren de los informados por Storch *et al.* (2004) quienes, pese a utilizar muestra comunitaria y un rango de edad distinto (13-17 años), confirman los cinco factores identificados por Beidel *et al.* (1995) y Beidel *et al.* (1996) utilizando muestra clínica. De nuevo, las variables de orden cultural podrían dar cuenta de las diferencias halladas en la estructura dimensional en población iberoamericana y norteamericana de habla inglesa, con independencia del carácter clínico o comunitario de la muestra y de las diferencias en edad de las muestras utilizadas.

Hay que indicar que los resultados obtenidos en la población chilena muestran buenas propiedades psicométricas y permiten discriminar entre fobia social y otros trastornos de ansiedad, de la misma forma que en los estudios realizados previamente en Estados Unidos, España y Brasil. La gran similitud de los datos relativos a la validez de constructo obtenida con población infanto-juvenil chilena, española y brasileña hacen pensar en un comportamiento similar de esta variable en la población iberoamericana.

También queremos señalar que la disponibilidad de instrumentos de medida bien validados y con datos normativos bien establecidos nos permitirán mejorar la identificación temprana de niños y adolescentes con respuestas de ansiedad cuya intensidad requiera tratamiento clínico para reducir y/o eliminar sus efectos negativos en el desarrollo de los niños. También debemos recordar que los datos de niños identificados tempranamente mediante el empleo de instrumen-

tos de autoinforme como el SPAI-C, que presentan patrones de respuestas de ansiedad con significación clínica, arrojan datos clínicamente importantes, pese a que puedan estar sesgados en algunos casos por los falsos positivos. Así, por poner sólo dos ejemplos, en población norteamericana de habla inglesa, Storch *et al.* (2004) informaron de una prevalencia de la fobia social de un 18%, y en población española adolescente –controlando los falsos positivos– se ha obtenido una prevalencia de un 8.2% (Olivares, 2005).

En consecuencia, concluir que el SPAI-C es una medida válida y fiable del patrón de respuestas que delimitan el constructo “fobia social” en niños chilenos, posibilita poder empezar a pensar en el uso de este instrumento para el desarrollo de intervenciones sobre el trastorno a edades tempranas, lo que nos permite que podamos discutir en el contexto internacional nuestros resultados con los de otros investigadores que utilicen los mismos criterios e instrumentos para la detección y evaluación de los efectos del tratamiento de la fobia social en este tramo evolutivo.

Algunas limitaciones de este estudio son el hecho de que no hayamos proporcionado datos relativos a la estabilidad de las medidas (test-retest), lo que queda pendiente para el siguiente trabajo con este instrumento. Así mismo hay que indicar la limitación a la generalización de los resultados: sólo es posible hacerlo para las características de los participantes en este estudio (chicos y chicas de nivel socioeconómico medio-bajo matriculados en centros de enseñanza pública que cursaban 5º, 6º, 7º y 8º grado de enseñanza primaria, de una comuna de la Región Metropolitana de Chile). Por último, el hecho de utilizar una medida de autoinforme también conlleva limitaciones: los participantes pueden haber alterado sus respuestas con respecto a problemas de comprensión o de deseabilidad social. Queda pendiente realizar otro estudio en el que se disponga de más informantes y fuentes de información, es decir, en el que puedan informar también padres y profesores y se puedan utilizar pruebas observacionales y otras medidas de autoinforme (p.e.: Olivares-Olivares, Rosa y Olivares, 2007).

REFERENCIAS

- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*. Washington, DC: APA.
- Beidel, D. & Turner, S. (1998). *Shy children, phobic adults. Nature and treatment of social phobia*. Washington, DC: APA.
- Beidel, D., Turner, S. & Fink, C. (1996). Assessment of childhood social phobia: Construct, convergent, and discriminative validity of the Social Phobia and Anxiety Inventory for Children (SPAI-C). *Psychological Assessment*, 8, 235-240.
- Beidel, D., Turner, S. & Morris, T. (1995). A new inventory to assess childhood social anxiety and phobia: The Social Phobia and Anxiety Inventory for Children. *Psychological Assessment*, 7, 73-79.
- Clark, D. & Kirisci, L. (1996). Posttraumatic stress disorder, depression, alcohol use and quality of life in adolescents. *Anxiety*, 2, 226-233.
- Crocker, L. & Algina, J. (1986). *An introduction to classical and modern test theory*. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- DeWitt, D., McDonald, K. & Offord, D. (1999). Childhood stress and symptoms on drug dependence in adolescence and early adulthood: Social phobia as a mediator. *American Journal of Orthopsychiatry*, 69, 61-72.

- Fehm, L., Pelissolo, A., Furmark, T. & Wittchen, H. (2005). Size and burden of social phobia in Europe. *European Neuropsychopharmacology*, 22, 453-462.
- Gauer, G., Picon, P., Vasconcellos, S., Turner, S. & Beidel, D. (2005). Validation of the Social Phobia and Anxiety Inventory for Children (SPAI-C) in a sample of Brazilian children. *Brazilian Journal of Medical and Biological Research*, 38, 795-800.
- García López, L. J., Olivares, J., Beidel, D., Albano, A. M., Turner, S. & Rosa, A. I. (2006). Efficacy of three treatment protocols for adolescents with social anxiety disorder: A 5-year follow-up assessment. *Journal of Anxiety Disorders*, 20, 175-191.
- Garcia Lopez, L., Olivares, J. & Vera Villarroel, P. (2003). Fobia social: Revisión de los instrumentos de evaluación validados para la población de lengua española. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 35 (2), 151-160.
- Marks, I., & Gelder, M. (1966). Different age of onset in varieties of phobias. *American Journal of Psychiatry*, 123, 218-221.
- Olivares, J., Caballo, V., García López, L., Rosa, A. & López Gollonet, C. (2003). Una revisión de los estudios epidemiológicos sobre fobia social en población infantil, adolescente y adulta. *Psicología Conductual*, 11, 405-428.
- Olivares, J., García López, L., Hidalgo, M., Turner, S. & Beidel, D. (1999). The Social Phobia and Anxiety Inventory: Reliability and validity in a Spanish adolescent population. *The Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 21, 67-78.
- Olivares, J., Piqueras, J. A. & Rosa, A. I. (2006). Características sociodemográficas y psicológicas de la fobia social en adolescentes. *Psicothema*, 18, 207-212.
- Olivares, J., Rosa, A. I., Sánchez García, R. & Piqueras, J. A. (2004). Primeros resultados sobre las propiedades psicométricas del inventario de fobia social para niños (SPAI-C). *VII European Conference on Psychological Assessment. Proceedings* (p. 268). Benalmádena, Málaga: European Association of Psychological Assessment.
- Olivares, J., Rosa, A., & Piqueras, J. (2005). Detección temprana y Tratamiento de Adolescentes con Fobia Social Generalizada. *Psicothema*, 17, 1, 1-8.
- Olivares, J., Rosa, A., Piqueras, J., Sánchez Meca, J., Méndez, X. & García Lopez, L. (2002). Timidez y fobia social en niños y adolescentes: un campo emergente. *Psicología Conductual*, 10, 523-542.
- Olivares, J., Vera Villarroel, P., Rosa, A. I., Kuhne, W., Montesinos, L. & López Piña, J. A. (aceptado para su publicación). The Social Phobia and Anxiety Inventory: Reliability and structural validity in a sample of Chilean adolescents. *Anales de Psicología*.
- Olivares-Olivares, J. P., Rosa, A. I. & Olivares, J. (2007). Validez social de la intervención en adolescentes con fobia social: padres frente a profesores. *Terapia Psicológica*, 25, 63-71.
- Olivares-Olivares, P. J., Rosa, A. I. & Olivares, J. (2008). Does individual attention improve the effect of group treatment of adolescents with social phobia? *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8, 465-481.
- Rapee, R. M. & Spence, S. H. (2004). The etiology of social phobia: Empirical evidence and an initial model. *Journal of Clinical Psychology Review*, 24, 737-767.
- Robins, L. & Regier, D. (1991). *Psychiatric disorders in America: The epidemiologic catchment area study*. New York: The Free Press.
- Sánchez-García, R. (2006). *Propiedades psicométricas de la versión española del Social Phobia and Anxiety Inventory for Children (SPAI-C)*. Memoria de Licenciatura no publicada. Facultad de Psicología. Universidad de Murcia.
- Snook, S. & Gorsuch, R. (1989). Component analysis versus common factor analysis: A Monte Carlo study. *Psychological Bulletin*, 106, 148-154.
- Stein, M., Fuetsch, M., Müller, N., Hötlér, M., Lieb, R. & Wittchen, H. (2001). Social anxiety disorder and the risk of depression. A prospective community study of adolescents and young adults. *Archives of General Psychiatry*, 58, 251-256.
- Storch, E. A., Masia-Warner, C., Dent, H. C., Roberti, J. W. & Fisher, P. (2004). Psychometric evaluation of the Social Anxiety Scale for Adolescents and the Social Phobia and Anxiety Inventory for Children: construct validity and normative data. *Journal of Anxiety Disorders*, 18, 665-679.
- Van Ameringen, M., Oakman, J., Mancini, C., Pipe, B. & Chung, H. (2004). Predictors of response in generalized social phobia: Effect of age of onset. *Journal of Clinical Psychopharmacology*, 24, 42-48.
- Wittchen, H. U., Stein, M. B. & Kessler, R. C. (1999). Social fears and social phobia in a community sample of adolescents and young adults: prevalence, risk factors and co-morbidity. *Psychological Medicine*, 29, 309-323.