

Invarianza factorial de la Escala para la Detección de Ansiedad Social (EDAS) en adolescentes españoles y chilenos

José Antonio Piqueras^{1*}, José Olivares^{2*}, Pablo Vera-Villarroel³,
Juan Carlos Marzo¹, Walter Kuhne⁴

¹ Departamento de Psicología de la Salud, Universidad Miguel Hernández de Elche (España)

² Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológicos, Universidad de Murcia (España)

³ Escuela de Psicología, Universidad de Santiago de Chile (Chile)

⁴ Centro de Promoción de la Salud, Universidad de Santiago de Chile (Chile)

Resumen: Este estudio instrumental examina la invarianza factorial de la Escala para la Detección de Ansiedad Social (EDAS) en función del país y el sexo en dos muestras de adolescentes españoles y chilenos entre 14 y 17 años empleando el análisis factorial confirmatorio multigrupo. La muestra española estuvo compuesta por 1185 adolescentes españoles, con edad media 15.49 (1.10) y la muestra chilena estuvo formada por 965 adolescentes, cuya edad media fue 15.51 (1.09). La distribución por edad y sexo fue homogénea. Los resultados mostraron que la EDAS se ajustó a un modelo de tres factores (Evitación, Ansiedad e Interferencia), representando cada subescala una sola dimensión. No existieron diferencias significativas entre adolescentes chilenos y españoles atribuibles a la variable país y sexo. Los coeficientes de fiabilidad fueron altos en cada una de las subescalas. Los resultados aportan evidencia empírica a favor de la fiabilidad, validez e invarianza factorial de la EDAS en adolescentes españoles y chilenos.

Palabras clave: ansiedad social; adolescentes; invarianza factorial; transcultural; instrumental; EDAS.

Title: Factorial Invariance of the Social Anxiety Screening Scale (EDAS) in Spanish and Chilean adolescents.

Abstract: This instrumental study examines factorial invariance of the Scale for Social Anxiety Screening (EDAS) across countries and gender in two samples of Chilean and Spanish adolescents between 14 and 17 years using multigroup confirmatory factor analysis. The sample consisted of 1185 Spanish adolescents, with a mean age of 15.49 years (SD=1.10) and the Chilean sample consisted of 965 adolescents, whose age mean age was 15.51 (SD=1.09). The age and gender distribution was homogeneous. Results showed that EDAS showed a good fit to a three factors model (Avoidance, Anxiety and Interference), representing each subscale a single dimension. No significant differences between Chilean and Spanish adolescents attributable to the countries and gender. The reliability coefficients were high in each of the subscales. The results provide empirical evidence for the reliability, validity and factorial invariance of the EDAS in Spanish and Chilean adolescents.

Key words: social anxiety; adolescents; factorial invariance; cross-cultural; instrumental; EDAS.

Introducción

El trastorno de ansiedad social, o fobia social, se caracteriza por un miedo persistente y acusado ante una amplia variedad de situaciones sociales, en las que la persona puede ser evaluada negativamente por otras (APA, 2000). La ansiedad social es un trastorno común que afecta tanto a adultos como a niños y adolescentes a través de diferentes culturas. Los estudios epidemiológicos indican que este trastorno es uno de los trastornos psicológicos más comunes en la adolescencia, oscilando las tasas de prevalencia entre 1.6-7% (v.gr., Olivares, Piqueras y Rosa, 2006; Sánchez-García y Olivares, 2009; Rosa, Olivares y Olivares-Olivares, 2007). Si se atiende a la frecuencia de miedos sociales y ansiedad subclínica en muestras comunitarias adolescentes, las cifras son aún mayores, entre 8-12% (Chavira, Stein, Bailey y Stein, 2004; Inglés et al., 2008; Piqueras, Olivares y López-Pina, 2008; Sánchez-Meca, Rosa y Olivares, 2004).

Durante los últimos años, la investigación sobre evaluación de la ansiedad social en la infancia y adolescencia ha experimentado un crecimiento muy notable (García-López, Piqueras, Díaz-Castela e Inglés, 2008; Olivares, 2009; Olivares et al., 2009, 2010; Olivares-Olivares, Rosa, y Olivares,

2007; Piqueras et al., 2008). Más concretamente, en el contexto iberoamericano, se ha producido un destacable aumento en el número de publicaciones centradas en la traducción y validación al español de medidas de evaluación de ansiedad social en la adolescencia (v.gr., García-López, Hidalgo, Beidel, Olivares y Turner, 2008; Olivares, Sánchez-García y López-Pina, 2009; Olivares, Vera-Villarroel et al., 2009; Vera-Villarroel, Celis-Atenas, Córdova-Rubio, Buela-Casal y Spielberger, 2007; Zubeidat, Salinas, Sierra y Fernández-Parra, 2007). Sin embargo, si bien la práctica clínica cuenta con diversos instrumentos de evaluación para esta patología, estos cuestionarios, de origen exclusivamente anglosajón, no tienen en consideración las posibles diferencias transculturales (Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Iruña et al., 2010). En este sentido, son raras excepciones los estudios que han analizado la naturaleza de la ansiedad social en función de diferentes culturas examinando la invarianza factorial. Un referente en el ámbito hispanohablante es el grupo de investigación CISO-A formado por científicos de 18 países iberoamericanos que vienen participando en un proyecto centrado en la elaboración y desarrollo del primer cuestionario en español para la evaluación de la fobia social tanto en adultos (Cuestionario de Interacción Social para Adultos; CISO-A; Caballo et al., 2008; Caballo, Salazar, Arias, et al., 2010; Caballo, Salazar, Iruña et al., 2010) como en niños de 9-12 años (CISO-N; Caballo, González, Alonso e Iruña, 2007). Dicho grupo ha detectado la presencia transculturalmente constante de 5-6 dimensiones claves de la ansiedad social en población adulta. Respecto a la investigación centrada en la naturaleza de los miedos sociales en ni-

* Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológicos, Facultad de Psicología. Campus de Espinardo, Universidad de Murcia. P. O. Box 4021, 30080 Murcia (España). E-mail: jorelx1@um.es (J. Olivares) / Departamento Psicología de la Salud. Edificio Altamira. Avda. de la Universidad, s/n. 03202 Elche (Alicante), España. Email: jpiqueras@umh.es (J.A. Piqueras).

ños y adolescentes, la situación es todavía más insuficiente. Así solo contamos con algunos ejemplos, tales como el trabajo de Inglés, Marzo, Hidalgo, Zhou y García-Fernández (2008) centrado en un Cuestionario sobre Dificultades Interpersonales con población adolescente china y española y el trabajo de Varela, Sánchez-Sosa, Biggs y Luis (2008) centrado en sintomatología ansiosa general en norteamericanos de origen europeo, norteamericanos hispanos y mexicanos. Estos estudios muestran más indicios de similitud que de diferencias entre grupos culturales diversos. Sin embargo, no podemos decir lo mismo respecto a muestras de habla española, ya que no se conoce ningún estudio que haya abordado esta cuestión en población adolescente hispanohablante de diferentes países. Por tanto, todavía sigue existiendo la necesidad de adaptación/validación de instrumentos específicos que cumplan los requisitos psicométricos pertinentes en el amplio contexto lingüístico hispanohablante, especialmente en infancia y adolescencia (García-López, Olivares y Vera-Villarroel, 2003; García-López, Piqueras et al., 2008; Olivares, 2009).

El método de autoinforme es un procedimiento común para la evaluación de la ansiedad social en la adolescencia y es especialmente recomendable debido a la naturaleza subjetiva e internalizante de la ansiedad social (Kearny, 2005). Así, en lengua española, el primer autoinforme desarrollado para evaluar la ansiedad social en la adolescencia creado y validado en población de habla española es la Escala para la Detección de la Ansiedad Social (EDAS) (Olivares y García-López, 1998). Se trata de una escala breve de 24 ítems, que mide el componente cognitivo, la evitación, el nerviosismo/sobreactivación -malestar- y la interferencia en situaciones tanto de interacción como de actuación social. Puede ser utilizada como una medida de detección para identificar adolescentes con problemas de ansiedad social, como una herramienta de asesoramiento para los adolescentes, para seleccionar las áreas objetivo de tratamiento y para evaluar el cambio terapéutico en programas de tratamiento o de prevención en una amplia variedad de contextos clínicos, educacionales y de investigación, incluidos las escuelas, centros de servicios sociales y de salud mental, unidades de conductas adictivas para los jóvenes, centros de menores y centros de investigación.

Estudios previos han mostrado buenas propiedades psicométricas en población española y chilena (Olivares, Piqueras y García-López, 2005; Olivares, Piqueras y Sánchez-García, 2004; Piqueras, Olivares e Hidalgo, en prensa; Piqueras, Olivares, Vera-Villarroel, Hidalgo y Marzo, 2011; Vera-Villarroel, Olivares et al., 2007). La mayoría de estos estudios han hallado que esta medida tiene una estructura de tres factores denominados Evitación, Malestar e Interferencia, tanto en población española (Piqueras, Olivares e Hidalgo, en prensa; Piqueras, Olivares, Vera-Villarroel et al., 2011) como chilena (Vera-Villarroel, Olivares et al., 2007).

A pesar de que estos trabajos apoyan la fiabilidad y validez factorial del instrumento, los modelos factoriales emergentes en dos estudios previos (Olivares, Piqueras et al.,

2005; Olivares, Piqueras et al., 2004) mostraron modelos factoriales diferentes en cuanto al número de factores y los valores de las estimaciones de ajuste del modelo, revelando también falta de coincidencia en las puntuaciones según sexo y edad. Si bien esto puede ser debido a la diferente metodología estadística empleada en ambos estudios, estos hallazgos junto a la inexistencia de datos relativos al análisis de la equivalencia transcultural de la prueba, apuntan hacia la necesidad de un estudio de invarianza factorial o equivalencia de la estructura factorial de la EDAS. Según algunos autores, el análisis de la invarianza factorial es importante cuando se comparan grupos de sexo, edad, curso y/o cultura, con el fin de asegurar que las puntuaciones de los adolescentes en el constructo evaluado tienen el mismo significado para cada uno de los grupos comparados (Inglés et al., 2009; Inglés, Marzo et al., 2008). De esta manera, diversos investigadores han indicado que si la invarianza de una escala no puede ser establecida, entonces las diferencias entre los grupos analizados pueden ser interpretadas erróneamente ya que no se podría determinar si las diferencias halladas son debidas a diferencias "verdaderas" en el constructo evaluado o a respuestas psicométricas diferentes a los ítems de la escala (Cheung y Rensvold, 2002; Pedraza y Mungas, 2008).

Por ello, con el fin de contribuir a paliar este vacío, el objetivo del presente trabajo es estudiar la estructura e invarianza de medida de las versiones española y chilena de la EDAS en función del sexo y del país utilizando la técnica de análisis factorial multigrupo. Para ello se siguió un estudio instrumental (Montero y León, 2007) de acuerdo con lo indicado por Carretero-Dios y Pérez (2007).

Método

Participantes

Se empleó un muestreo de conveniencia. Se incluyeron dos grupos de participantes en este estudio, a los que nos referiremos de ahora en adelante como la muestra española y la muestra chilena ($N = 2150$).

La muestra española consistió en 1185 estudiantes de educación secundaria (E.S.O.) y Bachillerato. Fueron reclutados de diversas áreas geográficas de la Región de Murcia y la provincia de Alicante. Las edades de esta muestra oscilaron entre los 14 y los 17 años ($M = 15.49$; $DT = 1.10$): 24% tenían 14 años, 27.3% 15 años, 24.3% 16 años y 24.5% 17 años. El 51.2% eran hombres y el 48.8% mujeres. Las pruebas Chi-Cuadrado no revelaron diferencias en la distribución del sexo y la edad ($\chi^2(3, n = 1185) = 3.18, p = .36$). Todos los estudiantes participaron voluntariamente, y facilitaron consentimiento informado paterno por escrito que les permitiera participar. Los datos socioeconómicos revelaron que los adolescentes provenían de un rango amplio de niveles socioeconómicos.

La muestra chilena estuvo compuesta por 965 participantes de educación media (42% hombres y 58% mujeres) que asistían a colegios de enseñanza media. Fueron selecciona-

dos al azar de entre diferentes centros situados en la ciudad de Santiago de Chile. Las edades de la muestra chilena oscilaron entre los 14 y los 17 años ($M = 15.51$, $DT = 1.09$): 22.4% tenían 14 años, 28.1% 15 años, 25.4% 16 y 24.1% 17. Las pruebas χ^2 no revelaron diferencias en la distribución de sexo y edad ($\chi^2(3, n = 965) = 6.82$, $p = .08$). Todos los estudiantes participaron voluntariamente y aportaron un consentimiento informado paterno por escrito para poder participar.

Siguiendo lo sugerido por Bollen (1989) para los estudios de invarianza factorial en función de los grupos, en el presente estudio se procuró que las muestras tuvieran un tamaño similar. Asimismo, las muestras española y chilena fueron divididas por sexo y país.

Instrumentos

Escala para la Detección de Ansiedad Social (EDAS; Olivares y García-López, 1998). La EDAS se construyó a partir de un banco de ítems seleccionados por hacer referencia expresa a los criterios diagnósticos del DSM para la Fobia Social y por responder a la operacionalización propuesta por Lang (1968). En consecuencia, el cuestionario se diseñó de tal modo que sus dos primeros ítems tuvieran por objeto evaluar el componente cognitivo de la Fobia Social (criterio A; DSM-IV-TR; APA, 2000) y el resto se destinó tanto a la medida del miedo y la evitación (criterios B-D) como a la de la intensidad de la interferencia que la ansiedad social pudiera producir en el sujeto (criterio E). A continuación los ítems seleccionados se confrontaron y complementaron con el listado de las situaciones sociales más frecuentemente temidas por los sujetos. De este proceso resultó una colección de veintiséis ítems o elementos que son los que integran actualmente la versión de la EDAS; 2 de estos 26 ítems tienen un formato dicotómico (Si / No) y los 24 restantes se presentan bajo el formato de una escala de tipo Likert con cinco alternativas de respuesta (rango: 0-4; donde 0= nunca/ninguno/nada y 4= siempre/mucho/muchísimo, según dimensión, respectivamente) y tres dimensiones (evitación, nerviosismo/sobreactivación –malestar– e interferencia). Estos 24 ítems contienen situaciones sociales de relación o actuación que generalmente son temidas por los sujetos con Ansiedad/Fobia Social, por lo que son valorados de acuerdo con el grado de evitación, malestar e interferencia que ocasiona cada uno de ellos al sujeto; es la primera escala que evalúa la interferencia generada por la ansiedad social, con las implicaciones que de ello se derivan respecto del diagnóstico. Los dos primeros ítems tienen un carácter cualitativo y no son empleados para la obtención de las puntuaciones relativas ni a las subescalas ni a la puntuación total. Respecto a sus propiedades psicométricas, Olivares, Piqueras et al. (2004) y Olivares, Piqueras et al. (2005) hallaron una estructura bifactorial: Ansiedad Social (que incluía las subescalas de Evitación y Malestar) e Interferencia. La consistencia interna mediante alfa de Cronbach de estas subescalas fue alta (.89-.90 para Ansiedad y .88-.92 para Interferencia). Vera-

Villarroel, Olivares et al. (2007) hallaron en una muestra de adolescentes chilenos una estructura factorial de tres dimensiones, cuya consistencia interna mediante alfa de Cronbach fue de .80 para la Evitación, .84 para Malestar y .86 para Interferencia. Recientemente, Piqueras, Olivares et al. (2011) han replicado la estructura de tres factores independientes en población española, mostrándose las puntuaciones fiables en términos de consistencia interna mediante alfa de Cronbach, estables temporalmente y correlacionadas con medidas bien establecidas de ansiedad social. La prueba también ha mostrado su sensibilidad al cambio terapéutico en muestra clínica (vgr., Olivares, Rosa y Piqueras, 2005) y su utilidad y precisión como herramienta de detección/screening en términos de validez convergente y discriminante, sensibilidad y especificidad y validez predictiva (Piqueras, Olivares e Hidalgo, en prensa).

Procedimiento

Se llevó a cabo una entrevista con los directores y los jefes de los departamentos de orientación de los centros participantes para exponer los objetivos de la investigación, describir los instrumentos de evaluación, solicitar permiso y promover su colaboración. Previamente a la aplicación del cuestionario, se llevó a cabo la adaptación necesaria de la escala EDAS a la realidad social y cultural de la población adolescente chilena. La contextualización del instrumento fue realizada por los dos coautores chilenos de este trabajo, Vera-Villarroel y Kuhne, e implicó cambios mínimos (cambiar la palabra bar por “pub” dado el significado diferente que tiene esta palabra en la comunidad adolescente chilena), pero en cada país se aplicó la versión del EDAS pertinente. En ambos países se aplicó la prueba dentro del rango comprendido entre los 14 años y los 17, de forma colectiva (grupos de 25 estudiantes aproximadamente), procediéndose como sigue: entrega de los ejemplares, relleno de los apartados relativos a los datos de identificación y lectura en voz alta de las instrucciones, enfatizando la importancia de no dejar ninguna pregunta sin contestar. Finalmente se aclararon las dudas de los participantes, procurando no influir en sus respuestas. Los investigadores estuvieron presentes durante el desarrollo de la administración de la prueba tanto para proporcionar información cuando resultaba necesaria, como para verificar la respuesta correcta e independiente por parte de los sujetos y asegurarse de que los datos de identificación habían sido debidamente anotados. El tiempo medio de aplicación de la EDAS para el conjunto de los participantes fue de 16 minutos. Fueron eliminados aquellos cuestionarios que estaban incompletos o mal contestados.

Análisis estadísticos

Se llevaron a cabo análisis factoriales confirmatorios multigrupo (*MultiGroup Confirmatory Factor Analysis*, MGCFA; una extensión del Análisis Factorial Confirmatorio Simple en el marco del enfoque de los modelos de ecuaciones estructurales), utilizando el programa EQS 6.1 (Bentler, 2005; Byrne,

2006, 2008), para investigar la invarianza factorial o equivalencia (invarianza de forma e invarianza de medida) de la EDAS en función de los grupos por sexo en cada muestra y después en función de las muestras por país. El procedimiento multigrupo comprueba la invarianza de parámetros estimados de dos modelos anidados en función de los grupos. La utilización del MGCFA permite el examen de si los componentes de la escala operan como equivalentes en función de los grupos (Byrne, 2006, 2008).

En primer lugar, se estableció el modelo base para cada muestra (española y chilena). En segundo lugar, se combinaron los grupos (por ejemplo, hombres y mujeres españoles o adolescentes españoles y chilenos) para producir un modelo de medición básica sin restricciones de igualdad. A continuación se fijaron las cargas factoriales en función de los grupos para hacerlas equivalentes. Por último, se fijaron las cargas factoriales y las varianzas factoriales para que fueran equivalentes en función de los grupos.

Se empleó el método de Estimación de Máxima Verosimilitud Robusta (*Robust Maximum Likelihood Estimation*) para todos los análisis, ya que la distribución de los datos de nuestra muestra presentaba curtosis multivariada. Así, utilizamos la Chi-cuadrado escalada de Satorra-Bentler ajustada a la ausencia de normalidad ($SB\chi^2$) (Sattora y Bentler, 2001) y el Índice de Ajuste Comparativo Robusto (*Robust Comparative Fit Index*; RCFI). La $SB\chi^2$ funciona de forma adecuada consistentemente tanto en tamaños muestrales pequeños, como moderados y grandes, e investigadores diversos han recomendado su uso para datos multivariados no normales (Curran, West y Finch, 1996). De acuerdo con los criterios de Hu y Bentler (1999) y Dimitrov (2006) los índices de ajuste a tener en cuenta son: RCFI (*Robust Comparative Fit Index*; Índice de Ajuste Comparativo Robusto) superior a .90 y SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*; Error de Aproximación Cuadrático Medio) y RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*; Error cuadrado medio de aproximación) inferior a .06 (buen ajuste) o hasta .08 (ajuste razonable).

Finalmente, se hallaron datos sobre la consistencia interna (alfa de Cronbach) de las puntuaciones en las subescalas de la EDAS para muestras separadas divididas en base al sexo y el país utilizando el programa SPSS 15.0 (SPSS, 2006).

Resultados

Invarianza de forma

La estructura factorial de la EDAS fue analizada previamente en muestras adolescentes y chilenas; en estos estudios previos (Olivares, Piqueras et al., 2004; Olivares, Piqueras et al., 2005; Vera-Villarroel, Olivares et al., 2007) los modelos estructurales y la metodología utilizada fueron diferentes, en consecuencia en el presente estudio evaluamos el ajuste de nuestros datos al modelo unidimensional, al modelo de dos factores con interacciones hallado en Olivares, Piqueras et al.

(2004) y Olivares, Piqueras et al. (2005) y el modelo de tres dimensiones con y sin interacciones siguiendo los resultados de Vera-Villarroel, Olivares et al. (2007) y Piqueras, Olivares et al. (2011). Los valores de los índices de ajuste obtenidos distaron mucho de los requeridos tanto en el modelo unidimensional como en el de dos dimensiones con interacciones y el de tres dimensiones con interacciones ($GFI < .75$; $CFI < .70$ y $RMSEA > .10$), tanto en la muestra chilena como en la española. Sin embargo, los resultados indicaron un buen ajuste cuando se plantea que cada subescala de la EDAS se corresponde con un factor independiente mediante modelos unifactoriales para la muestra total (véase figura 1). Las cargas factoriales para las variables latentes de la EDAS en función de sexo y país se presentan en la Tabla 1.

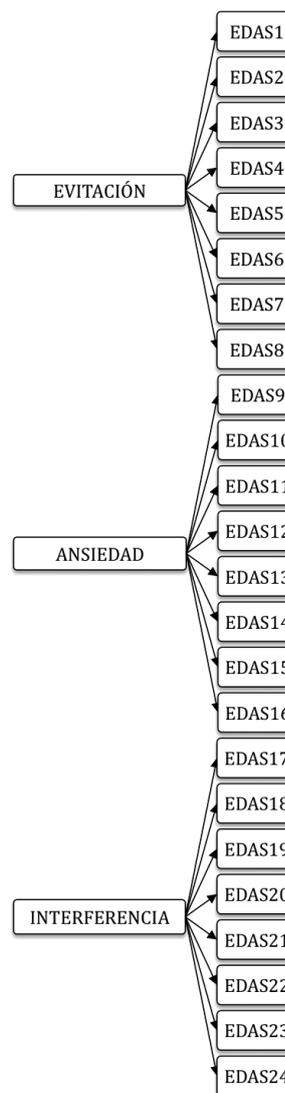


Figura 1. Modelos base de la Escala para la Detección de la Ansiedad Social para Adolescentes (EDAS) empleado en todos los grupos.

Tabla 1. Cargas factoriales para las variables latentes de la Escala para la Detección de la Ansiedad Social en Adolescentes (EDAS) en función de las muestras.

Factor e ítem	Española			Chilena		
	Chicos	Chicas	Total	Chicos	Chicas	Total
<i>Factor 1: Evitación</i>						
<i>¿Con qué frecuencia intentas evitar esta situación?</i>						
1. Iniciar una conversación	.57	.64	.60	.70	.55	.61
2. Mantener una conversación	.65	.65	.65	.75	.69	.71
3. Ir a fiestas o reuniones sociales	.63	.60	.61	.58	.64	.60
4. Hablar en público	.51	.53	.52	.49	.39	.43
5. Escribir, comer o beber delante de gente	.49	.45	.45	.50	.51	.51
6. Defender mis derechos ante otras personas	.50	.52	.51	.56	.55	.56
7. Relacionarme con figuras de autoridad (padres, profesores, personas mayores, etc.)	.43	.49	.45	.60	.50	.54
8. Relacionarme con personas del sexo opuesto	.54	.63	.58	.65	.67	.66
<i>Factor 2: Malestar</i>						
<i>¿Qué grado de nerviosismo te produce esta situación?</i>						
9. Iniciar una conversación	.70	.79	.75	.79	.73	.76
10. Mantener una conversación	.68	.73	.70	.72	.77	.75
11. Ir a fiestas o reuniones sociales	.69	.61	.65	.63	.67	.64
12. Hablar en público	.66	.63	.64	.63	.56	.59
13. Escribir, comer o beber delante de gente	.50	.46	.47	.50	.47	.49
14. Defender mis derechos ante otras personas	.64	.55	.60	.64	.52	.58
15. Relacionarme con figuras de autoridad (padres, profesores, personas mayores, etc.)	.52	.61	.57	.61	.47	.54
16. Relacionarme con personas del sexo opuesto	.61	.65	.62	.65	.68	.67
<i>Factor 3: Interferencia</i>						
<i>¿Cuánto ha interferido tu miedo o la evitación de esta situación en tu vida cotidiana?</i>						
17. Iniciar una conversación	.71	.69	.70	.69	.67	.67
18. Mantener una conversación	.76	.75	.76	.81	.75	.77
19. Ir a fiestas o reuniones sociales	.76	.76	.76	.64	.69	.67
20. Hablar en público	.65	.65	.65	.66	.56	.61
21. Escribir, comer o beber delante de gente	.63	.59	.60	.64	.64	.64
22. Defender mis derechos ante otras personas	.63	.62	.63	.70	.56	.62
23. Relacionarme con figuras de autoridad (padres, profesores, personas mayores, etc.)	.60	.68	.64	.69	.58	.63
24. Relacionarme con personas del sexo opuesto	.64	.69	.67	.73	.73	.73

El ajuste general de los modelos base para los chicos, chicas y la muestra total española, así como para la chilena, fue bueno. En todos los modelos los índices RMSEA, SRMR y RCFI se mostraron adecuados (véase Tabla 2).

Invarianza de medida en función del sexo en la muestra española

Ajuste general para chicos, chicas y muestra total española

En primer lugar, se contrastó un modelo base (M1) sin restricciones de igualdad o libre en función de las muestras de hombres y mujeres para el factor “Evitación”, revelando que el modelo tenía un ajuste adecuado a los datos con un RCFI mayor a .90 y valores menores a .06 para RMSEA y SRMR (ver tabla 3). Posteriormente, todas las cargas factoriales libres fueron fijadas en función de los dos grupos por sexo (M2), hallándose también un ajuste bueno de este modelo. Finalmente, se contrastó el modelo con las cargas y varianzas factoriales fijadas en función del sexo (M3). El test de diferencia $SB\chi^2$ ajustado entre los modelos M3-M2 indicó

que las cargas y varianzas factoriales eran equivalentes en función del sexo en nuestra muestra ($p = .99$), lo cual revela invarianza a nivel de cargas factoriales y varianzas.

En segundo lugar, se contrastó el modelo base (M1) para el factor “Malestar”, revelando que este modelo tenía un muy buen ajuste a los datos. Posteriormente, el modelo base con cargas factoriales fijadas (M2) también mostró un ajuste razonable, si bien la equivalencia no se cumplió ($p = .03$). No obstante, si se tiene en cuenta que el incremento del RCFI es de $-.006$, se podría decir que son equivalentes, al no superar el punto de corte .01 propuesto por Cheung y Rensvold (2002). Sin embargo el test de Lagrange propuso eliminar la equivalencia para el ítem 14 (“¿Qué grado de nerviosismo te produce defender tus derechos ante otras personas?”), lo cual lleva a contrastar el modelo M2b. El test de diferencias ajustadas $SB\chi^2$ entre este modelo con cargas factoriales fijadas sin la equivalencia del ítem 14 y el modelo base libre indicó que las cargas factoriales eran equivalentes en función del sexo en nuestra muestra ($p = .10$). Finalmente, las cargas y varianzas factoriales fueron fijadas en función del sexo (M3). El test de diferencia $SB\chi^2$ ajustado entre los modelos

M3-M2b indicó que las cargas y varianzas factoriales eran equivalentes en función del sexo en nuestra muestra ($p = .30$), por lo que se revela que existe invarianza a nivel de va-

rianzas entre factores y para las cargas factoriales, liberando la fijación del ítem 14.

Tabla 2. Índices de Bondad de Ajuste en el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) de los factores de la Escala para la Detección de Ansiedad Social en Adolescentes (EDAS) en función del sexo y el país.

	España			Chile		
	Chicos	Chicas	Total	Chicos	Chicas	Total
<i>Evitación</i>						
SB χ^2	51.28	48.19	82.86	4.20	7.45	9.60
N	558	545	1103	344	506	851
G1	20	20	20	20	20	20
P	.000	.000	.000	.004	.000	.000
RCFI	.943	.958	.948	.961	.909	.937
RMSEA	.053	.051	.053	.054	.075	.064
90% IC	(.035-.071)	(.033-.069)	(.042-.065)	(.029-.078)	(.057-.093)	(.051-.078)
SRMR	.042	.040	.038	.040	.500	.041
<i>Malestar</i>						
SB χ^2	23.84	5.52	59.06	3.15	42.98	57.77
N	558	545	1103	344	506	851
G1	20	20	20	20	20	20
P	.250	.000	.000	.674	.002	.000
RCFI	.995	.964	.976	.982	.967	.970
RMSEA	.040	.053	.042	.038	.048	.047
90% IC	(.020-.059)	(.035-.071)	(.030-.055)	(.000-.065)	(.027-.067)	(.033-.062)
SRMR	.026	.035	.028	.035	.038	.034
<i>Interferencia</i>						
SB χ^2	68.95	76.78	118.29	33.35	71.11	8.80
N	558	545	1103	344	506	851
G1	20	20	20	20	20	20
P	.000	.000	.000	.030	.000	.000
RCFI	.957	.943	.954	.98	.938	.959
RMSEA	.066	.072	.067	.044	.071	.060
90% IC	(.049-.083)	(.055-.089)	(.055-.078)	(.014-.070)	(.053-.089)	(.046-.073)
SRMR	.045	.041	.040	.038	.051	.041

Nota. SB χ^2 = Chi-cuadrado escalada de Satorra-Bentler ajustada a la no normalidad; RCFI = Índice de Ajuste Comparativo Robusto; RMSEA = Error Cuadrado Medio de Aproximación; IC = Intervalo de confianza; SRMR = Error de Aproximación Cuadrático Medio

En tercer lugar, se contrastó el modelo base (M1) para el factor “Interferencia”, revelando que tanto el modelo base como el modelo con cargas factoriales fijadas (M2) y el modelo con cargas y varianzas factoriales fijadas (M3) indicaron un ajuste razonable a los datos. Tanto el test de diferencia SB χ^2 ajustado entre los modelos M2-M1 como M3-M2 indicaron que las cargas y varianzas factoriales eran equivalentes en función del género en nuestra muestra ($p = .30$ y $.50$, respectivamente), por lo que los análisis apoyan la invarianza a nivel de cargas factoriales y varianzas entre factores (ver Tabla 3).

Invarianza de medida en función del sexo en la muestra chilena

Ajuste general para chicos, chicas y muestra total chilena

En primer lugar, se contrastó un modelo base libre (M1) para el factor Evitación en función de las muestras de hombres y mujeres, revelando que el modelo tenía un buen ajuste a los datos con un RCFI mayor a $.90$ y valores menores a $.06$ para RMSEA y SRMR (ver tabla 4). Posteriormente, el mo-

delo M2 también mostró un ajuste razonable, si bien la equivalencia no se cumplió ($p = .05$). Sin embargo, el incremento del RCFI fue negativo ($-.007$) y se podría considerar que son equivalentes, al no superar el punto de corte $.01$ (Cheung y Rensvold, 2002). En este sentido, el test de Lagrange propuso eliminar la equivalencia para el ítem 3 (“¿Con qué frecuencia intentas evitar ir a fiestas o reuniones sociales?”), lo cual llevó a obtener un modelo M2b. El test de diferencias ajustadas SB χ^2 entre este modelo con cargas factoriales fijadas sin la equivalencia del ítem 3 y el modelo base libre indicó que las cargas factoriales eran equivalentes en función del sexo en esta muestra ($p = .15$). Finalmente, el ajuste del modelo con cargas y varianzas factoriales fijadas (M3) también se mostró razonable. Además, el test de diferencias SB χ^2 ajustado entre los modelos M3-M2b indicó que las cargas y varianzas factoriales eran equivalentes en función del género ($p = .15$). Estos datos indican invarianza a nivel de varianzas entre factores y solo parcialmente para las cargas factoriales en función del sexo para la escala Evitación.

En segundo lugar, se contrastó el modelo base (M1) para el factor “Malestar”, hallando un buen ajuste a los datos. Posteriormente, el modelo base con las cargas factoriales fi-

jadas (M2) también mostró un ajuste razonable, si bien la equivalencia no se cumplió ($p = .005$). Sin embargo, el incremento del RCFI (.001) puede interpretarse como indicativo de que son equivalentes, al no superar el punto de corte .01 (Cheung y Rensvold, 2002). El test de Lagrange propuso eliminar la equivalencia para el ítem 15 (“¿Qué grado de nerviosismo te produce relacionarte con figuras de autoridad?”), resultando el modelo M2b que también mostró un ajuste adecuado. El test de diferencias ajustadas $SB\chi^2$ entre este modelo con cargas factoriales fijadas sin la equivalencia del ítem 15 y el modelo base libre indicó que las cargas factoriales no eran equivalentes en función del sexo en nuestra

muestra ($p = .05$). Nuevamente, el test de Lagrange propuso liberar la restricción del ítem anterior más el ítem 14 (“¿Qué grado de nerviosismo te produce defender tus derechos ante otras personas?”) y contrastar el nuevo modelo (M2c), obteniendo equivalencia en las cargas factoriales en función del sexo al comparar este modelo con el modelo base (M1) ($p = .15$). Finalmente, el modelo M3 indicó que las cargas y varianzas factoriales eran equivalentes en función del género en nuestra muestra ($p = .999$), por lo que los datos revelan invarianza a nivel de varianzas entre factores y parcialmente para las cargas factoriales.

Tabla 3. Invarianza de medida en función del sexo en España.

MODELO	$SB\chi^2$	gl	RCFI	RMSEA	SRMR	$\Delta SB\chi^2$	Δgl	P
<i>Factor Evitación</i>								
M1 (90% IC)	99.40	40	.951	.052 (.039-.065)	.041			
M2 (90% IC)	105.10	47	.952	.047 (.035-.059)	.045	4.34	7	.70
M3 (90% IC)	105.57	48	.953	.047 (.035-.059)	.045	0	1	.99
<i>Factor Malestar</i>								
M1 (90% IC)	72.50	40	.981	.038 (.024-.052)	.031			
M2 (90% IC)	88.79	47	.975	.040 (.027-.053)	.038	16.84	7	.03
M2b (90% IC)	83.14	46	.978	.038 (.025-.051)	.041	1.60	6	.10
M3 (90% IC)	84.24	47	.978	.038 (.024-.051)	.046	1.04	1	.30
<i>Factor Interferencia</i>								
M1 (90% IC)	145.50	40	.950	.069 (.057-.081)	.043			
M2 (90% IC)	156.39	47	.954	.065 (.054-.076)	.051	8.02	7	.30
M3 (90% IC)	157.63	48	.948	.064 (.053-.076)	.045	.0430	1	.50

Nota. $SB\chi^2$ = Chi-cuadrado escalada de Satorra-Bentler ajustada a la no normalidad; RCFI = Índice de Ajuste Comparativo Robusto; RMSEA = Error Cuadrado Medio de Aproximación; SRMR = Error de Aproximación Cuadrático Medio; $\Delta SB\chi^2$ = Diferencia ajustada $SB\chi^2$; M1 = modelo libre (básico); IC = Intervalo de confianza; M2 = M1 más cargas factoriales fijadas; M2b = M2 más cargas factoriales parcialmente fijadas (liberando ítem 14); M3 = M2b más cargas y varianzas factoriales fijadas.

Por último, se contrastó el modelo base libre (M1) para el factor Interferencia, hallándose un buen ajuste a los datos con un RCFI mayor a .90 y valores menores a .06 para SRMR y de .061 para RMSEA (ver tabla 4). El modelo con las cargas factoriales fijadas no mostró un ajuste adecuado ($p = .05$), si bien si se tiene en cuenta el incremento del RCFI (-.005) podría entenderse que son equivalentes (Cheung y Rensvold, 2002). Sin embargo el test de Lagrange propuso eliminar la equivalencia para el ítem 22 (“¿Cuánto ha interferido tu miedo y/o evitación a defender tus derechos ante otras personas en tu vida cotidiana?”). El test de diferencias ajustadas $SB\chi^2$ entre este modelo con cargas factoriales fija-

das sin la equivalencia del ítem 22 y el modelo base sin restricciones de igualdad indicó que las cargas factoriales eran equivalentes en función del sexo en esta muestra ($p = .10$). Finalmente, el modelo con cargas y varianzas factoriales fijadas en función del sexo (M3) mostró un buen ajuste, indicando el test de diferencias $SB\chi^2$ ajustado entre los modelos M3-M2b que las cargas y varianzas factoriales eran equivalentes en función del sexo ($p = .65$). Estos datos avalan la invarianza a nivel de varianzas entre factores y solo parcialmente para las cargas factoriales en función del sexo para la escala Interferencia.

Tabla 4. Invarianza de medida en función del sexo en Chile.

MODELO	SB χ^2	gl	RCFI	RMSEA	SRMR	Δ SB χ^2	Δ gl	P
<i>Factor Evitación</i>								
M1 (90% IC)	115.79	40	.933	.052 (.039-.065)	.045			
M2 (90% IC)	131.17	47	.926	.065 (.052-.078)	.045	14.34	7	.05
M2b (90% IC)	126.60	46	.929	.064 (.051-.078)	.053	9.23	6	.15
M3 (90% IC)	128.56	47	.928	.064 (.051-.077)	.062	1.93	1	.15
<i>Factor Malestar</i>								
M1 (90% IC)	73.32	40	.963	.044 (.028-.060)	.037			
M2 (90% IC)	92.27	47	.964	.048 (.033-.062)	.059	19.99	7	.005
M2b (90% IC)	86.66	46	.968	.046 (.031-.060)	.053	13.78	6	.05
M2c (90% IC)	81.40	45	.971	.044 (.028-.058)	.046	7.88	5	.15
M3 (90% IC)	81.35	46	.972	.043 (.027-.057)	.046	0	1	.99
<i>Factor Interferencia</i>								
M1 (90% IC)	103.49	40	.958	.061 (.047-.076)	.045			
M2 (90% IC)	117.84	47	.953	.060 (.046-.073)	.060	13.31	7	.05
M2b (90% IC)	114.59	46	.954	.059 (.046-.073)	.057	9.96	6	.10
M3 (90% IC)	115.33	47	.954	.059 (.045-.072)	.059	0.21	1	.65

Nota. SB χ^2 = Chi-cuadrado escalada de Satorra-Bentler ajustada a la no normalidad; RCFI = Índice de Ajuste Comparativo Robusto; RMSEA = Error Cuadrado Medio de Aproximación; SRMR = Error de Aproximación Cuadrático Medio; Δ SB χ^2 = Diferencia ajustada SB χ^2 ; M1 = modelo libre (básico); IC = Intervalo de confianza; M2 = M1 más cargas factoriales fijadas; M2b = M2 más cargas factoriales parcialmente fijadas (ítems liberados: Evitación = ítem 3; Ansiedad = ítem 15; Interferencia = ítem 22); M2c = M2b más cargas factoriales parcialmente fijadas (ítems liberados: Ansiedad = ítem 14 y 15); M3 = M2c más cargas y varianzas factoriales fijadas.

Invarianza de medida en función del país

Ajuste general muestra española y chilena

En primer lugar, se contrastó el modelo base (M1) en función de las muestras de españoles y chilenos para el factor Evitación, revelando un ajuste adecuado a los datos con un RCFI mayor a .90 y valores menores a .06 para RMSEA y SRMR (ver tabla 5). Posteriormente, las cargas factoriales fueron fijadas para que fueran equivalentes en función de los dos grupos por país (M2). El ajuste de este modelo fue también razonable, si bien la equivalencia no se cumplió, ya que la probabilidad fue .05. Teniendo en cuenta que el incremento del RCFI (CFI Robusto) fue menor a .01 (-.004), se podría afirmar que son equivalentes. El test de Lagrange propuso eliminar la equivalencia para el ítem 4 (“¿Con qué frecuencia intentas evitar (no hacer) hablar en público?”). El test de diferencias ajustadas SB χ^2 entre este modelo con cargas factoriales fijadas sin la equivalencia del ítem 4 y el modelo base libre indicó que las cargas factoriales eran equivalentes en función del país en nuestra muestra ($p = .40$). Finalmente, el modelo con las cargas y varianzas factoriales fijadas (M3) mostró solo un ajuste razonable. Además, el test de diferen-

cias SB χ^2 ajustado entre los modelos M3-M2b indicó que las cargas y varianzas factoriales no eran equivalentes en función del país en esta muestra ($p = .001$). Los datos indicaron por tanto invarianza a nivel de varianzas entre factores y solo parcialmente para las cargas factoriales para esta subescala. Sin embargo, el valor del Δ RCFI fue inferior a .01 (-.007), por lo que podría sugerirse que la invarianza parcial es aceptable en función del país.

En segundo lugar, el análisis de invarianza factorial en función del país para el segundo factor (Malestar) indicó que el modelo base libre M1 tenía un ajuste adecuado a los datos (RCFI superior a .90; valores menores a .06 para RMSEA y SRMR) (ver tabla 5). El ajuste del modelo con cargas factoriales fijadas también fue bueno (M2). El test de diferencias ajustadas SB χ^2 entre el modelo fijado y el modelo base indicó que las cargas factoriales eran equivalentes en función del país ($p = .85$). Finalmente, el modelo con las varianzas y las cargas factoriales fijadas (M3) también mostró un buen ajuste. Una vez más, el test de diferencia SB χ^2 ajustado entre los modelos M3-M2 indicó que las cargas factoriales y varianzas factoriales eran equivalentes en función del país en nuestra muestra ($p = .10$). Por tanto, podría sugerirse la invarianza en función del país para el segundo factor.

Por último, se realizó el análisis de invarianza factorial en función del país para el tercer factor (Interferencia). En primer lugar, se contrastó el modelo base en función de las muestras de españoles y chilenos (M1), revelando que tenía un ajuste adecuado a los datos con un RCFI próximo a .90 y valores próximos a .06 para RMSEA y por debajo en SRMR (ver tabla 5). En consecuencia, el modelo base se mostró relativamente aceptable en su ajuste a los datos. Posteriormente, todas las cargas factoriales libres fueron fijadas para ser equivalentes en función de los dos grupos (M2). El ajuste de

este modelo fue también razonable. El test de diferencias ajustadas $SB\chi^2$ entre el M1 y M2 indicó que las cargas factoriales eran equivalentes en función del país en nuestra muestra ($p = .40$). Finalmente, las cargas y varianzas factoriales fueron fijadas para ser equivalentes en función del país (M3). Una vez más, el test de diferencia $SB\chi^2$ ajustado entre los modelos M3-M2 indicó que las cargas y varianzas factoriales fueron equivalentes en función del país en nuestra muestra ($p = .90$). Por tanto, los datos apoyan la invarianza de medida en función del país.

Tabla 5. Invarianza de medida en función del país.

MODELO	$SB\chi^2$	gl	RCFI	RMSEA	SRMR	$\Delta SB\chi^2$	Δ gl	P
<i>Factor Evitación</i>								
M1 (90% IC)	173.52	40	.942	.058 (.050-.067)	.040			
M2 (90% IC)	19.58	47	.938	.056 (.048-.064)	.047	14.87	7	.05
M2b (90% IC)	182.31	46	.941	.055 (.047-.063)	.043	6.07	6	.40
M3 (90% IC)	199.77	47	.934	.058 (.050-.066)	.076	16.18	1	.001
<i>Factor Malestar</i>								
M1 (90% IC)	116.84	40	.973	.054 (.035-.054)	.031			
M2 (90% IC)	13.34	47	.971	.043 (.034-.051)	.038	3.29	7	.85
M3 (90% IC)	132.53	48	.971	.043 (.034-.051)	.046	2.13	1	.10
<i>Factor Interferencia</i>								
M1 (90% IC)	198.12	40	.956	.064 (.055-.072)	.040			
M2 (90% IC)	211.65	47	.954	.060 (.052-.060)	.045	7.49	7	.40
M3 (90% IC)	212.84	48	.954	.059 (.051-.067)	.045	0.010	1	.90

Nota. $SB\chi^2$ = Chi-cuadrado escalada de Satorra-Bentler ajustada a la no normalidad; RCFI = Índice de Ajuste Comparativo Robusto; RMSEA = Error Cuadrado Medio de Aproximación; SRMR = Error de Aproximación Cuadrático Medio; $\Delta SB\chi^2$ = Diferencia ajustada $SB\chi^2$; M1 = modelo libre (básico); IC = Intervalo de confianza; M2 = M1 más cargas factoriales fijadas; M2b = M2 más cargas factoriales parcialmente fijadas (ítems liberados: Evitación = ítem 4); M3 = M2b más cargas factoriales parcialmente fijadas.

Estimación de la consistencia interna

Los coeficientes alfa de Cronbach para la muestra española fueron de .77 (Evitación), .83 (Malestar) y .87 (Interferencia). Los coeficientes de consistencia interna en la muestra de hombres españoles fueron .76 (Evitación), .83 (Ansiedad) y .87 (Interferencia). La consistencia interna en la muestra de mujeres españolas fue .78 (Evitación), .83 (Malestar) y .87 (Interferencia).

Los valores alpha de Cronbach para la muestra chilena fueron 0.80, 0.83 y 0.86 para Evitación, Malestar e Interferencia, respectivamente. Los coeficientes de consistencia interna en la muestra de hombres chilenos fueron .82, .85 y .88 para estas mismas escalas, respectivamente, mientras que para las mujeres los valores fueron .78, .82 y .85, respectivamente.

Discusión

Los estudios transculturales interesados por la ansiedad social y la cultura suelen analizar si se da invarianza factorial de las puntuaciones en las pruebas en función de diferentes colectivos. Se persigue contrastar si las dimensiones de ansiedad social son universales o culturalmente específicas. La respuesta a esta cuestión tiene implicaciones prácticas, tales como avalar si los cuestionarios desarrollados en una cultura pueden ser válidamente aplicados con objetivos de evaluación o predicción en otra cultura o país (Inglés, Marzo et al., 2008). El modo de lograr comparaciones válidas en investigación transcultural es mediante la obtención de datos de evidencia de la equivalencia de constructos en función de grupos étnicos y/o países diferentes y en función del sexo en cada contexto cultural.

El objetivo del presente estudio fue examinar la estructura factorial y la invarianza de la aplicación española y chilena

de la Escala para la Detección de la Ansiedad Social (EDAS) en función de los grupos de adolescentes por sexo y país. En general, los datos apoyaron la equivalencia de la estructura factorial del EDAS en función del sexo y el país en adolescentes españoles y chilenos. Dicha equivalencia fue apoyada por los datos de invarianza de forma e invarianza de medida en función del sexo y el país y la consistencia interna mediante alfa de Cronbach hallados en nuestro estudio.

En primer lugar, los análisis factoriales confirmatorios multigrupo mostraron que los datos en función del sexo en cada muestra (española y chilena) y en la muestra total se ajustaron adecuadamente a los modelos de medición unidimensionales, lo que indica evidencia a favor de la invarianza de forma. Esta estructura factorial muestra cada una de las subescalas (evitación, malestar e interferencia) como dimensiones independientes representativas de tres aspectos de la ansiedad social, tanto en la muestra española como en la muestra chilena. Así, los datos del estudio sugieren que en cada una de las subescalas del EDAS aparece una dimensión independiente. Nuestros datos son coherentes con los hallados por Piqueras, Olivares et al. (2011) en población española y por Vera-Villaruel, Olivares et al. (2007) en población chilena. Éstos últimos afirman en su estudio que la dimensión emergente en cada subescala era representativa del mismo constructo “ansiedad social”, siendo las subescalas diferentes modos de afectación del mismo problema. Concluían igualmente, que esto llevaba a plantear la posibilidad de que, al ser utilizado como un instrumento de detección, se podría aplicar una sola subescala en vez de las tres, cuando lo que pretendiéramos fuera ahorrar tiempo en la selección de los sujetos con fobia social. Por otra parte, nuestros datos son coherentes con los hallazgos de Olivares, García-López, Hidalgo y Caballo (2004) que encontraron que algunas de las medidas de la ansiedad social más importantes, tales como el *Social Phobia and Anxiety Inventory* (SPAI, Turner, Beidel, Dancu y Stanley, 1989), la *Social Anxiety Scale for Adolescents* (SAS-A, La Greca y Lopez, 1998), etc. en adolescentes se mostraban invariantes en función de diferentes muestras y que cada una de estas escalas abarcaba una dimensión específica (cognitiva, conductual o somática), apoyando la existencia de un factor de orden superior denominado ansiedad social común a todas estas pruebas. Otros estudios recientes también coinciden en señalar la necesidad de analizar la ansiedad social adolescente en base a dimensiones sintomatológicas específicas (interacciones sociales, actuación social, respuestas cognitivas, psicofisiológicas y motoras) más que atendiendo al constructo general “ansiedad social” (Inglés et al., 2010).

En segundo lugar, los análisis MGCFA también mostraron invarianza de cargas factoriales y varianzas factoriales en función del sexo en la muestra española en las tres subescalas, con la excepción de un ítem no equivalente (“¿Qué grado de nerviosismo te produce defender tus derechos ante otras personas?”) en la escala Malestar. En consecuencia, la invarianza de medida para las subescalas/factores Evitación e Interferencia es adecuada, mientras que la invarianza par-

cial de la escala Malestar puede considerarse aceptable, habida cuenta la consistencia en los índices de ajuste (sin cambio o con mínima pérdida de ajuste) entre el modelo base sin restricciones y el modelo parcialmente restringido (Cheung y Rensvold, 2002).

En tercer lugar, las pruebas de invarianza factorial revelaron la presencia de invarianza total en función de las cargas factoriales y varianzas factoriales en función del sexo en la muestra chilena en los tres factores, con la excepción de un ítem no equivalente en la subescala/factor Evitación (ítem 3 “¿Con qué frecuencia intentas evitar ir a fiestas o reuniones sociales?”), dos ítems no equivalentes en el factor Ansiedad (ítem 14 “¿Qué grado de nerviosismo te produce defender tus derechos ante otras personas?” e ítem 15 “¿Qué grado de nerviosismo te produce relacionarte con figuras de autoridad?”) y un ítem no equivalente en el factor Interferencia (ítem 22 “¿Cuánto ha interferido tu miedo y/o evitación a defender tus derechos ante otras personas en tu vida cotidiana?”). Aún teniendo en cuenta la no equivalencia de estos ítems, la invarianza de medida parcial de los factores/subescalas Evitación, Malestar e Interferencia puede considerarse aceptable, habida cuenta la consistencia en los índices de ajuste (sin cambio o con mínima pérdida de ajuste) entre el modelo general sin restricciones y los modelos parcialmente restringidos (Cheung y Rensvold, 2002).

En cuarto lugar, los análisis mostraron tanto invarianza de cargas factoriales como de varianzas factoriales en función del país de los participantes, en los factores/subescalas Malestar e Interferencia. Sin embargo, la invarianza solo fue parcial para la Evitación, ya que hubo un ítem no equivalente en Evitación (Ítem 4 “¿Con qué frecuencia intentas evitar hablar en público?”) y las varianzas factoriales en función de los dos grupos no fueron equivalentes. No obstante, algunos autores, han señalado que la equivalencia de las varianzas factoriales no es la más importante para establecer la validez de constructo (Byrne, 2006, 2008).

En general, nuestros datos relativos a la invarianza de forma y medida en función del sexo y el país son consistentes con los datos hallados por Inglés, Marzo et al. (2008) que hallaron invarianza parcial para un cuestionario sobre dificultades interpersonales en adolescentes en función del sexo, en muestras españolas y chinas, y entre estos grupos étnicos. También son coherentes con los datos de Varela et al. (2008), que hallaron equivalencia/invarianza de medida en función del grupo étnico (norteamericanos de origen europeo, norteamericanos hispanos y mexicanos) para tres cuestionarios de sintomatología ansiosa de uso muy extendido (*Revised Children's Manifest Anxiety Scale*, RCMAS, Reynolds y Richmond, 1985; *Multidimensional Anxiety Scale for Children*, MASC, March, Parker, Sullivan, Stallings y Connors, 1997; y *Fear Survey Schedule for Children-Revised*, FSSC-R, Ollendick, 1983).

Por último, respecto a las estimaciones de consistencia interna de las puntuaciones en Evitación, Malestar e Interferencia, los coeficientes alfa de Cronbach fueron entre moderados y altos (.76-.88) en las muestras española y chilena, lo

cual indica una alta consistencia interna. Los datos son consistentes con los dos estudios previos realizados con la EDAS, los cuales indicaron valores entre .80 y .89 para las diferentes escalas (Olivares, Piqueras et al., 2005; Olivares, Piqueras et al., 2004; Vera-Villarroel, Olivares et al., 2007) y son coherentes también con los hallados en otros autoinformes que evalúan ansiedad social o fobia social, los cuales varían desde .86 y .96 para el *Social Interaction Anxiety Scale* y el *Social Phobia Scale* (SIAS y SPS; Mattick y Clarke, 1998), la subescala de Fobia Social del SPAI, y la puntuación total de la SAS-A (García-López et al., 2003; Olivares, Ruiz et al., 2005).

No obstante, nuestro trabajo no está libre de algunas limitaciones. Así, se hallaron algunos ítems que no se mostraron equivalentes en las diferentes muestras. En consecuencia, en futuras investigaciones se debería examinar si los escasos ítems del EDAS que no resultaron equivalentes presentan un funcionamiento diferente para los hombres y las mujeres españoles y chilenos durante la adolescencia. Más concretamente, sería necesario prestar especial atención al ítem 14 (“¿Qué grado de nerviosismo te produce defender tus derechos ante otras personas?”) que no se mostró equivalente en ninguna de las dos muestras. Respecto a la invarianza en función del país, también debería ser estudiado si el ítem no equivalente y el factor Evitación (no equivalente a nivel de varianzas factoriales) funcionan en general de forma diferente en muestras de adolescentes españoles y chilenos.

Los futuros estudios también deberían continuar examinando la estructura factorial de la escala, habida cuenta nuestros resultados que indican una estructura de tres factores independientes (dimensiones sintomáticas o factores específicos: evitación, nerviosismo/sobreactivación –malestar– e interferencia). Una posible explicación respecto a la estructu-

ra factorial obtenida es que el formato específico de presentación de la prueba podría estar mediatizando las respuestas en el sentido de agrupar “artificialmente” las dimensiones y esta cuestión debería ser estudiada en futuras investigaciones. También parece necesario precisar que los análisis de este estudio se limitan al establecimiento de la invarianza de forma y medición de la EDAS en función de muestras de adolescentes de dos países (España y Chile). Por tanto, nuestros hallazgos deben ser interpretados con precaución, se deben continuar estudiando las propiedades de la EDAS en muestras más amplias y tratar de replicar estos resultados en más grupos étnicos de diferentes países. A pesar de estas limitaciones y consideraciones, este estudio aporta datos valiosos sobre la calidad de la EDAS en la evaluación transcultural de la ansiedad social en la adolescencia. En resumen, este estudio fue capaz de confirmar que la estructura factorial de la EDAS es similar en función de los grupos de sexo en España y Chile, y parcialmente similar (excepto para la subescala Evitación) en función de los adolescentes españoles y chilenos. Incluso en este último caso, aunque el uso de la EDAS puede no ser completamente apropiado para hacer comparaciones directas entre adolescentes de diferentes culturas, esta subescala puede ofrecer información valiosa y útil sobre las conductas de evitación social.

Agradecimientos.- Esta investigación fue realizada gracias a las ayudas del Ministerio de Educación y Ciencia (SEJ2004-01471/PSIC) y la Fundación Séneca de la Región de Murcia (01116/FPI/03). La preparación de este artículo fue realizada gracias a una beca de la Fundación Carolina concedida al primer autor para realizar una estancia de investigación en la Escuela de Psicología de la Universidad de Santiago de Chile.

Referencias

- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (text revision)*. Washington, DC: Author.
- Bentler, P. (2005). *EQS 6.1: Structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bollen, K. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS: Basics concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: a walk through the process. *Psicothema*, 2, 872-882.
- Caballo, V. E., González, S., Alonso, V. y Irurtia, M. J. (2007). El "Cuestionario de interacción social para niños" (CISO-N): un nuevo instrumento para la evaluación de la ansiedad social en niño. *Psicología Conductual*, 1, 77-93.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Arias, B., Irurtia, M. J., Calderero, M. y equipo de Investigación CISO-A España (2010). Validación del "Cuestionario de ansiedad social para adultos (CASO-A30) en universitarios españoles: similitudes y diferencias entre comunidades y carreras universitarias. *Psicología Conductual*, 18, 5-34.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B., Hofmann, S. G. y the CISO-A Research Team (2008). Social anxiety in 18 nations: sex and age differences. *Psicología Conductual*, 16, 163-187.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B., Hofmann, S. G. y equipo de investigación CISO-A (2010). Measuring social anxiety in 11 countries: development and validation of the Social Anxiety Questionnaire for Adults. *European Journal of Psychological Assessment*, 26, 95-107.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Chavira, D. A., Stein, M. B., Bailey, K. y Stein, M. T. (2004). Comorbidity of generalized social anxiety disorder and depression in a pediatric primary care sample. *Journal of Affective Disorders*, 8, 163-171.
- Cheung, G. y Rensvold, R. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Curran, P., West, S. y Finch, J. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16-29.
- Dimitrov, D. M. (2006). Comparing groups on latent variables: a structural equation modeling approach. *Work*, 26, 429-436.
- García-López, L. J., Hidalgo, M. D., Beidel, D. C., Olivares, J. y Turner, S. (2008). Brief form of the social Phobia and Anxiety Inventory (SPAI-B) for adolescents. *European Journal of Psychological Assessment*, 24, 150-156.
- García-López, L. J., Olivares, J. y Vera-Villarroel, P. (2003). Revisión de instrumentos de evaluación de la fobia social validados para población de habla española. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 35, 151-160.
- García-López, L. J., Piqueras, J. A., Díaz-Castela, M. M. e Inglés, C. J. (2008). Trastorno de ansiedad social en la infancia y adolescencia: Estado actual, avances recientes y líneas futuras. *Psicología Conductual*, 3, 501-533.

- Hu, L. y Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Inglés, C. J., Benavides, G., Redondo, J., García-Fernández, J. M., Ruiz-Esteban, C., Estévez, C. y Huescar, E. (2009). Conducta prosocial y rendimiento académico en estudiantes españoles de Educación Secundaria Obligatoria. *Anales de Psicología*, 25, 93-101.
- Inglés, C. J., Martínez-Monteagudo, M. C., Delgado, B., Torregrosa, M. S., Redondo, J., Benavides, G., García-Fernández, J. M. y García-López, L. J. (2008). Prevalencia de la conducta agresiva, conducta prosocial y ansiedad social en una muestra de adolescentes españoles: Un estudio comparativo. *Infancia y aprendizaje*, 31, 449-461.
- Inglés, C. J., Marzo, J. C., Hidalgo, M. D., Zhou, X. y García-Fernández, J. M. (2008). Factorial Invariance of the Questionnaire About Interpersonal Difficulties for Adolescents Across Spanish and Chinese Adolescent Samples. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 41, 89-103.
- Inglés, C. J., Piqueras, J. A., García-Fernández, J. M., García-López, L. J., Delgado, B. y Ruiz-Esteban, C. (2010). Diferencias de género y edad en respuestas cognitivas, psicofisiológicas y motoras de ansiedad social en la adolescencia. *Psicothema*, 22, 376-381.
- Kearny, C. (2005). *Social anxiety and social phobia in youth. Characteristics, assessment, and psychological treatment*. New York, NY: Springer.
- La Greca, A. M. y Lopez, N. (1998). Social anxiety among adolescents: linkages with peer relations and friendships. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 26, 83-94.
- Lang, P. (1968). Fear reduction and fear behavior: Problems in treating a construct. In J. Shlien (Ed.), *Research in psychotherapy* (Vol. 3, pp. 90-102). Washington, DC: American Psychological Association.
- March, J. S., Parker, J. D., Sullivan, K., Stallings, P. y Connors, C. K. (1997). The Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC): factor structure, reliability, and validity. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 36, 554-565.
- Mattick, R. P. y Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 455-470.
- Montero, I. y León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Olivares, J. (2009). Evaluación y tratamiento de la fobia social en población infanto-juvenil de los países de habla española y portuguesa. *Anuario de Psicología*, 4, 7-21.
- Olivares, J. y García-López, L. J. (1998). *Escala para la Detección de la Ansiedad Social*. Murcia: Universidad de Murcia (no publicado).
- Olivares, J., García-López, L. J., Hidalgo, M. D. y Caballo, V. E. (2004). Relationships Among Social Anxiety Measures and Their Invariance: A Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Psychological Assessment*, 2, 172-179.
- Olivares, J., Piqueras, J. A. y García-López, L. J. (2005). Escala para la Detección de la Ansiedad Social. En P. Vera-Villarroel y L. Oblitas (Eds.), *Manual de Escalas y Cuestionarios Iberoamericanos en Psicología Clínica y de la Salud*. Bogotá DC: Editorial PSICOM Editores.
- Olivares, J., Piqueras, J. A. y Rosa, A. I. (2006). Características sociodemográficas y psicológicas de la fobia social en adolescentes. *Psicothema*, 18, 207-212.
- Olivares, J., Piqueras, J. A. y Sánchez-García, R. (2004). Escala para la Detección de la Ansiedad Social (EDAS): Estructura factorial y fiabilidad en una muestra de adolescente entre 14 y 18 años. *Psicología Conductual*, 12, 251-268.
- Olivares, J., Rosa, A. I. y Piqueras, J. A. (2005). Detección temprana y tratamiento de adolescentes con fobia social generalizada. *Psicothema*, 17, 1-8.
- Olivares, J., Ruiz, J., Hidalgo, M. D., García-Lopez, L. J., Rosa, A. I. y Piqueras, J. A. (2005). Social Anxiety Scale for Adolescents (SAS-A): psychometric properties in a Spanish-speaking population. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 85-97.
- Olivares, J., Sánchez-García, R. y López-Pina, J. A. (2009). The Liebowitz Social Anxiety Scale for Children and Adolescents. *Psicothema*, 21, 486-491.
- Olivares, J., Vera-Villarroel, P. E., Arriagada, D., Jorquera, D., Canales, R., Rosa-Alcázar, A. I., y López-Pina, J. A. (2009). Primeros resultados de la adaptación del Inventario de Ansiedad y Fobia Social en niños chilenos. *Anuario de Psicología*, 4, 63-74.
- Olivares, J., Vera-Villarroel, P. Rosa-Alcázar, A. I., Kuhne, W., Montesinos, L. y López-Pina, J. A. (2010). The Social Phobia and Anxiety Inventory: First Results of the Reliability and Structural Validity in Chilean Adolescents. *Universitas Psychologica*, 9, 149-160.
- Olivares-Olivares, P. J., Rosa, A. I. y Olivares, J. (2007). Validez Social de la Intervención en Adolescentes con Fobia Social: Padres frente a Profesores. *Terapia Psicológica*, 25, 63-71.
- Ollendick, T. H. (1983). Reliability and validity of the Revised Fear Survey Schedule for Children (FSSC-R). *Behavior Research and Therapy*, 21, 685-692.
- Pedraza, O. y Mungas, D. (2008). Measurement in cross-cultural neuropsychology. *Neuropsychology Review*, 18, 184-193.
- Piqueras, J. A., Olivares, J. e Hidalgo, M. D. (en prensa). Screening utility of the Social Anxiety Screening Scale in Spanish speaking adolescents. *The Spanish Journal of Psychology*, en prensa.
- Piqueras, J. A., Olivares, J. y López-Pina, J. A. (2008). A new proposal for the subtypes of Social Phobia in a sample of Spanish adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 22, 67-77.
- Piqueras, J. A., Olivares, J., Vera-Villarroel, P., Hidalgo, M. D. y Marzo, J. C. (2011). Psychometric update of the Social Anxiety Screening Scale (EDAS) in a Spanish adolescent population. *The Spanish Journal of Psychology*, 14, 977-989.
- Reynolds, C. R. y Richmond, B. O. (1985). *Revised Children's Manifest Anxiety Scale*. RCMAS Manual. Los Angeles: Western Psychological Services.
- Rosa, A. I., Olivares, J. y Olivares-Olivares, P. J. (2007). El Papel de la Planificación de la Interacción en el Tratamiento de Adolescentes con Fobia Social Generalizada. *Terapia Psicológica*, 25, 205-212.
- Sánchez-García, R. y Olivares, J. (2009). Effectiveness of a program for early detection/intervention in children/adolescents with generalized social phobia. *Anales de Psicología*, 25, 241-249.
- Sánchez-Meca, J., Rosa, A. I. y Olivares, J. (2004). El tratamiento de la fobia social específica y generalizada en Europa: Un estudio meta-analítico. *Anales de Psicología*, 20, 55-68.
- Sattora, A. y Bentler, P. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514.
- SPSS (2006). *Statistical Package for Social Sciences for Windows. Version 15*. Chicago, IL: SPSS Inc.
- 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: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1, 35-40.
- Varela, R. E., Sánchez-Sosa, J. J., Biggs, B. K. y Luis, T. M. (2008). Anxiety Symptoms and fears in Hispanic and European American Children: Cross-Cultural Measurement Equivalence. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 3, 132-145.
- Vera-Villarroel, P., Celis-Atenas, K., Córdova-Rubio, N., Buela-Casal, G. y Spielberger, C. D. (2007). Preliminary Analysis and Normative Data of the State-Trait Anxiety Inventory (STAI) in Adolescent and Adults of Santiago, Chile. *Terapia Psicológica*, 25, 155-162.
- Vera-Villarroel, P., Olivares, J., Kuhne, W., Rosa, A. I., Santibáñez, C. y López-Pina, J. A. (2007). Propiedades psicométricas de la Escala para la Detección de la Ansiedad Social (EDAS) en una muestra de adolescentes chilenos. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 795-806.
- Zubeidat, I., Salinas, J. M., Sierra, J. C. y Fernandez-Parra, A. (2007). Psychometric properties of the Social Interaction Anxiety Scale and separation criterion between Spanish youths with and without subtypes of social anxiety. *Journal of Anxiety Disorders*, 21, 603-624.

(Artículo recibido: 19-07-2010; revisión: 31-05-2011; aceptado: 06-06-2011)