



ORIGINAL

Validez de constructo y fiabilidad del «Cuestionario de ansiedad social para adultos» (CASO) en Colombia



Isabel C. Salazar^{a,*}, Vicente E. Caballo^b, Benito Arias^c
y Equipo de Investigación CISO-A Colombia[◊]

^a Centro de Psicología Clínica FUNVECA, Granada, España

^b Universidad de Granada, Granada, España

^c Universidad de Valladolid, Valladolid, España

Recibido el 4 de marzo de 2015; aceptado el 27 de julio de 2015

Disponible en Internet el 4 de diciembre de 2015

PALABRAS CLAVE

Ansiedad social;
Cuestionario;
Evaluación;
Validez;
Fiabilidad.

Resumen El «Cuestionario de ansiedad social para adultos» (CASO) es una medida de autoinforme desarrollada para los países de habla española y portuguesa. El objetivo de este estudio fue analizar la validez de constructo y la fiabilidad del CASO en Colombia. Participaron 5477 personas de la población general contestando el CASO y la «Escala de ansiedad social de Liebowitz-versión de autoinforme» (LSAS-SR). El análisis paralelo y el análisis factorial exploratorio del CASO arrojaron una solución de cinco factores (hablar en público/interacción con personas de autoridad; quedar en evidencia o en ridículo; expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado; interacción con el sexo opuesto e interacción con desconocidos), que explicaban el 53.44% de la varianza. El análisis factorial confirmatorio mostró que el modelo de cinco factores correlacionados era el modelo con mejor ajuste. Las correlaciones entre la puntuación total del CASO y las subescalas y la puntuación total de la LSAS-SR fueron de moderadas a altas ($0.53 \leq r \leq 0.64$). La fiabilidad y la consistencia interna de la puntuación total del CASO fueron de 0.91 y 0.93, respectivamente, y para las dimensiones estuvieron entre 0.74 y 0.84. Estos resultados permiten concluir que el CASO es una medida válida y fiable para medir la ansiedad social en la población colombiana.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: salazar_isabel@hotmail.com (I.C. Salazar).

◊ Los nombres de los componentes del Equipo de Investigación CISO-A Colombia están relacionados en el anexo.

KEYWORDS
Social anxiety;
Questionnaire;
Assessment;
Validity;
Reliability.**Construct validity and reliability of the "Social Anxiety Questionnaire for adults" (SAQ) in Colombia**

Abstract The Social Anxiety Questionnaire for adults (SAQ) is a self-report measurement tool developed for Portuguese and Spanish-speaking countries. The aim of this study was to examine the construct validity and reliability of the SAQ in Colombia. A total of 5477 people from the general population answered the SAQ and the Liebowitz Social Anxiety Scale, Self-Report version (LSAS-SR). The parallel and exploratory factor analysis of the SAQ yielded a five-factor solution with, speaking in public/talking with people in authority; criticism and embarrassment; assertive expression of annoyance, disgust, or displeasure; interaction with the opposite sex, and interactions with strangers, explaining 53.44% of variance. Confirmatory factor analysis showed that the five correlated factors model was the best fitted model. Correlations between the total score of the SAQ and total score of the LSAS-SR and its subscales were from moderate to high ($0.53 \leq r \leq 0.64$). The reliability and internal consistency for the total score and dimensions of the SAQ were 0.91 and 0.93, respectively, and for the dimensions were between 0.74 and 0.84. These results suggest that the SAQ is a valid and reliable measurement tool for the Colombian population.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

El trastorno de ansiedad social (fobia social) se define como un «temor o ansiedad intensos en una o más situaciones sociales en las que el individuo está expuesto al posible escrutinio por parte de otras personas» (American Psychiatric Association, 2013, p. 202) y sus efectos sobre la vida del individuo van desde una evitación de determinadas situaciones sociales (p. ej., actuar en público, hablar con desconocidos, interactuar con alguien que les gusta, etc.) hasta una incapacidad casi total (Caballo, Salazar, García-López & Irurtia, 2014). A pesar de que la entrevista es el método de evaluación por excelencia y que se dispone de algunas con fines diagnósticos, como la «Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV» (SCID-I; First, Spitzer, Gibbon & Williams, 1999), estas son de escasa utilización en países latinoamericanos debido a sus altos costes y recursos (p. ej., requiere entrenamiento para su utilización). Como alternativa complementaria es habitual utilizar medidas de autoinforme (cuestionarios, inventarios o escalas). Algunas de las más utilizadas para la evaluación de la ansiedad/fobia social son el «Inventario de ansiedad y fobia social» (Social Phobia and Anxiety Inventory [SPAI]; Turner, Beidel, Dancu & Stanley, 1989), la «Escala de ansiedad social de Liebowitz-versión de autoinforme» (Liebowitz Social Anxiety Scale Self-Report [LSAS-SR]; Liebowitz, 1987), el «Inventario de fobia social» (Social Phobia Inventory [SPIN]; Connor et al., 2000), la «Escala de fobia social» (Social Phobia Scale [SPS]) y la «Escala de ansiedad en la interacción social» (Social Interaction Anxiety Scale [SIAS]), ambas de Mattick y Clarke (1998).

Pese a la cantidad de opciones que tendríamos para evaluar la ansiedad/fobia social nos encontramos con varias limitaciones importantes. Una es que estas medidas son de origen anglosajón y carecen de adaptaciones adecuadas que las conviertan en instrumentos ecológicamente fiables y válidos. Aunque dichos instrumentos

pueden proporcionarnos información sobre los temores sociales, la sintomatología del trastorno o el grado de evitación de las situaciones, corremos el riesgo de que sean negligentes con situaciones sociales relevantes para las personas de los países no angloparlantes (p. ej., interacción con personas que les atraen) o que incluyan situaciones irrelevantes (p. ej., utilizar un baño público), creando de este modo un vacío importante para la valoración de la ansiedad/fobia social (Caballo, Salazar, Irurtia, et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia, Arias & Hofmann, 2012; Caballo, Salazar, Irurtia, Arias & Nobre, 2013).

Otra dificultad es la forma de calificar y, sobre todo, de interpretar los resultados de estos autoinformes. Generalmente se obtiene una puntuación total y, a partir de un punto de corte establecido, se realiza una criba (screening) para determinar quién tiene problemas de ansiedad social. La obtención de una única puntuación para la ansiedad social aumenta el riesgo de tener tanto falsos negativos como falsos positivos y no aporta información útil para el tratamiento. Los cuestionarios clásicos tienen, en general, una mayor cantidad de ítems relacionados con hablar en público o interacción con figuras de autoridad y muy pocos de interacción con el sexo opuesto. Supongamos que a un cuestionario de estos responde un sujeto que experimenta niveles bajos o moderados de ansiedad en las situaciones de hablar en público, pero que teme de forma elevada interaccionar con personas que le atraen. ¿Qué pasaría con esta persona si dicho cuestionario es utilizado como herramienta de cribado para ofrecer, posteriormente, tratamiento a personas con ansiedad social? En caso de que superara la criba, ¿qué información útil tendría el clínico respecto a este sujeto a partir de la puntuación obtenida? Está claro que una puntuación global no permite obtener información específica sobre la naturaleza de los temores sociales y no aporta mucho al tratamiento.

Como tercera dificultad está la validez factorial de las medidas de autoinforme. Distintos estudios informan sobre una amplia gama de factores que forman la estructura de los cuestionarios y una diversificación de los ítems que componen cada factor. El SPAI, por ejemplo, tiene soluciones de dos, cinco y seis factores (Baños, Botella, Quero & Medina, 2007; Caballo et al., 2013; Osman, Barrios, Aukes & Osman, 1995; Turner, Standley, Beidel & Bond, 1989); la LSAS-SR desde dos hasta cinco factores (Mennin et al., 2002; Romm et al., 2011; Sugawara et al., 2012; Terra et al., 2006); el SPIN de tres y cinco factores (Caballo et al., 2013; Connor et al., 2000; Osório, Crippa & Loureiro, 2010) y algo similar sucede con la SPS y la SIAS (Heidenreich, Schermelleh-Engel, Schramm, Hofmann & Stangier, 2011; Mattick & Clarke, 1998).

Otra cuestión sobre estos autoinformes es que sus ítems fueron elaborados siguiendo un método hipotético-deductivo. Los ítems de la LSAS-SR y el SPIN fueron creados con base en el criterio clínico y, originalmente, eran rellenos por el psicólogo/psiquiatra (Connor et al., 2000; Liebowitz, 1987; Mattick & Clarke, 1998; Turner, et al., 1989). El SPAI, la SPS y la SIAS obtuvieron sus ítems de otros cuestionarios, inventarios o escalas relacionados con la ansiedad social o con medidas generales de ansiedad y aspectos comentados por pacientes socialmente ansiosos.

Lo planteado anteriormente sirvió como base para el desarrollo del «Cuestionario de ansiedad social para adultos» (CASO; Caballo et al., 2012; Caballo et al., 2013; Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010), con muestras y situaciones propias de 16 países de Latinoamérica (entre ellos Colombia), España y Portugal. El CASO es actualmente el único autoinforme de evaluación de la ansiedad social desarrollado a partir de muestras obtenidas en países de habla española y portuguesa, sus ítems son de naturaleza empírica (Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010; Salazar, 2013), ha demostrado poseer validez de constructo (factorial, convergente y discriminante) y concurrente, altos niveles de fiabilidad (Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo et al., 2012; Salazar, 2013; Wagner, Pereira & Oliveira, 2014) y sus puntos de corte permiten evaluar diferencialmente la ansiedad social según el sexo (p. ej., Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2014) y dan información sobre las dimensiones de la ansiedad social afectadas (Caballo et al., 2012).

Vistos estos antecedentes, el objetivo de este estudio fue analizar la validez de constructo (factorial y convergente) y la fiabilidad (dos mitades de Guttman y consistencia interna) del CASO con una muestra general colombiana. La hipótesis planteada era que el CASO mantendría la estructura pentafactorial que se ha mostrado sólida y estable en estudios con otras muestras de distintos países, y que los indicadores de fiabilidad y validez serían adecuados.

Método

Participantes

Participaron 5477 sujetos de la población general colombiana, 2990 fueron mujeres ($M=25.02$ años; $DT=9.40$) y 2487 hombres ($M=27.11$ años; $DT=10.34$). La edad media fue de 25.97 años ($DT=9.89$; rango 16-83 años). La

distribución según la edad fue: 53.7% entre 18 y 24 años, 18.5% entre 31 y 49, 16.0% entre 25 y 30, 7.2% menos de 18 y 4.1% tenía ≥ 50 años (0.5% sin información). En cuanto a la ocupación, el 41.2% era estudiante universitario (no de psicología), el 21.1% era estudiante de psicología, el 16.7% era trabajador con título universitario, el 10.1% era trabajador sin título universitario, el 2.0% era estudiante de bachillerato, y el 6.0% era ama de casa, desempleado o jubilado. Por ciudades la distribución fue: 37.4% Bogotá, 14.8% Bucaramanga, 14.7% Medellín, 10.9% Cali, 7.5% Pasto, 5.5% Ibagué, 4.9% San Gil, 3.7% Cartagena y el 0.7% de varias pequeñas ciudades.

Instrumentos

«Cuestionario de ansiedad social para adultos» (CASO; Caballo et al., 2012; Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010). Está formado por 30 ítems que evalúan la ansiedad social global y cinco dimensiones de la misma: hablar en público/interacción con personas de autoridad, interacción con el sexo opuesto, expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado, quedar en evidencia o en ridículo e interacción con desconocidos. Cada dimensión tiene seis ítems distribuidos aleatoriamente en el cuestionario, que se responden utilizando una escala Likert de cinco puntos (desde 1 = «nada/muy poco» hasta 5 = «mucho/muchísimo») para indicar el nivel de malestar, tensión o nerviosismo en la situación. La estructura pentafactorial se ha mostrado sólida y estable (explicando del 40.80% al 54.39% de la varianza acumulada). El alfa de Cronbach para la puntuación total está entre 0.88 y 0.93 y para las dimensiones entre 0.64 y 0.90. Los coeficientes de fiabilidad tienen un comportamiento similar a los de consistencia interna, oscilando entre 0.82 y 0.91 para la puntuación total y entre 0.57 y 0.95 para las dimensiones.

«Escala de ansiedad social de Liebowitz-versión de autoinforme» (LSAS-SR; Liebowitz, 1987). Está formada por 24 ítems que evalúan el grado de temor/ansiedad (subescala de ansiedad) y la frecuencia de evitación (subescala de evitación) de situaciones sociales. Los ítems se responden en una escala tipo Likert de cuatro puntos (de 0 = «ninguno/nunca» a 3 = «grave/habitualmente») y sumando las puntuaciones directas se obtiene una puntuación para cada subescala y para la escala total. La versión española parece estar formada por cuatro (González et al., 1998) o cinco (Caballo et al., 2013) factores. Los niveles de consistencia interna se sitúan entre 0.83 y 0.92 para las subescalas y entre 0.90 y 0.95 para la escala total. La fiabilidad (Guttman) de la puntuación total de la LSAS-SR está entre 0.79 y 0.94 y para las subescalas entre 0.69 y 0.94 (Salazar, 2013).

Procedimiento

Los colaboradores pasaron en grupo (clases, lugares de trabajo, asociaciones, etc.) las versiones adaptadas (a las particularidades del español de Colombia) del CASO (p. ej., España: «Que me gasten una broma en público»; Colombia: «Que me hagan una broma en público») y la LSAS-SR (p. ej., España: «Intentar ligar con alguien»; Colombia: «Intentar

echarle los perros a alguien»). Su aplicación duraba entre 10 y 15 minutos. Los sujetos respondieron los cuestionarios de forma anónima y voluntaria, y debían tener mínimo 16 años (no había edad máxima). Los colaboradores ingresaron los datos en una base de datos en Excel, preparada y validada con el fin de minimizar algunos posibles errores de digitación. Estos datos fueron enviados a la coordinación general del proyecto para los análisis estadísticos. Esta investigación fue aprobada y financiada por el Ministerio de Ciencia y Tecnología de España y no viola los acuerdos de la declaración de Helsinki.

Análisis de datos

Para realizar los análisis factoriales extrajimos dos submuestra al azar. Previo al análisis factorial exploratorio (AFE) con la submuestra 1 ($n_1 = 2724$), hicimos un análisis paralelo del CASO (Horn, 1965) utilizando el procedimiento de Monte Carlo con 200 repeticiones, con el propósito de asegurar el número óptimo de factores que lo forman. Se compararon los valores propios observados (extraídos de la matriz de correlaciones observada que iba a ser analizada) con los obtenidos a partir de variables normales no correlacionadas (componentes paralelos derivados de datos aleatorios).

Para el AFE, con la misma submuestra 1, del CASO y de la LSAS-SR (subescala de ansiedad), utilizamos un análisis jerárquico de factores oblicuos por medio del programa *Statistica*, v. 12 (StatSoft, 2013). La hipótesis para este tipo de análisis jerárquico es que hay un factor general (secundario) de ansiedad social que probablemente afecte a todas las dimensiones de la ansiedad social medidas por los ítems que componen cada cuestionario. Las soluciones factoriales que se obtienen son más limpias y claras, favoreciendo a los ítems que saturan principalmente en un solo factor. Para incluir un ítem en un factor, la saturación mínima debía ser de al menos 0.40 en ese factor (Stevens, 1986) y no tener una saturación superior a 0.40 en ningún otro.

Posteriormente, se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) empleando la segunda submuestra ($n_2 = 2753$) y el programa LISREL, v 8.8 (Scientific Software International, 2006), con el propósito de comprobar la estructura interna del CASO, utilizando los mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV). Se pusieron a prueba tres modelos: M1 = modelo unifactorial; M2 = modelo de cinco factores correlacionados; M3 = modelo de cinco factores de primer orden y uno de segundo orden. El modelo 3 es similar al modelo 2, pero supone la existencia de un factor general, denominado «ansiedad social» (segundo orden), que une a los otros cinco factores (primer orden). Para la interpretación de los datos se tuvo en cuenta que en el error de aproximación de la raíz cuadrada media (*root mean square error of approximation*) los valores ≤ 0.05 indicarían una mejor aproximación, entre 0.05 y 0.08 un error razonable de aproximación y ≥ 0.10 un ajuste pobre; en el índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*) y en el índice de Tucker-Lewis (Tucker-Lewis Index) los valores superiores a 0.90 indicarían un buen ajuste; y en la raíz cuadrada de la media de residuos al cuadrado (*standardized root mean*

square residual) los valores < 0.10 se considerarían favorables (Kline, 2005).

Para analizar la validez convergente del CASO se utilizó toda la muestra ($N = 5477$) calculándose las correlaciones de Pearson con la LSAS-SR, tanto de forma global como por subescalas/factores. Los valores para interpretar las correlaciones fueron: < 0.40 bajas; $0.40 \geq$ moderadas < 0.60 ; $0.60 \geq$ altas < 0.80 y ≥ 0.80 muy altas.

La fiabilidad de los cuestionarios se obtuvo con toda la muestra, hallando los índices alfa de Cronbach y las dos mitades de Guttman. Los valores para interpretar la fiabilidad fueron: $< .50$ inaceptable; $0.50 \geq$ pobre < 0.60 ; $0.60 \geq$ cuestionable/dudosa < 0.70 ; $0.70 \geq$ aceptable < 0.80 ; $0.90 \geq$ buena < 0.90 ; y ≥ 0.90 excelente.

Resultados

Validez factorial

Los resultados del análisis paralelo indicaron que la solución de cinco factores era la que mejor se ajustaba a nuestros datos, teniendo en cuenta que solo los valores propios de estos cinco factores fueron mayores que los valores propios generados aleatoriamente.

El AFE del CASO arrojó una solución de cinco factores que explicaba el 53.44% de la varianza acumulada. Los factores fueron: hablar en público/interacción con personas de autoridad, quedar en evidencia o en ridículo, expresión asertiva de molestia, enfado o desagrado, interacción con el sexo opuesto e interacción con desconocidos. La tabla 1 incluye las saturaciones de los ítems en cada factor y las correlaciones ítem-total de los mismos.

El AFE de la LSAS-SR (subescala de ansiedad) arrojó una solución de cinco factores que explicaba el 51.28% de la varianza acumulada. Los factores obtenidos fueron: hablar en público/interacción con personas de autoridad, comer/beber/estar delante de otras personas, comportamientos asertivos, trabajar/escribir mientras te observan e interacción con desconocidos. La tabla 2 muestra las saturaciones de los ítems en cada factor y las correlaciones ítem-total de los mismos. El ítem 14 («Entrar en una habitación donde los demás ya están sentados») saturaba por encima de 0.40 en dos factores (1 y 3) y los ítems 17 («Hacer un examen») y 18 («Expresar desacuerdo a gente a la que no conoces muy bien») no saturaban por encima de 0.40 en ningún factor.

El AFC del CASO se llevó a cabo sobre la matriz de covarianza de los ítems. La tabla 3 muestra los resultados obtenidos en los distintos índices de ajuste con los tres modelos planteados. Los modelos 2 y 3 parecen cumplir con todos los índices de ajuste. Sin embargo, el modelo de los cinco factores correlacionados (M2) supera al modelo de cinco factores de primer orden y uno de segundo orden (M3) en el error de aproximación de la raíz cuadrada media y la raíz cuadrada de la media de residuos al cuadrado y lo iguala en el índice de ajuste comparativo y el índice de Tucker-Lewis, indicando que los datos se ajustan mejor al modelo 2. El modelo de un solo factor (M1) no parece ser una solución apropiada, con peores índices de ajuste que los otros dos modelos.

Tabla 1 Saturaciones de los ítems de cada factor en el CASO en el AFE (n₁ = 2724)

Factores/ítems	F1	F2	F3	F4	F5	r _{i-t}
F1. Hablar en público/interacción con personas de autoridad (valor propio: 9.63; varianza explicada: 32.09%)						
3. Hablar en público	0.78	0.09	0.05	0.19	0.13	0.54
12. Tener que hablar en clase, en el trabajo o en una reunión	0.75	-0.02	0.12	0.06	0.26	0.50
18. Que me pregunte un profesor en clase o un superior en una reunión	0.65	0.17	0.10	0.23	0.27	0.61
7. Participar en una reunión con personas de autoridad	0.63	0.12	0.14	0.17	0.16	0.52
29. Hablar con un superior o una persona de autoridad	0.59	0.12	0.17	0.21	0.32	0.61
25. Que en una comida con compañeros me obliguen a dirigir la palabra en nombre de todos	0.56	0.32	0.11	0.24	0.12	0.56
F2. Quedar en evidencia o en ridículo (valor propio: 2.22; varianza explicada: 7.41%)						
8. Hablar con alguien y que no me preste atención	-0.02	0.67	0.21	0.07	0.02	0.35
16. Que me hagan una broma en público	0.20	0.64	0.04	0.24	0.09	0.48
24. Que me saquen en cara algo que he hecho mal	0.07	0.64	0.21	0.15	0.06	0.43
28. Que me critiquen	0.16	0.62	0.19	0.19	0.04	0.47
1. Saludar a una persona y no ser correspondido/a	0.07	0.59	0.15	0.00	0.14	0.36
21. Equivocarme delante de la gente	0.33	0.53	0.11	0.30	0.14	0.59
F3. Expresión assertiva de molestia, enfado o desagrado (valor propio: 1.64; varianza explicada: 5.46%)						
26. Decir a alguien que su comportamiento me está molestando y pedir que deje de hacerlo	0.15	0.17	0.69	0.16	0.16	0.52
14. Expresar mi enojo a una persona que me está molestando	0.12	0.14	0.67	0.06	0.26	0.49
2. Tener que decirle a un vecino que deje de hacer ruido	0.11	0.18	0.62	0.09	0.06	0.40
5. Quejarme con el mesero porque la comida no está a mi gusto	0.15	0.15	0.58	0.15	0.07	0.43
9. Decir que no cuando me piden algo que me molesta hacer	0.07	0.23	0.56	0.13	0.22	0.47
11. Decirle a alguien que ha herido mis sentimientos	0.13	0.08	0.56	0.22	0.23	0.49
F4. Interacción con el sexo opuesto (valor propio: 1.45; varianza explicada: 4.84%)						
30. Decirle a una persona que me atrae que me gustaría conocerla mejor	0.15	0.14	0.14	0.77	0.20	0.61
4. Pedirle a una persona atractiva del sexo opuesto que salga conmigo	0.19	0.19	0.06	0.74	-0.03	0.48
27. Sacar a bailar a una persona que me atrae	0.12	0.13	0.09	0.72	0.18	0.53
23. Iniciar una conversación con una persona del sexo opuesto que me gusta	0.21	0.10	0.12	0.61	0.43	0.64
20. Que una persona que me gusta me pida que salga con ella	0.19	-0.00	0.14	0.59	0.38	0.56
6. Sentirme observado/a por personas del sexo opuesto	0.26	0.07	0.22	0.44	0.38	0.59
F5. Interacción con desconocidos (valor propio: 1.09; varianza explicada: 3.63%)						
10. Hacer nuevos amigos	0.15	-0.10	0.18	0.17	0.71	0.48
13. Mantener una conversación con una persona a la que acabo de conocer	0.26	0.04	0.15	0.18	0.68	0.57
17. Hablar con gente que no conozco en fiestas y reuniones	0.22	0.30	0.13	0.11	0.59	0.61
19. Mirar a los ojos mientras hablo con una persona a la que acabo de conocer	0.21	0.19	0.11	0.19	0.71	0.53
15. Saludar a cada uno de los asistentes a una reunión social cuando a muchos no los conozco	0.28	0.02	0.18	0.16	0.59	0.57
22. Ir a un acto social donde solo conozco a una persona	0.20	0.33	0.11	0.24	0.50	0.58

r_{i-t}: correlación ítem-total de la escala. En negrita las saturaciones mayores del ítem en el factor correspondiente.

Tabla 2 Saturaciones de los ítems de cada factor en la subescala de Ansiedad de la LSAS-SR en el AFE (n₁ = 2724)

Factores/ítems	F1	F2	F3	F4	F5	r _{i-t}
F1. Hablar en público/interacción con personas de autoridad (valor propio: 7.34; varianza explicada: 30.60%)						
6. Actuar, representar un papel o dar una charla en público*	0.79	-0.00	0.06	0.07	0.12	0.48
16. Hablar en una reunión*	0.75	0.13	0.09	0.16	0.15	0.58
20. Presentar un informe a un grupo*	0.63	0.09	0.16	0.24	0.17	0.57
5. Hablar con personas que tienen autoridad*	0.60	0.18	0.01	0.17	0.20	0.52
15. Ser el centro de atención*	0.58	0.08	0.23	0.15	0.22	0.55
F2. Comer/beber/estar delante de otras personas (valor propio: 1.65; varianza explicada: 6.89%)						
3. Comer en lugares públicos*	0.08	0.72	0.14	0.13	0.12	0.42
4. Beber con otras personas en lugares públicos*	0.06	0.65	0.31	0.09	0.08	0.41
7. Ir a una fiesta	0.05	0.57	-0.03	0.29	0.38	0.48
2. Participar en grupos pequeños	0.38	0.53	-0.09	0.14	0.18	0.46
1. Hablar por teléfono en público	0.09	0.45	0.22	0.23	0.12	0.40
F3. Comportamientos asertivos (valor propio: 1.21; varianza explicada: 5.03%)						
13. Orinar en un baño público	0.11	0.28	0.67	0.06	-0.02	0.37
24. Resistir la insistente presión de un vendedor*	0.12	0.08	0.61	0.23	0.17	0.44
22. Devolver artículos a una tienda*	0.15	0.06	0.51	0.16	0.32	0.46
21. Intentar echarle los perros a alguien	0.31	-0.15	0.40	0.10	0.39	0.45
F4. Trabajar/escribir mientras te observan (valor propio: 1.06; varianza explicada: 4.40%)						
9. Escribir mientras te están observando*	0.13	0.16	0.07	0.84	0.13	0.52
8. Trabajar mientras te están observando*	0.18	0.09	0.11	0.83	0.13	0.53
F5. Interacción con desconocidos (valor propio: 1.05; varianza explicada: 4.36%)						
11. Hablar con gente a quien no conoces muy bien*	0.27	0.16	0.11	0.11	0.73	0.60
10. Llamar por teléfono a alguien que no conoces muy bien*	0.13	0.02	0.23	0.15	0.67	0.50
12. Conocer a gente nueva*	0.22	0.29	-0.08	0.19	0.67	0.55
23. Hacer una fiesta*	0.05	0.23	0.29	0.23	0.42	0.47
19. Mirar a los ojos a gente a la que no conoces muy bien*	0.31	0.27	0.15	0.22	0.40	0.56

r_{i-t} : correlación ítem-total de la escala. En negrita las saturaciones mayores del ítem en el factor correspondiente; los ítems con asterisco* saturan en el mismo factor que en el estudio de Caballo et al. (2013).

Tabla 3 Modelos evaluados por medio del AFC sobre el CASO (n₂ = 2753)

Índices de ajuste	M1: un factor	M2: 5 factores correlacionados	M3: 5 factores de primer orden y un factor de segundo orden
S-B χ^2	9803.94	2702.64	2912.74
p	0.000	0.000	0.000
gl	405	395	400
RMSEA	0.092	0.046	0.048
(IC 90% RMSEA)	(0.090-0.093)	(0.044-0.048)	(0.046-0.049)
CFI	0.93	0.98	0.98
TLI	0.93	0.98	0.98
SRMR	0.076	0.043	0.048

CFI : índice de ajuste comparativo; RMSEA : error de aproximación de la raíz cuadrada media; SRMR : raíz cuadrada de la media de residuos al cuadrado; TLI : índice de Tucker-Lewis.

Validez convergente

Las correlaciones entre la puntuación total del CASO y de la LSAS-SR así como con sus subescalas de ansiedad y de evitación fueron altas (tabla 4). Las correlaciones entre los factores cuyos nombres eran similares en ambos cuestionarios fueron de 0.67 para el F1 (hablar en público), 0.51

para el F5 (interacción con desconocidos) y 0.36 para el F3 (comportamientos asertivos).

Fiabilidad

Los coeficientes de fiabilidad (dos mitades de Guttman) y de consistencia interna (alfa de Cronbach) para las

Tabla 4 Correlaciones entre el CASO, la LSAS-SR y sus factores (N = 5477)

Factores/ dimensiones del CASO	Factores/subescalas de la LSAS-SR							
	F1. Hablar en público	F2. Comer/beber delante de personas	F3. Com- porta- mientos asertivos	F4. Traba- jar/esc. mientras observan	F5. Inter- acción con desconoci- dos	Subscala ansiedad	Subscala Total evita- ción	
F1. Hablar en público/interacción autoridad	0.67	0.32	0.32	0.31	0.38	0.57	0.44	0.54
F2. Quedar en evidencia/ridículo	0.39	0.16	0.36	0.23	0.30	0.41	0.33	0.40
F3. Expresión asertiva	0.35	0.30	0.36	0.26	0.35	0.44	0.39	0.45
F4. Interacción sexo opuesto	0.47	0.29	0.36	0.29	0.43	0.52	0.41	0.50
F5. Interacción desconocidos	0.47	0.20	0.37	0.32	0.51	0.57	0.48	0.57
Total	0.60	0.38	0.45	0.36	0.50	0.64	0.53	0.63

Los factores de la LSAS-SR corresponden a la subescala de ansiedad. Todas las correlaciones son significativa al nivel 0.01 (bilateral). Las correlaciones en negrita corresponden a los factores de ambos cuestionarios con nombre similar y a las puntuaciones totales de ambos cuestionarios.

Tabla 5 Coeficientes de consistencia interna (α de Cronbach) y fiabilidad (dos mitades de Guttman) para el CASO y la LSAS-SR (N = 5477)

Autoinformes y sus dimensiones/factores	Consistencia interna	Fiabilidad
<i>Cuestionario de ansiedad social para adultos (CASO)</i>		
F1. Hablar en público/interacción autoridad	0.84	0.83
F2. Quedar en evidencia/ridículo	0.78	0.75
F3. Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado	0.77	0.74
F4. Interacción sexo opuesto	0.84	0.84
F5. Interacción desconocidos	0.82	0.83
Total	0.93	0.91
<i>Escala de ansiedad social de Liebowitz (LSAS-SR)</i>		
F1. Hablar en público/Interacción autoridad	0.79	0.79
F2. Comer/beber delante de otras personas	0.69	0.67
F3. Comportamientos asertivos	0.61	0.58
F4. Trabajar/escribir mientras te observan	0.75	0.75
F5. Interacción desconocidos	0.70	0.64
Subescala ansiedad	0.90	0.85
Subescala evitación	0.87	0.82
Total	0.93	0.85

Los factores (F1-F5) de la LSAS-SR corresponden a la subescala de ansiedad.

puntuaciones globales de ambos cuestionarios fueron altos (**tabla 5**), así como para las dimensiones del CASO siendo los más bajos los de «Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado». Las dos subescalas (ansiedad y evitación) de la LSAS-SR tuvieron niveles altos de consistencia y fiabilidad. Los factores de la LSAS-SR (subescala de ansiedad) obtuvieron valores menores que dichas subescalas, siendo los más bajos los de «Comportamientos asertivos».

Discusión

El CASO es el único autoinforme que, hasta la fecha, ha sido creado empíricamente para evaluar la ansiedad social a partir de muestras de países de América Latina, España y Portugal y, en este trabajo, nos propusimos analizar su validez de constructo (factorial y convergente) y fiabilidad (dos mitades de Guttman y consistencia interna) con una muestra general colombiana.

Los resultados apoyan la validez factorial del CASO y podemos afirmar que en Colombia mantiene la misma estructura pentafactorial (incluyendo exactamente los mismos ítems en cada factor) que la hallada en España ([Caballo, Salazar, Arias et al., 2010](#)) y a nivel global con 16 países latinoamericanos, España y Portugal ([Caballo et al., 2012](#)). Es decir, la solución factorial obtenida es consistente y estable en cuanto al número de factores y a la distribución de los ítems que forman cada factor. Adicionalmente, según el AFC, el modelo de cinco factores correlacionados es el que mejor explica el constructo de la ansiedad social, por encima del modelo que postula la existencia de cinco factores de primer orden y uno de segundo orden. Esto supone una diferencia y una ventaja respecto a las medidas de autoinforme tradicionales de ansiedad social que, como señalábamos en la introducción, son esencialmente inestables en su estructura. Un ejemplo de esto lo podemos ver en el análisis

factorial de la LSAS-SR que, aunque mantiene los mismos cinco factores que en la muestra española (Caballo et al., 2013), ninguno de los factores incluye los mismos ítems. Y, adicionalmente, tuvimos que descartar tres ítems, uno por saturar por encima de 0.40 en dos factores y dos por no superar dicho valor.

Para la validez convergente del CASO utilizamos la LSAS-SR y observamos altas correlaciones entre sus puntuaciones globales, así como con la subescala de ansiedad, lo que permite confirmar empíricamente una relación conceptual entre estos autoinformes. El que estas correlaciones fueran tan similares (algo que se repite a menudo en los distintos estudios; véase Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Salazar, 2013), nos llevó a plantearnos si es realmente necesario que un autoinforme incluya ambos aspectos (ansiedad y evitación) cuando, en primer lugar, ya se ha demostrado empíricamente que existe una relación importante entre ambos (Heimberg et al., 1999); en segundo lugar, el temor/miedo es el indicador más importante de este problema psicológico; y, en tercer lugar, entre los criterios clínicos para el diagnóstico del trastorno de ansiedad social está el que la persona permanezca en la situación experimentando altos niveles de malestar (cuando no puede escapar o evitar).

Si centramos la atención en la relación entre las dimensiones del CASO y los factores de la LSAS-SR, vemos una clara coincidencia al evaluar la ansiedad/temor que se experimenta en las situaciones de hablar en público (F1). En ambos cuestionarios este factor posee un valor propio elevado y la correlación entre ambos factores, además de ser alta, es superior a todas las demás relaciones analizadas. Este resultado no es extraño si consideramos que la LSAS-SR incluye más ítems sobre este aspecto de la ansiedad social que sobre cualquier otro tipo de situaciones sociales. Otra de las coincidencias entre el CASO y la LSAS-SR son las situaciones de interacción con desconocidos, aunque la correlación (moderada) indica que es menor que la observada entre los F1 de los cuestionarios. Por último, encontramos una baja correlación entre las dimensiones referidas a situaciones que requieren del uso de la asertividad, algo que podría deberse a que de los cuatro ítems que componen el factor de la LSAS-SR solo dos parecen reflejar este tipo de comportamientos. Para las otras dos dimensiones de la ansiedad social que mide el CASO, «Quedar en evidencia o en ridículo» e «Interacción con el sexo opuesto», no hay correspondencia con factores similares de la LSAS-SR. Esta última escala solo tiene un ítem relativo a quedar en evidencia («Ser el centro de atención») y otro para la interacción con el sexo opuesto («Intentar echarle los perros a alguien») y, por el contrario, dedica muchos ítems a situaciones como comer, beber, trabajar y escribir en público, que forman dos factores distintos en la LSAS-SR, mientras que en el CASO no se incluyen. Este tipo de ítems fueron objetivamente descartados (por métodos estadísticos y con peritos) en el proceso de construcción del CASO por su irrelevancia en población iberoamericana y española (Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010; Caballo et al., 2012; Salazar, 2013). Así, el CASO y la LSAS-SR coinciden parcialmente en algunos aspectos de la ansiedad/fobia social, pero no evalúan los mismos aspectos del constructo. Esta situación se podría deber a las diferencias culturales (entre anglosajones y latinos), teniendo en cuenta

que los temores sociales pueden tener relación (y tiene mucho sentido que así sea) con las prácticas, reglas o costumbres idiosincráticas de una cultura, que determinan que cierta situación tenga una mayor probabilidad de ocasionar temor.

Hallar la fiabilidad del CASO era otro de los objetivos de este trabajo. Los altos índices de Cronbach y el coeficiente de fiabilidad (dos mitades de Guttman) para la puntuación total del CASO, indican que se trata de un instrumento muy fiable para la evaluación de la ansiedad/fobia social en los colombianos. Los coeficientes de Guttman son similares a los de consistencia interna en las cinco dimensiones y los valores son aceptables. Además, si se consideran los datos de las cinco dimensiones podemos observar que no hubo mucha variación entre ellas. Estos resultados nos permiten destacar, por una parte, la homogeneidad del contenido de los ítems que configuran esta medida de autoinforme y la homogeneidad de cada constructo latente (factor/dimensión) y, por la otra, que los índices de fiabilidad obtenidos en esta muestra apoyan la estabilidad que ha tenido el cuestionario en otros estudios (p. ej., Caballo et al., 2012; Salazar, 2013). La LSAS-SR también mostró coeficientes adecuados, aunque fueron mejores los de consistencia interna que los de Guttman. A nivel global y en sus subescalas parece una medida fiable, pero sus factores son mucho más variables que los del CASO y, sobre todo, los factores «Comportamientos asertivos» y «Comer/beber/estar delante de otras personas» tuvieron valores menos aceptables. Estos datos indican que, de nuevo, el CASO posee ventajas sobre la LSAS-SR con población colombiana.

Como en todas las investigaciones, esta no está exenta de limitaciones. Una de ellas es que hemos utilizado una muestra dirigida que pone sobre aviso respecto a la posibilidad de que se haya producido el «sesgo del voluntario» y que haya que ser cuidadosos a la hora de pretender hacer cualquier generalización. Otra limitación es que no se halló la validez divergente, la validez de criterio, ni la fiabilidad test-retest del CASO. Esta será sin duda una parte más del camino en la investigación. En cualquier caso, consideramos que los datos aquí presentados constituyen un avance importante en el campo de la ansiedad social y aportan información valiosa sobre una herramienta prometedora que puede utilizarse en los contextos clínicos y de investigación en Colombia. Finalmente, los análisis sobre las diferencias de sexo y edad en ansiedad social arrojan resultados interesantes pero, por cuestiones de espacio, no se incluyen en este manuscrito.

Financiación

Este estudio ha sido financiado parcialmente por la Fundación para el Avance de la Psicología Clínica Conductual (FUNVECA), el Ministerio de Ciencia y Tecnología de España (BSO2003-07029/PSCE) y el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER).

Conflictos de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Anexo. El Equipo de Investigación CISO-A Colombia, coautor de este artículo, está compuesto por: Amaya, J., Arias, M., Ariza, L., Barreto, D., Benavides, C., Cajiao, G., Carmona, C., Castañeda, H., Coconubo, F., David, O., Díaz, P., Estupiñán, N., Gómez, V., Lemos, M., Martínez, Ó., Mazo, R., Meneses, A., Ortega, M., Palacios, X., Rocha, L., Ruiz, B., Segura, C., Varela, M. y Villa-Roel, D.

El Dr. Vicente E. Caballo es el director del proyecto de investigación y la persona responsable del Equipo de Investigación CISO-A Colombia.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. (5.^a ed.). Arlington, VA: Autor.
- Baños, R. M., Botella, C., Quero, S. & Medina, P. (2007). The social phobia and anxiety inventory: Psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports*, 100(2), 441-450. <http://dx.doi.org/10.2466/PRO.100.2. 441-450>
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Arias, B., Irurtia, M. J., Calderero, M., & CISO-A España, Equipo de Investigación. (2010). *Validación del Cuestionario de ansiedad social para adultos (CASO-A30) en universitarios españoles: similitudes y diferencias entre carreras universitarias y comunidades autónomas*. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 18(1), 5-34.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., García-López, L. J., & Irurtia, M. J. (2014). Trastorno de ansiedad social (fobia social): Características clínicas y diagnósticas. En V. E. Caballo, I. C. Salazar & J. A. Carrobles (Dirs), *Manual de psicopatología y trastornos psicológicos* (2.^aed.) (pp. 183-217). Madrid: Pirámide.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B., Hofmann, S. G., & the CISO-A Research Team. (2010). Measuring social anxiety in 11 countries: Development and validation of the Social Anxiety Questionnaire for Adults. *European Journal of Psychological Assessment*, 26(2), 95-107. <http://dx.doi.org/10.1027/1015-5759/a000014>
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B., Hofmann, S. G., & CISO-A Research Team. (2014). Differences in social anxiety between men and women across 18 countries. *Personality and Individual Differences*, 64, 35-40. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2014.02.013>
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B., Hofmann, S. G., & the CISO-A Research Team. (2012). The multidimensional nature and multicultural validity of a new measure of social anxiety: The Social Anxiety Questionnaire for Adults (SAQ-A30). *Behavior Therapy*, 43(2), 313-328. <http://dx.doi.org/10.1016/j.beth.2011.07.001>
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B. & Nobre, L. (2013). *The assessment of social anxiety through five self-report measures, LSAS-SR, SPAI, SPIN, SPS, and SIAS: A critical analysis of their factor structure*. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 20(3), 423-448.
- Connor, K. M., Davidson, J. R. T., Churchill, L. E., Sherwood, A., Foa, E. & Weisler, R. H. (2000). Psychometric properties of the Social Phobia Inventory (SPIN): A new self-rating scale. *British Journal of Psychiatry*, 176(4), 379-386. <http://dx.doi.org/10.1192/bj.176.4.379>
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M. & Williams, J. B. W. (1999). *SCID-I, versión clínica*. In *Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV*. Barcelona: Masson. (Orig. 1997).
- González, M. P., Bobes, J., García, M., Badía, X., Luque, A. & Dal-Ré, R. (1998). Assessing social phobia. The Spanish validation of the gold standard clinical scales: The LSAS and the SADS. *European Neuropsychopharmacology*, 8(8, supl. 2), 259-260. [http://dx.doi.org/10.1016/S0924-977X\(98\)80471-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0924-977X(98)80471-9)
- Heidenreich, T., Schermelleh-Engel, K., Schramm, E., Hofmann, S. G. & Stangier, U. (2011). The factor structure of the Social Interaction Anxiety Scale and the Social Phobia Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(4), 579-583. <http://dx.doi.org/10.1016/j.janxdis.2011.01.006>
- Heimberg, R. G., Horner, K. J., Juster, H. R., Safren, S. A., Brown, E. J., Schneier, F. R., et al. (1999). *Psychometric properties of the Liebowitz Social Anxiety Scale*. *Psychological Medicine*, 29(1), 199-212.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02289447>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York, NY: Guilford.
- Liebowitz, M. R. (1987). Social phobia. *Modern Problems in Pharmacopsychiatry*, 22, 141-173.
- Mattick, R. P. & Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 36(4), 455-470. [http://dx.doi.org/10.1016/S0005-7967\(97\)10031-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0005-7967(97)10031-6)
- Mennin, D. S., Fresco, D. M., Heimberg, R. G., Schneier, F. R., Davies, S. O. & Liebowitz, M. R. (2002). Screening for social anxiety disorder in the clinical setting: using the Liebowitz Social Anxiety Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, 16(6), 661-673. [http://dx.doi.org/10.1016/S0887-6185\(02\)00134-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0887-6185(02)00134-2)
- Osman, A., Barrios, F. X., Aukes, D. & Osman, J. R. (1995). *Psychometric evaluation of the Social Phobia and Anxiety Inventory in college students*. *Journal of Clinical Psychology*, 51(2), 235-243, doi:10.1002/1097-4679(199503)51:2<235::AID-JCLP2270510213>3.0.CO;2-R.
- Osório, F. L., Crippa, J. A. S. & Loureiro, S. R. (2010). Evaluation of the psychometric properties of the Social Phobia Inventory in university students. *Comprehensive Psychiatry*, 51(6), 630-640. <http://dx.doi.org/10.1016/j.comppsych.2010.03.004>
- Romm, K. L., Rossberg, J. I., Berg, A. O., Hansen, C. F., Andreasen, O. A. & Melle, I. (2011). Assessment of social anxiety in first episode psychosis using the Liebowitz Social Anxiety Scale as a self-report measure. *European Psychiatry*, 26(2), 115-121. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eurpsy.2010.08.014>
- Salazar, I. C. (2013). *Fiabilidad y validez de una nueva medida de autoinforme para la evaluación de la ansiedad/fobia social en adultos* (tesis doctoral no publicada). Universidad de Granada, España.
- Scientific Software International. (2006). LISREL (version 8.8) [Computer software]. Lincolnwood, IL: Autor.
- StatSoft, Inc. (2013). Statistica, v. 12 [computer program]. Tulsa, OK: Autor.
- Stevens, J. (1986). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Sugawara, N., Yasui-Furukori, N., Kaneda, A., Sato, Y., Tsuchimine, S., Fujii, A., et al. (2012). Factor structure of the Liebowitz Social Anxiety Scale in community-dwelling subjects in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 66(6), 525-528. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1440-1819.2012.02381.x>
- Terra, M. B., Barros, H. M. T., Stein, A. T., Figueira, I., Athayde, L. C., Gonçalves, M. S., et al. (2006). Internal consistency and factor structure of the Portuguese version of the Liebowitz Social Anxiety Scale among alcoholic patients. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 28(4), 265-269. <http://dx.doi.org/10.1590/S1516-44462006005000008>
- Turner, S. M., Beidel, D. C., Dancu, C. V. & 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(1), 35–40. <http://dx.doi.org/10.1037/1040-3590.1.1.35>
- Turner, S. M., Stanley, M. A., Beidel, D. C. & Bond, L. (1989). The Social Phobia and Anxiety Inventory: Construct validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 11(3), 221–234. <http://dx.doi.org/10.1007/BF00960494>
- Wagner, M. F., Pereira, A. S. & Oliveira, M. S. (2014). Intervención sobre las dimensiones de la ansiedad social por medio de un programa de entrenamiento en habilidades sociales. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 22(3), 423–440.