

Estructura Interna del “Cuestionario de Ansiedad Social para Adultos” (CASO) con una Muestra Chilena

Assessing Social Anxiety in Chile: Validation of the Social Anxiety Questionnaire for Adults (SAQ)

Isabel C. Salazar¹, Vicente E. Caballo², Víctor Arias³ y Equipo de Investigación CISO-A

Resumen

La evaluación de la ansiedad social (AS) en España, Portugal e Iberoamérica se realiza habitualmente con cuestionarios originados de forma no empírica en países anglosajones, lo que plantea importantes dificultades. Con el fin de tener una medida adaptada a las situaciones y características de los países de habla española y portuguesa se construyó el “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO), seleccionando sus ítems a partir de situaciones sociales generadas en estos países. Este trabajo muestra la estructura interna del CASO con una muestra general chilena ($n=1052$) y evalúa las diferencias en AS según el sexo. Los análisis factoriales revelan una estructura penta factorial con adecuados índices de ajuste y de fiabilidad. Se encontraron también algunas diferencias asociadas al sexo, con las mujeres puntuando más alto que los hombres en algunas dimensiones de la AS. Estos resultados avalan la utilidad del CASO para la evaluación de la AS en Chile.

Palabras clave: ansiedad social, fobia social, evaluación, CASO, análisis factorial

Abstract

Assessment of social anxiety (SA) in Spain, Portugal and Latin America is usually done through non-empirically developed questionnaires in Anglo-Saxon countries, something that presents significant difficulties. In order to have a measure adapted to the situations and characteristics of the Spanish and Portuguese speaking countries, the "Social Anxiety Questionnaire for Adults" (SAQ) was developed, selecting their items in base to social situations generated in these countries. This paper presents the internal structure of the SAQ with a general Chilean sample ($n=1052$) and assesses the differences in SA related to sex. Factor analysis revealed a penta factorial structure with adequate fit and reliability indexes. Some differences associated with sex, with women scoring higher than men in some SA dimensions were also found. These results support the usefulness of the SAQ for assessing social anxiety in Chile.

Keywords: social anxiety, social phobia, assessment, SAQ, factorial analysis

Reconocimientos: Este trabajo fue parcialmente financiado por el Ministerio de Ciencia y Tecnología de España (referencia del proyecto: BSO2003-07029/PSCE), por el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER) y la Fundación para el Avance de la Psicología Clínica Conductual (FUNVECA).

El Equipo de Investigación CISO-A Chile, coautor de este artículo, lo constituyen las siguientes personas: Percy Álvarez, Irina Correa, Marcia Donoso, Katherine Garcés, Cristóbal Guerra, Christian Soto, Sheyla Villanueva y María José Viveros.

¹ Doctora. Universidad de Granada. Profesora, Facultad de Psicología, Campus Universitario de Cartuja, s/n 18071 Granada, España. Tel.: +34609137033. Correo: isabelsalazar@ugr.es

² Doctor. Universidad de Granada. Profesor, Facultad de Psicología, Campus Universitario de Cartuja, s/n 18071 Granada, España. Tel.: +34609502613. Correo: vcaballo@ugr.es

³ Doctor. Universidad de Talca. Profesor, Facultad de Psicología, Avda. Licay, s/n Talca, Chile. Tel.: +56712200200 Correo: viarias@utalca.cl

Introducción

El DSM-5 (APA, 2013) define el trastorno de ansiedad social (TAS) (o fobia social) 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” (p. 202). Este trastorno tiene importantes efectos sobre la vida del individuo que lo sufre y van desde una evitación ante determinadas situaciones sociales hasta una incapacidad casi total (Caballo, Salazar, García-López, Irurtia, & Arias, 2014). La ansiedad social, en su forma clínica, es uno de los síndromes clínicos más frecuentes a nivel internacional. Desafortunadamente, la literatura sobre la prevalencia del trastorno en países de habla española y portuguesa, como España, Portugal y Latinoamérica, es muy escasa. Entre los últimos datos sobre las encuestas nacionales de salud (Kessler & Ústun, 2008), tenemos informes de España, México y Colombia. La prevalencia del TAS en los últimos 12 meses, ocupa el 4º lugar entre los 14 trastornos mentales evaluados en España (Haro et al., 2008), el 5º lugar entre los hombres y el 3º lugar entre las mujeres de 17 trastornos evaluados en México (Posada-Villa et al., 2008) y el 3º lugar en Colombia (sin diferenciar sexo) de 18 trastornos evaluados (Medina-Mora et al., 2008).

En los contextos clínicos y de investigación, la evaluación de la ansiedad social se realiza mediante entrevistas estructuradas y cuestionarios, con mayor preponderancia de estos últimos debido a su facilidad de aplicación y a su ahorro de tiempo y dinero. Los cuestionarios utilizados habitualmente para evaluar la ansiedad social, tanto a nivel internacional como en el ámbito iberoamericano, tienen un origen anglosajón. Esto podría acarrear problemas de representatividad de las situaciones sociales que se incluyen en los cuestionarios cuando son aplicados en países de habla española y portuguesa. Un ejemplo de ello son las situaciones sociales incluidas en la mayoría de los cuestionarios de origen anglosajón, como “Beber en lugares públicos”, “Utilizar urinarios públicos” o “Escribir mientras te están observando”, que no parecen ser especialmente relevantes en el ámbito latinoamericano (Caballo et al., 2010, 2012). Por otra parte, situaciones

sociales que juegan un papel central al evaluar la ansiedad social en el ámbito latino, como son las que tienen que ver con la “interacción con el sexo opuesto”, apenas están representadas en la mayoría de los cuestionarios tradicionales. Estos datos apuntarían a que quizás debiéramos abordar la evaluación de la ansiedad social con un espíritu más crítico, identificando y señalando las carencias de los instrumentos de autoinforme utilizados habitualmente.

Sin embargo, estos no serían los únicos problemas encontrados en los cuestionarios de origen anglosajón. Otro gran problema recae sobre la estructura factorial de estos cuestionarios. Con frecuencia, las estructuras se muestran inestables y ello no sólo afecta al número de factores, sino también a los ítems específicos que se incluyen en cada factor. Así, por ejemplo, en el “Inventario de ansiedad y fobia social” (*Social Phobia and Anxiety Inventory*, SPAI; Turner, Beidel, Dancu, & Stanley, 1989) se han identificado uno (García-López, Olivares, Hidalgo, Beidel, & Turner, 2001), dos (Baños, Botella, Quero, & Medina, 2007; Osman et al., 1996; Turner, Standley, Beidel, & Bond, 1989), tres (Turner et al., 1989), cuatro (Olivares, García-López, Hidalgo, Turner, & Beidel, 1999), cinco (Turner et al., 1989) y seis (Caballo, Salazar, Irurtia, Arias, & Nobre, 2013) factores. Con respecto a la “Escala de ansiedad social de Liebowitz, versión de autoinforme” (*Liebowitz Social Anxiety Scale Self-Report*, LSAS-SR; Liebowitz, 1987) se han encontrado dos (Mennin et al., 2002), tres (Romm et al., 2011), cuatro (Beard et al., 2011) y cinco (Baker et al., 2002; Caballo et al., 2013) factores. Si consideramos el “Inventario de fobia social” (*Social Phobia Inventory*, SPIN; Connor et al., 2000), se han hallado uno (García-López, Bermejo, & Hidalgo, 2010), tres (Caballo et al., 2013; Osório, Crippa, & Loureiro, 2010) y cinco (Connor et al., 2000) factores. Con respecto a la “Escala de fobia social” (*Social Phobia Scale*, SPS; Mattick & Clarke, 1998) se han encontrado uno (Habke, Hewitt, Norton, & Asmundson, 1997; Osman et al., 1998), dos (Safren, Turk, & Heimberg, 1998) y tres (Caballo et al., 2013; Mattick & Clarke, 1998) factores. Finalmente, en la “Escala de ansiedad en la interacción social” (*Social Interaction Anxiety Scale*, SIAS; Mattick &

Clarke, 1998) se han identificado uno (Mattick & Clarke, 1998; Osman et al., 1998), dos (Habke et al., 1997), tres (Caballo et al., 2013) y cuatro (Eidecker, Glöckner-Rist, & Gerlacha, 2010) factores.

Otro problema de estos cuestionarios se refiere a que todos ellos, sin excepción, ofrecen una única puntuación global, que sirve para indicar si un individuo padece o no de ansiedad social. No obstante, no se ofrece ninguna información sobre el tipo de dimensiones en las que el individuo tiene dificultades, a pesar de que sobre todos ellos, como hemos visto, hay numerosos estudios sobre su estructura factorial. Quizás la inestabilidad de dicha estructura mantiene alejados a los investigadores de proponer dimensiones fijas para los cuestionarios. Esto hace que la información proporcionada sobre la naturaleza de los temores sociales sea escasa, lo que, a su vez, implica una carencia de especificidad a la hora del tratamiento.

Finalmente, la existencia o no de diferencias entre hombres y mujeres en ansiedad social sigue siendo un asunto controvertido hoy día. Basándose en medidas de autoinforme con muestras de la población general, algunos estudios han encontrado que las mujeres puntúan más alto que los hombres (Baños et al., 2007; Beidel & Turner, 1992; Caballo et al., 2013; Gültekin & Dereboy, 2011; Schmidt & Richey, 2008; Vieira, Salvador, Matos, García-López, & Beidel, 2013) mientras que otros no han encontrado diferencias entre ambos sexos (p. ej., Gillis, Haaga, & Ford, 1995; Herbert, Bellack, & Hope, 1991; Hirai, Vernon, Clum, & Skidmore, 2011; Lee, Lee, & Kwok, 2005; Olivares et al., 2001; Picon et al., 2005). Una posible explicación a estos hallazgos podría ser que la puntuación global de los cuestionarios enmascararía las diferencias que se podrían dar en algunos tipos de situaciones sociales entre hombres y mujeres adultos. Las diferencias asociadas al sexo sobre las que se ha informado en España así como a nivel global en los países iberoamericanos aunque pequeñas, indican que las mismas se dan en algunas dimensiones de la ansiedad social, pero no en otras (Caballo et al., 2008, 2015; Caballo, Salazar, Irurtia, Arias, et al., 2014; Caballo, Salazar, Irurtia, et al., 2010).

El “Cuestionario de ansiedad social para

para adultos” (CASO) parecería superar algunos de estos problemas (Caballo et al., 2012; Caballo, Salazar, Arias, et al., 2010; Caballo et al., 2015), especialmente en muestras globales de Iberoamérica, pero también en México (Caballo, Salazar, Robles, Irurtia, & Equipo de Investigación CISO-A México, 2016) y Colombia (Salazar, Caballo, Arias, & Equipo de Investigación CISO-A Colombia, 2016). El objetivo de este trabajo se centra en analizar la estructura interna del CASO para una muestra de sujetos chilenos, su validez convergente y las posibles diferencias asociadas al sexo en ansiedad social.

Método

Participantes

Los participantes fueron 1052 personas de la población general de Chile, con una edad media de 25.22 años ($DT=10.09$, rango: 16-76 años). La distribución por sexos fue de 507 mujeres ($M=25.72$ años, $DT=10.56$) y 545 hombres ($M=24.76$ años, $DT=9.62$). De la muestra total, 258 eran estudiantes de Psicología, 340 eran estudiantes de otras carreras, 31 eran psicólogos, 126 eran profesionales con otras carreras universitarias, 88 eran trabajadores sin carrera universitaria, 74 eran estudiantes preuniversitarios y 135 no entraban en ninguna de las ocupaciones anteriores (jubilados, parados, amas de casa, etc.)

Instrumentos

a) Cuestionario de ansiedad social para adultos (CASO; Caballo et al., 2012, 2015; Caballo, Salazar, Arias et al., 2010). Se utilizó la versión chilena del CASO. Este instrumento de evaluación de la ansiedad social consta de 30 ítems que se puntúan en una escala Likert de cinco puntos, desde 1= “Nada o muy poco malestar, tensión o nerviosismo” hasta 5= “Mucho o muchísimo malestar, tensión o nerviosismo”. El CASO evalúa cinco dimensiones de la ansiedad social: 1) Hablar en público/Interacción con personas de autoridad, 2) Interacción con desconocidos, 3) Interacción con el sexo opuesto, 4) Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado, y 5) Quedar en evidencia o en ridículo. Cada dimensión consta de seis ítems distribuidos al azar a lo largo del cuestionario. El CASO

ofrece una puntuación global de ansiedad social, pero también permite obtener puntuaciones en cada una de sus cinco dimensiones. Los puntos de corte están establecidos para cada sexo (Caballo et al., 2012). El cuestionario ha mostrado una estructura penta factorial sólida y estable, explicando porcentajes adecuados de varianza acumulada (entre 40.80% y 54.39%) en muestras clínicas y generales. Los niveles de consistencia interna (alfa de Cronbach) informados para la puntuación total del CASO son altos (desde .88 hasta .93) y para las dimensiones (o factores) de moderados a altos (de .66 a .90). La fiabilidad informada (método de las dos mitades de Guttman) respecto a la puntuación total del CASO es alta (desde .82 hasta .94) (Caballo et al., 2012, 2015; Salazar, 2013).

b) “Escala de ansiedad social de Liebowitz, versión de autoinforme” (*Liebowitz Social Anxiety Scale, Self-Report, LSAS-SR*; Liebowitz, 1987). Esta escala consta de 24 ítems que evalúan el temor o ansiedad, por una parte, y la evitación, por otra, de situaciones sociales específicas. A los sujetos se les pide que puntúen su temor o ansiedad en una escala Likert que va desde 0 (“ninguna”) hasta 4 (“grave”) al igual que la evitación sobre el mismo tipo de escala, desde 0 (“nunca”) hasta 4 (“habitualmente”). La puntuación total se obtiene sumando la puntuación de la subescala de temor o ansiedad y la de evitación. Caballo et al. (2013) encontraron cinco factores en el análisis factorial de la subescala de Ansiedad, que eran: F1) Interacción con desconocidos, F2) Hablar en público/Interacción con personas de autoridad, F3) Comer/beber delante de otras personas, F4) Trabajar/escribir/hablar por teléfono delante de otras personas, y F5) Comportamientos asertivos. Las propiedades psicométricas de la LSAS-SR son adecuadas. La fiabilidad (dos mitades de Guttman) de la puntuación total de la LSAS-SR va de moderada a alta (desde .79 hasta .94) (Salazar, 2013) y los niveles de consistencia interna (alfa de Cronbach) informados para la subescala de Ansiedad están entre .83 y .92, para la subescala de Evitación entre .84 y .91 y para la escala total entre .86 y .95 (Caballo et al., 2013; Salazar, 2013).

Procedimiento

Los colaboradores de esta investigación pasaron los dos cuestionarios de ansiedad social en grupo y de forma anónima a quienes aceptaron participar de forma voluntaria. Aquellos que rellenaban los cuestionarios no tenían que incluir su nombre en los mismos, pudiendo, así, preservar la privacidad de los sujetos participantes en el estudio. Los cuestionarios utilizados fueron las versiones adaptadas (a las particularidades del español de Chile) del CASO (p. ej., España: «Quejarme a un camarero de que la comida no está a mi gusto»; Chile: «Quejarme con el garzón de que la comida no está a mi gusto») y de la LSAS-SR (p. ej., España: «Intentar ligar con alguien»; Chile: «Intentar pinchar con alguien»). Estos cuestionarios se pasaron en las clases, lugares de trabajo, asociaciones, etc. La edad mínima de los participantes debía ser de 16 años, pero no había edad máxima. Los dos cuestionarios estaban impresos en una misma hoja (uno por cada cara) y su aplicación duraba entre 10 y 15 minutos.

Además, 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.

Análisis de datos

Previo al análisis factorial exploratorio (AFE) se llevó a cabo un análisis paralelo (Horn, 1965) utilizando el procedimiento de Monte Carlo con 200 repeticiones con el propósito de asegurar el número óptimo de factores que lo forman. El AFE con análisis jerárquico de factores oblicuos se realizó por medio del programa *Statistica 12.0* (Statsoft, 2013) para cada uno de los cuestionarios aplicados. Sin embargo, hay que señalar que con la LSAS-SR se utilizó únicamente la subescala de Ansiedad, debido a que (como se explicó en el apartado de Instrumentos) es esta subescala la que informa directamente sobre el grado de malestar o ansiedad en las situaciones sociales. La hipótesis de llevar a cabo este tipo de análisis factorial supone 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.

Además, las soluciones factoriales proporcionadas por este tipo de análisis son más limpias y más claras, favoreciendo a los ítems que saturan principalmente en un solo factor. La saturación mínima para incluir un ítem en un factor fue de .40, saturación que consideramos adecuada para propósitos de interpretación (Stevens, 1986).

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa LISREL, v. 8.8 (*Scientific Software International*, 2006) con el fin de comprobar la estructura interna del CASO. El AFC se llevó a cabo utilizando los mínimos cuadrados ponderados (DWLS). 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 hipotetizamos que podría haber un factor general, denominado “ansiedad social” (segundo nivel), que unía a los otros cinco factores (primer nivel). 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*, RMSEA) los valores inferiores o iguales a .05 indicarían una mejor aproximación, entre .05 y .08 un error razonable de aproximación y los mayores o iguales a .10 un ajuste pobre; en el índice de ajuste comparativo (*Comparative Fit Index*, CFI) y en el Índice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis Index*, TLI) los valores superiores a .90 indicarían un buen ajuste; y en la raíz cuadrada de la media de residuos al cuadrado (*Standardized Root Mean Square Residual*, SRMR) los valores inferiores a .10 se considerarían favorables (Kline, 2005).

Se hallaron también las correlaciones (Pearson) entre las puntuaciones totales de ambos cuestionarios, así como entre sus factores, con el objetivo de hallar la validez convergente del CASO. Por último, para analizar las diferencias en ansiedad social asociadas al sexo se utilizó la *t* de Student para la comparación de medias de dos muestras independientes y la *d* de Cohen para calcular el tamaño del efecto.

La fiabilidad de los cuestionarios se obtuvo con toda la muestra, hallando los índices alfa de Cronbach, omega de McDonald y las dos mitades de Guttman.

Resultados

Análisis factorial exploratorio (AFE) de los cuestionarios

Para confirmar el número óptimo de factores del CASO, se realizó un análisis paralelo, que comparó 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). Los resultados mostraron que la solución de cinco factores fue la que mejor se ajustaba a nuestros datos, teniendo en cuenta que sólo los valores propios de estos cinco factores fueron mayores que los valores propios generados aleatoriamente.

Por su parte, el AFE mostró, igualmente, una solución de cinco factores que explicaban el 53.20% de la varianza acumulada. Los factores obtenidos fueron: F1. Interacción con el sexo opuesto, F2. Quedar en evidencia o en ridículo, F3. Interacción con desconocidos, F4. Hablar en público/Interacción con personas de autoridad y F5. Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado. En la Tabla 1 se incluyen las saturaciones de los ítems en cada factor y las correlaciones ítem-total de los mismos. Todos los ítems saturaban por encima de .40 en sus factores correspondientes, excepto el ítem 22.

El AFE de la subescala de Ansiedad/malestar de la LSAS-SR mostró una solución de cinco factores que explicaban el 49.42% de la varianza acumulada. Los factores obtenidos fueron: F1. Hablar en público/Interacción con personas de autoridad, F2. Comer/beber delante de otras personas, F3. Comportamientos asertivos, F4. Interacción con desconocidos y F5. Hacer algo mientras te observan. En la Tabla 2 se incluyen las saturaciones de los ítems en cada factor y las correlaciones ítem-total de los mismos. Sólo el ítem 3 (“Comer en lugares públicos”) se dejó fuera de la solución factorial al saturar alto en dos factores (F2 y F5).

Análisis factorial confirmatorio (AFC) del CASO

La Tabla 3 muestra los resultados obtenidos en los distintos índices de ajuste con los tres modelos planteados. Los modelos 2 y 3 parecen

Tabla 1. Saturaciones de los ítems de cada factor en el “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO) en el análisis factorial exploratorio

| Factores e ítems | Factores | | | | | r_{i-t} |
|---|------------|------------|------------|------------|------------|-----------|
| | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | |
| F1. Interacción con el sexo opuesto (valor propio: 8.80; varianza explicada: 29.33%) | | | | | | |
| 30. Decirle a una persona que me atrae que me gustaría conocerla mejor | .82 | .09 | .12 | .12 | .11 | .56 |
| 4. Pedirle a una persona atractiva del sexo opuesto que salga conmigo | .76 | .16 | -.01 | .15 | .01 | .47 |
| 23. Iniciar una conversación con una persona del sexo opuesto que me gusta | .75 | .09 | .28 | .15 | .15 | .62 |
| 27. Sacar a bailar a una persona que me atrae | .74 | .08 | .11 | .18 | .08 | .53 |
| 20. Que una persona que me atrae me pida que salga con ella | .70 | .06 | .21 | .13 | .09 | .52 |
| 6. Sentirme observado/a por personas del sexo opuesto | .52 | .17 | .33 | .18 | .11 | .56 |
| F2. Quedar en evidencia o en ridículo (valor propio: 2.27; varianza explicada: 7.55%) | | | | | | |
| 8. Hablar con alguien y que no me preste atención | .12 | .68 | -.06 | -.04 | .18 | .33 |
| 1. Saludar a una persona y no ser correspondido/a | .09 | .67 | .11 | .02 | -.01 | .33 |
| 16. Que me gasten una broma en público | .19 | .64 | .06 | .23 | .23 | .46 |
| 24. Que me echen en cara algo que he hecho mal | .16 | .59 | .07 | .02 | .15 | .48 |
| 28. Que me critiquen | .04 | .57 | .02 | .21 | .32 | .44 |
| 21. Equivocarme delante de la gente | .23 | .56 | .09 | .37 | .18 | .59 |
| F3. Interacción con desconocidos (valor propio: 2.01; varianza explicada: 6.72%) | | | | | | |
| 13. Mantener una conversación con una persona a la que acabo de conocer | .20 | -.04 | .70 | .19 | .11 | .47 |
| 17. Hablar con gente que no conozco en fiestas y reuniones | .23 | .15 | .69 | .18 | .14 | .57 |
| 19. Mirar a los ojos mientras hablo con una persona a la que acabo de conocer | .17 | -.04 | .68 | .13 | .22 | .47 |
| 10. Hacer nuevos amigos | .18 | -.11 | .62 | .15 | .15 | .40 |
| 15. Saludar a cada uno de los asistentes a una reunión social cuando a muchos no los conozco | .11 | .26 | .59 | .11 | .18 | .49 |
| 22. Ir a un acto social donde sólo conozco a una persona | .19 | .30 | .38 | .27 | .27 | .57 |
| F4. Hablar en público/Interacción con personas de autoridad (valor propio: 1.78; varianza explicada: 5.95%) | | | | | | |
| 3. Hablar en público | .23 | .01 | .08 | .76 | .06 | .50 |
| 12. Tener que hablar en clase, en el trabajo o en una reunión | .14 | -.02 | .13 | .73 | .16 | .49 |
| 18. Que me pregunte un profesor en clase o un superior en una reunión | .19 | .19 | .17 | .63 | .16 | .56 |
| 29. Hablar con un superior o una persona con autoridad | .15 | .19 | .33 | .61 | .12 | .59 |
| 25. Que en una cena con compañeros me obliguen a dirigir la palabra en nombre de todos | .21 | .28 | .09 | .61 | .05 | .52 |
| 7. Participar en una reunión con personas de autoridad | .07 | .18 | .18 | .61 | .01 | .43 |
| F5. Expresión asertiva de molestia, enfado o desagrado (valor propio: 1.09; varianza explicada: 3.65%) | | | | | | |
| 14. Expresar mi enfado a una persona que me está molestando | .08 | .11 | .22 | .11 | .71 | .48 |
| 26. Decir a alguien que su comportamiento me está molestando y pedir que deje de hacerlo | .11 | .11 | .23 | .15 | .70 | .52 |
| 2. Tener que decirle a un vecino que deje de hacer ruido | .08 | .14 | .07 | .11 | .65 | .41 |
| 5. Quejarme con el garzón de que la comida no está a mi gusto | .22 | .14 | .08 | .11 | .58 | .46 |
| 9. Decir que no cuando me piden algo que me molesta hacer | .08 | .14 | .16 | .10 | .57 | .41 |
| 11. Decirle a alguien que ha herido mis sentimientos | .23 | .19 | .24 | -.03 | .47 | .44 |

Nota. r_{i-t} = correlación ítem-total de la escala. En negrita los ítems correspondientes a cada factor.

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 tres de los cuatro índices (el RMSEA, el TLI y la SRMR) y lo iguala en el CFI, indicando que nuestros datos se ajustan mejor al modelo 2. El modelo de uno solo factor (M1) no parece ser una solución apropiada, según lo indican especialmente la RMSEA y la SRMR.

Validez convergente del CASO

La correlación de Pearson entre las puntuaciones totales del CASO y la LSAS-SR fue de .64, al igual que la de la puntuación total del

CASO y la subescala de Ansiedad de la LSAS-SR. Las correlaciones de aquellos factores cuyo nombre coincidía en ambos cuestionarios fueron las siguientes: Hablar en público, .64; Interacción con desconocidos, .55 y Comportamientos asertivos, .37. En la Tabla 4 se incluyen las correlaciones entre ambos cuestionarios y sus factores.

Fiabilidad de los cuestionarios

Ambas medidas de autoinforme obtuvieron niveles adecuados de fiabilidad. La fiabilidad de las dos mitades de Guttman fue de .91 para la puntuación total del CASO y para sus factores de .86 (factor 1), .81 (factor 2), .79 (factor 3), .76

Tabla 2. Saturaciones de los ítems de cada factor en la “Escala de ansiedad social de Liebowitz” (LSAS-SR) en el análisis factorial exploratorio

| Factores e ítems | Factores | | | | | r_{i-t} |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|-----------|
| | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | |
| F1. Hablar en público/Interacción con personas de autoridad (valor propio: 6.83; varianza explicada: 28.45%) | | | | | | |
| 16. Hablar en una reunión* | .78 | .14 | .09 | .16 | .13 | .58 |
| 6. Actuar, representar un papel o dar una charla en público* | .78 | .10 | .09 | .08 | .06 | .49 |
| 5. Hablar con personas que tienen autoridad* | .63 | .14 | .01 | .24 | .00 | .45 |
| 20. Presentar un informe a un grupo* | .63 | .16 | .22 | .12 | .04 | .51 |
| 15. Ser el centro de atención* | .44 | .10 | .38 | .20 | .13 | .52 |
| 17. Hacer un examen | .41 | .29 | .24 | .05 | .09 | .44 |
| F2. Trabajar/escribir delante de otras personas (valor propio: 1.60; varianza explicada: 6.67%) | | | | | | |
| 9. Escribir mientras te están observando* | .13 | .83 | .09 | .15 | .06 | .49 |
| 8. Trabajar mientras te están observando* | .19 | .82 | .09 | .13 | .08 | .51 |
| F3. Comportamientos asertivos (valor propio: 1.22; varianza explicada: 5.10%) | | | | | | |
| 22. Devolver artículos a una tienda* | .10 | .21 | .58 | .12 | .10 | .43 |
| 24. Resistir la insistente presión de un vendedor* | .11 | .13 | .58 | .11 | .15 | .41 |
| 21. Intentar pinchar con alguien* | .18 | .03 | .53 | .25 | .05 | .41 |
| 18. Expresar desacuerdo a gente a la que no conoces muy bien | .29 | .12 | .49 | .41 | -.10 | .52 |
| 14. Entrar en una habitación donde los demás ya están sentados | .36 | .20 | .46 | .01 | .36 | .55 |
| 23. Hacer una fiesta * | .17 | .09 | .37 | .34 | .22 | .47 |
| F4. Interacción con desconocidos (valor propio: 1.15; varianza explicada: 4.81%) | | | | | | |
| 12. Conocer a gente nueva* | .16 | .21 | .09 | .73 | .00 | .51 |
| 11. Hablar con gente a quien no conoces muy bien* | .30 | .06 | .23 | .65 | .21 | .60 |
| 19. Mirar a los ojos a gente a la que no conoces muy bien* | .09 | .27 | .32 | .51 | .03 | .50 |
| 2. Participar en grupos pequeños | .29 | .27 | -.20 | .50 | .18 | .43 |
| 7. Ir a una fiesta | -.07 | .34 | .10 | .47 | .36 | .44 |
| 10. Llamar por teléfono a alguien que no conoces muy bien* | .23 | .16 | .24 | .41 | .28 | .53 |
| F5. Hacer algo mientras te observan (valor propio: 1.05; varianza explicada: 4.38%) | | | | | | |
| 4. Beber con otras personas en lugares públicos | .13 | .01 | .00 | .21 | .68 | .36 |
| 13. Orinar en un baño público | .08 | .22 | .26 | -.13 | .57 | .33 |
| 1. Hablar por teléfono en público | .18 | .05 | .08 | .17 | .52 | .36 |

Nota. r_{i-t} = correlación ítem-total de la escala. *Estos ítems saturan en el mismo factor que en el estudio de Caballo et al. (2013). En negrita los ítems correspondientes a cada factor.

Tabla 3. Resultado de los modelos evaluados por medio del análisis factorial confirmatorio sobre el “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO)

| Índices de ajuste | M1 | M2 | M3 |
|-----------------------|--------------|--------------|--------------|
| S-B χ^2 | 5441.26 | 1371.94 | 1478.87 |
| Δ S-B χ^2 | -- | -4069.3 | -3962.4 |
| <i>p</i> | .000 | .000 | .000 |
| <i>gl</i> | 405 | 395 | 400 |
| RMSEA | .111 | .049 | .051 |
| IC 90% RMSEA | [.110, .112] | [.046, .051] | [.048, .053] |
| CFI | .89 | .98 | .98 |
| TLI | .88 | .98 | .97 |
| SRMR | .095 | .052 | .065 |

Nota. M1= modelo de un factor; M2= modelo de cinco factores correlacionados; M3= modelo de cinco factores de primer orden y un factor de segundo orden; Δ S-B χ^2 = Cambio en χ^2 respecto de M1; RMSEA= Error de aproximación de la raíz cuadrada media; CFI= Índice de ajuste comparativo; TLI= Índice de Tucker-Lewis; SRMR= Raíz cuadrada de la media de residuos al cuadrado.

(factor 4) y .77 (factor 5). El nivel de consistencia interna (alfa de Cronbach) para la puntuación total del CASO fue de .91 y para sus cinco factores fue de .86 (factor 1), .78 (factor 2), .79 (factor 3), .82 (factor 4) y .77 (factor 5). Los coeficientes omega

de McDonald fueron de .86 (factor 1), .79 (factor 2), .79 (factor 3), .82 (factor 4) y .78 (factor 5). La fiabilidad de las dos mitades de Guttman para la puntuación total de la LSAS-SR fue de .86, para la subescala de Ansiedad de .77 y para la

Tabla 4. Correlaciones entre el CASO y la LSAS-SR (N=1052)

| LSAS-SR y sus factores/ subescalas | CASO y sus factores | | | | | Puntuación total |
|---|------------------------|-------------------------------|--------------------------|----------------------------|------------------------------|---------------------|
| | F1. Sexo opuesto | F2. Hacer el ri- dículo | F3. Descono- cidos | F4. Hablar pú- blico | F5. Expresión asertiva | |
| F1. Hablar en público | .43 | .42 | .40 | .64 | .30 | .59 |
| F2. Trabajar/ escribir delante de otras personas | .26 | .27 | .29 | .27 | .25 | .36 |
| F3. Comportamientos asertivos | .45 | .44 | .37 | .37 | .37 | .54 |
| F4. Interacción con desconocidos | .40 | .32 | .55 | .38 | .35 | .53 |
| F5. Hacer algo mientras te observan | .21 | .30 | .30 | .21 | .22 | .33 |
| Subescala de Ansiedad | .48 | .47 | .51 | .53 | .40 | .64 |
| Subescala de Evitación | .37 | .40 | .45 | .43 | .39 | .54 |
| Puntuación total | .46 | .47 | .52 | .51 | .42 | .64 |

Nota. LSAS-SR= Escala de ansiedad social de Liebowitz, versión de autoinforme; CASO= Cuestionario de ansiedad social para adultos. Los factores de la LSAS-SR se han obtenido sobre la subescala de Ansiedad; en negrita las correlaciones entre factores con nombre similar en ambos cuestionarios.

Tabla 5. Diferencias de medias entre hombres y mujeres en las puntuaciones los dos cuestionarios de ansiedad social y sus factores

| Cuestionarios y sus factores o subescalas | Hombres M (DT) | Mujeres M (DT) | t | p | d |
|--|-------------------|-------------------|-------|------|------|
| CASO | | | | | |
| F1. Interacción con el sexo opuesto | 15.54 (5.25) | 17.05 (5.54) | -4.54 | .000 | 0.28 |
| F2. Quedar en evidencia o en ridículo | 17.11 (4.82) | 17.96 (4.85) | -2.83 | .005 | 0.18 |
| F3. Interacción con desconocidos | 12.60 (4.42) | 12.30 (4.55) | 1.07 | .283 | -- |
| F4. Hablar en público/Interacción con personas de autoridad | 14.33 (4.82) | 15.61 (5.36) | -4.07 | .000 | 0.25 |
| F5. Expresión asertiva de molestia, enfado o desagrado | 14.48 (4.51) | 14.34 (4.91) | 0.50 | .618 | -- |
| Puntuación total | 74.12 (17.93) | 77.25 (18.82) | -2.76 | .006 | 0.17 |
| LSAS-SR | | | | | |
| F1. Hablar en público/Interacción con personas de autoridad | 6.59 (3.64) | 7.49 (4.00) | -3.78 | .000 | 0.23 |
| F2. Comer/beber delante de otras personas | 1.49 (1.50) | 1.63 (1.61) | -1.45 | .146 | -- |
| F3. Comportamientos asertivos | 5.25 (3.33) | 5.69 (3.55) | -2.06 | .039 | 0.13 |
| F4. Interacción con desconocidos | 3.77 (3.04) | 3.82 (3.21) | -0.26 | .798 | -- |
| F5. Hacer algo mientras te observan | 1.91 (2.02) | 2.19 (2.14) | 2.12 | .034 | 0.13 |
| Subescala de Ansiedad | 19.03 (10.46) | 20.83 (11.32) | -2.66 | .008 | 0.16 |
| Subescala de Evitación | 18.70 (11.40) | 18.75 (11.43) | -0.07 | .943 | -- |
| Puntuación total | 37.72 (20.00) | 39.61 (21.18) | -1.48 | .138 | -- |

Nota: CASO= Cuestionario de ansiedad social para adultos; LSAS-SR= Escala de ansiedad social de Liebowitz, versión de autoinforme. Los factores de la LSAS-SR se han obtenido sobre la subescala de Ansiedad.

subescala de Evitación de .76. El nivel de consistencia interna (alfa de Cronbach) para la puntuación total de la LSAS-SR fue de .93, para

la subescala de Ansiedad de .89 y para la subescala de Evitación de .88. Los índices omega de McDonald fueron de .89 para cada una de las

subescalas de la LSAS-SR.

Diferencias en ansiedad social asociadas al sexo

Se hallaron las diferencias que existían entre hombres y mujeres en ansiedad social, tanto a nivel global (puntuaciones totales en los cuestionarios) como en sus factores (o dimensiones). Las principales diferencias se encontraron en las dimensiones de “Interacción con el sexo opuesto” (CASO) y “Hablar en público/Interacción con personas de autoridad” (CASO y LSAS-SR), en las que el tamaño del efecto (d de Cohen) era > 0.20 . En algunas dimensiones, las diferencias entre hombres y mujeres eran estadísticamente significativas, pero la magnitud de esas diferencias era muy baja ($d < 0.20$). Estas dimensiones eran “Quedar en evidencia o en ridículo” (CASO), “Comportamientos asertivos” (LSAS-SR), “Hacer algo mientras te observan” (LSAS-SR). Lo mismo sucedía con la puntuación total del CASO y la de la subescala de Ansiedad de la LSAS-SR. Las dimensiones donde no había diferencias significativas entre hombres y mujeres se centraban en la “Interacción con desconocidos” (CASO y LSAS-SR), “Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado” (CASO) “Comer/beber delante de otras personas” (LSAS-SR), comportamientos asertivos (CASO y LSAS-SR). No había diferencias significativas tampoco en la subescala de Evitación ni en la puntuación global de la LSAS-SR. En la Tabla 5 se incluyen todos los resultados de las diferencias en ansiedad social asociadas al sexo.

Discusión

El objetivo principal del presente estudio se centró en analizar la estructura interna y la validez convergente de la versión chilena del “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO). Aunque podríamos haber optado por confirmar la estructura penta factorial del CASO con la muestra chilena, decidimos utilizar tanto el análisis factorial exploratorio (AFE) como el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el fin de ver si las propiedades del cuestionario eran similares (o no) a las obtenidas a nivel global de Iberoamérica (Caballo et al., 2012, 2015) o en países concretos, como España (Caballo, Salazar,

Arias, et al., 2010), Colombia (Salazar et al., 2016) y México (Caballo et al., 2016). Los resultados confirman la estabilidad del CASO en Chile, mostrando que la estructura factorial del cuestionario se mantiene estable a todos los niveles, tanto en el número de factores como en la distribución de los ítems que forman cada factor (AFE). El AFC apoya la estructura penta factorial original como la estructura más adecuada del cuestionario, por encima de un modelo jerárquico o un modelo unidimensional de la ansiedad social. Esta solidez de las dimensiones del CASO favorece su utilización no sólo a nivel iberoamericano, sino, teniendo en cuenta los resultados de este estudio, a nivel chileno.

La solidez de la estructura dimensional del CASO contrasta con la encontrada para la LSAS-SR, incluso a pesar de haber utilizado únicamente la subescala de Ansiedad/malestar para el AFE. Cuando se emplea también la subescala de Evitación y la suma de ambas subescalas para hallar los factores, el resultado suele ser mucho más heterogéneo y antojadizo (Caballo et al., 2013). Esta diferencia en el comportamiento de ambos cuestionarios con población iberoamericana podría subyacer en la forma como se desarrollaron los mismos. Mientras que el CASO se originó empíricamente y a partir de situaciones sociales propuestas por muestras de la mayor parte de los países de Iberoamérica, España y Portugal (Caballo, Salazar, Iruña, et al., 2010), la LSAS-SR se construyó a partir de la experiencia clínica de su autor y con muestra estadounidense. Es posible que estas diferencias relativas a la construcción de los cuestionarios y a la cultura en que se desarrollaron pudieran explicar el comportamiento más veleidoso de la LSAS-SR en muestras iberoamericanas, incluyendo la muestra chilena.

Los resultados del estudio muestran también otras propiedades psicométricas del CASO que parecen muy adecuadas. Dicho cuestionario mostró altos niveles de consistencia interna (alfa de Cronbach) y fiabilidad basada en el modelo (omega de McDonald), tanto a nivel global como para las cinco dimensiones. Aunque las dimensiones del CASO sólo constan de seis ítems cada una, ambos índices fueron en todos los casos superiores a .70 (que es el valor a partir del cual se consideran aceptables). Por otra parte, los datos de

la fiabilidad mediante el método de las dos mitades de Guttman también fueron apropiados en todos los casos, tanto a nivel del cuestionario global como de sus dimensiones. Todos estos datos de fiabilidad del CASO revelan la estabilidad del cuestionario en esta muestra, así como lo ha hecho en otras muestras iberoamericanas (Caballo et al., 2012, 2015, 2016; Salazar, 2013; Salazar et al., 2016), así como la homogeneidad del contenido de los ítems que configuran dicha medida de autoinforme, tanto a nivel del cuestionario global como de sus dimensiones.

Por otro lado, la validez convergente, utilizando como criterio la “Escala de ansiedad social de Liebowitz” (LSAS-SR), una medida de autoinforme de la ansiedad social empleada habitualmente a nivel internacional, fue también muy adecuada. La correlación entre la puntuación total del CASO con la de la LSAS-SR, así como con la subescala de Ansiedad, fue moderada y tuvo el mismo valor, indicando que probablemente midan el mismo constructo y nos permite cuestionar qué sentido tiene duplicar el número de ítems de un autoinforme (en este caso, de la LSAS-SR) para evaluar también la evitación. Con respecto a las dimensiones del CASO, quisimos comprobar si también eran validadas por factores similares de la LSAS-SR. Desafortunadamente, sólo dos factores de este último instrumento se componían de ítems similares a dos dimensiones del CASO, como eran “Hablar en público/Interacción con personas de autoridad” e “Interacción con desconocidos”. La correlación en ambos casos fue moderada. Aunque había un tercer factor que tenía un nombre similar en ambos cuestionarios (“Comportamientos asertivos”), los ítems correspondientes a dicho factor en la LSAS-SR eran muy heterogéneos y algunos de ellos difícilmente evaluaban conducta asertiva (p. ej., “dar una fiesta”, que correspondería más bien al factor de “Interacción con desconocidos” o “Intentar pinchar con alguien”, que correspondería al factor de “Interacción con el sexo opuesto”). Por ello, la correlación entre los factores que medían conductas asertivas en ambos cuestionarios era baja. Las dos últimas dimensiones del CASO (“Interacción con el sexo opuesto” y “Quedar en evidencia o en ridículo”)

no tenían una contrapartida en la LSAS-SR y, por lo tanto, no pudimos hallar su validez convergente.

Sobre los propios factores de la LSAS-SR, tres de ellos presentan correlaciones moderadas con la puntuación total del CASO, algo a esperar si consideramos que estamos evaluando el mismo constructo. No obstante, los otros dos factores de la LSAS-SR tienen bajas correlaciones, tanto con las diferentes dimensiones del CASO como con la puntuación global de éste. Esos dos factores fueron “Trabajar/escribir delante de otras personas” y “Hacer algo mientras te observan”. Estos resultados son congruentes con estudios anteriores (p. ej., Caballo et al., 2012, 2015), debido a que situaciones como “Beber con otras personas en lugares públicos”, “Orinar en un baño público” o “Escribir mientras te están observando” no son relevantes para las personas con ansiedad social en los países iberoamericanos, España y Portugal. Sin embargo, este tipo de situaciones sociales aparecen omnipresentes en varios de los cuestionarios desarrollados en el ámbito anglosajón, como son la LSAS-SR, el SPAI y la SPS (Caballo et al., 2013). Dado que la aplicación de dichos cuestionarios en el ámbito iberoamericano se suele llevar a cabo a través de la simple traducción (y no por medio de la adaptación transcultural de las situaciones que comprenden dichas medidas) (p. ej., Pineda-Espejel, Alarcón, López-Walle, & Tomás-Marco, 2017), salvo contadas excepciones (p. ej., Castaños, Reyes, Rivera, & Díaz, 2011), debemos tener en cuenta los hallazgos anteriores a la hora de utilizar esos instrumentos anglosajones. Nuestros resultados aportan pruebas sobre cómo los cuestionarios tradicionales incluyen situaciones sociales no relevantes para el ámbito iberoamericano y dejan fuera situaciones mucho más relevantes (p. ej., las situaciones de interacción con el sexo opuesto).

Un objetivo final de nuestro estudio fue hallar las diferencias en ansiedad social asociadas al sexo. Sólo en dos dimensiones parecía claro que las mujeres puntuaban más alto que los hombres, como eran la “Interacción con el sexo opuesto” y “Hablar en público/Interacción con personas de autoridad”, aunque la magnitud de esas diferencias era pequeña. Por otra parte, donde claramente parece no haber diferencias entre

hombres y mujeres es en las dimensiones de “Interacción con desconocidos” y “Expresión asertiva de molestia, enfado o desagrado”, así como en la subescala de Evitación de la LSAS-SR. En general, estos datos concuerdan con los encontrados en la mayoría de los países iberoamericanos (Caballo, Salazar, Irurtia, Arias, et al., 2014), planteando que existen diferencias entre hombres y mujeres en ansiedad social, pero no en todas las dimensiones de la misma. Teniendo en cuenta que los cuestionarios habitualmente utilizados a nivel internacional sólo ofrecen una puntuación global de la ansiedad social, no es de extrañar que no concuerden los resultados de diferentes estudios sobre este asunto, con toda una serie de artículos encontrando diferencias significativas en ansiedad social asociadas al sexo (p. ej., Baños et al., 2007; Caballo, Salazar, Irurtia, Arias, et al., 2014; Schmidt & Richey, 2008) mientras que otros no las encuentran (p. ej., Gillis et al., 1995; Olivares et al., 2001; Picon et al., 2005). La utilización de diferentes dimensiones que componen la ansiedad social (como las incluidas en el CASO), en vez de utilizar una única puntuación global, podría ayudar a arrojar luz sobre este controvertido asunto.

Una explicación posible de esas diferencias en ansiedad social entre hombres y mujeres podría subyacer en que las mujeres perciben algunas situaciones sociales como más difíciles de abordar o han sido educadas a tomar menos la iniciativa que los hombres (p. ej., las que tienen que ver con la interacción con el sexo opuesto). Las habilidades sociales podrían jugar un importante papel en el abordaje de dichas situaciones, ya que recientemente se ha encontrado que las mujeres parecen tener menos habilidades sociales que los hombres en ese tipo de situaciones (Caballo, Salazar, & Equipo de Investigación CISO-A España, 2017; Caballo, Salazar, Olivares, et al., 2014). Esos datos serían algo esperado dada la estrecha relación existente entre habilidades sociales y ansiedad social (Caballo et al., 2017; Caballo, Salazar, Irurtia, Olivares, & Olivares, 2014) y el uso frecuente del entrenamiento de las habilidades sociales para el tratamiento de la ansiedad social (Caballo, 2003; Wagner, Pereira, & Oliveira, 2014).

Finalmente, nos gustaría concluir el presente trabajo señalando que los resultados del mismo muestran que el CASO constituye un cuestionario válido y fiable para su aplicación en población chilena. Aunque futuros estudios con esta población, especialmente clínica, pueden añadir más datos sobre la utilidad del CASO para evaluar la ansiedad social en distintos ámbitos y con diferentes objetivos, los datos aquí presentados respaldan la potencialidad del cuestionario para su uso en Chile.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders DSM-5* (5ª ed.). Arlington, VA: Autor.
- Baker, S. L., Heinrichs, N., Kim, H. J., & Hofmann, S. G. (2002). The Liebowitz Social Anxiety Scale as a self-report instrument: A preliminary psychometric analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 40(6), 701-715. doi:10.1016/S0005-7967(01)00060-2
- 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.
- Beard, C., Rodriguez, B. F., Moitra, E., Sibrava, N. J., Bjornsson, A., Weisberg, R. B., & Keller, M. B. (2011). Psychometric properties of the Liebowitz Social Anxiety Scale (LSAS) in a longitudinal study of African Americans with anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(5), 722-726. doi:10.1016/j.janxdis.2011.03.009
- Beidel, D. C., & Turner, S. M. (1992). Scoring the Social Phobia and Anxiety Inventory: Comments on Herbert et al. (1991). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 14(4), 377-379.
- Caballo, V. E. (2003). *Manual de evaluación y entrenamiento de las habilidades sociales*. Madrid: Siglo XXI.
- Caballo, V. E., Arias, B., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Hofmann, S. G., & CISO-A Research Team (2015). Psychometric Properties of an Innovative Self-Report Measure: The Social Anxiety Questionnaire for Adults.

- Psychological Assessment*, 27(3), 997-1012. doi:10.1037/a0038828
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., & Equipo de Investigación CISO-A España (2017). Desarrollo y validación de un nuevo instrumento para la evaluación de las habilidades sociales: el "Cuestionario de habilidades sociales" (CHASO). *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 25(1), 5-24.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Arias, B., Iurrtia, M. J., Calderero, M., & Equipo de Investigación CISO-A España (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., Iurrtia, M. J., & Arias, B. (2014). Trastorno de ansiedad social (fobia social): Características clínicas y diagnósticas. En V. E. Caballo, I. C. Salazar, & J. A. Carrobbles (Eds.), *Manual de psicopatología y trastornos psicológicos* (2ª ed.) (pp. 183-217). Madrid: Pirámide.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Iurrtia, 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. doi:10.1027/1015-5759/a000014
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Iurrtia, M. J., Arias, B., Hofmann, S. G., & CISO-A Research Team (2012). The multidimensional nature and multicultural validity of a new measure of social anxiety: The Social Anxiety Questionnaire for Adults. *Behavior Therapy*, 43(2), 313-328. doi: 10.1016/j.beth.2011.07.001
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Iurrtia, M. J., Arias, B., & Nobre, L. (2013). Evaluando la ansiedad social por medio de cinco medidas de autoinforme, LSAS-SR, SPAI, SPIN, SPS y SIAS: Un análisis crítico de su estructura factorial. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 21(3), 423-450.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Iurrtia, M. J., Arias, B., Hofmann, S. G., & the CISO-A Research Team (2008). Social anxiety in 18 nations: Sex and age differences. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 16(2), 163-187.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Iurrtia, 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. doi:10.1016/j.paid.2014.02.013
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Iurrtia, M. J., Olivares, P., & Olivares, J. (2014). Relación de las habilidades sociales con la ansiedad social y los estilos/trastornos de la personalidad. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 22(3), 401-423.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Olivares, P., Iurrtia, M. J., Olivares, J., & Toledo, R. (2014). Evaluación de las habilidades sociales por medio de cuatro medidas de autoinforme: Estructura factorial y otras características psicométricas. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 22(3), 375-399.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Robles, R., Iurrtia, M. J., & Equipo de Investigación CISO-A México (2016). Validación del Cuestionario de ansiedad social para adultos (CASO) en México. *Revista Mexicana de Psicología*, 33(1), 30-40.
- Castaños, S., Reyes, I., Rivera, S., & Díaz, R. (2010). Estandarización del Inventario de Asertividad de Gambrill y Richey-II. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 29(1), 27-50.
- 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. doi:10.1192/bjp.176.4.379
- Eidecker, J., Glöckner-Rist, A., & Gerlacha, A. L. (2010). Dimensional structure of the Social Interaction Anxiety Scale according to the analysis of data obtained with a German version. *Journal of Anxiety Disorders*, 24(6), 596-605. doi:10.1016/j.janxdis.2010.03.020
- García-López, L. J., Bermejo, R. M., & Hidalgo, M. D. (2010). The Social Phobia Inventory: Screening and cross-cultural validation in Spanish adolescents. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(2), 970-980.

- García-López, L. J., Olivares, J., Hidalgo, M. D., Beidel, D. C., & Turner, S. M. (2001). Psychometric properties of the Social Phobia and Anxiety Inventory, the Social Anxiety Scale for Adolescents, the Fear of Negative Evaluation Scale, and the Social Avoidance and Distress Scale in an adolescent Spanish-speaking sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 23*(1), 51-59. doi:10.1023/A:1011043607878
- Gillis, M. M., Haaga, D. A. F., & Ford, G. T. (1995). Normative values for the Beck Anxiety Inventory, Fear Questionnaire, Penn State Worry Questionnaire, and Social Phobia and Anxiety Inventory. *Psychological Assessment, 7*(4), 450-455.
- Gültekin, B. K., & Dereboy, I. F. (2011). The prevalence of social phobia, and its impact on quality of life, academic achievement, and identity formation in university students. *Turkish Journal of Psychiatry, 22*(3), 150-158.
- Habke, A. M., Hewitt, P. L., Norton, G. R., & Asmundson, G. (1997). The social phobia and social interaction anxiety scales: An exploration of the dimensions of social anxiety and sex differences in structure and relations with pathology. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 19*(1), 21-39. doi:10.1007/BF02263227
- Haro, J. M., Alonso, J., Pinto-Meza, A., Vilagut Saiz, G., Fernández, A., Codony, M., Martínez, M., Domingo, A., Torres, J. V., Almansa, J., Ochoa, S., & Autonell, J. (2008). The epidemiology of mental disorders in the general population of Spain. In R. C. Kessler, & T. B. Üstün (Eds.), *The WHO Mental Health Surveys: Global perspectives on the epidemiology of mental disorders* (pp. 406-430). New York, NY: Cambridge University.
- Herbert, J. D., Bellack, A. S., & Hope, D. A. (1991). Concurrent validity of the Social Phobia and Anxiety Inventory. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 13*(4), 357-368. doi:10.1007/BF00960447
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185.
- Kessler, R. C., & Üstün, T. B. (Eds.) (2008). *The WHO Mental Health Surveys: Global perspectives on the epidemiology of mental disorders*. Nueva York, NY: Cambridge University.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York, NY: Guilford.
- Lee, S., Lee, M. T. Y., & Kwok, K. (2005). A community-based telephone survey of social anxiety disorder in Hong Kong. *Journal of Affective Disorders, 88*(2), 183-186. doi:10.1016/j.jad.2005.05.018
- 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. doi: 10.1016/S0005-7967(97)10031-6
- Medina-Mora, M. E., Borges, G., Lara, C., Benjet, C., Fleis, C., Rojas, G. E.,... Kessler, R. C. (2008). The Mexican National Comorbidity Survey (M-NCS): Overview and results. En R. C. Kessler, & T. B. Üstün (Eds.), *The WHO Mental Health Surveys: Global perspectives on the epidemiology of mental disorders* (pp. 144-164). Nueva York, NY: Cambridge University.
- 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. doi:10.1016/S0887-6185(02)00134-2
- Olivares, J., García-López, L. J., & Hidalgo, M. D. (2001). The Social Phobia Scale and the Social Interaction Anxiety Scale: Factor structure and reliability in a Spanish-speaking population. *Journal of Psychoeducational Assessment, 19*(1), 69-80.
- Olivares, J., García-López, L. J., Hidalgo, M. D., Turner, S. M., & Beidel, D. C. (1999). The Social Phobia and Anxiety Inventory: Reliability and validity in an adolescent Spanish population. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 21*(1), 67-78. doi:10.1023/A:1022864211676
- Osman, A., Barrios, F. X., Haupt, D., King, K., Osman, J. R., & Slavens, S. (1996). The Social Phobia and Anxiety Inventory: Further validation in two nonclinical samples. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 18*(1), 67-78.

- of *Psychopathology and Behavioral Assessment*, 18(1), 35-47. doi:10.1007/BF02229101
- Osman, A., Gutierrez, P. M., Barrios, F. X., Kopper, B. A., & Chiros, C. E. (1998). The Social Phobia and Social Interaction Anxiety Scales: Evaluation of psychometric properties. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 20(3), 249-264. doi:10.1023/A:1023067302227
- 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. doi:10.1016/j.comppsy.2010.03.004
- Picon, P., Gauer, G. J. C., Hirakata, V. N., Haggsträm, L. M., Beidel, D. C., Turner, S. M., & Manfro, G. G. (2005). Reliability of the Social Phobia and Anxiety Inventory (SPAI) Portuguese version in a heterogeneous sample of Brazilian university students. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 27(2), 124-130. doi:10.1590/S1516-44462005000200010
- Pineda-Espejel, A., Alarcón, E. I., López-Walle, J. M., & Tomás-Marco, I. (2017). Adaptación al español de la versión corta del Inventario de perfeccionismo multidimensional en el deporte en competición. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 43(1), 45-57. doi:10.21865/RIDEP43_
- Posada-Villa, J., Rodríguez, M., Duque, P., Garzón, A., Aguilar-Gaxiola, S., & Breslau, J. (2008). Mental disorders in Colombia: Results from the World Mental Health Survey. En R. C. Kessler, & T. B. Üstün (Eds.), *The WHO Mental Health Surveys: Global perspectives on the epidemiology of mental disorders* (pp. 131-143). Nueva York, NY: Cambridge University.
- Romm, K. L., Rossberg, J. I., Berg, A. O., Hansen, C. F., Andreassen, 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. doi:10.1016/j.eurpsy.2010.08.014
- Safren, S. A., Turk, C. L., & Heimberg, R. G. (1998). Factor structure of the Social Interaction Anxiety Scale and the Social Phobia Scale. *Behaviour Research and Therapy*, 36(4), 443-453.
- 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 sin publicar, Universidad de Granada, España.
- Salazar, I. C., Caballo, V. E., Arias, B., & Equipo de Investigación CISO-A Colombia (2016). Validez de constructo y fiabilidad del “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO) en Colombia. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 48(2), 98-107. doi:10.1016/j.rlp.2015.07.001
- Schmidt, N. B., & Richey, J. A. (2008). Social anxiety symptoms uniquely predict fear responding to 35% CO₂ challenge. *Journal of Psychiatric Research*, 42(10), 851-857. doi:10.1016/j.jpsychires.2007.08.010
- Scientific Software International. (2006). *LISREL*, v. 8.8 [programa estadístico]. Lincolnwood, IL: Autor.
- Statsoft (2013). *Statistica*, v. 12 [programa estadístico]. Tulsa, OK: Statsoft.
- 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.
- 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. doi:10.1007/BF00960494
- Vieira, S., Salvador, C., Matos, A. P., García-López, L. J., & Beidel, D. (2013). “Inventario de fobia y ansiedad social - versión breve”: propiedades psicométricas en una muestra de adolescentes portugueses. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 21(1), 25-38.
- 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), 425-442.