

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL CUESTIONARIO DE ANSIEDAD SOCIAL PARA ADULTOS (CASO) EN PERÚ¹

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SOCIAL ANXIETY QUESTIONNAIRE FOR ADULTS (SAQ) IN PERU

ISABEL C. SALAZAR^A, CÉSAR MERINO-SOTO^B, VICENTE E. CABALLO²,
EQUIPO DE INVESTIGACIÓN CISO-A PERÚ³

^AUNIVERSIDAD DE GRANADA, GRANADA, ESPAÑA - ^BUNIVERSIDAD DE SAN MARTÍN DE PORRES, LIMA, PERÚ

FECHA RECEPCIÓN: 15/01/2019 - FECHA ACEPTACIÓN: 12/08/2019

Para citar este artículo: Salazar, I., Merino-Soto C., & Caballo, V. (2019). Propiedades psicométricas del Cuestionario de ansiedad social para adultos (CASO) en Perú. *Psychología*, 13(2), 107-120. doi: 10.21500/19002386.3885.

Resumen

La investigación sobre la evaluación de la ansiedad social en Iberoamérica es escasa. En los últimos años se ha informado sobre las características psicométricas del “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO) en distintos países iberoamericanos, excepto Perú. El objetivo de este estudio fue analizar las pruebas de validez basadas en el constructo, las pruebas de validez basadas en la relación con otras variables de tipo convergente y la fiabilidad del CASO, utilizando una muestra no clínica de 3064 peruanos. El análisis factorial confirmatorio comprobó que el modelo de cinco factores relacionados se ajustaba mejor a los datos que el modelo jerárquico y se halló que el modelo unifactorial no tenía un buen ajuste. Las correlaciones entre los factores del CASO (de .608 a .709) indicaron que cada uno de ellos evalúa aspectos específicos del constructo y aportan, a su vez, a la medición global del mismo. Los coeficientes de fiabilidad fueron de aceptables a muy buenos (.78# w# .85, .75# w# .83). La alta correlación ($r=$

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

2 Correspondencia: Vicente E. Caballo, Dpto. de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico, Universidad de Granada, Campus de La Cartuja, s/n, 18071 Granada (España). E-mail: vcaballo@ugr.es

3 El Equipo de Investigación CISO-A Perú, coautor de este artículo, está compuesto por: L. Benites, L. Dueñas, A. Galli, M. Grijalva, R. Guzmán, J. Marchena, M. Salazar, C. Segura y G. Verme.

.69) con la subescala de Ansiedad de la “Escala de ansiedad social de Liebowitz, versión de autoinforme” (LSAS-SR), apoya su relación con la variable convergente. Estas adecuadas características psicométricas del CASO respaldan su utilización con población peruana.

Palabras clave: validez; fiabilidad; ansiedad social; CASO; análisis factorial; evaluación

Abstract

Research on the assessment of social anxiety in Ibero-America is scarce. In recent years, the psychometric characteristics of the Social Anxiety Questionnaire for adults (SAQ) have been reported in different Ibero-American countries except Peru. The aim of this study was to analyze the construct and the convergent validity, and the reliability of the SAQ, using a non-clinical sample of 3064 Peruvians. The confirmatory factorial analysis showed that the model of five-related factors was better adjusted to the data than the hierarchical model, and that the unifactorial model did not have a good fit. The correlations between their factors (from .608 to .709) indicate that each of them evaluates specific aspects of the construct and also contribute to the overall measurement of it. The reliability coefficients were from acceptable to very good (.78# w# .85, .75# w# .83). The high correlation ($r = .69$) with the Anxiety subscale of the “Liebowitz Social Anxiety Scale-Self-Report version” (LSAS-SR) supports its convergent validity. These appropriate psychometric characteristics of the questionnaire support its use with the Peruvian population.

Keywords: validity; reliability; social anxiety; SAQ; factorial analysis; assessment

Introducción

La ansiedad social se refiere a un temor a una o más situaciones sociales en las que el individuo puede ser observado, evaluado o criticado por los demás (Caballo, Salazar, García-López, Irurtia & Arias, 2014; Caballo, Salazar, Garrido, Irurtia & Hofmann, 2018). Ejemplos de este tipo de situaciones son el mantener conversaciones con desconocidos, hablar en público (en una reunión, en clase), quedar con alguien (del mismo o distinto sexo), ir a una fiesta, hablar con personas de autoridad (jefe, profesor), devolver un artículo en una tienda, expresar sentimientos, decir que algo le desagrada o que no está de acuerdo, ser el centro de atención, que le gasten una broma delante de otros, mostrar síntomas de nerviosismo ante otras personas, etc. Cuando la ansiedad en estas situaciones es experimentada en un nivel intenso (o la persona las evita para no sentir el malestar) durante al menos seis meses, se hace referencia al síndrome clínico denominado trastorno de ansiedad social (TAS) o fobia social. Este es uno de los trastornos de ansiedad más comunes entre la población adulta en todo el mundo. Los últimos datos sobre la prevalencia del TAS a nivel mundial (publicados hace ya una década), indicaban que a lo largo de la vida estaban entre un 0.2 % en Nigeria (Gureje et al., 2008) y un 12.1 % en Estados Unidos (Kessler

et al., 2008). Los datos respecto a los países latinoamericanos son escasos y solo se conoce que en Colombia, hace 10 años era de un 5 % (Posada-Villa et al., 2008), ocupando el segundo lugar (a nivel mundial) después de los Estados Unidos, y que en México el TAS afectaba a un 3.6 % de mujeres y un 2.2 % de hombres (Medina-Mora et al., 2008).

El impacto del TAS en la vida de las personas puede ser muy grande y dependerá especialmente del grado de malestar y la evitación de tales situaciones sociales, pero puede ir desde un sentimiento de poca valía personal (Caballo, Salazar, & Equipo de Investigación CISO-A España, 2018) hasta llegar a producir una incapacidad casi total en diversas áreas de funcionamiento (Caballo et al., 2014; Caballo, Salazar, Garrido et al., 2018). Las personas con TAS pueden sentirse solas, aisladas, buscar trabajos en donde no tengan que relacionarse con otros y, en los casos más extremos, llegar a dejar los estudios, el trabajo o, incluso, quedarse encerrados en casa.

A pesar de la prevalencia y el impacto que ocasiona el TAS, la investigación en lo que respecta a la evaluación del mismo en la población adulta Iberoamericana es muy limitada. Una práctica frecuente es la utilización de medidas de autoinforme que, básicamente, han sido traducidas del inglés, pero que no han sido adaptadas, teniendo en cuenta las diferencias transculturales. Las

características de estos autoinformes y las limitaciones que conlleva su uso en poblaciones distintas a aquellas para las cuales han sido creadas aparecen comentadas en Caballo, Salazar, Irurtia, Arias y Nobre (2013).

El “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO; Caballo et al., 2012; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010) es, hasta la fecha, la única medida de autoinforme construida para evaluar la ansiedad social en países de habla española y portuguesa. El CASO puede ser utilizado para identificar las distintas situaciones sociales potenciales que provocan ansiedad y que se encuentran clasificadas en cinco dimensiones: 1) Hablar en público/ Interacción con personas de autoridad; 2) Interacción con el sexo opuesto; 3) Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado; 4) Quedar en evidencia/Hacer el ridículo y 5) Interacción con desconocidos. Las propiedades psicométricas del cuestionario son sólidas y han sido informadas con muestras transculturales (de hasta 16 países en total) (Caballo et al., 2012, 2015; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010) y nacionales, por ejemplo, en Brasil (Caballo, Salazar, Nobre-Sandoval et al., 2017), Chile (Salazar, Caballo, Arias & Equipo de Investigación CISO-A Chile, 2018), Colombia (Salazar, Caballo, Arias & Equipo de Investigación CISO-A Colombia, 2016), España (Caballo, Salazar, Arias et al., 2010) y México (Caballo, Salazar, Robles, Irurtia & Equipo de Investigación CISO-A México, 2016). La estructura pentafactorial del CASO ha sido estable en cada país y en el conjunto de países iberoamericanos, según los diversos análisis factoriales (exploratorios y confirmatorios) y de ecuaciones estructurales realizados. En lo que respecta a la validez convergente, esta ha sido evaluada comparándola con otros autoinformes empleados a nivel internacional, especialmente con la LSAS-SR, cuyas correlaciones de las puntuaciones totales de ambos cuestionarios están entre 0,59 y 0,66 (Caballo et al., 2012, 2016; Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010; Caballo, Salazar, Nobre-Sandoval et al., 2017; Salazar et al., 2016, 2018); mientras que las correlaciones entre la puntuación total del CASO con la subescala de Ansiedad de la LSAS-SR suelen ser más elevadas que con la subescala de Evitación de la LSAS-SR (de 0,57 a 0,72 vs. de 0,50 a 0,56, respectivamente). La correlación con el SPAI es de 0,78 y con el SPIN es de 0,69 (Caballo, Salazar, Irurtia, et al., 2010). Adicionalmente, el CASO

posee puntos de corte que permiten evaluar diferencialmente la ansiedad social según el sexo y dan información sobre las dimensiones de la ansiedad social afectadas. Para determinar estos puntos de corte se utilizó el análisis ROC (Receiver Operating Characteristics) basándose en las diferencias significativas en ansiedad social encontradas entre hombres y mujeres tanto en la muestra clínica como en la muestra no clínica. Se calculó la invarianza por sexo para ambas muestras con base en el modelo de los cinco factores correlacionados (para información más detallada véase Caballo et al., 2012).

Conocidos estos antecedentes respecto al CASO, cabe señalar que hasta la fecha no se conocen datos concretos al respecto con población peruana. El objetivo principal de este estudio fue analizar las pruebas de validez basadas en el constructo, las pruebas de validez basadas en la relación con otras variables de tipo convergente y la fiabilidad del CASO.

Método

Participantes

En este estudio participaron 3064 personas de diferentes ciudades peruanas, el 43,4 % era de Lima, el 21,5 % de Arequipa, el 10,8 % de Chiclayo, el 8,0 % de Piura, el 5,7 % de Chiclayo, el 5,1 % de Chíncha, el 3,3 % de Huánuco y el 2,3 % de Ayacucho. Del total, 1787 eran mujeres ($M = 22,01$ años; $DT = 6,77$) y 1277 eran hombres ($M = 23,36$ años; $DT = 9,01$), con una media de edad de 22,58 años ($DT = 7,81$; rango 16-73 años), estando el 59,3 % entre 18 y 24 años, el 19,1 % era menor de 18 años, el 11,2 % entre 25 y 30, el 8,1 % entre 31 y 49 y el 2,1 % 50 o más años. El 0,2 % no dio esta información. Según el nivel ocupacional la distribución fue así: 38,8 % era estudiante de una carrera universitaria (diferente a Psicología), 26,3 % era estudiante de Psicología, 14,3 % era estudiante preuniversitario, 9,7 % era trabajador con título universitario, 6,2 % era ama de casa, desempleado o jubilado y 3,7 % era trabajador sin título universitario.

Instrumentos

La evaluación se realizó con las siguientes medidas de autoinforme de ansiedad social:

- a. “Cuestionario de ansiedad social” (CASO; Caballo et al., 2012; Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010). El CASO consta de 30 ítems que evalúan la ansiedad social de forma global y en cinco dimensiones (subescalas): 1) Hablar en público/Interacción con personas de autoridad; 2) Interacción con el sexo opuesto; 3) Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado; 4) Quedar en evidencia/Hacer el ridículo y 5) Interacción con desconocidos. Los seis ítems que forman cada dimensión están distribuidos aleatoriamente en el cuestionario y se contestan 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 cada situación social. Sumando las respuestas directas se obtiene la puntuación total y para cada dimensión. Esta estructura pentafactorial del cuestionario parece sólida y estable, con una alta consistencia interna (alfa de Cronbach) para la puntuación total (de 0,91 a 0,97) y de moderada a alta para las dimensiones (de 0,77 a 0,92), así como una alta fiabilidad (dos mitades de Guttman) para la puntuación total (de 0,91 a 0,97) y de moderada a alta para las cinco dimensiones (de 0,74 a 0,87), en distintas muestras y países (p. ej., Caballo et al., 2016; Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010; Caballo, Salazar, Nobre-Sandoval et al., 2017; Salazar et al., 2016, 2018). La versión del CASO utilizada en Perú⁴ es igual que la versión española, excepto por el cambio de algunas palabras más empleadas en el país (p. ej., “mozo” en lugar de “camarero” [ítem 5], “que me hagan” en vez de “que me gasten” [ítem 16]).
- b. “Escala de ansiedad social de Liebowitz-versión de autoinforme” (Liebowitz Social Anxiety Scale-Self-Report version, LSAS-SR; Liebowitz, 1987). La LSAS-SR tiene 24 ítems que evalúan el grado de temor/ansiedad (subescala de Ansiedad) y la frecuencia de evitación (subescala de Evita-

ción) de situaciones sociales, utilizando una escala Likert de cuatro puntos, de 0 = “ninguno” a 3 = “grave” para la Ansiedad y de 0 = “nunca” a 3 = “habitualmente” para la Evitación. Sumando las respuestas directas se obtiene una puntuación total y por cada subescala. Para la LSAS-SR se han encontrado distintas soluciones factoriales y, recientemente, con población iberoamericana, portuguesa y española se informó de una solución de cinco factores: 1) Interacción con desconocidos, 2) Hablar en público/ Interacción con personas de autoridad, 3) Comer/beber delante de otras personas, 4) Trabajar/escribir/hablar por teléfono delante de otras personas y 5) Comportamientos asertivos (Caballo, Salazar, Arias et al., 2018). Sus índices de consistencia interna (alfa de Cronbach) son altos, tanto para la puntuación total (de 0,90 a 0,95) como para las subescalas de Ansiedad y Evitación (de 0,83 a 0,92) (Caballo et al., 2013; Caballo, Salazar, Arias et al., 2018; Salazar, 2013).

Procedimiento

La LSAS-SR y el CASO (en su versión adaptada a las particularidades del español de Perú) fueron aplicados en grupo (en clases, lugares de trabajo, asociaciones, etc.) por los investigadores peruanos, en un tiempo aproximado de 10 a 15 minutos. Los cuestionarios fueron rellenos de forma anónima y voluntaria por individuos de 16 años o más (no había edad máxima), obteniendo previamente su consentimiento. Esta muestra fue no probabilística. Los colaboradores ingresaron los datos en una base de datos de Excel preparada y validada con el fin de minimizar algunos posibles errores de digitación y los enviaron luego a la coordinación general del proyecto para los análisis estadísticos.

Análisis de datos

Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa EQS 6.3 (Multivariate Software Inc., 2016), para evaluar tres modelos plausibles sobre las relaciones entre los ítems y los factores del CASO. El primero fue el modelo unidimensional (M1), en el que se identifica una única fuente de varianza común entre los ítems y la ausencia de factores específicos. El segundo modelo (M2) fue de cinco factores relacionados que co-

4 Para obtener la versión peruana del CASO puede contactar al autor de correspondencia.

rresponden al planteamiento de la multidimensionalidad de la ansiedad social, según estudios previos con el CASO (e.g., Caballo et al., 2012, 2015; Caballo, Salazar, Arias, et al., 2010) y otras medidas internacionalmente relevantes para la medición de la ansiedad social (e.g., Caballo et al., 2013; 2018). El tercer modelo (M3) fue el de un factor de segundo orden y cinco factores específicos o de primer orden. La evaluación de los modelos probados se hizo mediante el índice de ajuste comparativo (comparative fit index, CFI ³ .95; Hu & Bentler, 1999), la raíz cuadrada de la media de residuos al cuadrado (standardized root mean square residual, SRMR £ .08; Hu & Bentler, 1999) y el error de aproximación de la raíz cuadrada media (root mean square error of approximation, RMSEA £ .05; Hu & Bentler, 1999), con un intervalo de confianza de 90 %. Adicionalmente, los resultados se expusieron mediante el criterio de información de Akaike (AIC) (Akaike, 1973), cuyo valor más bajo en la comparación de modelos es interpretable como el modelo con mejor ajuste a los datos. También se verificó el máximo residual estandarizado absoluto (MREA) como una medida informativa y descriptiva de la máxima discrepancia entre los datos y los modelos evaluados. Residuales estandarizados iguales o mayores a 1.96 pueden considerarse estadísticamente significativos (Brown & Moore, 2012) y ser fuente de posible re-especificación.

Para tomar en cuenta el efecto de usar variables ordinales como indicadores observables de los constructos se utilizaron correlaciones policóricas entre los ítems (Holgado-Tello, Chacón-Moscó, Barbero-García & Vila-Abad, 2010). En la evaluación de la validez de los ítems se obtuvieron coeficientes estructurales junto con las saturaciones factoriales de cada ítem en todos los factores, con el propósito de conocer si tenían relaciones sustanciales con los factores que no medían (Graham, Guthrie & Thompson, 2003; Thompson, 1997).

Con el propósito de hallar pruebas de validez basadas en la relación con otras variables de tipo convergente, este trabajo se centró especialmente en analizar la relación entre las puntuaciones totales del CASO y de la LSAS-SR, así como las relaciones entre la puntuación total y las dimensiones del CASO con la subescala de Ansiedad de la LSAS-SR, debido a que (como se explicó en el apartado de Instrumentos) es la que informa directamente sobre el grado de malestar o ansiedad en las situa-

ciones sociales. Asimismo, se tuvo en cuenta la relación del CASO con los factores de la LSAS-SR (publicados por Caballo, Salazar, Arias et al., 2018) que tienen una denominación similar con algunas de las dimensiones del CASO. Se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson (r), y la interpretación de los resultados se hizo con base en los siguientes parámetros: r baja < .40, $.40 \geq r$ moderada < .60, $.60 \geq r$ alta < .80 y r muy alta $\geq .80$.

Por último, la fiabilidad del CASO fue examinada por dos métodos. El primero consistió en utilizar las saturaciones factoriales estandarizadas del modelo aceptado para calcular el coeficiente w (McDonald, 1999) para cada una de las dimensiones del cuestionario. Teniendo en cuenta el tamaño de la muestra y el uso métodos robustos con máxima verosimilitud (Kelley & Pornprasertmanit, 2016), la estimación poblacional se hizo mediante intervalos de confianza en el 95 %, contruidos por el método Fisher (Romano, Kromrey & Hibbard, 2010). En segundo lugar, se calculó el coeficiente α de Cronbach. Para interpretar la fiabilidad de ambos coeficientes se consideró que $.60 \geq \alpha$ cuestionable/dudosa < .70, $.70 \geq \alpha$ aceptable < .80, $.80 \geq \alpha$ buena < .90 y α excelente $\geq .90$ (Merino, García & Navarro, 2014).

Resultados

Análisis factorial confirmatorio

La Tabla 1 muestra el ajuste de los modelos propuestos. El modelo M1 (unidimensional) fue insatisfactorio de acuerdo con los índices hallados. En contraste, el modelo M2 (factores relacionados) fue satisfactorio para los presentes datos, con residuales inter-ítems £ .207, lo que sugiere un ajuste cercano entre los datos y el modelo evaluado. Con el modelo M3 (modelo jerárquico) se produjo una matriz positiva definida, pero inicialmente se obtuvieron resultados anormales en las saturaciones factoriales. Se reformularon los valores iniciales de los parámetros aplicando el método de mínimos cuadrados (least squares) para las saturaciones factoriales y las varianzas. La estimación final producida no mostró valores anómalos en alguno de sus parámetros. El M3 también poseía índices de ajuste satisfactorios, pero los valores indicaban que su ajuste era menor comparado con el M2.

Tabla 1. Resultados del ajuste de modelos de medición del CASO

	SB-X ² (gl)	CFI	RMSEA (IC 90%)	SRMR	AIC	MREA
M ₁	5310.986** (404)	.910	.090 (.087, .092)	.080	4502.986	.362
M ₂	1860.343** (395)	.975	.050 (.047, .052)	.060	1070.344	.207
M ₃	1863.126** (399)	.973	.049 (.047, .052)	.063	1065.12	.222

Notas. M1 = modelo unidimensional, M2 = modelo de cinco factores relacionados, M3 = modelo jerárquico (cinco factores de primer orden y un factor de segundo orden), SB-X² = X² de Satorra-Bentler, CFI = índice de ajuste comparativo, RMSEA = error de aproximación de la raíz cuadrada media, SRMR = raíz cuadrada de la media de residuos al cuadrado, AIC = criterio de información de Akaike, MREA = máximo residual estandarizado absoluto. **p < .01.

En la Tabla 2 se incluyen las saturaciones de cada ítem en los distintos factores del CASO. Las saturaciones más altas observadas para cada ítem estaban entre .50 y .80, lo que indica que el ítem posee una fuerte relación con el factor al que pertenece y su capacidad para representarlo. La saturación media (MF) de los ítems en sus factores correspondientes (MF1 = .69, MF2 = .65, MF3 = .70, MF4 = .70 y MF5 = .60) fue en todos los casos comparativamente mayor que sus correlaciones en los factores restantes (saturaciones estructurales), sugiriendo que cada factor contenía ítems más relacionados con el constructo latente y que están diferenciados con el resto de constructos (evaluados por las otras dimensiones).

Tabla 2. Saturaciones estandarizadas de los ítems en el CASO (n = 3064)

Factores/ítems	F1	F2	F3	F4	F5	h ²
<i>F1. Interacción con desconocidos</i>						
17. Hablar con gente que no conozco en fiestas y reuniones	.771	.509	.518	.547	.514	.595
13. Mantener una conversación con una persona a la que acabo de conocer	.730	.482	.49	.517	.486	.533
15. Saludar a cada uno de los asistentes a una reunión social cuando a muchos no los conozco	.692	.457	.465	.490	.461	.478
19. Mirar a los ojos mientras hablo con una persona a la que acabo de conocer	.681	.450	.458	.483	.454	.464
22. Ir a un acto social donde solo conozco a una persona	.673	.444	.452	.477	.448	.452
10. Hacer nuevos amigos	.619	.409	.416	.438	.412	.383
<i>F2. Quedar en evidencia/Hacer el ridículo</i>						
21. Equivocarme delante de la gente	.500	.757	.464	.49	.460	.573
16. Que me hagan una broma en público	.457	.691	.424	.447	.420	.478
28. Que me critiquen	.451	.683	.419	.442	.415	.466
24. Que me echen en cara algo que he hecho mal	.435	.659	.404	.426	.400	.434
8. Hablar con alguien y que no me preste atención	.367	.555	.341	.359	.338	.308

Factores/ítems	F1	F2	F3	F4	F5	h ²
1. Saludar a una persona y no ser correspondido/a	.349	.529	.325	.342	.322	.280
<i>F3. Interacción con el sexo opuesto</i>						
23. Iniciar una conversación con una persona del sexo opuesto que me gusta	.534	.488	.795	.524	.492	.633
30. Decirle a una persona que me atrae que me gustaría conocerla mejor	.520	.475	.774	.51	.479	.599
27. Sacar a bailar a una persona que me atrae	.482	.440	.718	.473	.444	.515
4. Pedirle a una persona atractiva del sexo opuesto que salga conmigo	.447	.408	.666	.438	.412	.443
20. Que una persona que me atrae me pida que salga con ella	.426	.389	.634	.417	.392	.402
6. Sentirme observado/a por personas del sexo opuesto	.403	.368	.600	.395	.371	.360
<i>F4. Hablar en público/Interacción con personas de autoridad</i>						
18. Que me pregunte un profesor en clase o un superior en una reunión	.545	.497	.506	.769	.501	.591
3. Hablar en público	.537	.491	.499	.758	.495	.575
12. Tener que hablar en clase, en el trabajo o en una reunión	.509	.464	.473	.718	.468	.515
29. Hablar con un superior o una persona de autoridad	.499	.456	.464	.704	.460	.496
25. Que en una comida con compañeros me obliguen a dirigir la palabra en nombre de todos	.484	.442	.450	.683	.446	.467
7. Participar en una reunión con personas de autoridad	.382	.349	.355	.539	.352	.291
<i>F5. Expresión asertiva de molestia, enfado o desagrado</i>						
26. Decir a alguien que su comportamiento me está molestando y pedir que deje de hacerlo	.489	.446	.454	.479	.734	.538
14. Expresar mi enfado a una persona que se está metiendo conmigo	.409	.373	.380	.401	.614	.377
11. Decirle a alguien que ha herido mis sentimientos	.385	.351	.357	.377	.577	.333
2. Tener que decirle a un vecino que deje de hacer ruido	.380	.347	.353	.372	.571	.326
9. Decir que no cuando me piden algo que me molesta hacer	.377	.344	.350	.369	.566	.320
5. Quejarme al mozo de que la comida no está a mi gusto	.368	.336	.342	.361	.553	.306
Correlaciones interfactores						
F1. Interacción con desconocidos	1.00					
F2. Quedar en evidencia/Hacer el ridículo	.660	1.00				
F3. Interacción con el sexo opuesto	.672	.614	1.00			
F4. Hablar en público/Interacción con personas de autoridad	.709	.647	.658	1.00		
F5. Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado	.666	.608	.619	.652	1.00	
<i>Varianza promedio extraída (AVE)</i>						
	.695	.650	.701	.699	.605	

Notas. h² = comunalidad. En negrita saturaciones estandarizadas de los ítems con sus factores.

Validez con otras variables de tipo convergente

Las correlaciones de Pearson entre las puntuaciones del CASO y la LSAS-SR fueron utilizadas para hallar la validez convergente del primero (Tabla 3). La puntuación total del CASO tuvo una correlación alta con la puntuación total de la LSAS-SR, así como con la subescala de Ansiedad. La correlación con la subescala de Evitación

fue moderada. Por otra parte, entre los factores de los dos cuestionarios que tenían nombres similares la correlación fue alta ($r > 0,60$) en hablar en público o interactuar con personas de autoridad (F4 del CASO y F1 de la LSAS-SR), y moderada ($r > 0,40$) en interacción con desconocidos (F1 del CASO y F5 de la LSAS-SR) y en conductas asertivas (F5 del CASO y F3 de la LSAS-SR).

Tabla 3. Correlaciones (de Pearson) entre el Cuestionario de interacción social para adultos (CASO) y la Escala de ansiedad social de Liebowitz, versión de autoinforme (LSAS-SR)

CASO y dimensiones	LSAS-SR y factores/subescalas							
	F1. Hablar público/ personas autoridad	F2. Exponerse/ participar lugares públicos	F3. Comporta- mientos asertivos	F4. Trabajar/escribir mientras observan	F5. Interacción con desconocidos	Subescala Ansiedad	Subescala Evitación	Puntuación total
F1. Interacción con desconocidos	.49	.52	.40	.39	.50	.59	.50	.58
F2. Quedar en evidencia/Hacer el ridículo	.45	.26	.43	.35	.38	.50	.38	.48
F3. Interacción con el sexo opuesto	.46	.32	.45	.39	.40	.53	.39	.50
F4. Hablar en público/ Interacción con personas de autoridad	.65	.39	.36	.37	.38	.58	.46	.56
F5. Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado	.42	.36	.40	.32	.37	.49	.41	.49
Puntuación total	.64	.47	.52	.46	.52	.69	.55	.66

Notas. Los factores de la LSAS-SR corresponden a la subescala de Ansiedad. En negrita las correlaciones entre factores con nombre similar en ambos cuestionarios. Todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas ($p < .01$).

Fiabilidad del CASO

La fiabilidad estimada desde las saturaciones factoriales estandarizadas fue buena para las cuatro primeras dimensiones del CASO (F1 $w = .85$, IC 95 % = .84-.86; F2 $w = .81$, IC 95 % = .78-.82; F3 $w = .85$, IC 95 % = .84-.86; F4 $w = .82$, IC 95 % = .81-.83) y aceptable para la última (F5 $w = .78$, IC 95 % = .77-.79). En lo que respecta a la consistencia interna del CASO, se encontró que era excelente para la puntuación total

($a = .92$, IC 95 % = .91-.93), buena para tres de sus dimensiones (F1 $a = .81$, IC 95 % = .80-.82; F3 $a = .83$, IC 95 % = .82-.84; F4 $a = .83$, IC 95 % = .82-.84) y aceptable para las otras dos (F2 $a = .79$, IC 95 % = .78-.80; F5 $a = .75$, IC 95 % = .74-.76).

Discusión

La ansiedad social es uno de los problemas de ansiedad más extendidos a nivel mundial. No obstante, la

escasez de estudios sobre este tema en Latinoamérica, y en Perú en concreto, puede deberse (al menos en parte) a la falta de instrumentos debidamente adaptados y validados para esta población. En la última década, se ha dado a conocer el “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO), construido con y para población de habla española y portuguesa, así como sus propiedades psicométricas (Caballo et al., 2012, 2013; Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010). No obstante, en Perú aún hacía falta analizar el comportamiento de este nuevo autoinforme. El objetivo principal de este estudio fue presentar las pruebas de validez basadas en el constructo, las pruebas de validez basadas en la relación con otras variables de tipo convergente y la fiabilidad del CASO, utilizando una muestra general peruana.

Para hallar pruebas de validez basadas en el constructo se llevó a cabo un AFC con el que se probaron tres posibles modelos que explicasen los datos. El planteamiento de partida era que el modelo de cinco factores relacionados (M2) explicaría mejor (que un modelo jerárquico –M3– o un modelo unidimensional –M1 –) los datos de Perú, y así lo demostró el AFC. Este hallazgo también fue informado en otros estudios con el CASO utilizando muestras exclusivamente nacionales en diferentes países, entre ellos Brasil (Caballo, Salazar, Nobre-Sandoval et al., 2017), Chile (Salazar et al., 2018), Colombia (Salazar et al., 2016), España (Caballo, Salazar, Arias et al., 2010) y México (Caballo et al., 2016), así como en grandes muestras iberoamericanas (Caballo et al., 2012; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010).

Hasta la fecha, la ansiedad social ha sido conceptualizada como un constructo unidimensional, una cuestión para la que no se tiene explicación, sobre todo teniendo en cuenta que los datos empíricos han señalado siempre en otra dirección, la de la multidimensionalidad. Estudios preliminares han enfatizado en la utilización (en los ámbitos clínicos y de investigación) de las puntuaciones globales de los autoinformes para la ansiedad social a pesar de las pruebas empíricas sobre las distintas soluciones multifactoriales de los mismos. Es posible que esto se deba a una cuestión práctica pues siempre es más fácil hacer una criba (screening) utilizando una única puntuación, en vez de varias puntuaciones, pero se desconocen las razones científicas de esta práctica. Por

ejemplo, para el SPAI se han encontrado soluciones de dos, cinco y seis factores (e.g., Baños, Botella, Quero & Medina, 2007; Caballo et al., 2013; Osman, Barrios, Aukes & Osman, 1995; Turner, Standley, Beidel & Bond, 1989), pero se utiliza un punto de corte de 60, aunque Peters (2000) propuso que fuera 88; para la LSAS-SR se han hallado desde dos hasta cinco factores (e.g., Caballo et al., 2013, 2018; Mennin et al., 2002; Romm et al., 2011; Sugawara et al., 2012; Terra et al., 2006), pero se utilizan las puntuaciones de 30 y 60 para identificar sujetos con ansiedad social según sea circunscrita o generalizada respectivamente; para el SPIN las soluciones encontradas han sido de tres y cinco factores (e.g., Caballo et al., 2013; Connor et al., 2000; Osório, Crippa & Loureiro, 2010), pero su punto de corte está fijado entre 19 y 21, y algo similar sucede con la SPS y la SIAS (e.g., Caballo et al., 2013; Heidenreich, Schermelleh-Engel, Schramm, Hofmann & Stangier, 2011; Mattick & Clarke, 1998) cuyos puntos de corte parecen ser de 18 y 22, respectivamente (Mörtberg, Reuterskiöld, Tillfors, Furmark & Öst, 2017).

A partir de los resultados del presente estudio se considera importante atender a las pruebas de validez basadas en el constructo para no continuar repitiendo lo que parece ser un error, el continuar aludiendo a la ansiedad social como un constructo unidimensional cuando es factible identificar distintos subtipos de la misma. Los datos obtenidos en este trabajo (y a lo largo de la literatura según se ha comentado) señalan que puede ser de poca utilidad referirse exclusivamente a solo un aspecto de la ansiedad social, como se sugiere, por ejemplo, en el DSM-5 (APA, 2013). En este manual diagnóstico de amplio uso a nivel internacional se enfatiza en la importancia de especificar si el trastorno de ansiedad social corresponde a “solo actuación” (“cuando el miedo se limita a hablar o actuar en público”) (APA, 2013, p. 203), mientras que lo que parece ser una opción más ajustada a la realidad (y con ello se hace referencia a los datos empíricos) es que en cada caso podría identificarse la naturaleza de los diversos miedos sociales y no solo cuando se trata de hablar en público. Por lo tanto, además de señalar que se tiene ansiedad social, los clínicos podrían indicar cuál(es) es(son) la(s) dimensión(es) (factor/es o faceta/s) más afectada(s) en la persona. Según los resultados de este trabajo, habría que referirse a cinco dimen-

siones de la ansiedad social: 1) Hablar en público/Interacción con personas de autoridad; 2) Interacción con el sexo opuesto; 3) Expresión asertiva de molestia, desagrado o enfado; 4) Quedar en evidencia/Hacer el ridículo, y 5) Interacción con desconocidos. El superar el punto de corte definido para cada una indicaría al clínico que la persona podría estar teniendo problemas de ansiedad social en esa dimensión, una cuestión bastante útil no solo para la evaluación, sino para el posterior tratamiento del TAS (e.g., Caballo, Salazar, Garrido et al., 2018; Caballo, Salazar & Hofmann, 2019). Las pruebas indican que el modelo M2 (de cinco factores relacionados) se ajusta mejor a los datos que el M3 (de cinco factores específicos de primer orden y uno de segundo orden) y que, definitivamente, el M1 que era el que avalaba la unidimensionalidad queda completamente descartado en la explicación de estos datos y, por tanto, no se debería considerar el uso de una puntuación global de ansiedad social en solitario.

Para completar el análisis de la solidez del CASO se evaluó la validez convergente y divergente de los ítems. Se observó un patrón adecuado de las saturaciones factoriales respecto a los factores destinados a medir. Esto significa que los ítems poseen una fuerte relación con sus propios factores y ayudan a definir las características comportamentales y teóricas de los constructos (es decir, su validez convergente). Además, comparado con los demás factores del CASO, los ítems mostraron mayor intensidad en sus saturaciones correspondientes a sus propios factores en comparación con los demás factores, lo que asegura que son buenos indicadores en esta muestra (validez divergente). Cabe señalar dos cosas, en primer lugar, que cada ítem mantiene relaciones estadísticas con los demás factores (distintos al propio), aunque la fuerza de esta relación expresada en sus coeficientes estructurales generalmente era de menor intensidad ($< .50$). Estas saturaciones estructurales no fueron de cero como inicialmente se especificaba en el modelamiento basado en ecuaciones estructurales (Brown, 2006), lo que puede dar la impresión de que cada ítem realmente mantiene correlaciones de esta magnitud (cero; Graham et al., 2003). Y en segundo lugar, las saturaciones estructurales halladas en cada ítem no fueron bajas ($< .30$), lo que sugiere que todos los factores e ítems mantienen relaciones que pueden ser consideradas, al menos, moderadas, algo

esperable considerando que todos aportan a la medición (y conceptualización) del constructo general de ansiedad social. En otras palabras, se observa una variabilidad común de los ítems, pero diferenciada de los factores específicos; algo que también apoya en cierta medida el M3 que posee un buen ajuste, aunque no mejor que el M2.

En lo que respecta a las pruebas de validez basadas en la relación con otras variables de tipo convergente, se analizó el nivel de relación del CASO con la LSAS-SR, así como con sus subescalas y factores. Se observó cómo la puntuación total del CASO tenía una relación elevada ($r > 0,60$) con la puntuación total de la LSAS-SR, así como con la subescala de Ansiedad, lo que indica que existe una relación conceptual entre ambos autoinformes. Al encontrar que la correlación era más fuerte con la subescala de Ansiedad (que con la puntuación total) de la LSAS-SR, se confirma empíricamente que estos autoinformes coinciden, sobretodo, en la medición de la percepción subjetiva del miedo/ansiedad, que es el indicador más importante del TAS. Este hallazgo coincide con lo informado en estudios previos (e.g., Caballo et al., 2012, 2016; Caballo, Salazar, Arias et al., 2010; Caballo, Salazar, Irurtia et al., 2010; Caballo, Salazar, Nobre-Sandoval et al., 2017; Salazar et al., 2016, 2018). El grado de coincidencia que muestran los factores que tienen nombres muy similares en ambos instrumentos también apoya la validez convergente del CASO. El que la correlación fuera alta en lo que respecta a “hablar en público o interactuar con personas de autoridad” y moderada en “interacción con desconocidos” así como en “conductas asertivas” podría explicarse por la cantidad de ítems que miden esa clase de comportamiento en ambos cuestionarios. Nuevamente, estos datos parecen ir en la misma línea que con estudios anteriores (p. ej., Caballo, Salazar, Nobre-Sandoval et al., 2017; Salazar et al., 2016).

La fiabilidad del CASO quedó demostrada por los coeficientes relativos a la consistencia interna y el coeficiente w (McDonald, 1999) para cada una de las dimensiones del cuestionario. Los valores obtenidos se mantuvieron en niveles buenos y aceptables, indicando que las dimensiones poseen un contenido homogéneo y se refieren a un mismo constructo latente. Esto mismo puede plantearse para la ansiedad social global donde los índices fueron incluso mejores.

Unas de las limitaciones de este trabajo fueron que la muestra utilizada fue dirigida y del ámbito comunitario (no clínico), además, que un elevado porcentaje de los participantes eran jóvenes universitarios y, por tanto, hay que tener cuidado a la hora de generalizar los resultados. Otra limitación es que no se incluyó una entrevista diagnóstica, entonces, no se pudo establecer la validez relativa al criterio, lo que haría falta para poder considerar el CASO como una herramienta de cribado. Otra cuestión a señalar es que aunque existía la posibilidad de utilizar el modelo bifactor para analizar la estructura del CASO, no se hizo por la solidez que ha demostrado el modelo de factores relacionados para explicar la multidimensionalidad de la ansiedad social. Asimismo, quedaría por analizar con una muestra peruana la relación de la ansiedad social con otros constructos relevantes en la psicología, como las habilidades sociales y la autoestima, como se hizo con una muestra española (Caballo, Salazar & Equipo de Investigación CISO-A España, 2017; 2018), y que podrían aportar más información respecto a su validez divergente.

En resumen, hay que destacar que este estudio pone a disposición de clínicos e investigadores peruanos un nuevo autoinforme autóctono, psicométricamente válido, para evaluar la ansiedad social de forma multidimensional y que toma en consideración las diferencias de sexo. Todas estas cuestiones que pueden ser de gran utilidad de cara a un tratamiento para el trastorno que considere esa misma perspectiva multidimensional (e.g., Caballo, Salazar, Garrido et al., 2018; Caballo et al., 2019).

Referencias

- Akaike, H. (1973). Information theory as an extension of the maximum likelihood principle. En B. N. Petrov & F. Csaki (Eds.), *Second International Symposium on Information Theory* (pp. 267-281). Budapest: Akademiai Kiado.
- 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), 441-50. doi: 10.2466/PRO.100.2.441-450.
- Multivariate Software Inc. (2016). EQS 6.3 for Windows, Build 116 (Programa de ordenador). Temple City, CA: Autor.
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York, NY: Guilford.
- Brown, T. A., & Moore, M. T. (2012). Confirmatory factor analysis. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 361-379). Nueva York, NY: Guilford.
- Caballo, V. E., Arias, B., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Hofmann, S. G., & the 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: <http://dx.doi.org/10.1037/a0038828>
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Arias, V., Hofmann, S. G., Curtiss, J., & CISO-A Research Team (2018). Psychometric properties of the Liebowitz Social Anxiety Scale in a large cross-cultural Spanish and Portuguese speaking sample. *Revista Brasileira de Psiquiatria*. Publicación previa en Internet. doi: 10.1590/1516-4446-2018-0006
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Arias, B., Irurtia, M. J., Calderero, M., & CISO-A Research Team Spain (2010). Validation of the Social Anxiety Questionnaire for Adults (SAQ-A30) with Spanish university students: Similarities and differences among degree subjects and regions. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 18, 5-34.
- 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., & Equipo de Investigación CISO-A España. (2018). La autoestima y su relación con la ansiedad social y las habilidades sociales. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 26(1), 23-53.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Garrido, L., Irurtia, M. J., & Hofmann, S. G. (2018). Programa de Intervención multidimensional para la ansiedad social (IMAS). Libro del terapeuta. Madrid: Pirámide.

- Caballo, V. E., Salazar, I. C., García-López, L. J., Irurtia, 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., & Hofmann, S. G. (2019). Una nueva Intervención multidimensional para la ansiedad social: el programa IMAS. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 27(1), 149-172.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B., & Hofmann, S. G. (2010). Measuring social anxiety in 11 countries: Development and validation of the Social Anxiety Questionnaire for Adults. *European Journal of Psychological Assessment*, 26, 95-107. doi: <http://dx.doi.org/10.1027/1015-5759/a000014>.
- 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. *Behavior Therapy*, 43, 313-328. doi: <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.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Nobre-Sandoval, L., Wagner, M. F., Arias, B., & Lourenço, L. (2017). Validação brasileira do Questionário de Ansiedade Social para Adultos (CASO). *Revista Psicologia: Teoria e Prática*, 19(2), 131-150.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Robles, R., Irurtia, 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, 30-40.
- 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
- Graham, J. M., Guthrie, A. C., & Thompson, B. (2003). Consequences of not interpreting structure coefficients in published CFA research: A reminder. *Structural Equation Modeling*, 10, 142-153.
- Gureje, O., Adeyemi, O., Enyidah, N., Ekpo, M., Udo-fia, O., Uwakwe, R., & Wakil, A. (2008). Mental disorder among adult Nigerians: Risks, prevalence, and treatment. En R. C. Kessler y T. B. Üstün (Eds.), *The WHO Mental Health Surveys: Global perspectives on the epidemiology of mental disorders* (pp. 211-237). Nueva York, NY: Cambridge University.
- 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. doi: 10.1016/j.janxdis.2011.01.006
- Holgado-Tello, F. C., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153-166.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kelley, K., & Pornprasertmanit, S. (2016). Confidence intervals for population reliability coefficients: Evaluation of methods, recommendations, and software for composite measures. *Psychological Methods*, 21(1), 69-92. doi: <http://dx.doi.org/10.1037/a0040086>
- Kessler, R. C., Berglund, P. A., Chiu, W. T., Demler, O., Glantz, M., Lane, M. C.,... Wells, K. B. (2008). The National Comorbidity Survey Replication (NCS-R): Cornerstone in improving mental health and mental health care in the United States. En R. C. Kessler, & T. B. Üstün (Eds.), *The WHO Mental Health Surveys: Global perspectives*

- ves on the epidemiology of mental disorders (pp. 165-209). Nueva York, NY: Cambridge University.
- 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
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified approach*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- 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 y T. B. Üstün (Eds.), *The WHO Mental Health Surveys: Global perspectives on the epidemiology of mental disorders* (pp. 144-164). Nueva York: 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
- Merino, C., García, W., & Navarro, J. (2014). Evaluación de la confiabilidad del Inventario de inteligencia emocional de Bar-On ICE: NA. *Revista de Perua de Psicología y Trabajo Social*, 3(1), 141-154.
- Mörtberg, E., Reuterskiöld, L., Tillfors, M., Furmark, T., & Öst, L. (2017). Factor solutions of the Social Phobia Scale (SPS) and the Social Interaction Anxiety Scale (SIAS) in a Swedish population. *Cognitive Behaviour Therapy*, 46(4), 300-314. doi: 10.1080/16506073.2016.1258723
- 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. doi: 10.1016/j.comppsy.2010.03.004
- Peters, L. (2000). Discriminant validity of the Social Phobia and Anxiety Inventory (SPAI), the Social Phobia Scale (SPS) and the Social Interaction Anxiety Scale (SIAS). *Behaviour Research and Therapy*, 38, 943-950. doi: [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(99\)00131-X](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(99)00131-X)
- 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 y 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.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D., & Hibbard, S. T. (2010). A Monte Carlo study of eight confidence interval methods for coefficient alpha. *Educational and Psychological Measurement*, 70(3), 376-393. doi: <https://doi.org/10.1177/0013164409355690>
- 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
- 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. Universidad de Granada, España. Recuperado de <http://digibug.ugr.es/bitstream/10481/32112/1/23037349.pdf>
- 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, 98-107. doi: 10.1016/j.rlp.2015.07.001
- Salazar, I. C., Caballo, V. E., Arias, V., & Equipo de Investigación CISO-A Chile (2018). Estructura interna del “Cuestionario de ansiedad social para adultos” (CASO) con una muestra chilena. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Ava-*

liação Psicológica, 3(48), 91-104. doi: <https://doi.org/10.21865/RIDEP48.3.08>

- Sugawara, N., Yasui-Furukori, N., Kaneda, A., Sato, Y., Tsuchimine, S., Fujii, A.,... Kaneko, S. (2012). Factor structure of the Liebowitz Social Anxiety Scale in community-dwelling subjects in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 66(6), 525-528. doi: 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.,... da Silveira, D. X. (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. doi: 10.1590/S1516-44462006005000008
- Thompson, B. (1997). The importance of structure coefficients in structural equation modeling confirmatory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 57, 5-19.
- 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