

## ***Validación de la escala de ansiedad en la interacción social en estudiantes universitarios mexicanos<sup>1</sup>***

José Moral de la Rubia<sup>2</sup>, Cirilo Humberto García Cadena<sup>3</sup>, César Jesús Antona Casas<sup>4</sup>  
Universidad Autónoma de Nuevo León (México)

Recibido: 12/05/2012    Revisado: 17/02/2013    Aceptado: 18/03/2013

### **Resumen**

**Objetivo.** El propósito de esta investigación fue validar la escala de ansiedad en la interacción social (Social Interaction Anxiety Scale [SIAS-20] de Mattick y Clarke, 1998) en una población de estudiantes universitarios mexicanos. Concretamente, se buscó validar la estructura unidimensional del SIAS-20, calcular su consistencia interna, describir su distribución, comparar diferencias de medias entre géneros, comprobar su validez criterial con el factor de fobia social del inventario de ansiedad y fobia social (Social Phobia and Anxiety Inventory [SPAI] de Turner, Beidel, Dancu y Stanley, 1989) y su validez convergente con la escala de autoverbalizaciones al hablar en público (Self-Statements during Public Speaking Scale [SSPS] de Hofmann y DiBartolo, 2000) así como estudiar su relación con un inventario de deseabilidad social (Balanced Inventory of Desirable Responding [BIDR] de Paulhus, 1998). **Método.** Para ello, se empleó una muestra probabilística de estudiantes universitarios, estratificada por géneros. **Resultados.** Descartados los tres ítems inversos del SIAS-20, el modelo unidimensional tuvo buen ajuste. Además, la consistencia interna del SIAS-17 fue alta y su distribución asimétrica positiva. Los promedios fueron estadísticamente equivalentes entre ambos géneros. La escala mostró validez criterial con el SPAI y convergente con el SSPS. La correlación con deseabilidad social fue baja. **Conclusión.** Se encontró que la escala es válida para emplearla con población estudiantil universitaria mexicana. Futuros estudios deben concentrarse en su estandarización por percentiles, tanto en población mexicana, como en países hispanoparlantes.

**Palabras clave.** Fobia social, psicometría, diagnóstico, instrumentación, deseabilidad social, México.

## ***Validation of the Social Interaction Anxiety Scale among Mexican College Students***

### **Abstract**

**Objective.** The purpose of this research was to validate the Social Interaction Anxiety Scale (SIAS-20; Mattick & Clarke, 1998) with a student population of a Mexican university. In particular, the intention was to validate the

<sup>1</sup> El presente artículo se deriva del proyecto titulado "Validación de escalas que evalúan ansiedad social y fobia social en población mexicana". El proyecto fue aprobado y financiado por la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León.

<sup>2</sup> Psicólogo, doctor en Filosofía y Ciencias de la educación. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. C.P. 64460. Monterrey, Nuevo León, México.. Teléfono: (00 52) 81 83 33 82 33. Ext. 423 y Fax: Ext. 103. Correo de correspondencia: jose\_moral@hotmail.com

<sup>3</sup> Psicólogo, doctor en Psicología.

<sup>4</sup> Psicólogo, doctor en Filosofía.

unidimensional structure of the SIAS-20, calculate its internal consistency, describe its distribution, compare differences in averages between genders, prove its criterion validity with the social phobia factor of the anxiety and social phobia inventory ([SPAI] of Turner, Beidel, Dancu & Stanley, 1989) and its convergent validity with the Self-Statements During Public Speaking Scale ([SSPS] of Hofmann & DiBartolo, 2000), as well as studying its relationship with a social desirability inventory (Balanced Inventory of Desirable Responding [BIDR]; Paulhus, 1998). **Method.** A probabilistic sample of college students stratified by sex was collected. **Results.** Excluding the three negatively-keyed items of the SIAS-20, the single-factor model showed a good fit. Also, the internal consistency of the SIAS-17 was high, and its distribution was positively skewed. The averages were statistically equivalent between men and women. The scale showed criterion validity with the SPAI and convergent validity with the SSPS. The correlation with social desirability was low. **Conclusion.** In conclusion, the scale is valid for use with the Mexican university student population. It is recommend that future studies focus on its standardization by percentiles in Mexico, as well as in other Spanish-speaking countries.

**Key words.** Social phobia, psychometrics, diagnosis, scaling, social desirability, Mexico.

## ***Validação da Escada de Ansiedade na Interação Social em estudantes universitários mexicanos***

### **Resumo**

**Escopo.** O proposto de esta pesquisa foi validar a escada de ansiedade na interação social (Social Interaction Anxiety Scale [SIAS-20] de Mattick y Clarke, 1998) na população de estudantes universitários mexicanos. Concretamente, procurou-se validar a estrutura unidimensional do SIAS-20, calcular sua consistência interna, descrever sua distribuição, comparar diferencias de médias entre géneros, comprovar sua validade criterial com o fator de fobia social do inventário de ansiedade e fobia social (Social Phobia and Anxiety Inventory [SPAI] de Turner, Beidel, Dancu y Stanley, 1989) e sua validade convergente com a escada de auto-verbalização ao falar em público (Self-Statements during Public Speaking Scale [SSPS] de Hofmann y DiBartolo, 2000), assim como estudar sua relação com um inventário de deseabilidade social (Balanced Inventory of Desirable Responding [BIDR] de Paulhus, 1998). **Metodologia.** Para isto foi empregada uma amostra probabilística de estudantes universitários estratificada por géneros. **Resultados.** Descartados os três itens inversos do SIAS-20, o modelo unidimensional teve um bom ajuste. Além a consistência interna do SIAS-17 foi alta e sua distribuição assimétrica positiva. As médias foram estatisticamente equivalentes entre ambos géneros. A escada mostrou validade criterial com o SPAI e convergente com o SSPS. A correlação com deseabilidade social foi baixa. **Conclusão.** Foi achado que a escada é válida para ser empregada com população estudantil universitária mexicana. Futuros estudos devem enfocar-se em sua standardização por percentis, tanto em população mexicana, como em países hispano-falantes.

**Palavras chave.** Fobia social, psicometria, instrumentação, deseabilidade social, México.

### **Introducción**

La experiencia de ansiedad ante la expectativa de recibir burlas y críticas a la propia conducta, en situaciones de interacción con otras personas, es ampliamente variable de una persona a otra. Cuando esta experiencia de ansiedad resulta disfuncional y desadaptativa es calificada como trastorno de ansiedad social o fobia social (Bögels

et al., 2010). Dicho trastorno, se caracteriza por un miedo acusado y persistente a las situaciones sociales o a las actuaciones en público por temor a que resulten embarazosas (Antona, Delgado, García y Estrada, 2012).

La presencia de fobia social en estudiantes universitarios abocados a profesiones de servicio, (como aquellas de área socio-sanitario o docencia), no solamente genera un sufrimiento y malestar

internos, sino también constituye un obstáculo importante para el desarrollo profesional. En estos casos, el temor y la evitación de situaciones sociales se reflejarán primero en el rendimiento en materias de práctica o que requieran trabajo en equipo; posteriormente, afectará el ejercicio profesional, pudiendo generar la postergación de su inicio o la deserción una vez iniciado (Stewart y Mandrusiak, 2007). Es justo aquí en donde surge la importancia de la evaluación y abordaje terapéutico de la fobia social en estos estudiantes universitarios.

Para ello, se requiere la evaluación de estos estudiantes con instrumentos válidos y fiables, que permitan dar cuenta de las características de la ansiedad que experimentan, así como su duración y nivel de gravedad. Por supuesto, existen varias escalas que evalúan la ansiedad social y que, además, presentan buenas propiedades psicométricas en población anglosajona, como el Inventario de ansiedad y fobia social (SPAI) de Turner, Beidel, Dancu y Stanley (1989), la Escala de ansiedad en la interacción social (SIAS-20) y la de Fobia social (SPS-20) de Mattick y Clarke (1998) y la Escala de autoverbalizaciones al hablar en público (SSPS) de Hofmann y DiBartolo (2000). Algunas de las anteriores escalas han sido validadas en población española, como el inventario SPAI por Olivares, García, Hidalgo, Turner y Beidel (1999); las escalas SIAS-20 y SPS-20 por Olivares, García e Hidalgo (2001); y la escala SSPS por Rivero, García y Hofmann (2010). Algunas de ellas también han sido validadas en otros países de habla hispana, como el SPAI en Chile (Olivares et al., 2010). Incluso, se han desarrollado instrumentos específicos para evaluar fobia social en países de habla hispana como el Cuestionario de autoinforme para el diagnóstico de la Fobia social de Rey, Mejía y Montoya (2008), validado en Colombia.

En México, país en el que se realiza el presente estudio, solamente se halla validado el inventario SPAI por Moral, Antona y García (2012). Este último es el instrumento con más frecuencia de uso para evaluar ansiedad social, seguido de las escalas SIAS-20 y SPS-20 (Antona, 2009).

Mattick y Clarke (1998) desarrollaron las escalas SIAS-20 y SPS-20, a partir de los criterios de fobia social de la tercera edición revisada del Manual de diagnóstico y estadístico de trastornos mentales (DSM-III), de la Asociación Psiquiátrica Americana, con el objetivo de evaluar la ansiedad en distintas interacciones sociales con el SIAS-20 y la ansiedad de actuación con el SPS-20, dos aspectos

conceptualmente distintos. Aunque Mattick y Clarke (1998) y autores posteriores, como Olivares et al. (2001), recomiendan administrarlas juntas, al medir aspectos complementarios de la ansiedad social, no existe un puntaje de integración de dicha información. Además, al ser alta la correlación entre las dos escalas, no proporcionan realmente utilidad adicional, sino que resultan en dos formas paralelas que pueden consumir un tiempo y espacio requerido para la aplicación de otros instrumentos.

Mattick y Clarke (1998) reportaron valores de consistencia interna mayores o iguales a 0.88 para las escalas SIAS-20 y SPS-20, en cinco grupos de pacientes con fobia social y un grupo control; valores de correlación test-retest de 0.91 a 0.93 entre uno y tres meses en los grupos de pacientes; valores de correlación de 0.54 a 0.69 con distintas escalas de ansiedad social y una correlación de 0.72, entre las dos escalas. En la población universitaria española, Olivares et al. (2001) encontraron valores de consistencia interna de 0.89 para el SIAS-20 y 0.9 para el SPS-20, estructuras unidimensionales con ajuste adecuado a los datos por máxima verosimilitud, con 20 indicadores cada modelo ( $\chi^2/gf = 4.20$ , GFI = 0.87, AGFI = 0.84 y RMSEA = 0.06 para el SIAS; y  $\chi^2/gf = 3.21$ , GFI = 0.91, AGFI = 0.81 y RMSEA = 0.05 para el SPS) y una alta correlación entre ambas escalas ( $r = 0.74$ ).

Si se aplican juntas las escalas SIAS-20 y SPS-20, resulta un instrumento de 40 ítems. Para reducir su número de ítems y lograr un mejor ajuste a un modelo jerarquizado de un solo factor de orden superior y dos subordinados, se han realizado varias revisiones, como la de Kupper y Denollet (2012) y la de Peters, Sunderland, Andrews, Rapee y Mattick (2012).

Desde las propiedades de consistencia interna y unidimensionalidad parecen ser válidas las opciones de ambas escalas; destacando la escala SPS-20 por una consistencia ligeramente mayor y mejor ajuste al modelo unidimensional. No obstante, la escala SIAS-20 discrimina mejor entre fobia social generalizada y específica (Brown et al., 1997; Heimberg, Mueller, Holt, Hope y Liebowitz, 1992; Ries et al., 1998), es más sensible al cambio terapéutico (Peters, 2000; Ries et al., 1998), tiene mayor correlación con otras medidas de fobia social, como el SPAI (Olivares et al., 2001; Peters, 2000). Ahora bien, al considerar lo anterior y que ambas escalas, la SIAS-20 y SPS-20, suman 40 ítems y poseen una alta correlación, incluso mayor a la encontrada con otros criterios de fobia social, se podría optar por incluir solo la escala SIAS-20

para evaluar ansiedad social y detectar los casos disfuncionales (fobia social), reduciendo así la fatiga del encuestado y el tiempo de aplicación, especialmente, cuando las baterías de evaluación son grandes. Este argumento de considerar a las escalas SIAS-20 y SPS-20 como dos formas paralelas y sin clara utilidad como pruebas complementarias fue adelantado por Clark et al. (1997). Así, en estudios recientes, como los de Zubeidat, Salinas, Sierra y Fernández (2007) y Ghaedi, Tavoli, Bakhtiari, Melyani y Sahragard (2010), es la estrategia observada. Por todo lo anteriormente dicho, esta investigación se centra solo en la escala SIAS-20.

El SIAS-20 se concentra en evaluar el constructo de fobia social, la cual se considera una característica desadaptativa, poco frecuente en población general (Bögels et al., 2010). Por esto, se espera que su distribución en la población sea asimétrica positiva, es decir, concentrada en los valores bajos. En relación con el sexo, todos los trastornos de la dimensión afectiva en los que se incluye la fobia social fueron encontrados con mayor frecuencia en las mujeres (Goldberg, Krueger, Andrews y Hobbs, 2009), lo que se atribuye al efecto de los descensos cíclicos de los estrógenos gonadales o permanentes (menopausia) sobre las indolaminas y catecolaminas (Stahl, 2001), y a diversos rasgos derivados de los procesos de socialización y construcción de género, como mayor vulnerabilidad social, mayor sensibilidad interpersonal y mayor dependencia de otros para afrontar estresores (Hofmann, Anu-Asnaani y Hinton, 2010). Los estudios epidemiológicos de fobia social, que emplean los criterios clínicos del DSM (American Psychiatric Association [APA], 2000) hallan valores de prevalencia superiores en las mujeres, siendo la diferencia entre los géneros menor con los criterios de la décima revisión de la Clasificación internacional de enfermedades de la Organización Mundial de la Salud; y aún menor si se emplean escalas psicométricas, como el SIAS-20 (Antona, 2009; Antony y Rowa, 2008).

Por otra parte, la deseabilidad social es la tendencia del individuo a ofrecer una imagen de sí mismo socialmente mejorada o inflada hacia el polo positivo de la valoración social. Este es un concepto clásico en la psicometría que con frecuencia es considerado para corregir sesgos de respuesta (Paulhus, 2002). Su efecto ha sido escasamente estudiado en la evaluación de la fobia social, a pesar de su relevancia para asegurar que las medidas de fobia social son fiables.

El presente trabajo busca considerar el efecto de la deseabilidad social en la evaluación psicométrica de la fobia social, empleando el modelo bifactorial de manejo de la impresión o fingimiento y autoengaño o falta de crítica hacia sí mismo, el cual se halla instrumentalizado por el inventario BIDR (Paulhus, 1998). Desde este modelo, es probable que la ansiedad social, cuya fenomenología implica vergüenza e inferioridad en la evaluación interna, se correlacione más con el autoengaño que con el manejo de la impresión. De este modo, la persona bajo un sesgo egotista no reconoce todos sus aspectos fóbicos sociales e, interiormente, se define más segura y hábil en la interacción social de lo que realmente es. Así, para que un individuo puntúe alto en una escala de ansiedad social se requiere que sea sincero, sobre todo consigo mismo.

Teniendo en cuenta que la escala SIAS-20 es una de las medidas de ansiedad comúnmente empleadas en diversas investigaciones internacionales, además, se trata de un instrumento con apropiadas propiedades psicométricas para evaluar ansiedad social en diversas situaciones sociales, y considerando que no está validada en México, pero sí en otro país hispanoparlante, este estudio tiene como objetivos: (a) validar la estructura unidimensional del SIAS-20, (b) calcular su consistencia interna, (c) describir su distribución, (d) contrastar diferencias de medias entre ambos sexos, (e) verificar su validez criterial con el factor de fobia social del SPAI, (f) comprobar su validez convergente con autoverbalizaciones que generan ansiedad ante la evaluación social en la situación de hablar en público y (g) estudiar su relación con deseabilidad social. Se opta por estudiar la escala SIAS-20 sin el SPS-20, al considerarse que son dos formas paralelas, además, de que la escala SPS-20, según relevan estudios anteriores, es menos sensible y válida para evaluar fobia social (Clark et al., 1997; Mattick, Peters y Clarke, 1989; Mattick y Clarke, 1998).

De acuerdo con los estudios anteriormente revisados, se espera un factor de ansiedad de interacción social, con consistencia interna alta ( $\alpha > 0.8$ ), distribución asimétrica positiva y mayor promedio en mujeres. Asimismo, encontrar una alta correlación (con valores en torno a 0.7, como se ha reportado en otros estudios) con el factor de fobia social del SPAI, al este medir el mismo concepto que el SIAS-20 (Mattick y Clarke, 1998; Olivares et al., 2001).

Por otra parte, como hablar en público es uno de los escenarios de interacción social que usualmente generan más ansiedad en las personas con fobia social, especialmente, entre estudiantes universitarios (Antona et al., 2012), se espera hallar una correlación moderada entre el SIAS-20 y el SSPS, al ser un aspecto parcial. Se conjetura una correlación significativa y negativa con deseabilidad social, más con autoengaño que con manejo de la impresión; es decir, se espera que las personas que reconocen más rasgos fóbicos sociales, probablemente sean más sinceras, sobre todo consigo mismas.

## Método

### Participantes

La población objeto de estudio fueron estudiantes universitarios, como en el estudio original (Mattick y Clarke, 1998) y en la adaptación española (Olivares et al., 2001). Se trabajó con dos facultades de la Universidad Autónoma de Nuevo León: Psicología (con mayoría de mujeres) y Organización Deportiva (con mayoría de hombres); entre ambas suman un total de 2.500 alumnos de licenciatura. Esta primera selección de la muestra tuvo en cuenta un muestreo probabilístico por estratos y género.

Para estimar el tamaño de la muestra final, se tomó como parámetro la media del puntaje total de la escala SIAS-20 ( $M = 18.10$ ,  $DE = 9.96$ ), para un error absoluto esperado de 0.5 y un nivel de confianza de 95%. Desde la teoría central del límite y la prueba  $Z$ , se definió que se requeriría de un tamaño de muestra de 856 participantes,

La muestra de 856 participantes quedó integrada por 456 mujeres y 400 hombres, siendo la frecuencia de géneros estadísticamente equivalente (prueba binomial:  $p = 0.06$ ). La media de edad fue de 19.07 años ( $DE = 2.02$ ). El 52% de la muestra procedió de la facultad de Psicología y 48% de la facultad de Organización Deportiva, siendo los porcentajes estadísticamente equivalentes (prueba binomial:  $p = 0.26$ ).

El 80% de los encuestados estudia, mientras que un 20% estudia y trabaja. El ingreso familiar mensual promedio reportado fue de 12.500 pesos (aproximadamente 1.000 dólares). De los 856 participantes, 98% reportaron estar solteros, y el 2% restante, casados o en unión libre.

### Instrumentos

La escala de ansiedad en la interacción social (SIAS-20) de Mattick y Clarke (1998) está integrada por 20 ítems tipo Likert con un rango de respuesta de cinco puntos (de cero a cuatro). De sus 20 ítems, 17 están redactados en forma positiva para dar cuenta de ansiedad social, mientras que los otros tres están redactados en sentido inverso (ítems 5, 9 y 11). Mayores puntuaciones en el SIAS-20 reflejan mayor ansiedad social. Esta escala posee consistencia interna alta ( $\alpha = 0.88$ ) y una estructura unidimensional (véase la escala traducida en el anexo; Mattick y Clarke, 1998).

Además del SIAS-20, también se aplicó la escala de autoverbalizaciones al hablar en público (SSPS), de Hofmann y DiBartolo (2000). Esta consta de diez ítems tipo Likert, con un rango de respuesta de seis puntos (de cero a cinco), la mitad redactados en sentido inverso o no ansiógeno (ítems 1, 3, 5, 6 y 9). Mayores puntuaciones en el SSPS reflejan mayor frecuencia de verbalizaciones ansiógenas durante la situación de hablar en público. Posee consistencia interna alta ( $\alpha = 0.94$ ) y se compone de dos factores correlacionados: autoverbalizaciones positivas (SSPS-P) con los cinco ítems inversos ( $\alpha = 0.84$ ) y autoverbalizaciones negativas (SSPS-N) con los cinco ítems directos ( $\alpha = 0.83$ ); Hofmann y DiBartolo, 2000).

En este estudio, se manejó un rango de cinco puntos para cada ítem (de uno a cinco) por las sugerencias recibidas en el estudio piloto. Las puntuaciones en SSPS-P se calculan con los cinco ítems invertidos.

Por su parte, el inventario balanceado de deseabilidad social al responder (BIDR) de Paulhus (1998) consta de 40 ítems redactados como proposiciones afirmativas, la mitad en sentido de respuestas socialmente deseables y, la otra mitad, en sentido opuesto (ítems 2, 4, 6, 8, 10, 12, 14, 16, 18, 20, 21, 23, 25, 27, 29, 31, 33, 35, 37 y 39). Se responden según escala tipo Likert de siete puntos (de uno a siete). Consta de dos factores: autoengaño (ítems del uno al 20) y manejo de impresión (del 21 al 40). Cada factor cuenta con la mitad de sus ítems en sentido inverso, pudiéndose así distinguir cuatro factores. Mayores puntuaciones en el BIDR reflejan mayor deseabilidad social.

El BIDR fue validado en México por Moral, García y Antona (2012), con una muestra de 624 estudiantes universitarios (312 hombres y 312 mujeres). La consistencia interna de los cuatro

factores varió de 0.61 a 0.76. El método de mínimos cuadrados generalizados mostró índices de ajuste de una estructura de cuatro factores correlacionados buenos ( $\chi^2/gf = 1.77$  y  $Rmse = 0.03$ ), a adecuados ( $GFI = 0.90$  y  $AGFI = 0.88$ ). Estos índices mejoran cuando se consideran solo los diez ítems directos de autoengaño y los diez directos de manejo de la impresión, definiendo un modelo de dos factores correlacionados ( $FD = 0.47$ ,  $\chi^2/gf = 1.74$ ,  $PNCP = 0.20$ ,  $Rmse = 0.03$ ,  $GFI = 0.95$  y  $AGFI = 0.94$ ), siendo los valores de consistencia interna de estos dos factores mayores a 0.7. Para el presente trabajo, se empleó la versión simplificada de 20 ítems directos (BIDR-20) y dos factores, como se sugiere en el estudio de validación de Moral, García y Antona (2012).

Por último, el inventario de ansiedad y fobia social (SPAI) de Turner et al. (1989) está integrado por 109 ítems directos que se responden en una escala tipo Likert con un rango de siete puntos (de uno a siete). Se compone de una escala de fobia social con 96 ítems (enumerados del 1 al 32), y otra de agorafobia, compuesta con 13 ítems (enumerados del 33 al 45). Mayores puntuaciones en estas escalas del SPAI reflejan mayor ansiedad social o agorafobia. Se obtiene un puntaje total al restar la puntuación de la escala de agorafobia de la puntuación de la escala de fobia social, reflejando mayor severidad de la fobia social, sin síntomas de agorafobia.

El SPAI fue validado en México por Moral, Antona y García (2012), en una muestra de 695 estudiantes universitarios (314 hombres y 381 mujeres). En este estudio, el inventario fue reducido a 41 ítems, buscando el modelo estructural con mejor ajuste a los datos. Este fue el modelo de un factor de fobia social (con cinco factores subordinados y 30 ítems), correlacionado con un factor de agorafobia, compuesto por 11 ítems ( $\chi = 0.89$ ). El modelo mostró un ajuste adecuado a los datos, por mínimos cuadrados generalizados ( $\chi^2/gf = 2.94$ ,  $GFI = 0.85$ ,  $AGFI = 0.82$  y  $Rmse = 0.06$ ). Los cinco factores subordinados al de fobia social fueron: miedos y reacciones fisiológicas, con seis ítems ( $\chi = 0.89$ ); relaciones interpersonales con personas del sexo opuesto y personas en general, con ocho ítems ( $\chi = 0.93$ ); timidez ante las autoridades y extraños, con cuatro ítems ( $\chi = 0.91$ ); comer y beber en público, con cuatro ítems ( $\chi = 0.93$ ), y evitación/abandono, con ocho ítems ( $\chi = 0.93$ ).

## Procedimiento

Las tres escalas (SIAS-20, SSPS y BIDR) fueron traducidas por el procedimiento de traducción reversa (García, 2009). Primero, se tradujeron al español por un experto (lingüista); luego, se volvieron a traducir al inglés por un segundo experto (lingüista). Se evaluó la equivalencia semántica de ambas traducciones por otro tercero (psicólogo) en una escala de cinco (totalmente equivalente) a uno (totalmente disimilares). Todos aquellos ítems con menos de cuatro puntos se tradujeron de nuevo hasta lograr una puntuación de al menos cuatro puntos, bajo el mismo procedimiento. Posteriormente, se evaluó la comprensión de las escalas en una muestra de 30 participantes con estudios de primaria. La escala de evaluación fue de tres puntos: 3 = *comprensible*, 2 = *genera dudas*, 1 = *no lo comprendo*. Se exigió para cada ítem que al menos 25 de los 30 participantes (80%) señalaran comprenderlo (puntuación de 3). En caso de que se marcara 1 ó 2, se pidió que se indicara el motivo de dicha elección. A partir de los señalamientos, se realizaron las modificaciones pertinentes.

Las tres escalas se administraron como un solo cuestionario, con una duración máxima de aplicación individual de 30 minutos. Para evitar el efecto de la fatiga y orden fijo de secuencia, en los resultados de cada escala se empleó el método de equiponderación total (García, 2009).

El trabajo de campo fue realizado por alumnos de un curso de investigación en psicología, tras recibir capacitación de junio a diciembre de 2010. Los participantes en el estudio fueron seleccionados de forma aleatoria en los jardines y áreas públicas de las dos facultades de interés para este trabajo.

La participación en el estudio fue voluntaria y anónima, con firma de consentimiento expreso en la primera página del cuestionario, en el cual se garantizaba a los participantes la confidencialidad de la información suministrada. En caso de que algún participante solicitase ayuda psicológica, éste era enviado a la unidad clínica de la facultad, respetándose así las recomendaciones éticas de la declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 2008) y la Sociedad Mexicana de Psicología (2009).

El presente trabajo contó con la aprobación del Comité de Ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León.

## Análisis de datos

La consistencia interna de los datos se estimó empleando el coeficiente alfa de Cronbach, considerando valores de consistencia interna altos, en aquellos puntajes mayores o iguales a 0.70; adecuados, cuando los valores fueran mayores o iguales a 0.60, y bajos, cuando se obtuvieran valores menores de 0.60.

El ajuste de la distribución a una curva normal se contrastó con la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Entre tanto, los promedios entre hombres y mujeres se compararon con la prueba U de Mann-Whitney; se emplearon pruebas no paramétricas y el método GLS, partiendo del supuesto de que los datos de la muestra obtendría una distribución asimétrica positiva.

Por su parte, las correlaciones entre las escalas se calcularon con el coeficiente rho de Spearman. Para este último estadístico, se consideraron valores de correlación altos, a puntuaciones mayores o iguales a 0.70; moderados, entre 0.69 y 0.30, y bajos, cuando el valor estuviera por debajo de 0.3.

La estructura dimensional del SIAS-20 se determinó tanto por análisis de componentes principales, con rotación oblimin, como por análisis factorial confirmatorio por mínimos cuadrados generalizados (GLS). Se consideró baja toda carga factorial menor a 0.3 en la matriz de configuraciones. Se contemplaron cuatro índices de ajuste: cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad ( $\chi^2/df$ ), error cuadrático medio de aproximación (*Rmse*) de Steiger-Lind, índice de bondad de ajuste (*GFI*) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (*AGFI*). Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices:  $\chi^2/df < 2$ , *Rmse* < 0.05, *GFI* > 0.95 y *AGFI* > 0.90; como valores adecuados:  $\chi^2/df < 3$ , *Rmse* < 0.08, *GFI* > 0.85 y *AGFI* > 0.80 (Moral, 2006).

Cabe mencionar que los valores perdidos del SIAS fueron sustituidos por la media obtenida por la muestra. Los cálculos se realizaron con SPSS16, AMOS16 y ViSta7.9.

## Resultados

### Consistencia y estructura dimensional

La consistencia interna del SIAS-20 fue alta ( $\alpha = 0.82$ ), incrementándose con la eliminación de

cualquiera de los tres ítems inversos. Así, sin el ítem 5, el alfa es de 0.85; sin el ítem 9 u 11, es de 0.84.

El análisis de componentes principales, empleando el criterio de Kaiser (autovalores de la matriz de correlaciones mayores a uno) demuestra que tres componentes son suficientes para explicar el 46.70% de la varianza total de los datos. Tras la rotación oblicua, el primer componente quedó integrado por 12 indicadores con saturaciones mayores a 0.38 (ítems 1, 2, 3, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19 y 20) y consistencia interna alta ( $\alpha = 0.87$ ). El contenido de estos ítems rastrea por ansiedad al interactuar en distintas situaciones sociales. Por su parte, el segundo componente quedó compuesto por tres indicadores con saturaciones mayores a 0.7 (ítems 5, 9 y 11) y consistencia interna baja ( $\alpha = 0.55$ ). Este segundo componente apunta a la facilidad para hacer amigos. Entre tanto, el tercer componente quedó definido por cinco indicadores con saturaciones mayores a 0.59 (ítems 4, 6, 7, 8 y 10) y consistencia interna alta ( $\alpha = 0.73$ ); por el contenido de éstos, el componente se define como dificultad para socializar.

Ahora bien, solo la correlación entre el primero y el tercero fue significativa ( $r = 0.54$ ,  $p < 0.01$ ). El primero y el segundo fueron independientes entre sí ( $r = -0.08$ ,  $p = 0.26$ ), al igual que el segundo y el tercero ( $r = -0.10$ ,  $p = 0.16$ ).

De acuerdo con el criterio de Horn, el número de factores no atribuibles al azar para los 20 ítems fue 2, al ser 1.22 el punto de intersección entre la curva de sedimentación de los autovalores de la matriz de correlaciones observadas y la curva de sedimentación correspondiente al percentil 95 de 100 datos, con 20 variables aleatorias de distribución normal y 856 casos cada una. Estos dos factores explicaron el 40.85% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primer factor quedó definido por los 17 ítems directos con saturaciones mayores a 0.47, con consistencia interna alta ( $\alpha = 0.90$ ). Por su contenido, se denominó ansiedad en la interacción social o ansiedad social. El segundo factor quedó conformado por los tres ítems inversos con saturaciones mayores a 0.67, obtuvo una consistencia interna baja ( $\alpha = 0.55$ ) y se denominó facilidad para hacer amigos o extroversión-seguridad. La correlación entre los dos factores fue significativa y negativa ( $r = -0.09$ ,  $p < 0.01$ ), siendo el tamaño del efecto muy pequeño ( $d = 0.18$ ).

Según el criterio de Cattell (punto de inflexión de la curva de sedimentación de los autovalores

de la matriz de correlaciones), se definió un único factor que explicó el 32.85% de la varianza total. Todos los ítems tuvieron saturaciones mayores a 0.47, salvo tres de ellos (5, 9 y 11), cuyas cargas factoriales fueron bajas, variando de -0.10 a -0.11.

Al considerar que la exclusión de los ítems inversos incrementaba la consistencia interna de la escala (de 0.82 a 0.9), que en la solución unidimensional (expectativa y criterio de Cattell) tenían pesos bajos ( $< 0.3$ ), y en la solución tridimensional (criterio de Kaiser) o bidimensional (criterio de Horn) definían un factor con consistencia interna baja e independiente de los otros dos o con correlación muy baja, se decidió eliminarlos.

El análisis de componentes principales de los 17 ítems directos, empleando el criterio de Kaiser, permitió definir dos que explicaron el 45.30% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primero quedó integrado por 12 indicadores con saturaciones mayores a 0.4 (ítems 1, 2, 3, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19 y 20) y correspondió al que anteriormente se denominó ansiedad al interactuar en distintas situaciones sociales. El segundo quedó definido por cinco indicadores con saturaciones mayores a 0.61 (ítems 4, 6, 7, 8 y 10) y correspondió al que anteriormente se denominó dificultad para socializar. La correlación entre ambos fue de 0.56.

Al emplear el criterio de Horn o de Catell, el número de factores no atribuibles al azar para los 17 ítems seleccionados fue uno, al ser 1.23 el punto de intersección. El primer autovalor (6.54) quedó por encima de 1.23 y el segundo (1.16) por debajo. Este único componente explicó el 38.49% de la varianza total; sus ítems presentaron saturaciones mayores a 0.48 y su consistencia interna fue alta ( $\alpha = .90$ ).

El análisis factorial confirmatorio se empleó para contrastar un modelo unidimensional con 17 indicadores (eliminados los ítems 5, 9 y 11) y un modelo de dos factores correlacionados (con 12 indicadores para ansiedad al interactuar y cinco para evaluar dificultad para socializar). Estimados ambos modelos, todos sus parámetros fueron significativos (véanse figuras 1 y 2). Los índices de ajuste en general fueron buenos ( $\chi^2/gf = 2.98$ ,  $Rmse = 0.05$ ,  $GFI = 0.95$  y  $AGFI = 0.94$  para el modelo unifactorial, y  $\chi^2/gf = 2.52$ ,  $RMSEA = 0.04$ ,  $GFI = 0.96$  y  $AGFI = 0.95$  para el bifactorial). El modelo de dos factores tuvo mejor bondad de ajuste que el unidimensional ( $\Delta\chi^2(1) = 57.72$ ,  $p < 0.01$ ); no obstante, la correlación entre los dos factores fue alta, compartiendo el 72% de la varianza, lo que aunado a la consistencia interna de los 17 ítems ( $\alpha = 0.90$ ) refleja unidimensionalidad.

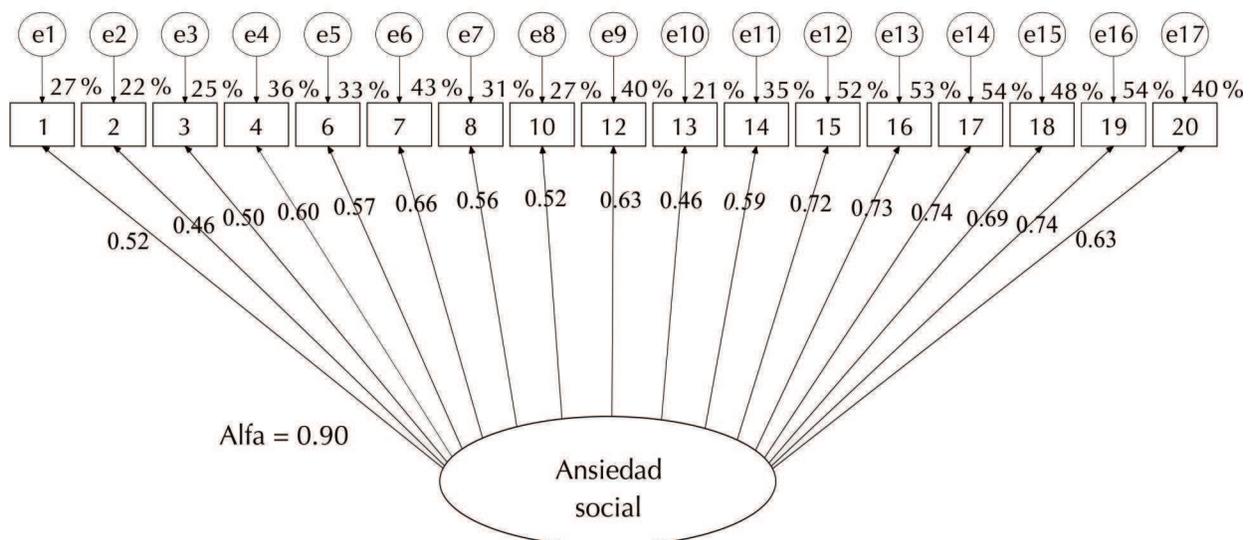


Figura 1. Modelo estandarizado de un factor con 17 indicadores.

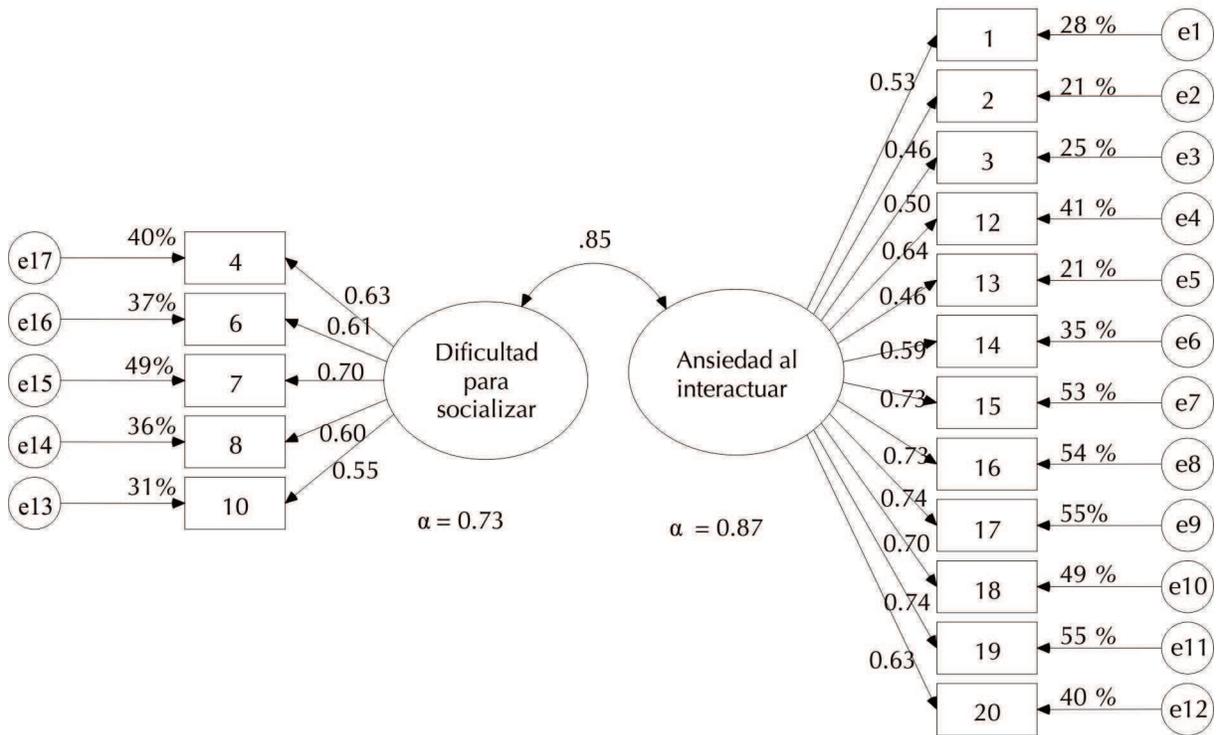


Figura 2. Modelo estandarizado de dos factores correlacionados.

### Descripción de la distribución de los datos

Con base en los análisis anteriores, se consideró más adecuado un modelo de un factor con 17 indicadores, sin los tres ítems inversos; no obstante, se reportan también los resultados con los factores de ansiedad al interactuar y dificultad para socializar.

Concretamente, se encontró que las distribuciones fueron asimétricas positivas y apuntadas, no ajustándose a una curva normal, por lo que deben ser estandarizadas por percentiles en esta población para su uso posterior (véase tabla 1) y optarse por pruebas no paramétricas para el contraste de hipótesis estadísticas.

Tabla 1  
 Consistencia interna, descriptivos de distribución y contraste de la normalidad del SIAS-17

Estadísticos		SIAS-17		
Puntaje total		Ansiedad al interactuar	Dificultad para socializar	
Consistencia interna	No. ítems	17	12	5
	Alfa	0.9	0.87	0.73
Descriptivos de la distribución	Rango potencial	0-68	0-48	0-20
	Mín.	0	0	0
	Máx.	68	44	20
	<i>M</i>	12.13	9.01	2.55
	<i>EEM</i>	0.31	0.23	0.1
	<i>DE</i>	9.16	6.64	2.80
	<i>S</i>	1.39	1.25	1.87
	<i>C</i>	2.96	2.09	4.99
Normalidad <sup>a</sup>	$Z_{K-S}$	3.45**	3.50**	5.35**
	<i>P25</i>	6	4	0
	Cuartiles	<i>P50</i>	10	8
<i>P75</i>		17	12	4

Nota. *N* = 856. *EE* de *S* (error estándar de asimetría o sesgo) = 0.08, *EE* de *C* (error estándar de curtosis) = 0.17.

<sup>a</sup>  $Z_{K-S}$  (prueba de Kolmogorov-Smirnov para la hipótesis nula de normalidad).

\*\**p* < .001.

### Diferencias de medias entre ambos sexos

Los promedios entre ambos sexos fueron estadísticamente equivalentes tanto en el puntaje total ( $Z_U = -0.83$ ,  $p = 0.41$ ), como en los dos factores ( $Z_U = -1.06$ ,  $p = 0.29$  para ansiedad al interactuar y  $Z_U = -1.09$ ,  $p = 0.28$  para dificultad para socializar).

### Validez criterial

Para evaluar esta propiedad métrica del SIAS-17, se correlacionaron sus datos con los obtenidos

de la aplicación del factor de fobia social del SPAI-4; se encontró una correlación alta ( $r_s = 0.70$ ,  $p < 0.01$ ), siendo 0.54 la correlación media con sus cinco subfactores: 0.64 con ansiedad en relaciones interpersonales con personas del sexo opuesto y personas en general, 0.6 con miedos y reacciones fisiológicas, 0.57 con timidez ante autoridades y extraños, 0.52 con evitación/abandono y 0.38 con comer y beber en público. La correlación con la puntuación diferencial (fobia social sin agorafobia) fue de 0.65 (véase tabla 2).

Tabla 2  
Correlaciones de SIAS-17 con SPAI-41, SSPS y BIDR-20

Escala	Subescalas	Estadísticos	SIAS-17		
			Puntaje total	Ansiedad al interactuar	Dificultad para socializar
SPAI-41	Fobia social	$r_s$	0.7**	0.69**	0.61**
		$N$	671	671	671
	Puntuación diferencial	$r_s$	0.65**	0.64**	0.59**
		$N$	671	671	671
Puntaje total	$r_s$	0.46**	0.47**	0.32**	
	$N$	840	840	840	
SSPS	Autoverbalizaciones negativas <sup>a</sup>	$r_s$	0.3**	0.3**	0.22**
		$N$	849	849	849
	Autoverbalizaciones positivas	$r_s$	0.46**	0.47**	0.3**
		$N$	844	844	844
Puntaje total	$r_s$	-0.23**	-0.23**	-0.18**	
	$N$	685	685	685	
BIDR-20 (Ítems directos)	Autoengaño	$r_s$	-0.27**	-0.28**	-0.17**
		$N$	691	691	691
	Manejo de la impresión	$r_s$	-0.11**	-0.10**	-0.12**
		$N$	688	688	688

Nota.  $r_s$ : coeficiente rho de Spearman.

<sup>a</sup> Autoverbalizaciones negativas: con las puntuaciones de los 5 ítems ya invertidas, como se requieren para el cálculo de la puntuación total del SPSS.

\*\*  $p < 0.01$ .

### Validez convergente y su relación con deseabilidad social

En la presente muestra, la estructura de dos factores correlacionados de autoverbalizaciones positivas y negativas del SSPS, por mínimos cuadrados generalizados presentó un ajuste bueno ( $Rmse = 0.04$ ,  $GFI = 0.97$  y  $AGFI = 0.96$ ) a adecuado ( $\chi^2/gl = 2.4$ ), siendo la correlación entre ambos factores moderada ( $r = 0.42$ ,  $p < 0.01$ ). Su consistencia interna fue alta ( $\alpha = 0.7$ ), siendo adecuada la que obtienen sus factores (0.69 para SSPS-N y 0.64 para SSPS-P). Las distribuciones de sus datos fueron asimétricas, no ajustándose a una curva normal.

Las correlaciones que obtiene el SPSS con el SIAS-17 fueron moderadas (de 0.47 a -0.22), más

altas con el factor de autoverbalizaciones positivas (de 0.47 a 0.3) que con el de autoverbalizaciones negativas ([de -0.30 a -0.22]; véase tabla 2).

Por su parte, las correlaciones del SIAS-17 con el BIDR-20 fueron bajas (de -0.28 a -0.10), más altas con el factor de autoengaño (de -0.28 a -0.17) que con el de manejo de la impresión ([-0.12 a -0.10]; véase tabla 2).

### Discusión

Se recuerda que el objetivo del presente trabajo fue validar la escala SIAS en una muestra representativa de estudiantes universitarios mexicanos. De acuerdo a lo anterior, los resultados de este trabajo permitieron validar el modelo unidimensional para

la escala SIAS, mostrando una alta consistencia interna, como se esperaba encontrar, al seguir la recomendación de eliminar los tres ítems inversos, según el estudio original (Mattick y Clarke, 1998) y la validación realizada en una muestra española (Olivares et al., 2001).

Estos mismos resultados, permiten distinguir dos matices dentro del SIAS, aunque estrechamente relacionados: dificultad para socializar y ansiedad al interactuar en distintas situaciones sociales. El primero, pone el acento en la posesión de la habilidad en el repertorio de conducta de la persona; mientras que el segundo, lo coloca en la realización o puesta en práctica de dicha habilidad (Hofmann, 2007). Debe remarcarse que la distinción es algo artificiosa, ya que la correlación entre ambos factores es muy alta, siendo los indicadores de unidimensionalidad claros (Moral, 2006): el autovalor del primer componente antes de la rotación es más de cuatro veces mayor que el del segundo, la consistencia interna alcanza un valor de 0.9, todos los ítems tienen saturaciones altas en el primer componente sin rotar ( $> 0.49$ ) y los índices de ajuste del modelo de un factor son buenos. Además, solamente se sostendría un factor por el análisis paralelo de Horn con 17 ítems, pudiendo ser el segundo atribuible al azar.

Conforme a las expectativas, la distribución no se ajusta a una curva normal, aun cuando cuenta con un amplio rango originado por la suma de 17 ítems. Por el contrario, los datos se distribuyen asimétricamente (Antona, 2009; Antony y Rowa, 2008; Olivares et al., 2001). Sus puntuaciones se concentran en los valores bajos, lo que es característico de escalas que evalúan aspectos psicopatológicos. Por lo anterior, la escala debería ser estandarizada por percentiles para facilitar su uso, calificación e interpretación.

Este fenómeno de asimetría también es común en rasgos o conductas condenadas socialmente y, por lo tanto, contaminadas por el sesgo de la deseabilidad social (Paulhus, 2002). En la presente muestra, el SIAS-17 sí correlaciona con la deseabilidad social, pero la varianza compartida es del 5%, así, el efecto es bajo y no requeriría su control. La asimetría parece ser generada sobre todo por el aspecto psicopatológico evaluado. Precisamente, la escala SIAS-20 es más adecuada para evaluar el trastorno de fobia social (entendido como un nivel de ansiedad social desadaptativo) que la escala SPS-20 (Brown et al., 1997; Mattick y Clarke, 1998).

Retomando la relación del SIAS-17 con el BIDR, debe señalarse que el autoengaño tiene más peso que el manejo de la impresión. Esto indica que las personas que reportan más rasgos de ansiedad social tienden a ser más sinceras en la autoevaluación. Si se mide la deseabilidad social con escalas que saturan más en el componente de manejo de la impresión, como la de Crowne y Marlowe (Paulhus, 2002), las correlaciones probablemente sean aún menores.

Por otra parte, la escala SIAS-17 muestra validez criterial con el factor de fobia social del SPAI que es una de las escalas más empleadas para evaluar este constructo. La correlación es alta (0.7) y conforme a lo encontrado en otros estudios (Mattick y Clarke, 1998; Olivares et al., 2001). Este valor desciende con la puntuación diferencial más específica de fobia social, al ser el SIAS-17 un instrumento para evaluar ansiedad social sin ese matiz específico. Tanto el SIAS como el SPAI miden dimensionalmente la ansiedad social, que a partir de un punto de corte se consideraría disfuncional. Ninguno de los dos evalúa un fenómeno de presencia o ausencia de un reflejo condicionado de miedo a la evaluación social; de ahí que se hable de validez criterial.

Otra evidencia de validez del SIAS-17 es su correlación moderada con la escala SSPS, la cual evalúa la frecuencia de cogniciones ansiógenas ante la situación de hablar en público. Al ser un aspecto circunscrito de la fobia social, limita el valor de la correlación y constituye una prueba de validez convergente.

En estudios epidemiológicos con población general, las mujeres parecen sufrir con más frecuencia fobia social, sin embargo, en muestras clínicas el porcentaje de casos es equivalente entre ambos géneros (APA, 2000). Debe señalarse que, en las escalas psicométricas, la tendencia es hacia la equivalencia de promedios, como se observó en este estudio; en caso de diferencias el tamaño de efecto es reducido (Antona, 2009; Antony y Rowa, 2008).

Como limitaciones del presente estudio, debe señalarse que las estimaciones solo serían válidas para los estudiantes de psicología y la organización deportiva de la universidad en la que se realizó el estudio. En poblaciones afines, como en otras facultades de la misma universidad o en las mismas facultades de otras universidades, estos resultados deben manejarse como hipótesis.

En conclusión, se confirma el modelo unidimensional con una consistencia interna alta para los 17 ítems seleccionados del SIAS, en la muestra de estudiantes universitarios evaluados. Se sugiere descartar los tres ítems inversos por problemas de consistencia. Además, la distribución de los datos al ser asimétrica positiva, refleja la evaluación de sintomatología de un trastorno de ansiedad. Para facilitar su uso clínico, es importante que futuros estudios estandaricen la escala por percentiles. En estos futuros trabajos, es indispensable tener en cuenta que los promedios obtenidos por ambos géneros son equivalentes.

Además de lo anterior, el SIAS-17 destaca, en este estudio, mostrar validez criterial con el factor de fobia social del SPAI y validez convergente con una escala de miedo en hablar en público. El efecto de la deseabilidad social es bajo, no requiriendo finalmente su control en el estudio de la fobia social con este instrumento.

Se sugiere replicar esta investigación con muestras probabilísticas de población general y clínica (esperando una distribución más simétrica y apuntada, en esta segunda población), con una porción equivalente de géneros, para comparar los resultados con los obtenidos en este estudio. Precisamente, la prueba piloto del SIAS-20 se realizó entre personas con estudios primarios con el objetivo de tener mayor universalidad en su traducción y así poderla aplicar en otras muestras distintas a estudiantes universitarios.

Finalmente, la escala se muestra válida para emplear con población mexicana universitaria, por lo que se recomienda su uso e investigación futura.

## Referencias

- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders, fourth edition, text revision (DSM-IV-TR)*. Washington, DC: American Psychiatric Association. doi: 9780890423349
- Antona, C. (2009). *Fobia social: evaluación y tratamiento*. México: Trillas.
- Antona, C. J., Delgado, C., García, L. J. y Estrada, B. (2012). Adaptación transcultural del tratamiento IAFS en estudiantes mexicanos con fobia social: un estudio piloto. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 12(1), 35-48.
- Antony, M. M. y Rowa, K. (2008). *Social phobia*. Göttingen: Hogrefe and Huber.
- Asociación Médica Mundial. (2008). *Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial. Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. Madrid: Colegios Oficiales de Médicos.
- Bögels, S. M, Alden L., Beidel, D. C., Clark, L. A., Pine, D., Stein, M. B. y Voncken. M. (2010). Social anxiety disorder: Questions and answers for the DSM-V. *Depression & Anxiety*, 27(2), 168-189. doi: 10.1002/da.20670
- Brown, E., Turovsky, D., Heimberg, R., Juster, H., Brown, T. y Barlow, D. (1997). Validation of the social interaction anxiety scale and the social phobia scale across the anxiety disorders. *Psychological Assessment*, 9(1), 21-27. doi: 10.1037/1040-3590.9.1.21
- Clark, D. B., Feske, U., Masia, C. L., Spaulding, S. A., Brown, C., Mammen, O. y Shear, M. K. (1997). Systematic assessment of social phobia in clinical practice. *Depression & Anxiety*, 6(2), 47-61.
- García, C. H. (2009). *Cómo investigar en psicología*. México: Trillas.
- Ghaedi, G. H., Tavoli, A., Bakhtiari, M., Melyani, M. y Sahragard, M. (2010). Quality of Life in College Students with and without Social Phobia. *Social Indicators Research*, 97(2), 247-256. doi: 10.1007/s11205-009-9500-3
- Goldberg, D. P., Krueger, R. F., Andrews, G. y Hobbs, M. J. (2009). Emotional disorders: Cluster 4 of the proposed meta-structure for DSM-V and ICD-11. *Psychological Medicine*, 39(12), 2043-2059. doi: 10.1017/S0033291709990298
- Heimberg, R. G., Mueller, G., Holt, C. S., Hope, D. A. y Liebowitz, M. R. (1992). Assessment of anxiety in social interaction and being observed by others: The Social Interaction Anxiety Scale and the Social Phobia Scale. *Behavior Therapy*, 23(1), 53-73. doi: 10.1016/S0005-7894(05)80308-9
- Hofmann, S. G. (2007). Cognitive factors that maintain social anxiety disorder: A comprehensive model and its treatment implications. *Cognitive Behaviour Therapy*, 36(4), 195-209. doi: 10.1080/16506070701421313
- Hofmann, S. G., Anu-Asnaani, M. A. y Hinton, D. E. (2010). Cultural aspects in social anxiety and social anxiety disorder. *Depression & Anxiety*, 27(12), 1117-1127. doi: 10.1002/da.20759

- Hofmann, S. G. y DiBartolo, P. M. (2000). An instrument to assess self-statements during public speaking: Scale development and preliminary psychometric properties. *Behavior Therapy, 31*(3), 499-515. doi: 10.1016/S0005-7894(00)80027-1
- Kupper, N. y Denollet, J. (2012). Social anxiety in the general population: introducing abbreviated versions of SIAS and SPS. *Journal of Affect Disorders, 136*(1-2), 90-98. doi: 10.1016/j.jad.2011.08.014
- Mattick, R. P. y Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 36*(4), 455-470. doi: 10.1016/S0005-7967(97)10031-6
- Mattick, R. P., Peters, L. y Clarke, J. C. (1989). Exposure and cognitive restructuring for social phobia: A controlled study. *Behavior Therapy, 20*(1), 3-23. doi: 10.1016/S0005-7894(89)80115-7
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (Eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
- Moral, J., Antona, C. J. y García, C. H. (2012). Validación del inventario de ansiedad y fobia social en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos. *Salud y Sociedad, 3*(3), 313-331.
- Moral, J., García, C. H. y Antona, C. J. (2012). Traducción y validación del inventario balanceado de discapacidad social al responder en una muestra probabilística de estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología GEPU, 3*(2), 20-32.
- Olivares, J., García, L. J. e 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. doi: 10.1177/073428290101900105
- Olivares, J., García, L. J., Hidalgo, M. D., Turner, S. M. y 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.
- Olivares, J., Vera, P., Rosa, A. I., Kuhne, W., Montesinos, L. y López, J. A. (2010). El inventario de fobia social y ansiedad: primeros resultados de confiabilidad y validez estructural en adolescentes chilenos. *Universitas Psicológica, 9*(1), 153-164.
- Paulhus, D. L. (1998). *Manual for Balanced Inventory of Desirable Responding: version 7*. Toronto: Multi-Health Systems.
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. En H. Brau, D. Jackson y D. E. Wiley (Eds.), *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp. 46-69). Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- 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*(9), 943-950. doi: 10.1016/S0005-7967(99)00131-X
- Peters, L., Sunderland, M., Andrews, G., Rapee, R. M. y Mattick, R. P. (2012). Development of a short form Social Interaction Anxiety (SIAS) and Social Phobia Scale (SPS) using nonparametric item response theory: the SIAS-6 and the SPS-6. *Psychological Assessment, 24*(1), 66-76. doi: 10.1037/a0024544
- Rey, C. A., Mejía, D. C. y Montoya, C. E. (2008). Evaluación de la confiabilidad y la validez de un cuestionario breve de autoinforme para el diagnóstico de la fobia social. *Universitas Psychologica, 7*(2), 477-491.
- Ries, B. J., McNeil, D. W., Boone, M. L., Turk, C. L., Carter, L. E. y Heimberg, R. G. (1998). Assessment of contemporary social phobia verbal report instruments. *Behaviour Research and Therapy, 36*(10), 983-994. doi: 10.1016/S0005-7967(98)00078-3
- Rivero, R., García, L. J. y Hofmann, S. G. (2010). The Spanish version of the Self-Statements during Public Speaking scale: Validation in adolescents. *European Journal of Psychology Assessment, 26*(2), 129-135.
- Sociedad Mexicana de Psicología (2009). *Código ético del psicólogo* (4ª edición). México: Trillas.
- Stahl, S. M. (2001). Effects of estrogen on the central nervous system [Brainstorms]. *Journal of Clinical Psychiatry, 62*(5), 317-318. doi: 10.4088/JCP.v62n0501
- Stewart, D. W. y Mandrusiak, M. (2007). Social phobia in college students: A developmental perspective. *Journal of College Student Psychotherapy, 22*(2), 65-76. doi: 10.1300/J035v22n02\_06

Turner, S. M., Beidel, D. C., Dancu, C. V. y Stanley, M. A. (1989). An empirically derived inventory to measure social fears and anxiety: the social phobia and anxiety inventory. *Psychological Assessment*, 1(1), 35-40. doi: 10.1037/1040-3590.1.1.35

Zubeidat, I., Salinas, J. M., Sierra, J. C. y Fernández, A. (2007). Psychometric properties of the

Social Interaction Anxiety Scale and separation criterion between Spanish youths with and without subtypes of social anxiety. *Journal of Anxiety Disorders*, 21(5), 603-624. doi: 10.1016/j.janxdis.2006.09.010

---

**Para citar este artículo/ to cite this article/ para citar este artigo:** Moral de la Rubia, J., García, C. y Antona, C. (2013). Validación de la Escala de ansiedad en la interacción social en estudiantes universitarios mexicanos. *Pensamiento Psicológico*, 11(1), 27- 42.

**Anexo**  
**Escala de ansiedad ante la interacción social (SIAS)\***

*Para cada oración que encuentre a continuación, por favor encierre el número que indique el grado en el que la frase representa lo que es cierto sobre usted. La escala de respuestas es la siguiente:*

	0	1	2	3	4
	Nada	Poco	Bastante	Mucho	Totalmente
1. Me pongo nervioso si tengo que hablar con alguna autoridad (maestro, jefe, etc.).	0	1	2	3	4
2. Se me hace difícil mirar a los ojos a los demás.	0	1	2	3	4
3. Me pongo tenso si tengo que hablar sobre mí o sobre mis sentimientos.	0	1	2	3	4
4. Se me hace difícil socializar con las personas con las que trabajo.	0	1	2	3	4
5. Tengo facilidad para hacer amigos de mi edad.	0	1	2	3	4
6. Me tenso si me encuentro algún conocido en la calle.	0	1	2	3	4
7. Cuando socializo me siento incómodo.	0	1	2	3	4
8. Me siento tenso si estoy a solas con otra persona.	0	1	2	3	4
9. Se me hace fácil conocer nuevas personas en fiestas, etc.	0	1	2	3	4
10. Se me hace difícil platicar con otras personas.	0	1	2	3	4
11. Se me hace fácil pensar en cosas sobre las cuales hablar.	0	1	2	3	4
12. Me preocupa expresarme por temor a parecer torpe.	0	1	2	3	4
13. Se me hace difícil estar en desacuerdo con el punto de vista de alguien más.	0	1	2	3	4
14. Tengo dificultades para hablar con una persona atractiva del sexo opuesto.	0	1	2	3	4
15. Me preocupo de no saber qué decir en situaciones sociales.	0	1	2	3	4
16. Me siento nervioso al socializar con personas que no conozco bien.	0	1	2	3	4
17. Siento que diré algo vergonzoso cuando hable.	0	1	2	3	4
18. Cuando socializo en un grupo me preocupa que me vayan a ignorar.	0	1	2	3	4
19. Estoy tenso cuando socializo en un grupo.	0	1	2	3	4
20. Estoy indeciso acerca de saludar a alguien que conozco solo superficialmente.	0	1	2	3	4

\* Traducción al español de los autores del artículo a la versión en inglés y de dominio público del SIAS.