Revista Cubana de Medicina Militar

2026;55(4):e026077352

Artículo de Investigación

Estructura latente y funcionamiento diferencial del ítem de la escala breve de ansiedad social de Peters (SPS-6) en universitarios peruanos

Latent structure and differential item functioning of the Peters' Brief Social Anxiety Scale (SPS-6) in Peruvian university students

Aaron Caycho-Caja[1] https://orcid.org/0000-0003-1478-8954

Eder J. Orihuela-Manrique[2] https://orcid.org/0000-0002-7447-1601

Zoraida Barrios-Sallo[3] https://orcid.org/0000-0002-0275-2340

Antonio Rodríguez Sánchez[4]* https://orcid.org/0000-0001-7742-8871

[1]Universidad de San Martín de Porres. Instituto de Investigación. Lima, Perú.

[2]Universidad Privada del Norte. Lima, Perú.

[3]Universidad César Vallejo. Campus Lima Norte, Perú.

[4]Ministerio de Salud Pública. Departamento de Enfermedades no Transmisibles. La Habana, Cuba.

*Autor para la correspondencia. Correo electrónico: tonypsico14@gmail.com

RESUMEN

Introducción: La ansiedad social es uno de los trastornos más frecuentes en el contexto sanitario peruano que hace necesario contar con medidas breves como el SPS-6 que apoyen el proceso de evaluación.

Objetivo: Analizar las propiedades psicométricas del SPS-6 relacionadas con su estructura e invarianza.

Métodos: Muestra de 511 universitarios peruanos, 53,1 % del sexo femenino y 46,9 %, del masculino, edad media de 21 años (DS= 2,62; M= 21; Me= 20), encuestados a través de formularios

Bajo licencia Creative Commons


2026;55(4):e026077352

online. Se evaluaron diversos modelos, desde la teoría de respuesta al ítem (TRI); quedó el modelo de respuesta graduada (GRM). Luego, se realizó un análisis del ajuste global, del ítem y al nivel de la persona; se identificaron los parámetros de localización y discriminación. Posteriormente se analizó la presencia de *differential item functioning* (DIF) desde una estrategia de dos pasos y considerando un enfoque de magnitud de efecto.

Resultados: Se reportó una medida unidimensional con favorable ajuste global y local. Todos los ítems evidenciaron elevada discriminación (a> 2,80), con categorías de respuesta favorablemente distribuidas en sus cuatro umbrales (b1 – b4). Se evidenció mayor precisión en los niveles más elevados del rasgo latente; se destacó el ítem 5 como el de mayor información. Hubo presencia de DIF con magnitud de efecto mínima a favor del sexo masculino en el ítem 1 y a favor del femenino en el ítem 3.

Conclusiones: La estructura es unidimensional, con favorable ajuste y fiabilidad. El instrumento destaca por sus capacidades discriminativas de apoyo en la evaluación.

Palabras clave: ansiedad social; estudiantes universitarios; psicometría.

ABSTRACT

Introduction: Social anxiety is one of the most prevalent disorders in the Peruvian healthcare context, which makes it necessary to have brief measures, such as the SPS-6, to support the assessment process.

Objective: To analyze the psychometric properties of the SPS-6 related to its structure and invariance.

Methods: A sample of 511 Peruvian university students was collected, of whom 53.1% were female and 46.9% were male, with a mean age of 21 years (*SD* = 2,62; *M* = 21; *Me* = 20). Participants were surveyed through online forms. Several models based on item response theory (IRT) were evaluated, with the graded response model (GRM) emerging as the best-fitting model. Subsequently, analyses of global, item, and person-level fit were conducted, and the location and discrimination parameters were identified. Finally, the presence of differential item functioning (DIF) was examined using a two-step strategy and an effect size approach.

Bajo licencia Creative Commons

2026;55(4):e026077352

Results: A unidimensional measure with favorable global and local fit was reported. All items showed high discrimination (a > 2.80) with the response categories favorably distributed across their four thresholds (b1 - b4). Greater precision was evident at the highest levels of the latent trait, with item 5 standing out as the most informative. There was DIF with a minimal effect size in favor of males in item 1 and in favor of females in item 3.

Conclusions: The SPS-6 was found to have a unidimensional structure with favorable fit and reliability. The instrument stands out for its discriminatory capabilities in assessment.

Keywords: college students; item response theory; social anxiety; psychometrics.

Recibido: 24/02/2026

Aprobado: 23/10/2026

INTRODUCCIÓN

El trastorno de ansiedad social se ha definido en el DSM-V-TR como un miedo o ansiedad acentuados ante una o más situaciones sociales en las cuales hay una exposición a un posible escrutinio.[1] Este trastorno debe tener una duración de seis meses e involucra una experiencia de ansiedad irrazonable y excesiva[2] ante experiencias de vergüenza, humillación, miedo al rechazo o a ofender a otros.[3]

La Organización Mundial de la Salud señala que un 4,4 % de la población en el mundo padece en la actualidad un trastorno de ansiedad, cifra que se ha incrementado desde la pandemia de la COVID-19 y que la convierte en uno de los trastornos más comunes.[4,5] La Organización Panamericana de la Salud (OPS) señala un incremento de 32 % de trastornos de ansiedad desde el 2020, lo cual la ha posicionado como la cuarta causa de discapacidad.[6]

Uno de estos trastornos, es el trastorno de ansiedad social el cual alcanza una prevalencia mundial de 5 a 10 %, con una prevalencia de vida entre 8 y 15 %.[7] En América, su prevalencia de vida,

Bajo licencia Creative Commons

2026;55(4):e026077352

anual y mensual ha alcanzado el 4 %, 2,4 % y 1,3 %, incluyendo países como Colombia, Perú, Brasil y México.[8]

En el Perú, en el 2024, solo en la atención del Seguro Social del Perú (EsSalud) se diagnosticaron 182 399 casos de ansiedad que incluyeron síntomas depresivos.[9] Son más frecuentes en el sexo femenino con edades entre los 17 y 25 años.[10] En ese contexto, la ansiedad social es una fobia frecuente que en el entorno universitario puede originarse por la presión social, las dificultades familiares, expectativas laborales y la exigencia académica.

Para la medición de la ansiedad social se han desarrollado diversos instrumentos como la escala de ansiedad social de *Liebowitz M*,[11] el inventario de fobia y ansiedad social de *Turner S*,[12] el inventario de fobia social de *Connor K*,[13] el cuestionario de ansiedad social (CASO),[14] la escala de fobia social, la escala de ansiedad interacción social (SPS y SIAS, por sus siglas en inglés).[15] Respecto al SPS y SIAS, evalúan facetas separadas de la ansiedad social[16] al igual que sus versiones breves (SPS-6 y SIAS-6);[17] sobre las que se han documentado propiedades psicométricas favorables[18,19,20] que permiten mediciones rápidas para el tamizaje en la atención primaria.

A pesar de la necesidad de contar con instrumentos breves para el tamizaje de la ansiedad social, no existen estudios sobre el SPS-6 en el contexto latinoamericano. Además, las investigaciones realizadas ya sea con la versión extensa[16] o breve[18,19,20] no han considerado la invarianza del instrumento según el sexo a pesar de que esta es una propiedad necesaria para asegurar una medición equitativa del constructo. El contar con una versión breve e invariante del SPS-6, permitiría realizar evaluaciones rápidas en un contexto saturado de atenciones de casos de ansiedad social y extender su uso a usuarios de ambos sexos, lo cual respaldaría el proceso de diagnóstico y favorecería las intervenciones oportunas de los trastornos de ansiedad social.

Se realizó esta investigación con el objetivo de analizar las propiedades psicométricas del SPS-6 relacionadas con su estructura e invarianza.

Bajo licencia Creative Commons


2026;55(4):e026077352

MÉTODOS

Diseño

Se llevó a cabo una investigación de desarrollo tecnológico, específicamente la validación de una prueba psicológica como medio paraclínico para el apoyo al diagnóstico de ansiedad social.

Sujetos

Se seleccionaron 531 universitarios con edades entre 18 y 30 años (M= 21; DS= 2,62), El 53,1 % del sexo femenino y el 46,9 % del masculino, pertenecientes a universidades privadas el 85,1 % y estatales el 14,9 %; de Lima el 84 % y otras provincias el 16 %; de las carreras de ciencias de la salud, ciencias sociales e ingenierías. Se consideró como criterios de inclusión: participación voluntaria mediante consentimiento informado, y exclusión: presencia de diagnóstico actual de fobia social.

Variables

Se analizó la ansiedad social entendida esta como la fobia o miedo excesivo al escrutinio social.

Procedimientos

Se utilizó la escala breve de fobia social de *Peters L*[18] (SPS-6) que contiene seis ítems en escala Likert (0 - 4) con un total de 24 puntos. La versión empleada corresponde a un estudio realizado en México[16] en el cual se reportó un ajuste aceptable (RMSEA= 0,05; GFI= 0,95; AGFI= 0,95) y consistencia elevada (α= 0,90).

Procesamiento

Se aplicó la distancia D de Mahalanobis a la muestra inicial para retirar las observaciones con respuestas inconsistentes[21] y se analizó la proporción de cada categoría de respuesta considerando el efecto techo o piso.

Se empleó el modelo de Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). Para tal fin, se evaluó el supuesto de unidimensionalidad a partir de un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el estimador *Weighted Least Squares Mean and Variance-Adjusted* (WLSMV) y con índices de ajuste sugeridos (RMSEA ≤ 0,07, SRMR ≤ 0,08, CFI≥ 0,92, TLI ≥ 0,92).[22,23] Luego, se puso a prueba los modelos de crédito parcial (PCM), modelo de *rating scale* (RSM), de respuesta graduada (GRM) y un modelo de

Bajo licencia Creative Commons

crédito parcial generalizado (GPCM) y se evaluó el ajuste global de estos (CFI ≥ 0,95; TLI ≥ 0,95; RMSEA≤ 0,05).[24] Los modelos fueron comparados a partir de los criterios de información de Akaike (AIC), bayesiano (BIC) y BIC ajustado al tamaño de la muestra (SABIC), en especial el BIC.[25]

Con el modelo ganador, se empleó el índice Zh (+/-2,0) para analizar el patrón de respuestas inconsistentes al nivel de un ajuste de la persona, procediendo a eliminar las observaciones mayores al umbral señalado.[26] En virtud de lo anterior se examinó la independencia local del ítem con el índice Q3 de *Yen W*,[27] siendo aceptables correlaciones entre los residuales hasta de 0,30.[28]

El ajuste al nivel del ítem se analizó a partir de valores de RMSEA entre 0,05 y 0,089[29] y los índices *outfit* e *infit* en el umbral de 0,5 a 1,5.[30] También se reportó el parámetro *b* de localización y el parámetro *a* de discriminación ($a \geq 1,35$).[31] Adicionalmente, se evaluó la fiabilidad a partir de la observación de la curva de información de la prueba y la confiabilidad marginal.

Para el DIF, se consideró una estrategia de "*all-others-as-anchors*" y "*anchor ítem*"[32,33] en la cual un modelo base se contrasta con un modelo de comparación a partir de la prueba de razón de verosimilitud (LRT) para ambos grupos. En el primer paso se restringieron los parámetros *a* y *b* a la igualdad y se identificó posibles ítems con DIF. En el segundo paso se confirmó la presencia de DIF en términos de magnitud de efecto a partir de la diferencia estandarizada de la puntuación esperada (ESSD, por sus siglas en inglés), una versión de la *d* de *Cohen J*.[34] Se complementó analizando la diferencia promedio estimada del puntaje esperado del ítem entre el grupo focal y el de referencia (SIDS, en inglés), en el cual un signo negativo indica una media más baja para el grupo focal.[33]

El test fue autoaplicado a través de formularios de Google y las respuestas fueron registradas en una hoja de Excel. El procesamiento se hizo con el software libre R Studio (versión 4.2.2) y las librerías lavaan[35] y mirt.[36]

Cuestiones bioéticas

El protocolo de investigación fue revisado por el Comité de Ética en Investigación entre el 20 de agosto y 13 de septiembre del 2024; recibió aprobación el 23 de octubre del 2024 con número de

Bajo licencia Creative Commons

2026;55(4):e026077352

dictamen: 342-2024-CEI-UTP. Los sujetos de investigación refrendaron la voluntariedad de su participación a través de un documento de consentimiento informado.

RESULTADOS

Al aplicarse la distancia D^2 de Mahalanobis se retiraron 20 observaciones identificados como datos atípicos, por lo que con una muestra de 511 se encontró un efecto piso en la primera y segunda categoría con una proporción de respuesta mayor al 20 %.

Después se evaluó la unidimensionalidad mediante la aplicación de un AFC, se obtuvieron cargas factoriales elevadas ($\lambda > 0,80$), favorable consistencia interna ($\alpha= 0,91$, $\omega= 0,91$) y un ajuste adecuado (RMSEA= 0,068 [IC90 %: 0,043-0,096]; SRMR= 0,010; CFI= 0,996; TLI= 0,994). Según se observa, los modelos de mejor ajuste fueron GPCM y GRM, este último con índices ligeramente mejores. Al realizar una prueba de ANOVA entre ambos, los criterios de ajuste bayesianos (AIC, SABIC, BIC) fueron menores en el GRM, por lo cual fue considerado el modelo idóneo a emplear. Con el MRG, los índices Zh arrojaron a 24 sujetos con patrones de respuesta aberrantes que fueron retirados de la muestra inicial. La matriz de correlación de residuales reveló valores máximos de 0,228 que aún apoyan la independencia local del SPS-6 (tabla 1).

Tabla 1 - Índices de ajuste de los modelos

Modelo	M2*	gl	p	RMSEA	SRMR	TLI	CFI
PCM	46,128	14,0	0,000	0,067[IC95% 0,046; 0,042]	0,042	0,989	0,990
RSM	101,828	29,0	0,000	0,070[IC95% 0,056; 0,085]	0,040	0,988	0,976
GRM	25,064	9,0	0,003	0,059[IC95% 0,032; 0,087]	0,025	0,991	0,995
GPCM	25,389	9,0	0,003	0,060[IC95% 0,033; 0,088]	0,028	0,991	0,995

PCM: Modelo de crédito parcial; RSM: Modelo de *rating scale*; GRM: Modelo de respuesta graduada; GPCM: Modelo de crédito parcial generalizado; gl: grados de libertad; p, p-valor; RMSEA; *Root Mean Square Error of Approximation*; SRMR, *Standardized Root Mean Square Residual*; CFI, *comparative fit index*; TLI, Tucker-Lewis *index*; M2*, *model fit statistic*.

Con el ajuste del GRM global resultante (M2= 9,65; gl= 9; p= 0,38; RMSEA= 0,012 [IC95 %: 0,0-0,053]. Se prosiguió con los análisis del ajuste de los ítems del GRM y evidenció valores *infit* y

Bajo licencia Creative Commons

2026;55(4):e026077352

outfit adecuados, de igual forma con el ajuste del ítem a partir del RMSEA (tabla 1). Respecto al parámetro de discriminación, fue elevado en todos los ítems (a > 2,8) y el parámetro de localización refleja un comportamiento monotónico asociado al incremento de la cantidad de rasgo necesario para elegir la categoría posterior o las demás, en especial en las categorías de respuesta del ítem 3 (tabla 2).

Tabla 2 - Índices de ajuste de los ítems del SPS-6 y parámetros de discriminación y localización

ítem	outfit	infit	RMSEA	*a*	*b*1	*b*2	*b*3	*b*4
A1	0,808	0,847	0,043	2,878	-0,973	0,365	1,254	2,053
A2	0,772	0,874	0,009	2,850	-0,306	0,623	1,479	2,198
A3	0,692	0,825	0,025	3,375	-0,280	0,775	1,543	2,331
A4	0,818	0,849	0,050	2,870	-0,750	0,386	1,282	2,309
A5	0,652	0,768	0,034	3,968	-0,517	0,455	1,147	1,957
A6	0,779	0,864	0,030	3,054	-0,443	0,532	1,349	2,078

a, parámetro de discriminación; *bn*, localización del umbral ítem; RMSEA; *Root Mean Square Error of Approximation;* infit y outfit, estadísticos de ajuste del ítem.

En las curvas características de las categorías de respuesta de cada ítem se observó que, las categorías menores tienen una mayor probabilidad de elección con menor cantidad del rasgo latente, mientras que las tres categorías superiores necesitan mayor cantidad de rasgo para incrementar su probabilidad de elección. Respecto a las categorías intermedias, estas se encuentran favorablemente diferenciadas (Fig. 1).

Respecto a la curva de información de los ítems, estas muestran una mayor precisión en el rango de -2 a 3 *logit*, con mayor precisión en los valores superiores al promedio ($\theta > 0$ *logit*). Además, los ítems son más precisos en los niveles altos del rasgo latente, lo cual es ideal dada la naturaleza clínica de la ansiedad social. De este conjunto, el ítem 5 es el de mayor discriminación o de mayor precisión (Fig. 1). En relación a la curva de información del test, se señala que el SPS-6 se muestra preciso en los niveles más altos del rasgo latente. No obstante, la probabilidad de error es mayor en los niveles más bajos, aunque esta disminuye notablemente alrededor de los -2 *logit*. Respecto a la fiabilidad marginal, esta fue de 0,90 (Fig. 1).

Bajo licencia Creative Commons

2026;55(4):e026077352

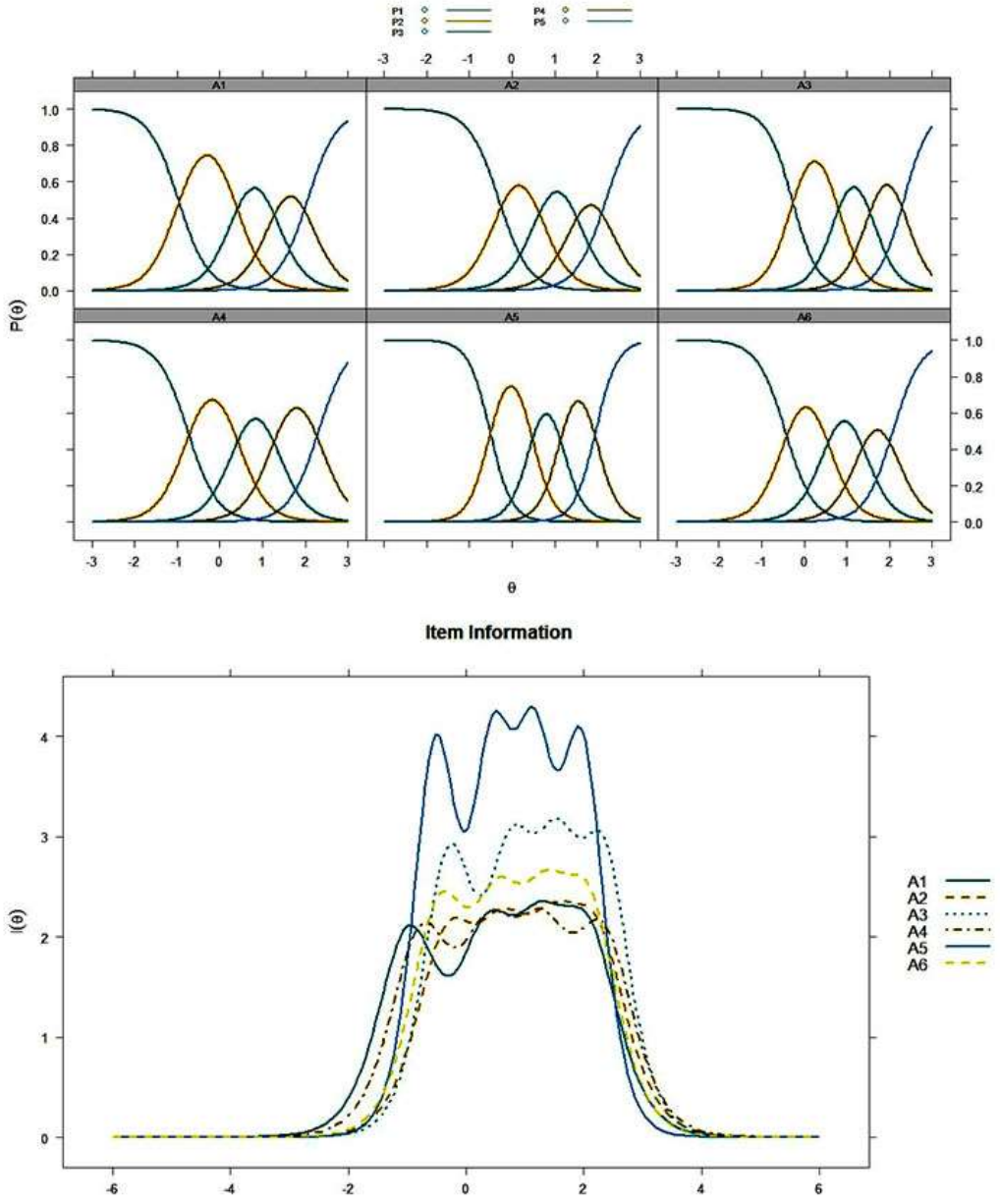


Fig. 1 - Curva de la característica de las categorías de respuesta de los ítems y de información de los ítems, del SPS-6.

En relación con el DIF, se encontró respaldo para la unidimensionalidad tanto en el sexo masculino (RMSEA= 0,029 [IC90 %: 0,0-0,08]; SRMR= 0,020; CFI= 0,998; TLI= 0,998) como en el

Bajo licencia Creative Commons

2026;55(4):e026077352

femenino (RMSEA= 0,00 [IC90 %: 0,0-0,0]; SRMR= 0,013, CFI= 1,00, TLI= 1,00). Respecto a los parámetros de localización y discriminación, estos evidencian la misma tendencia que la muestra completa: elevada discriminación y la categoría "bastante", y posteriores, necesita niveles teta (θ) promedio o superior para responder en esta o en una categoría posterior. En el primer paso de la estrategia empleada, se hallaron a los ítems 1 y 3 sospechosos de DIF ($p< 0,05$). En el segundo paso, los ítems 2, 4, 5 y 6 quedaron como ancla y se confirmó la presencia del DIF en el ítem 1 y 3 con un tamaño de efecto mínimo necesario (ESSD> 0,2); se evidenció una media más alta para el grupo masculino en el ítem 1, y para el femenino en el ítem 3 (tabla 3). De igual forma, la figura 3 muestra el funcionamiento diferencial en los ítems 1 y 3 (Fig. 2).

Tabla 3 - Parámetros de localización y discriminación del SPS-6 en varones y mujeres

-	AIC	SABIC	BIC	*p*	SIDS	UIDS	ESSD
A1	-9,817	-4,746	11,124	0,001	-	-	-
A2	2,815	7,887	23,757	0,207	-	-	-
A3	-15,047	-9,975	5,894	0,00	-	-	-
A4	4,948	10,019	25,889	0,41	-	-	-
A5	6,998	12,069	27,939	0,70	-	-	-
A6	9,177	14,249	30,119	0,976	-	-	-
A1	-4,904	0,167	16,037	0,011	-0,20	0,20	-0,25
A3	-10,134	-5,062	10,808	0,001	0,16	0,17	0,20

AIC, SABIC, BIC, criterios bayesianos; SIDS, *signed ítem difference in the sample*; UIDS, *unsigned ítem difference in the sample*; ESSD, Diferencia estandarizada de la puntuación esperada.

Bajo licencia Creative Commons

2026;55(4):e026077352

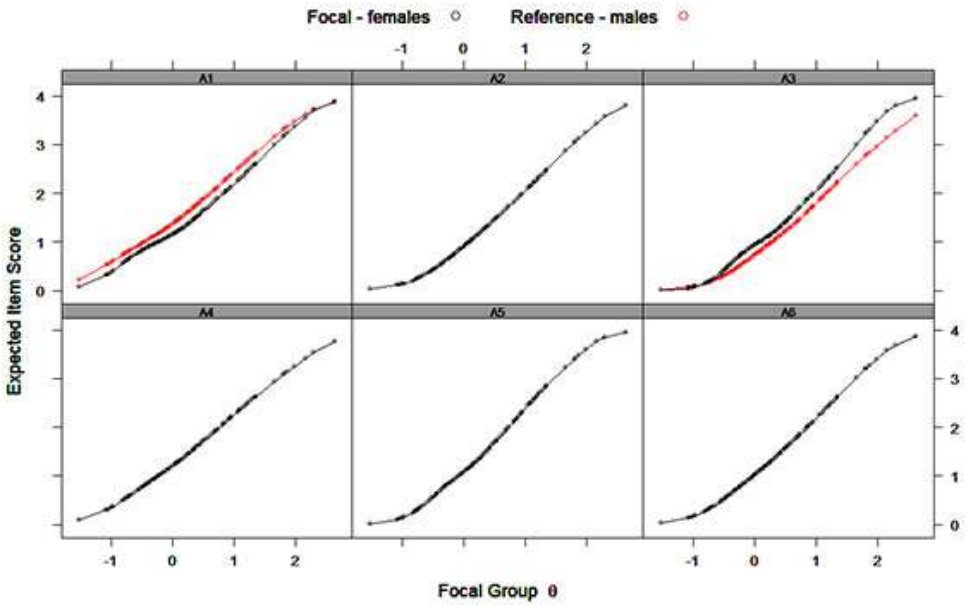


Fig. 2 - Funcionamiento diferencial del ítem del SPS-6.

DISCUSIÓN

La ansiedad social se asocia a diversos problemas de salud mental o desempeño académico y puede agravarse si es que no es tratada a tiempo. Si bien ya existen medidas de ansiedad social[11,12,13,14,15] son escasos los instrumentos breves que apoyen el proceso de tamización de este tipo de trastornos. Dada la brevedad del SPS-6, se hace necesario que sus ítems sean medidas idóneas, lo cual se hizo factible a través de los procedimientos implementados desde la TRI.

Al igual que la versión original de *Peters L,*[17] se encontró una estructura unidimensional con favorable ajuste y fiabilidad. Luego, se encontró que el GRM de dos parámetros fue el más idóneo para el análisis del SPS-6, evidenciándose un parámetro de discriminación elevado en todos los ítems (a > 2,8) que asegura una fuerte asociación con el constructo medido, lo cual concuerda con otros estudios.[18,19,20] Además, los umbrales de las tres categorías de respuesta superior requirieron niveles de rasgo mayores al promedio ($\theta > 0$). Al analizar la curva de información, se halló que el ítem 5 (*Me siento incómodo cuando las personas me miran dentro de un ascensor*) fue de mayor precisión, probablemente por la imposibilidad de realizar conductas evitativas en este medio. La

Bajo licencia Creative Commons


2026;55(4):e026077352

curva de información del test evidenció que el SPS-6 es más preciso en los niveles más elevados del rasgo latente con una fiabilidad marginal de 0,90, lo cual es deseable para identificar a los casos con mayor riesgo de desarrollar un trastorno de ansiedad social.

Si bien se detectó DIF de magnitud mínimo necesaria en los ítems 1 (*Me siento nervioso cuando las personas me miran fijamente mientras camino por la calle*) y 3 (*Me pondría tenso si tuviera que sentarme frente a otras personas en un bus o tren*), inicialmente estos pasaron desapercibidos ya que la interpretación se hizo considerando el valor p asociado. No obstante, la interpretación desde un enfoque de magnitud de efecto logró ser más rigurosa para su detección lo cual ya se alertó en estudios anteriores.[32,33] En el ítem 1, el DIF fue a favor de los del sexo masculino, estos percibirían una "mirada fija" como una amenaza o una evaluación de su desempeño social, que cuestionaría la norma social masculina y hegemónica de proyección de seguridad;[37,38] en el caso de las del sexo femenino, se asociaría más a experiencias de acoso. Y también el ítem 3 presentó DIF porque el transporte público es un espacio de mayor inseguridad para ellas a causa de los reportes de experiencias de acoso en este entorno.[39,40]

El estudio de naturaleza no probabilística limita generalización de los hallazgos a la población de universitarios de las carreras de ciencias de la salud, ciencias sociales e ingenierías. Además, se consideró principalmente una muestra de universitarios provenientes de universidades particulares de la capital peruana. Tampoco se pudo obtener evidencia de la capacidad discriminativa del SPS-6 vinculada a su sensibilidad y especificidad clínica.

Se concluye que el SPS-6 es un instrumento unidimensional breve de apoyo al tamizaje, con ítems altamente discriminativos relacionados al constructo medido y precisos para medir la ansiedad social en sus niveles más altos. La presencia de DIF en los ítems 1 y 3 sugiere evaluar su empleo o la reformulación de estos en otros análisis. La interpretación según la magnitud del efecto del DIF apoya el uso de procedimientos rigurosos alternativos desde la TRI.

Bajo licencia Creative Commons


2026;55(4):e026077352

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: DSM-5-TR. Arlington (VA): American Psychiatric Association; 2022.

2. Crome E, Grove R, Baillie AJ, Sunderland M, Teesson M, Slade T. DSM-IV and DSM-5 social anxiety disorder in the Australian community. Aust N Z J Psychiatry. 2014;49(3):227-35. DOI: https://doi.org/10.1177/0004867414546699

3. Heimberg RG, Hofmann SG, Liebowitz MR, Schneier FR, Smits JA, Stein MB, et al. Social anxiety disorder in DSM-5. Depress Anxiety. 2014; 31:472-9. DOI: https://doi.org/10.1002/da.22231

4. Organización Mundial de la Salud. Trastornos de ansiedad. Ginebra: OMS; 2025. [acceso: 26/01/2026]. Disponible en: https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/anxiety-disorders

5. Organización Mundial de la Salud. Trastornos mentales. Ginebra: OMS; 2022. [acceso: 23/01/2026]. Disponible en: https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/mental-disorders

6. Organización Panamericana de la Salud. La salud mental debe ocupar un lugar prioritario en la agenda política tras la pandemia de COVID-19: Nuevo informe de la OPS. Washington, D.C.: OPS; 2023. [acceso: 23/01/2026]. Disponible en: https://www.paho.org/es/noticias/9-6-2023-salud-mental-debe-ocupar-lugar-prioritario-agenda-politica-tras-pandemia-covid-19

7. Koyuncu A, İnce E, Ertekin E, Tükel R. Comorbidity in social anxiety disorder: diagnostic and therapeutic challenges. Drugs Context. 2019; 8:212573. DOI: https://doi.org/10.7573/dic.212573

8. Stein DJ, Lim CC, Roest AM, de Jonge P, Aguilar-Gaxiola S, Al-Hamzawi A, et al. The cross-national epidemiology of social anxiety disorder: Data from the World Mental Health Survey Initiative. BMC Med. 2017; 15:143. DOI: https://doi.org/10.1186/s12916-017-0889-2

9. EsSalud. EsSalud: más de 182 mil personas fueron diagnosticadas por trastornos de ansiedad este año a nivel nacional. Lima: EsSalud; 2024. [acceso: 23/01/2026]. Disponible en: https://www.gob.pe/institucion/essalud/noticias/992249-essalud-mas-de-182-mil-personas-fueron-diagnosticadas-por-trastornos-de-ansiedad-este-ano-a-nivel-nacional

Bajo licencia Creative Commons

10. MINSA. Salud mental: ¿cómo detectar y superar la ansiedad? Lima, MINSA; 2023. [acceso: 23/01/2026]. Disponible en: https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/696706-salud-mental-como-detectar-y-superar-la-ansiedad

11. Liebowitz MR. Social phobia. Mod Probl Pharmacopsychiatry. 1987; 22:141-173. DOI: https://doi.org/10.1159/000414022

12. Turner SM, Beidel DC, Dancu CV, Stanley MA. An empirically derived inventory to measure social fears and anxiety: The Social Phobia and Anxiety Inventory. Psychol Assess. 1989; 1(1):35-40. DOI: https://doi.org/10.1037/1040-3590.1.1.35

13. Connor KM, Davidson JR, Churchill LE, Sherwood A, Foa E, Weisler RH. Psychometric properties of the Social Phobia Inventory (SPIN): A new self-rating scale. Br J Psychiatry. 2000; 176(4):379-86. DOI: https://doi.org/10.1192/bjp.176.4.379

14. Caballo VE, Salazar IC, Irurtia MJ, Arias B, Hofmann SG, CISO-A Research Team. The multidimesional nature and multicultural validity of a new measure of social anxiety: The Social Anxiety Questionnaire for Adults. Behav Ther. 2012;43(2):313-28. DOI: https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.07.001

15. Mattick RP, Clarke JCC. Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. Behav Res Ther. 1998;36:455-70. DOI: https://doi.org/10.1016/s0005-7967(97)10031-6

16. Moral-De la Rubia JM, García C, Antona-Casas C. Validación de la escala de ansiedad en la interacción social en estudiantes universitarios mexicanos. Pensamiento Psicológico. 2013 [acceso: 23/01/2026];11(1):27-42. Disponible en: http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1657-89612013000100002&lng=en&tlng=es

17. Peters L, Sunderland M, Andrews G, Rapee RM, Mattick RP. Development of a short form Social Interaction Anxiety Scale (SIAS) and Social Phobia Scale (SPS) using nonparametric item response theory: the SIAS-6 and the SPS-6. Psychol Assess. 2012;24(1):66-76. DOI: https://doi.org/10.1037/a0024544

Bajo licencia Creative Commons

18. Ouyang X, Cai Y, Tu D. Psychometric properties of the short forms of the Social Interaction Anxiety Scale and the Social Phobia Scale in a Chinese college sample. Front Psychol. 2020;11:2214. DOI: https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.02214

19. Sunderland M, Afzali MH, Batterham PJ, Calear AL, Carragher N, Hobbs M, et al. Comparing scores from full length, short form, and adaptive tests of the Social Interaction Anxiety and Social Phobia Scales. Assessment. 2020;27(3):518-32. DOI: https://doi.org/10.1177/1073191119832657

20. Zsido AN, Varadi-Borbas B, Arato N. Psychometric properties of the social interaction anxiety scale and the social phobia scale in Hungarian adults and adolescents. BMC Psychiatry. 2021;21(1):171. DOI: https://doi:10.1186/s12888-021-03174-6

21. Uriel E, Aldás J. Análisis Multivariante aplicado. Madrid: Thomson; 2005.

22. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. Multivariate data analysis. 7th ed. Harlow: Pearson; 2014.

23. Hu L, Bentler PM. Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. Psychol Methods. 1998;3:424-53. DOI: https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424

24. Maydeu-Olivares A. Goodness-of-fit assessment of item response theory models. Measurement Interdiscip Res Perspect. 2013; 11(3):71-101. DOI: https://doi.org/10.1080/15366367.2013.831680

25. Schwarz G. Estimating the dimension of a model. Ann Stat. 1978;6(2):461-4. DOI: https://doi.org/10.1214/aos/1176344136

26. Felt JM, Castaneda R, Tiemensma J, Depaoli S. Using person fit statistics to detect outliers in survey research. Front Psychol. 2017; 8:863. DOI: https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00863

27. Yen WM. Effects of local item dependence on the fit and equating performance of the three-parameter logistic model. Appl Psychol Meas. 1984; 8:125-145. DOI: https://doi.org/10.1177/014662168400800201

28. Marais I, Andrich D. Effects of varying magnitude and patterns of local dependence in the unidimensional Rasch model. J Appl Meas. 2008;9:105-124.

Bajo licencia Creative Commons

29. Maydeu-Olivares A, Joe H. Assessing approximate fit in categorical data analysis. Multivariate Behav Res. 2014; 49(4):305-28. DOI: https://doi.org/10.1080/00273171.2014.911075

30. Engelhard G, Wind S. Invariant measurement with raters and rating scales: Rasch models for rater-mediated assessments. New York: Routledge; 2018.

31. Baker FB. The basics of item response theory. 2nd ed. College Park (MD): ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation; 2001 [Internet]. [acceso: 23/01/2026]. Disponible en: https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED458219.pdf

32. Meade AW. A taxonomy of effect size measures for differential function of items and scale. J Appl Psychol. 2010;95(4):728-43. DOI: https://doi.org/10.1037/a0018966

33. Meade AW, Wright NA. Solving the measurement invariance anchor item problem in item response theory. J Appl Psychol. 2012;97(5):1016-31. DOI: https://doi.org/10.1037/a0027934

34. Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. 2nd ed. Hillsdale (NJ): Erlbaum; 1988.

35. Rosseel Y. Lavaan: An R package for structural equation modeling. J Stat Softw. 2012;48(2):1-36. DOI: https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02

36. Chalmers RP. mirt: A multidimensional item response theory package for the R environment. J Stat Softw. 2012;48(6):1-29. DOI: https://doi.org/10.18637/jss.v048.i06

37. Lindor. Masculinidad hegemónica, roles de género y violencia intrafamiliar en Puebla-Tlaxcala, México. Rev Ciencias Sociales. 2022 [acceso: 23/01/2026];4(178):55-76. Disponible en: https://archivo.revistas.ucr.ac.cr/index.php/sociales/article/download/55028/55720

38. Peña JC, Arias L, Sáez F. Masculinidades tradicionales en las universidades chilenas. Manifestaciones y afirmaciones en contextos y espacios académicos. Multidisciplinary Journal of Gender Studies. 2024;11(2): 172-99. DOI: https://doi.org/10.17583/generos.8569

39. Ministerio de Transporte y Comunicaciones. MTC: Más de 2.5 millones de mujeres fueron víctimas de acoso en el transporte, por primera vez, durante la adolescencia. Lima: MTC; 2023. [acceso: 23/01/2026]. Disponible en: https://www.gob.pe/institucion/mtc/noticias/875352-mtc-

Bajo licencia Creative Commons

mas-de-2-5-millones-de-mujeres-fueron-victimas-de-acoso-en-el-transporte-por-primera-vez-durante-la-adolescencia

40. Ministerio de Transporte y Comunicaciones. Conoce el protocolo de atención ante actos de acoso sexual en el transporte público. Lima: MTC; 2022. [acceso: 23/01/2026]. Disponible en: https://www.gob.pe/institucion/mtc/noticias/648083-conoce-el-protocolo-de-atencion-ante-actos-de-acoso-sexual-en-el-transporte-publico

Conflictos de interés

Los autores no declaran tener conflictos de interés

Información financiera

El presente estudio fue autofinanciado

Contribuciones de los autores

Conceptualización: *Aaron Caycho Caja.*

Curación de datos: *Aaron Caycho Caja.*

Análisis Formal: *Aaron Caycho Caja.*

Investigación: *Aaron Caycho Caja, Eder Orihuela Manrique, Antonio Rodríguez Sánchez, Zoraida Barrios Sallo.*

Metodología: *Eder Orihuela Manrique, Antonio Rodríguez Sánchez, Zoraida Barrios Sallo.*

Administración del Proyecto: *Aaron Caycho Caja, Zoraida Barrios Sallo.*

Recursos: *Aaron Caycho Caja, Zoraida Barrios Sallo.*

Software: *Aaron Caycho Caja, Eder Orihuela Manrique, Antonio Rodríguez Sánchez.*

Supervisión: *Aaron Caycho Caja, Antonio Rodríguez Sánchez.*

Validación: *Aaron Caycho Caja, Eder Orihuela Manrique, Antonio Rodríguez Sánchez.*

Visualización: *Antonio Rodríguez Sánchez, Zoraida Barrios Sallo.*

Bajo licencia Creative Commons

Redacción - Elaboración del borrador original: *Antonio Rodríguez Sánchez, Zoraida Barrios Sallo, Eder Orihuela Manrique.*

Redacción - Revisión y edición: *Aaron Caycho Caja, Eder Orihuela Manrique, Antonio Rodríguez Sánchez, Zoraida Barrios Sallo.*

Disponibilidad de datos

Open Science Framework (OSF). Estructura latente y funcionamiento diferencial del ítem de la escala breve de ansiedad social de Peters (SPS-6) en universitarios peruanos [Conjunto de datos]. Disponible en: https://doi.org/10.17605/OSF.IO/7XTFB

Bajo licencia Creative Commons