

■ Escalas abreviadas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): validez, fiabilidad y equidad en adolescentes peruanos

Ida Contreras-Mendoza¹, Lincol Orlando Olivas-Ugarte², & Carlos De La Cruz-Valdiviano³

¹Universidad César Vallejo, Perú

²Universidad Privada del Norte, Perú

³Universidad Nacional Federico Villarreal, Perú

Resumen

En los últimos años se ha observado un creciente aumento de los trastornos psicológicos en la adolescencia, particularmente de ansiedad y depresión. A pesar de su importancia clínica, estos desórdenes emocionales no son abordados oportunamente, entre otras razones por la escasez de instrumentos para este grupo etario. Por ello, en este estudio de diseño instrumental se buscó analizar la validez, fiabilidad y equidad de las Escalas Abreviadas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21). Participaron 731 adolescentes peruanos con edades entre 14 y 17 años ($M = 15.46$; $DE = 1.00$, 54% hombres), provenientes de tres instituciones educativas públicas de la provincia constitucional del Callao. Se analizaron las evidencias de validez de contenido y se examinaron estadísticamente los 21 ítems del DASS-21. El análisis factorial confirmatorio mostró la pertinencia del modelo de tres factores: $\chi^2/gf = 2.87$, $CFI = .91$, $TLI = .89$, $RMSEA = .05$ y $SRMR = .04$. Se corroboró que el estrés es predictor de ansiedad ($r = .88$, $r^2 = .76$) y depresión ($r = .86$, $r^2 = .74$), y que ansiedad y depresión ($r = .86$, $r^2 = .73$) suelen manifestarse en conjunto. Los coeficientes de consistencia interna alfa y omega $> .80$ demuestran la alta fiabilidad de las tres escalas. Finalmente, el análisis de invarianza factorial indicó que el instrumento es equivalente según edad y sexo. Se concluye que las escalas DASS-21 cuentan con evidencias psicométricas para su aplicación como instrumento de cribado en adolescentes peruanos. No obstante, se sugiere realizar futuras investigaciones para obtener mayores evidencias de validez, fiabilidad y equidad, y elaborar datos normativos.

Palabras clave: depresión; ansiedad; estrés; evidencias psicométricas.

Abstract

Abbreviated Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS-21): validity, reliability and equity in Peruvian adolescents. In recent years, an increasing prevalence of psychological disorders in adolescence, particularly anxiety and depression, has been observed. Despite their clinical importance, these emotional disorders are not addressed in a timely manner, among other reasons due to the lack of instruments for this age group. For this reason, this instrumental design study sought to analyze the validity, reliability and equity of the Abbreviated Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS-21). 731 Peruvian adolescents between the ages of 14 and 17 ($M = 15.46$; $SD = 1.00$, 54% male), from three public educational institutions in the constitutional province of Callao participated. Evidence of content validity was analyzed and the 21 test items were statistically examined. Confirmatory factor analysis showed the relevance of the three-factor model: $\chi^2 / gf = 2.87$, $CFI = .91$, $TLI = .89$, $RMSEA = .05$ and $SRMR = .04$. It was confirmed that stress is a predictor of anxiety ($r = .88$, $r^2 = .76$) and depression ($r = .86$, $r^2 = .74$), and that anxiety and depression ($r = .86$, $r^2 = .73$) that these usually manifest together. The internal consistency coefficients alpha and omega $> .80$ demonstrate the high reliability of the three scales. Finally, the factor invariance analysis indicated that the instrument is equivalent according to age and sex. It is concluded that the DASS-21 has psychometric evidence for its use as a screening instrument in Peruvian adolescents. However, it is suggested to carry out future investigations to obtain more evidence of validity, reliability and invariance, and to elaborate normative data.

Keywords: depression; anxiety; stress; psychometric evidence.

La depresión es un trastorno de salud mental muy frecuente, que afecta a más de 300 millones de personas a nivel

mundial (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2017). En Estados Unidos, Brasil y Europa se han reportado tasas de

Correspondencia:

Carlos Bacilio De La Cruz-Valdiviano.
Universidad Nacional Federico Villarreal.
Av. Oscar R. Benavides 450, Lima - 01, Perú.
E.mail: amautacruz2@gmail.com

prevalencia altas, donde más del 15% de su población total ha padecido depresión alguna vez. En países como México el 9.2% de su población tuvieron algún trastorno afectivo a lo largo de la vida y el 4.8% en los últimos doce meses, según la Encuesta Nacional de Epidemiología Psiquiátrica [ENEP] (Berenzon, Asunción, Robles, & Medina, 2013), donde se sitúa a Colombia y Chile, con similar prevalencia a la de México.

En Perú, Castillo-Martell y Cutipé-Cárdenas (2019) estimaron que una de cada cinco personas tiene síntomas de algún trastorno mental significativo cada año. Entre los cuadros más comunes están la depresión, ansiedad, estrés y violencia contra la mujer y familiar. Navarro, Moscoso y Calderón (2017) resaltan informes hechos por el Instituto Nacional de la Salud Mental [INSM] que dan a conocer la prevalencia de la depresión entre hombres y mujeres con respecto a la zona de residencia, y la prevalencia en adolescentes del Callao y del departamento de Lima de un 7%. Por otro lado, en la amazonia peruana, se evidencia una prevalencia del 1.9%. Además, en la provincia de Abancay, existe una incidencia del 2.1%. Una encuesta con 2200 participantes realizada en Perú encontró que de cada 10 individuos 6 había padecido de estrés el último año. También que las mujeres presentaban mayor prevalencia de estrés, con un 63% a diferencia de los hombres con un 52% (Instituto de Análisis y de Comunicación, 2015).

El modelo tripartito de la ansiedad y de la depresión explica las características que se sobreponen y las que se distinguen basándose en tres factores: 1) Afectividad Negativa (AN), que agrupa características pertenecientes a la ansiedad y la depresión, 2) Afecto Positivo (AP) reducido, común a la depresión, y 3) Hiperestimulación o Activación Fisiológica (HF o AF), común a la ansiedad (Clark & Watson, 1991; Gonzales, Herrero, Viña, Peñate, & Ibañez, 2004; Lovibond & Lovibond, 1995a; Lovibond & Lovibond, 1995b).

La relación entre las condiciones afectivas de la depresión y ansiedad genera interés teórico y clínico. Conceptualmente ambas variables son distintas, el concepto de estrés plantea problemas adicionales en el estudio de las condiciones afectivas, considerado como un patrón o un estado de reacción afectiva, estando el estrés relacionado íntimamente con la ansiedad y la depresión. Lovibond y Lovibond (1995a) mencionan que la depresión se caracteriza por una pérdida de autoestima y se asocia con una probabilidad percibida muy baja de logro de metas personales significativas para el individuo (Román, Vinet, & Alarcón, 2014). Por lo tanto, este modelo refiere que la depresión tiene un bajo AP y un alto grado de AN, además, la ansiedad estaría bajos niveles de AN y un alto grado de AF (Gonzales et al., 2004).

La investigación de Lovibond y Lovibond (1995b) sobre la estructura de los estados emocionales negativos y la comparación de las escalas (DASS) con la escala de depresión de Beck, desarrollada por los autores de prueba original DASS-42, condujo al desarrollo de una nueva escala. Se ha examinado la estructura factorial de las escalas DASS-21 en muestras de adolescentes de Australia ($n = 371$), Chile ($n = 448$), China ($n = 558$) y Malasia ($n = 388$), llegando a confirmar que la supuesta estructura de tres factores era compatible en cada ubicación con invariancia estructural en todas las ubicaciones (Antúnez & Vinet, 2012). Asimismo, Roman et al. (2014) hicieron la adaptación cultural e idiomática de la versión abreviada DASS-21 de Lovibond y Lovibond (1995),

y determinaron sus propiedades psicométricas en 448 estudiantes secundarios chilenos, obteniendo coeficientes alfa satisfactorios para cada factor, su estructura factorial en el modelo de los tres factores arrojó un ajuste aceptable para casi todos los índices. También Moore, Dowdy, y Furlong (2017) estudiaron la estructura subyacente del DASS-21 en adolescentes estadounidenses ($N = 2.454$) mediante análisis factorial confirmatorio para probar modelos alternativos. Los resultados sugieren que las escalas DASS-21 reflejan un factor común, lo que indica que la puntuación total puede derivarse como una medida de la afectividad negativa general, y (b) el DASS-21 puede no diferenciar adecuadamente entre las experiencias de afectividad negativa, ansiedad y estrés en adolescentes estadounidenses. Se determinó los puntos de corte de las Escalas DASS-21 para detectar jóvenes en riesgo de problemas de salud mental, y se comprobó una adecuada utilidad como instrumento de cribado (Roman, Santivañez, & Vinet, 2016).

En Perú no hay trabajos afines en adolescentes, aunque sí en universitarios, revelando buena fiabilidad y validez de los ítems. En el análisis factorial el modelo de tres factores arrojó valores con un ajuste parcial de los índices (Polo, 2017), y se concluye que las puntuaciones del DASS-21 deben ser interpretadas como una dimensión global de malestar emocional (Valencia, 2019).

Como puede apreciarse a partir de la revisión de las investigaciones sobre depresión, ansiedad y estrés, se constata una tasa alta de incidencia de estos trastornos emocionales en muchos países, incluyendo el Perú. En ese sentido, el objetivo del presente estudio fue analizar las evidencias de validez, fiabilidad y equidad de las Escalas DASS-21 versión chilena (Román et al., 2014) en una muestra de adolescentes peruanos. Se analiza la estructura factorial y las evidencias de validez, fiabilidad e invarianza factorial por sexo y edad. Por eso es de suma importancia, a nivel práctico, contar con un instrumento breve que reúna evidencias de validez, fiabilidad y equidad para su adecuado uso en población adolescente, lo que permitirá examinar los estados emocionales de carga negativa, realizar pruebas de tamizajes e identificar posibles casos de trastornos emocionales, implementar programas de prevención e intervención con mayor precisión, y ejecutar otros estudios de prevalencia, correlacionales o explicativos. A nivel teórico, el estudio permitirá identificar la estructura factorial de las escalas de acuerdo al modelo tripartito en población adolescente.

Método

Participantes

Participaron 731 adolescentes, 395 (54%) hombres y 336 (46%) mujeres, entre 14 y 17 años ($M = 15.46$; $DE = 1.00$), de tercero ($n = 246$), cuarto ($n = 222$), quinto ($n = 263$), provenientes de tres instituciones educativas públicas de nivel socioeconómico bajo, ubicadas en el distrito de Ventanilla, en la provincia constitucional del Callao, seleccionados mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia (Supo, 2014), siendo la cantidad de muestra ($n = 731$) considerada aceptable para validar un test (Comrey & Lee, 1992; Anthoine, Moret, Regnault, Sбилle, & Hardouin, 2014).

Instrumentos

Se utilizaron las Escalas Abreviadas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS - 21), versión traducida y adaptada con adolescentes chilenos (Vinet, Rehbein, Saiz, & Román, 2008), se realizó un proceso de adaptación idiomática y cultural del instrumento. A partir de esta versión retrotraducida, se modificaron levemente los tiempos verbales en dos ítems (14 y 19). Esta versión modificada fue sometida a una prueba piloto ($n = 29$ adolescentes, 16 mujeres y 13 hombres) para evaluar la comprensibilidad de los ítems y de las instrucciones. A partir de sus resultados se modificaron dos ítems que contenían una doble negación (14 y 16), generando la versión definitiva del DASS-21.

Estas escalas tienen por objetivo medir los estados emocionales negativos: depresión, ansiedad y estrés. La edad de aplicación es de 14 a 45 años con un tiempo de administración aproximado de 5 a 10 minutos. Este instrumento contiene 21 ítems distribuidos en tres escalas: depresión, ansiedad y estrés. Cada una de estas tres escalas tiene siete ítems con cuatro alternativas de respuesta de 0 a 3 que representan la frecuencia con la que el examinado percibe los síntomas durante la última semana. Al respecto, se cuentan con los permisos para su aplicación del autor original de la DASS 42 (Lovibond & Lovibond, 1995) y de la validación versión chilena DASS-21 (Vinet et al., 2008).

Procedimiento

En principio, se enviaron cartas de presentación dirigidas a las autoridades de las tres instituciones educativas con el fin de solicitar el permiso para la aplicación del instrumento, dando a conocer los objetivos de la investigación. Tras la aceptación del acceso a las escuelas, se efectuaron reuniones informativas con los padres de familia y también se les enviaron comunicados para solicitarles el consentimiento informado para la inclusión de los adolescentes en el estudio.

La aplicación de las escalas se realizó durante las horas habituales de clase, recalando el carácter anónimo y voluntario de la participación de los estudiantes. Se utilizaron los ejemplares del instrumento y lápices para el marcado de las alternativas de respuesta de cada ítem. Se respetó el Código de Ética Profesional del Psicólogo Peruano (2017), las recomendaciones de la American Psychological Association [APA] (2010), y la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013), sobre los principios éticos de privacidad, confidencialidad y la total reserva de la información personal en las investigaciones con seres humanos.

Análisis estadísticos

Se examinó de validez de contenido por el método de juicio de expertos y se cuantificó el grado de acuerdo entre los especialistas con el coeficiente V de Aiken (1980, 1985), que es aceptable cuando su valor es $\geq .80$ (Escrura, 1988).

Culminada la recolección de información se eliminaron 49 de los 780 protocolos completados inicialmente, por tener omisiones, dobles respuestas, mostrar tendencia lineal al marcar o exceder el rango de edad. Con los 731 protocolos restantes se elaboró una base de datos en una hoja de cálculo de Microsoft Excel.

Se exportaron los datos al programa SPSS versión 25 para efectuar el análisis estadístico de los ítems, explorando: por-

centajes de respuesta, media, desviación estándar, coeficientes de asimetría y curtosis, comunalidades, índices de homogeneidad y de discriminación. También las relaciones entre estrés, depresión y ansiedad fueron analizadas con el coeficiente de Pearson en el programa SPSS para examinar la validez de criterio (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011).

Se exportó la base de datos de SPSS al programa R versión 3.6.2 para evaluar la estructura interna del DASS-21 mediante análisis factorial confirmatorio, con el estimador de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV), por la medida ordinal de los ítems (Brown, 2015), y porque permite detectar relaciones estructurales con precisión en presencia de leve o moderada asimetría (Li, 2016). Se utilizaron los coeficientes alfa (Cronbach, 1951) y omega (McDonald, 1999) para estimar la fiabilidad por el método de consistencia interna.

Por último, se efectuó el análisis de invarianza de la medición según sexo y edad, a nivel de configuración, cargas factoriales, interceptos, residuos y medias latentes para determinar si el DASS-21 es o no variante (Chen, 2007; Dimitrov, 2010).

Resultados

Validez de contenido

Se consultó a diez especialistas con experiencia en revisión de instrumentos de medición: cinco psicólogos clínicos, tres psicólogos educativos, un lingüista y un estadístico, quienes verificaron la coherencia lógica entre los conceptos teóricos y los indicadores clínicos de depresión, ansiedad y estrés, y la claridad de los ítems para su comprensión en adolescentes peruanos. Si bien los jueces no sugirieron cambios para los enunciados, cinco expertos señalaron la conveniencia de modificar las alternativas de respuesta: “*No me ocurrió = 0*”, “*Me ocurrió un poco, o durante parte del tiempo = 1*”, “*Me ocurrió bastante, o durante una buena parte del tiempo = 2*”, “*Me ocurrió mucho, o la mayor parte del tiempo*”. Finalmente, se cuantificó el grado de acuerdo entre los expertos sobre el contenido del test con el coeficiente V de Aiken = 1.00 (Aiken, 2003; Sireci, 1998).

Análisis estadístico preliminar de los ítems

Antes de ejecutar el análisis factorial confirmatorio, se realizó el análisis estadístico de los ítems. En la Tabla 1 se observa que ninguna de las alternativas de respuesta se ubicó en los extremos de 0 % o ≥ 80 %, lo que expresa que los participantes respondieron sin sesgo, ni aquiescencia, ni deseabilidad social (De las Cuevas-Catresana & González de Rivera-Revuelta, 1992). La media indica que la mayoría tiende a marcar entre 0 y 1, y la desviación estándar expresa que efectivamente sus respuestas son similares. Los coeficientes de asimetría y curtosis, dentro del rango de ± 1.5 (Pérez & Medrano, 2010), informan de normalidad univariada (Bollen & Long, 1993). El índice de homogeneidad menor de .40 evidencia que los ítems tienden a medir el mismo constructo (Pérez & Tornimbeni, 2008). Las comunalidades superiores a .50 corroboran que los ítems y sus factores están relacionados (Lozano & Turbany, 2013). Finalmente, el índice de discriminación, estimado con la prueba t de Student por el método de comparación de grupos extremos, estadísticamente significativo ($p < .001$), demuestra que los ítems tienen la capacidad de diferenciar la mayor o menor presencia del rasgo medido (Cohen & Swerdlik, 2002).

Tabla 1. Análisis estadístico preliminar de los ítems del DASS-21 (n = 731)

Ítems	Fr				M	DE	g ¹	g ²	IHC	h ²	id
	0	1	2	3							
ES1	40.6	30.5	17.6	11.2	.99	1.02	.65	-.75	.67	.58	.00
ES6	38.7	41.9	15.6	3.8	.85	.82	.71	-.12	.68	.60	.00
ES8	46.6	34.7	14.2	4.4	.76	.85	.90	.01	.64	.55	.00
ES11	42.5	38.2	15.5	3.8	.81	.83	.77	-.14	.66	.57	.00
ES12	43.2	36.1	14.8	5.9	.83	.89	.84	-.12	.71	.64	.00
ES14	43.0	38.9	15.2	3.0	.78	.81	.76	-.14	.67	.59	.00
ES18	44.5	38.9	13.1	3.6	.76	.81	.87	.13	.67	.59	.00
AN2	51.3	33.0	13.7	2.1	.66	.79	.92	.00	.60	.50	.00
AN4	56.0	30.1	11.8	2.2	.60	.78	1.10	.42	.69	.61	.00
AN7	50.6	33.5	11.5	4.4	.70	.84	1.07	.41	.66	.57	.00
AN9	42.1	38.9	14.8	4.2	.81	.84	.80	-.06	.66	.57	.00
AN15	52.1	30.5	14.4	3.0	.68	.83	.97	.03	.68	.60	.00
AN19	51.4	33.1	11.4	4.1	.68	.83	1.08	.46	.68	.61	.00
AN20	55.0	31.3	10.7	3.0	.62	.79	1.16	.66	.71	.65	.00
DE3	47.1	36.8	12.6	3.6	.73	.82	.94	.22	.74	.66	.00
DE5	44.5	37.6	14.8	3.1	.77	.82	.80	-.08	.70	.62	.00
DE10	50.2	33.7	12.0	4.1	.70	.84	1.03	.34	.71	.63	.00
DE13	45.1	36.7	14.6	3.6	.77	.83	.84	-.05	.73	.65	.00
DE16	49.0	36.1	11.8	3.1	.69	.80	.99	.34	.71	.63	.00
DE17	53.5	32.0	11.2	3.3	.64	.81	1.11	.53	.74	.67	.00
DE21	58.3	31.7	6.3	3.7	.55	.77	1.44	1.73	.78	.72	.00

Nota. FR: Formato de respuesta; M: Media; DE: Desviación estándar; g1: coeficiente de asimetría de Fisher; g2: coeficiente de curtosis de Fisher; IHC: Índice de homogeneidad corregida; h2: Comunalidad; ID: Índice de discriminación por comparación de grupos extremos (p<.001).

Validez

En relación a la estructura interna, se aplicó análisis factorial confirmatorio (AFC), con el estimador diagonalizado (WLSMV) con el programa R, para poner a prueba cuatro distintos modelos de medida: 1) un modelo de un factor general (M1), 2) un modelo ortogonal, de tres factores no correlacio-

nados (M2), 3) un modelo oblicuo, de tres factores correlacionados (M3), y 4) un modelo con tres factores de primer orden y un factor de segundo orden (M4).

Los resultados del AFC mostraron que los modelos 3 y 4 obtuvieron los mejores índices de ajuste (Ruiz, Pardo, & San Martín, 2010; Hu & Bentlet, 1999). En términos matemáticos ambos son equivalentes. Además, las altas magnitudes de las cargas factoriales (> .60) y de las correlaciones entre los factores (r > .90) permiten suponer la existencia de un factor general. Sin embargo, es importante mencionar que cualquier procedimiento estadístico debe ser ejecutado a la luz de una teoría que provea significado a los resultados (Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017; Dominguez-Lara, 2019). Por lo tanto, sería mejor interpretar cada factor como una escala independiente, por lo que se propone mantener la estructura original.

Se analizaron las relaciones entre el estrés, la ansiedad y la depresión. Los resultados que se presentan en la Tabla 3, para estrés y ansiedad (r = .876, r2 = .76), como para estrés y depresión (r = .862, r2 = .74), y los tamaños del grandes del efecto (Cohen, 1988) permitieron corroborar la hipó-

Tabla 2. Relación entre el estrés, la ansiedad y la depresión (n = 731)

		Estrés	Ansiedad	Depresión
Estrés	Correlación de Pearson	1	.88**	.86**
	Sig. (bilateral)		.00	.00
Ansiedad	Correlación de Pearson	.88**	1	.86**
	Sig. (bilateral)	.00		.00
Depresión	Correlación de Pearson	.86**	.86**	1
	Sig. (bilateral)	.00	.00	

** La correlación es significativa en el nivel .001 (bilateral).

Tabla 3. Índices de ajuste para los modelos de la estructura factorial del DASS-21 (n=731)

Modelos	χ ²	gl	χ ² /gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	AIC
Modelo 1	548.35	189	2.90	.90	.89	.05	.04	28355.19
Modelo 2	3596.37	189	19.0	.07	-.04	.16	.42	30550.02
Modelo 3	533.41	186	2.87	.91	.89	.05	.04	28316.14
Modelo 4	533.41	186	2.87	.91	.89	.05	.04	28316.14

Nota: se omite el nivel de probabilidad asociado a todos los χ² de la tabla (p < .05)

tesis del estrés como un factor de riesgo de sintomatología ansiosa y depresiva en adolescentes (Roman et al., 2014). También, la magnitud de la relación entre la ansiedad y la depresión ($r=.859$, $r^2=.73$) corroboran que estas suelen manifestarse en conjunto.

Fiabilidad

Se examinaron las evidencias de fiabilidad por el método de consistencia interna con los coeficientes alfa y omega. En la Tabla 4 se evidencian altos niveles de fiabilidad para cada una de las tres escalas del instrumento (Hogan, 2004; Campo-Arias & Oviedo, 2008; Cascaes da Silva et al. 2015; Mejía, 2008). Asimismo, se destaca que las magnitudes de los coeficientes alfa y omega son muy similares (Peters, 2014).

Tabla 4. Fiabilidad del DASS-21 ($n = 731$)

Dimensión	Alfa de Cronbach (α)	Coficiente Omega (ω)	Nº de elementos
Depresión	.91	.91	7
Ansiedad	.88	.89	7
Estrés	.88	.89	7

Invarianza factorial

Por último, con el fin de conseguir evidencias de equidad para las puntuaciones recogidas con las escalas DASS-21 en la muestra de estudio, se ejecutó un análisis de invarianza factorial según sexo y edad tomando como base el modelo 3.

En la Tabla 5 se aprecia que la magnitud de los cambios en el CFI ($CFI < .001$) y el RMSEA ($RMSEA < .02$), a nivel de configuración, cargas factoriales, interceptos, residuos y medias latentes, son mínimos (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002) e informan sobre la equivalencia factorial de las escalas DASS-21 entre hombres y mujeres. Igualmente, se observa que la magnitud mínima de los cambios en el CFI y el RMSEA evidencian que las escalas DASS-21 son equivalentes en adolescentes de 14 a 17 años. Por lo tanto, se encontraron evidencias de equidad por sexo y edad (Caycho-Rodríguez, 2017; Dominguez-Lara, 2016), lo que permite afirmar que las puntuaciones de este instrumento tienen el mismo significado en los distintos grupos y que las comparaciones entre estos serían válidas y fiables (Messick, 1995).

Tabla 5. Índices de ajuste del análisis de invarianza factorial del DASS-21

Según sexo ($n=731$)	χ^2	$\Delta \chi^2$	gl	Δgl	p	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
Configural	1241.1	...	37290808	...
Cargas factoriales	1282.0	40.88	390	18	***	.906	.002	.08	.001
Interceptos	1315.0	33.00	408	18	***	.905	.002	.08	.001
Residuos	1425.8	110.78	429	21	***	.895	.009	.08	.002
Medias latentes	1517.8	92.05	432	3	***	.886	.009	.08	.003
Según edad ($n=731$)	χ^2	$\Delta \chi^2$	gl	Δgl	p	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
Configural	1671.0	...	74491208	...
Cargas factoriales	1726.6	55.61	798	54	***	.912	.000	.08	.003
Interceptos	1834.7	108.13	852	54	***	.907	.005	.08	.000
Residuos	1977.4	142.70	915	63	***	.899	.008	.08	.000
Medias latentes	1986.7	9.29	924	9	***	.899	.000	.08	.000

Nota: $\Delta \chi^2$ = variación en la prueba χ^2 , Δgl = Variación en los grados de libertad, ΔCFI = variación en el CFI, $\Delta RMSEA$ = variación en el RMSEA. *** El valor de probabilidad es estadísticamente significativo ($p < .001$).

Discusión

La depresión, ansiedad y estrés son estados de ánimo que poseen alta carga negativa y que dificultan al sujeto seguir con sus actividades diarias a nivel familiar, laboral, social o académico (Serrano et al., 2013). Sin embargo, no existe un instrumento de cribado con población peruana que permita realizar una detección temprana para las tres variables. Es por ello que la presente investigación permitirá realizar un diagnóstico más preciso y por ende una adecuada intervención psicológica.

Primero se analizó la validez de contenido del DASS-21 mediante la valoración de jueces, contando con la participación de diez especialistas. Se obtuvieron valores para la V de Aiken entre el .93 y 1 para cada ítem ($V > .8$) (Escrura, 1988), lo que evidencia el alto grado de acuerdo entre los jueces sobre el contenido de la prueba (Aiken, 2003) y la representación de los dominios para las variables estrés, depresión y ansiedad (Supo, 2013).

Segundo, al realizar el análisis estadístico de los ítems, se verificaron un conjunto de indicadores como la correlación ítems-test-correctada $> .30$, las comunalidades $> .50$, y el índice de discriminación por el método de comparación de grupos extremos ($p < .001$), lo que indica que los ítems tienden a medir las mismas variables y poseen capacidad para captar la variabilidad, en frecuencia e intensidad de la presencia de estrés, ansiedad y estrés, en los adolescentes de la muestra. Tanto la opinión de los expertos como el análisis estadístico de los ítems son evidencia de la validez de contenido del DASS-21 (Sireci, 1998).

Tercero, se realizó el AFC y se encontró que el modelo de tres factores propuesto por los autores del DASS-21 mostró índices de ajuste aceptables: $\chi^2/gl = 2.87$, $CFI = .91$, $TLI = .89$, $RMSEA = .05$ y $SRMR = .04$ (Hu & Bentler, 1999). Estos resultados presentan mejores índices de ajuste que en las investigaciones de Román et al. (2014), quienes realizaron un estudio en adolescentes de Temuco-Chile y obtuvieron un $CFI = .86$ y $RMSEA = .07$, y Polo (2017), que en su investigación con estudiantes universitarios de Chimbote-Perú, obtuvo un índice de bondad de ajuste $CFI = .87$ y $RMSEA = .08$. Además, en este estudio, al ejecutar el AFC no se permitieron covarianzas entre términos de error de los ítems, porque estas correlaciones entre residuales, podrían enmascarar un modelo mal especificado o con errores, mediante el incremento espúreo de los índices de ajuste (Dominguez-Lara, 2019).

Cuarto, se analizó las relaciones entre las tres variables, suponiendo que el estrés es un factor predisponente para la aparición de ansiedad y depresión. Los resultados del análisis: estrés y ansiedad ($r = .88$, $r^2 = .76$), estrés y depresión ($r = .86$, $r^2 = .74$) permitieron corroborar esta hipótesis. Asimismo, se verificó que ansiedad y depresión suelen presentarse al mismo tiempo en adolescentes.

Quinto, se analizó la consistencia interna para el DASS-21, encontrando magnitudes para los coeficientes alfa y omega $> .80$ en las tres escalas, lo que se considera excelente (Cascaes da Silva et al., 2015; Campo-Arias & Oviedo, 2008; Mejía, 2008) y confirma que el DASS-21 tiene un alto nivel de fiabilidad.

Sexto, se realizó un análisis de invarianza factorial y se verificó que las tres escalas del DASS-21 son equivalentes según sexo y edad, lo que justifica su equidad y adecuado uso en estudios comparativos y de prevalencia (Caycho-Rodríguez, 2017, Dominguez-Lara, 2016).

Entre las limitaciones de esta investigación se encuentra el tipo de muestro, pues si bien el tamaño muestral es considerado como aceptable para validar un test (Comrey & Lee, 1992; Anthoine, Moret, Regnault, Sбилle, & Hardouin, 2014), todos los participantes pertenecen a un solo distrito y son del mismo nivel socioeconómico, por lo que futuras investigaciones deberían procurar ampliar y diversificar la composición de la muestra para generalizar los resultados y disminuir probables sesgos de medida. Otra de las limitaciones es su carácter transversal, ya que tampoco fue posible evaluar la estabilidad temporal de las puntuaciones del DASS-21 mediante test-retest. Tampoco se analizó la validez convergente ni divergente en relación con otras variables, por lo que se sugiere aplicar el DASS-21 en conjunto con medidas de criterio para verificar estas posibles relaciones. Finalmente, no se pudo analizar la validez discriminante, pues no se tuvo acceso a muestra clínica que permitiera comparar las puntuaciones de estrés, ansiedad y depresión en grupos diferentes, y queda pendiente el análisis de especificidad y sensibilidad del instrumento mediante el uso de curvas ROC para garantizar su aplicación diagnóstica. En síntesis, hay evidencia estadística para señalar que las escalas DASS-21 reúnen evidencias de validez, fiabilidad y equidad para su aplicación en adolescentes peruanos.

Financiación

Este trabajo ha sido financiado por los mismos autores.

Conflicto de intereses

Los autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Agradecimientos

A las instituciones educativas que facilitaron las condiciones apropiadas en la recolección de los datos.

Referencias

- Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid: Síntesis.
- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40, 955-959. doi:10.1177/001316448004000419
- Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45, 131-142. doi:10.1177/0013164485451012
- Aiken, L. (2003). *Test psicológicos y evaluación*. México: Pearson Education.
- American Psychological Association (2010). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Washington, DC: Autor. Recuperado de <http://www.apa.org/ethics/code/principles.pdf>
- Anthoine, E., Moret, L., Regnault, A., Sбилle, V., & Hardouin, J. (2014). Sample size used to validate a scale: a review of publications on newly-developed patient reported outcomes measures. *Health Quality of Life Outcomes*, 12(2), 176-186. doi: 10.1186/s12955-014-0176-2.
- Antúnez, Z., & Vinet, E. (2012). Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS - 21): Validación de la Versión abreviada en Estudiantes Universitarios Chilenos. *Terapia psicológica*, 30(3), 49-55. doi: 10.4067/S0718-48082012000300005
- Asociación Médica Mundial (2013). Declaración de Helsinki de la AMM-Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos. Recuperado de: <file:///C:/Users/DELL/Downloads/Declaracion-Helsinki-2013-Esp.pdf>
- Berenzon S., Lara M. A., Robles R., & Medina-Mora, M. E. (2013). Depresión: estado del conocimiento y la necesidad de políticas públicas y planes de acción en México. *Salud Pública de México*, 55(1), 74-80.
- Bollen, K. A., & Long, J. S. (1993). *Testing structural equation models*. Sage: Newbury Park, CA.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. (2ª ed.). New York, NY: Guilford Press.
- Campo, A., & Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10 (5), 831-839.
- Caycho-Rodríguez, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en ciencias de la salud. *Educación Médica Superior*, 31(2), 1-3. Recuperado de <http://scielo.sld.cu/pdf/ems/v31n2/ems04217.pdf>
- Cascaes da Silva, F., Goncalves, E., Valdivia, B., Grazielle, G., Da Silva, T., Soleman, S., & Da Silva, R. (2015). Estimadores de consistencia interna en las investigaciones en salud: el uso del coeficiente alfa. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 32 (1), 129-138.
- Castillo-Martell, H., & Cutipé-Cárdenas, Y. (2019). Implementación, resultados iniciales y sostenibilidad de la reforma de servicios de salud mental en el Perú, 2013-2018. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 36(2), 326-33. doi: 10.17843/rpmesp.2019.362.4624
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clark, L., & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(3), 316-336. doi:10.1037/0021-843X.100.3.316
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2a ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

- Cohen, R. J., & Swerdlik, M. E. (2002). *Pruebas y evaluación psicológicas. Introducción a las pruebas y a la medición*. México: McGraw-Hill Interamericana.
- Colegio de Psicólogos del Perú (2017). *Código de ética profesional del Psicólogo peruano*. Recuperado de http://www.cpsp.pe/admin/contenidos/marco-legal/codigo_de_etica_del_cpsp.pdf
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A First Course in Factor Analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16, 297-334. doi:10.1007/bf02310555
- De las Cuevas - Catresana, C., & González de Rivera - Revuelta, J. (1992). Autoinformes y respuestas sesgadas. *Anales de Psiquiatría*, (8)9, 362 -6.
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43, 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Dominguez-Lara S. A. (2016). Comparación del autoconcepto entre grupos, ¿sesgo o diferencias?: comentarios a Castillo et al. *Revista Chilena de Pediatría*, 87, 436. doi: 10.1016/j.rchipe.2016.03.003
- Dominguez-Lara, S., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. doi: 10.24016/2017.v3n2.51
- Dominguez-Lara, S. (2019). Correlación entre residuales en análisis factorial confirmatorio: una breve guía para su uso e interpretación. *Interacciones*, 5(3), e207. doi: 10.24016/2019.v5n3.207
- Escurre, L. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología de la UCP*, 6 (2), 103-111.
- Gonzales, N., Herrero, N., Viña, C., Peñate, I., & Ibañez, W. (2004). Modelo tripartito: relaciones conceptuales y empíricas entre ansiedad, depresión y efectos negativos. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 32 (2), 289-302.
- Hogan, T. (2004). *Pruebas psicológicas*. México: Manual Moderno.
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi : 10.1080/10705519909540118
- Instituto de análisis y de comunicación (2015). Los porqués del estrés. Recuperado de <https://es.scribd.com/document/254468247/Los-porques-delestres#fullscreen&from>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior research methods*, 48(3), 936-949. doi:10.3758/s1342
- Lozano, L., & Turbany, J. (2013). Validez. En J. Meneses (Ed). *Psicometría*. Barcelona: Editorial UOC.
- Lovibond, S., & Lovibond, P. (1995a). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales*. (2nd. Ed.) Sydney: Psychology Foundation.
- Lovibond, P., & Lovibond, S. (1995b). The structure of negative emotional states: comparison of the stress anxiety of depression scales (DASS) with the depression of Beck and anxiety inventories. *Pergamon*, 33 (3), 335-343. doi:10.1016/0005-7967(94)00075-u
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Mejía, E. (2008). *Investigación científica en Educación*. Lima: Editorial UNMSM.
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, 50(9), 741-9. doi: 10.1037/0003066X.50.9.741
- Moore, S. A., Dowdy, E., & Furlong, M. J. (2017). Using the Depression, Anxiety, Stress Scales-21 With U.S. Adolescents: An Alternate Models Analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 35(6), 581-598. doi: 10.1177/0734282916651537
- Navarro, J., Moscoso, M., & Calderón, G. (2017). La investigación de la depresión en adolescentes en el Perú: una revisión sistemática. *Liberabit*, 23(1), 57-74. doi: 10.24265/liberabit.2017.v23n1.04
- Organización Mundial de la Salud (2017). *Día Mundial de la Salud Mental 2017 - La salud mental en el lugar de trabajo*. Recuperado de http://www.who.int/mental_health/world-mental-health-day/2017/es/
- Pérez, E., & Tornimbeni, S. (2008). Construcción de test. En S. Tomberini, E. Pérez y F. Olaz (Eds). *Introducción a la psicometría* (162-190). Buenos Aires: Paidós.
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2, 58-66.
- Peters, G. J. Y. (2014). The alpha and the omega of scale reliability and validity: why and how to abandon Cronbach's alpha and the route towards more comprehensive assessment of scale quality. *European Journal of Health Psychology*, 16(2), 56-69. doi: 10.31234/osf.io/h47fv
- Polo, R. (2017). *Propiedades Psicométricas de la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21) en estudiantes universitarios de Chimbote*. Tesis para obtener el Título de Licenciado en Psicología, Facultad de Humanidades, Escuela de Psicología, Universidad Cesar Vallejo, Filial Chimbote, Perú.
- Román, M., Vinet, E., & Alarcón, A. (2014). Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): Adaptación y propiedades psicométricas en estudiantes secundarios de Temuco. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 23 (2), 179-190.
- Román, F., Santibáñez, P., & Vinet, E. (2016). Uso de las Escalas de Depresión Ansiedad Estrés (DASS-21) como Instrumento de Tamizaje en Jóvenes con Problemas Clínicos. *Acta de Investigación Psicológica*, 6 (1), 2325 - 2336.
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. Recuperado de: <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1794.pdf>
- Serrano, C., Rojas, A., & Ruggero, C. (2013). Depresión, ansiedad y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Revista Intercontinental de Psicología y Educación*, 15(1), 47-60.
- Sireci, S. G. (1998). The construct of content validity. *Social Indicators Research*, 45, 83-117. Recuperado de: https://www.researchgate.net/publication/227088853_The_Construct_of_Content_Validity/link/56a44dd808aeef24c589e008/download
- Supo, J. (2013). *Cómo validar un instrumento: aprende a crear y validar instrumentos como un experto*. Recuperado de <https://bioestadistico.com/>
- Supo, J. (2014). *Cómo elegir una muestra: técnicas para seleccionar una muestra representativa*. Recuperado de <https://bioestadistico.com/>
- Valencia, P. D. (2019). Las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): ¿miden algo más que un factor general? *Avances en Psicología*, 27(2), 177-189. doi:10.33539/avpsicol.2019.v27n2.1796
- Vinet, E., Rehbein, L., Román F., & Saiz, J. (2008). *Escalas abreviadas de depresión, ansiedad y estrés (DASS - 21). Versión chilena traducida y adaptada*. Documento no publicado, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile.