

**RELAJACIÓN DE JACOBSON PARA DISMINUIR LA ANSIEDAD
ORIGINADA POR EVALUACIONES E INCREMENTO DEL
RENDIMIENTO ACADÉMICO EN ESTUDIANTES DE PSICOLOGÍA
DE UNA UNIVERSIDAD PRIVADA DE LIMA METROPOLITANA**
*Jacobson's relaxation technique to reduce anxiety caused by exams and
increased academic performance in psychology students from a private
university in Metropolitan Lima*

Mónica Tamayo Toro*
Universidad Privada Norbert Wiener

Resumen

En la presente investigación se plantea que la ansiedad es un factor que, comúnmente, experimentan los estudiantes ante situaciones de exámenes, y que ello influye de forma negativa en las calificaciones que obtienen. Por ello, se busca verificar la eficacia de la técnica de relajación muscular progresiva orientada a la disminución de la ansiedad ante los exámenes y el aumento del rendimiento académico. Se seleccionaron 292 estudiantes de la carrera de Psicología de una universidad de Lima Metropolitana, siendo divididos aleatoriamente en grupo experimental (136) y grupo control (156). Se utilizó una hoja de registro donde colocaban su pulso, así como las unidades subjetivas de ansiedad, antes y después de aplicada la técnica. Los resultados muestran la efectividad de la técnica para reducir la ansiedad en un 78.4%. También se encontró una correlación inversa entre la ansiedad y el rendimiento académico, aunque no significativa.

Palabras clave: ansiedad, relajación, rendimiento académico, exámenes

Abstract

This research brings up that anxiety is a factor commonly experienced by students in times of exams, and that it has negative influence on the grades obtained. Consequently, this study aims at verifying the effectiveness of the progressive muscle relaxation technique in order to reduce anxiety during exams and increased academic performance. For this purpose, 292 Psychology students from a university in Metropolitan Lima were selected, one and then divided randomly into one experimental group (136) and control group (156). A record sheet was used to log their pulse, as well as to register subjective units of distress, before and after the technique was applied. The results show the effectiveness of the technique to reduce anxiety by 78.4%. In addition, an inverse correlation was found between anxiety and academic performance, albeit not significant.

Keywords: anxiety, relaxation, academic performance, exams.

* Psicóloga. psicologa.tamayo@gmail.com.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0470-4200>

INTRODUCCIÓN

La investigación presentada pretende brindar un aporte a la especialidad, pues indicaría la efectividad de la técnica de relajación muscular progresiva de Jacobson para la disminución de la ansiedad ante los exámenes y su influencia en el rendimiento académico, incrementándolo.

Esta propuesta surge como respuesta a los diversos casos observados en la actividad docente, así como en reporte de investigaciones encontradas respecto a la existencia de gran ansiedad durante los exámenes que experimentan los estudiantes y cómo esta puede llegar a bloquearlos al punto de afectar negativamente su rendimiento académico.

En principio, es importante conocer la ansiedad ante los exámenes. La APA (2010) define este concepto como la “emoción que se caracteriza por la aprensión de síntomas somáticos de tensión en que un individuo anticipa un peligro, catástrofe o desgracia inminente. El cuerpo a menudo se moviliza para enfrentar la amenaza percibida: los músculos se tensan, la respiración se acelera y el corazón late con mayor rapidez”. (p.32)

Conde (2004), refiere que esta reacción suele darse ante los exámenes, pues los estudiantes se crean expectativas y los ven como amenaza. Onyeizogbo (2010), añade que ello puede interferir con el desempeño que tengan pues inhiben su ejecución.

En un estudio realizado por la Universidad de Almería (s.f.) se pueden evidenciar diversas razones que pueden explicar por qué se produce ansiedad en situación de examen:

- 1) Una experiencia desagradable vivenciada anteriormente.
- 2) Una experiencia desagradable observada/ escuchada anteriormente.
- 3) Inadecuada preparación.
- 4) Consecuencias de desaprobación.
- 5) Estilos de vida.

Por otro lado, en dicha investigación también identificaron las manifestaciones de la ansiedad que se dan comúnmente frente a exámenes:

- 1) Fisiológicas: problemas gástricos, respiratorios, sudoración, etc.
- 2) Motoras: temblores, evitación, llantos, consumo de sustancias, etc.
- 3) Cognitivas: pensamientos y recuerdos negativos, evaluación negativa, preocupación, miedos, etc.

Este concepto se suele relacionar con déficit de ejecución y bajo rendimiento académico (Hembree, 1988; Gutiérrez, 1996; Avero, Jiménez y Gutiérrez, 1998). Por otra parte, Calvin, McGuigan y Sullivan, 1957; Schwarzer, 1990; Zeidner, 1998; y Chapell et. al., 2005, también encontraron en sus estudios correlaciones negativas entre el rendimiento académico y la ansiedad ante los exámenes, es decir que, a mayor ansiedad, menor será el rendimiento académico, y viceversa.

A todo ello, existen diversas modalidades de tratamiento para reducir esta ansiedad. Entre ella, la relajación muscular progresiva que fuera desarrollada por el psicólogo y médico Edmund Jacobson, en 1929. Es una técnica de reducción de estrés ampliamente utilizada en la actualidad. Consiste en enfocar sobre un grupo muscular particular (suele empezar por las manos), inspirar y contraer ese grupo de músculos durante un periodo específico de tiempo (breve) para luego, con la exhalación, relajarlos progresivamente hasta que esta relajación se experimente completamente (periodo más largo que el anterior).

En diversas investigaciones se ha demostrado que esta técnica reduce la ansiedad. Es por eso que, en esta investigación, se propuso la aplicación de aquella técnica a los estudiantes antes de un examen parcial para, de esta manera, disminuir la ansiedad que este les causa y, dada la situación, poder así obtener una performance, acorde con la condición del estudiante, más realista.

En base a lo expuesto, los objetivos centrales de esta investigación fueron los siguientes: 1) Observar si disminuye la ansiedad de los estudiantes de la carrera de Psicología de una universidad de Lima Metropolitana luego de haberles aplicado la técnica de relajación muscular progresiva, 2) Conocer si existen diferencias estadísticamente significativas entre las calificaciones

de estudiantes universitarios de la carrera de Psicología de Lima Metropolitana que recibieron una técnica de relajación efectiva antes de sus exámenes con aquellos que no la recibieron, 3) Verificar la correlación entre la ansiedad experimentada y el rendimiento académico de los estudiantes universitarios de la carrera de Psicología a quienes les fue aplicada la técnica de relajación de Jacobson antes de sus exámenes, y 4) Identificar si existen diferencias estadísticamente significativas entre las calificaciones de estudiantes universitarios hombres y mujeres de la carrera de Psicología de Lima Metropolitana que fueron objeto de la aplicación de una técnica de relajación efectiva.

MÉTODO

Participantes

Estudiantes de una Universidad Privada de Lima Metropolitana pertenecientes a la Escuela Académico Profesional de psicología, siendo un total de 292 los que aceptaron participar de la investigación, firmando el consentimiento informado.

Se dividió a cada sección por la mitad de manera aleatoria, para así separar el grupo experimental del grupo control.

A continuación, se describe la distribución final de la muestra de estudio obtenida.

Tabla 1

Distribución de estudiantes de psicología de una universidad privada de Lima Metropolitana según el grupo al que pertenecieron

Grupo	Cantidad de Estudiantes
Experimental	136
Control	156
Total	292

Instrumento

A cada participante perteneciente al grupo experimental se le entregó una hoja de registro de relajación para que incluyeran sus datos personales y donde apuntaron su pulso cardiaco antes de aplicar la técnica y su pulso cardiaco después de aplicar la

técnica, así como las unidades subjetivas de ansiedad, también antes y después.

Por otro lado, el examen parcial de cada curso seleccionado sirvió para recolectar las notas de todos los estudiantes para su posterior comparación (Quezada, 2010).

Procedimiento

Investigación con diseño experimental, con posprueba únicamente y grupo control.

Luego de haber separado al grupo control del grupo experimental, se procedió con la firma del consentimiento informado de todos los participantes.

Se realizaron diez sesiones de entrenamiento en la técnica de relajación de Jacobson al segundo grupo, antes de los exámenes parciales para que, al inicio de la evaluación en mención, se pueda aplicar la técnica y verificar la disminución de la ansiedad situacional.

Para el análisis, se obtuvieron las frecuencias y porcentajes de cada grupo. Luego se determinó si los datos pertenecen o no a una población con distribución normal para proceder después con la respectiva comparación de puntajes.

RESULTADOS

Distribución de frecuencias y porcentajes

Tabla 2

Efectividad de la técnica de relajación muscular progresiva de Jacobson en estudiantes del grupo experimental

Efectividad	Frecuencia	Porcentaje
Sí	107	78.4
No	29	21.6
Total	136	100.0

Al observar la Tabla 2, se aprecia que la técnica de relajación muscular progresiva de Jacobson fue efectiva en un 78.4% de los estudiantes seleccionados para el grupo experimental. Ello evidencia una disminución del pulso cardiaco y de la sensación de ansiedad experimentada subjetivamente en la mayoría; entonces, la efectividad de la técnica.

Tabla 3
Efectividad de la técnica de relajación de Jacobson en estudiantes del grupo experimental, según sexo

	Efectividad de la técnica de relajación					
	Sí		No		Total	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
Hombres	22	16.2	11	8.1	33	24.3
Mujeres	85	62.2	18	13.5	103	75.7
Total	107	78.4	29	21.6	136	100

Al observar la Tabla 3, se aprecia que la técnica de relajación muscular progresiva de Jacobson fue más efectiva en mujeres (62.2%) que en hombres (16.2%). Ello se evidencia en una disminución del pulso cardíaco y de la sensación de ansiedad experimentada subjetivamente en la mayoría de las mujeres a quienes se les aplicó la técnica, pero solo a un pequeño porcentaje de hombres que fueron sometidos a ella.

Prueba de normalidad

Para el grupo experimental

Debido a que la muestra fue de 136 estudiantes, se aplicó la prueba de Kolmogorov-Smirnov.

Hipótesis Estadísticas:

H0: Las notas obtenidas por los estudiantes en el grupo experimental provienen de una población con distribución normal.

H1: Las notas obtenidas por los estudiantes en el grupo experimental no provienen de una población con distribución normal.

Para ello se tuvo en cuenta un nivel de significación de 0.05.

Tabla 4
Prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov para el grupo experimental

Variable	Kolmogorov-Smirnov		
	Estadístico	gl	Sig.
Notas	0.097	136	0.003

En la Tabla 4 se puede observar que la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov arroja un p valor

de 0.003. Ello indica que se rechaza la hipótesis nula y, por ende, que los datos no pertenecen a una población con distribución normal, a un nivel de significancia de 0.05.

Para el grupo control

De la misma manera, debido a que la muestra fue de 156 estudiantes, se aplicó la prueba de Kolmogorov-Smirnov.

Hipótesis Estadísticas:

H0: Las notas obtenidas por los estudiantes en el grupo control provienen de una población con distribución normal.

H1: Las notas obtenidas por los estudiantes en el grupo control no provienen de una población con distribución normal.

Para ello se tuvo en cuenta un nivel de significación de 0.05.

Tabla 5
Prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov para el grupo control

Variable	Kolmogorov-Smirnov		
	Estadístico	gl	Sig.
Notas	0.105	156	0.000

En la Tabla 5 se puede observar que la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov arroja un p valor de 0.000. Ello indica que se rechaza la hipótesis nula y, por ende, que los datos no pertenecen a una población con distribución normal, a un nivel de significancia de 0.05.

Debido a estos resultados es que se aplicó una prueba de comparación de medias no paramétrica, que se describe a continuación.

Comparación de medianas con la prueba no paramétrica de U de Mann Whitney

Para su realización se plantearon las siguientes hipótesis estadísticas:

Hipótesis Estadísticas:

H0: No existen diferencias entre las notas de los estudiantes del grupo experimental y las notas de los estudiantes del grupo control.

H1: Existen diferencias entre las notas de los estudiantes del grupo experimental y las notas de los estudiantes del grupo control.

Para este análisis también se tuvo en cuenta un nivel de significación de 0.05.

Tabla 6
Prueba de comparación de medianas U de Mann Whitney

Variable	Prueba U de Mann Whitney Sig.
Notas	0.140

En la Tabla 6 se puede apreciar que la prueba de comparación de medianas U de Mann Whitney arroja un p valor de 0.140. Ello indica que no se rechaza la hipótesis nula y, por ende, que no existe evidencia estadística suficiente para afirmar que las notas de los estudiantes del grupo experimental y las notas de los estudiantes del grupo control son diferentes, a un nivel de significancia de 0.05.

Tabla 7
Estadísticos descriptivos de las notas del grupo experimental y del grupo control

Grupo	Notas			
	Media	Mediana	Desviación estándar	Rango
Experimental	13.45	14.00	3.110	16.00
Control	12.89	13.00	3.441	16.00

Sin embargo, al observar la Tabla 7, se puede apreciar que el promedio de las notas del grupo experimental (13.45) es ligeramente superior al promedio de las notas del grupo control (12.89). Esta diferencia, según la prueba no paramétrica de U de Mann Whitney, no es estadísticamente significativa.

Correlación de Pearson

Para verificar asociación entre la ansiedad y el rendimiento académico, se aplicó la prueba de correlación de Pearson.

Para ello, se trabajó con la siguiente prueba de hipótesis:

Hipótesis Estadísticas:

H0: No existe correlación entre las variables.

H1: Existe correlación entre las variables.

Tabla 8
Prueba de correlación de Pearson entre ansiedad y rendimiento académico

Variables	Sig.	Correlación de Pearson
Ansiedad		
Rendimiento académico	0.043	-0.163

Como se puede apreciar en la Tabla 8, el p valor fue de 0.043, por lo que se puede decir que la hipótesis nula se rechaza, entonces, existe correlación entre las variables. Sin embargo, al observar el coeficiente de correlación de Pearson (-0.163), se observa que esta asociación es muy débil y además inversa, es decir, a mayor ansiedad, menor rendimiento académico, y viceversa.

Entonces, se confirma lo dicho anteriormente. Existe asociación entre las variables, pero esta asociación es débil.

Comparación del rendimiento académico según el sexo

De la misma manera, para la realización de esta comparación de medianas, también fue necesario realizar una prueba de hipótesis.

Hipótesis Estadísticas:

H0: No existen diferencias entre las notas de los estudiantes del grupo experimental hombres y mujeres.

H1: Existen diferencias entre las notas de los estudiantes del grupo experimental hombres y mujeres.

Para este análisis también se tuvo en cuenta un nivel de significación de 0.05.

Tabla 9
Prueba de comparación de medianas U de Mann Whitney por sexo

Variable	Prueba U de Mann Whitney
	Sig.
Notas	0.237

En la Tabla 9 se puede apreciar que la prueba de comparación de medianas U de Mann Whitney arroja un p valor de 0.237. Ello indica que no se rechaza la hipótesis nula y, por ende, no existe suficiente evidencia estadística para afirmar que las notas de los estudiantes del grupo experimental hombres y las notas de los estudiantes del grupo experimental mujeres son diferentes, a un nivel de significancia de 0.05.

Tabla 10
Estadísticos descriptivos de las notas del grupo experimental por sexo

Grupo	Notas			
	Media	Mediana	Desviación estándar	Rango
Hombres	12.76	13	3.377	14
Mujeres	13.64	13	3.023	16

Sin embargo, al observar la Tabla 10, se puede apreciar que el promedio de las notas de las mujeres del grupo experimental (13.64) es ligeramente superior al promedio de las notas de los hombres del grupo experimental (12.76). Ello podría indicar que la relajación intervino más en el rendimiento académico de las mujeres que en el de los hombres. Esta existente diferencia no es estadísticamente significativa.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Es importante mencionar que los hallazgos de Díaz (2010) respecto a que uno de los factores que generaban más ansiedad en los estudiantes eran los exámenes, aparte de la sobrecarga académica y la falta de tiempo para cumplir tareas. Así mismo Aguilar, Álvarez y Lorenzo (2012) concluyeron que los estudiantes universitarios sienten una ansiedad preocupante frente a los exámenes, aunque no lograron hallar asociación

con el rendimiento académico. De la misma manera, Martin (2007) encontró que los estudiantes sienten mayor ansiedad durante un examen, que en periodos previos a este.

Se evidencia entonces la pertinencia de la realización de este estudio, en el cual se consiguió una disminución de la ansiedad, teniendo la aplicación de la técnica de relajación progresiva en una efectividad del 78.4%.

En la misma orientación, Aguilar, Álvarez y Segura (2011) encontraron que la mejor técnica para disminuir la ansiedad que se presenta ante los exámenes sería una autoaplicada, como la técnica utilizada en la presente investigación. De esta manera, Eustis, Hayes-Skelton, Orsillo y Roemer (2016), demostraron que la relajación es efectiva para disminuir y hasta atenuar un trastorno de ansiedad. Krampen, Luka-Krausgrill, Reiss, Rohrmann, Tolgou y Warnecke (2016), también hallaron reducción de ansiedad e incremento de una mejor calidad de vida a través de la técnica de relajación.

Recientemente, Rodas (2018) concluyó en una investigación que la técnica de relajación muscular progresiva de Jacobson disminuye considerablemente los niveles de ansiedad y estrés laboral. Asimismo, Rodríguez (2018) da a conocer que las técnicas de relajación, como la de Jacobson, son eficaces para reducir la ansiedad.

Theiler (2015), trabajando con personal universitario, también encontró eficacia de la relajación para disminuir la ansiedad y el estrés. Francos (2015) concluyó, de la misma manera, que estar en un estado de relajación contribuye enormemente a la adquisición de nuevos aprendizajes.

Autori, De Almeida, Douilliez, Germe, Hay, Servant, y Vaiva (2014), también encontraron en su estudio que la relajación disminuye significativamente el nivel de rasgo de ansiedad. Bernaldo-de-Quirós, Bianco, Estupiñá, Fernández-Arias, Gómez y Labrador (2014), también verificaron la efectividad de la relajación para disminuir la ansiedad en pacientes de una clínica psicológica. De la misma manera, Wyner (2015) encontró en su estudio piloto la efectividad de

esta técnica para la reducción del estrés y problemas asociados.

Hashim y Zainol (2015) también hallaron efectividad de la relajación para disminuir la ansiedad y la consecuencia de una mejora de la memoria a corto plazo y de la atención sostenida. Borkovec, Hayes-Skelton, Orsillo y Roemer (2013), con la recopilación de varios trabajos de investigación, concluyeron que la relajación es una de las técnicas más eficaces en la disminución de la ansiedad.

Hubbard (2016), trabajando con estudiantes de post grado, también encontró una disminución de la ansiedad estado utilizando la técnica de relajación muscular progresiva. Bahar y Nilhan (2004), aplicando la técnica de Jacobson y también las técnicas de liberación emocional, evidenciaron una reducción estadísticamente significativa de la ansiedad. Se unen Correché y Labiano (2003), quienes, utilizando también la técnica de relajación muscular de Jacobson junto a la técnica de expresión emocional escrita de Pennebaker, encontraron reducciones significativas de la ansiedad. Finalmente, Dey, Khakha, Neeru y Satapathy (2015), utilizaron esta técnica junto con la respiración profunda para disminuir la ansiedad, la angustia psicológica y mejorar la calidad de sueño. Encontraron resultados altamente significativos.

Parás (2016), trabajando con pacientes oncológicos, observó que la técnica de relajación en mención contribuye a que los pacientes tengan un mejor control de la ansiedad, así como del dolor, originando, incluso, una disminución en el consumo de analgésicos y psicofármacos, así como una mejor calidad de vida. De manera similar, Reascos (2014) trabajó con personal vulnerable a padecer malestares físicos asociados a los músculos de la columna vertebral, encontrando que esta técnica mejora la flexibilidad y elasticidad muscular a través de la relajación corporal.

Bondolfi, Borgeat, Chatton, Fresard, Khazaal, Stankovic y Zullino (2015) observaron eficacia de la relajación para la disminución de la ansiedad, pero que este se vuelve más eficaz luego de combinarlo con medicación.

Fernández, Gispert, Pirrafé, Plaza, Pujol y Simó (2015), encontraron que la relajación muscular progresiva de Jacobson es igual de efectiva en disminuir la ansiedad que un conocido ansiolítico como lo es el Diazepam.

Barnes, Crawford, Harden y Jerath (2015), por su lado, trabajan con la respiración, y hallaron que solo esta técnica (incluida en la relajación de Jacobson) puede lograr una disminución de la ansiedad, influyendo sobre importantes neurotransmisores tanto o mejor que la misma medicación.

Finalmente, años antes, Cabañero, Gómez, Mas y Valiente, hallaron que el entrenamiento en relajación produce disminución de la ansiedad, tanto en grupos como en grupos clínicos como no clínicos. De la misma manera, Amigo y González (2000) encontraron que la técnica de relajación de Jacobson es efectiva para disminuir, de manera inmediata, la presión arterial y la frecuencia cardíaca.

Teniendo en cuenta las investigaciones previamente mencionadas, se puede observar que las técnicas de relajación, específicamente la de Jacobson, son efectivas en la reducción de la ansiedad en estudiantes en cualquier situación, como la académica, incluyendo la situación de un examen.

Por el contrario, quien no relató efectividad de la técnica fue Dolton (2016), quien trabajó con estudiantes con discapacidades de aprendizaje, siendo, tal vez, este el motivo.

Hilt y Villa (2014) estudiaron las diferencias en cuanto al sexo y encontraron que la técnica de relajación progresiva es más efectiva en hombres, mientras que en mujeres son más efectivas otras técnicas, como el mindfulness. Estos resultados contradicen los hallados por la presente investigación donde se observa, por las frecuencias y porcentajes, que la técnica de relajación muscular progresiva de Jacobson fue más efectiva en mujeres que en hombres, aunque no fueron diferencias estadísticamente significativas.

Hubbard (2016), trabajando con estudiantes de post grado, encuentra, a parte de una disminución de la ansiedad estado, una mejora de la memoria de

trabajo y un aumento del desempeño académico en ellos. Por su parte, Bojórquez (2015) encontró que la ansiedad clínica influye significativamente en el rendimiento académico. Vásquez (2010) de la misma manera, encuentra asociación entre ambas variables y concluyó que el nivel de ansiedad en los estudiantes es alto en aquellos que tienen un rendimiento académico bajo y, por contraste, los estudiantes que tienen un nivel académico bajo muestran una ansiedad ante las evaluaciones en un nivel alto. Aráujo, Cerezo, Coronado y Hernández (2008) también hallaron que los promedios más bajos suelen presentar indicadores más elevados de ansiedad conductual.

Sin embargo, en la presente investigación, no se comprobó que esta disminución de ansiedad influye determinantemente en el incremento del rendimiento académico de los estudiantes. Por otro lado, aunque se encontró una correlación inversa entre la ansiedad y el rendimiento académico (es decir, a más de una, menos de la otra, y viceversa), esta no fue estadísticamente significativa.

A pesar de ello, hay que tener en cuenta también que existen otras variables que pueden haber intervenido como dificultad del examen, no haber estudiado adecuadamente para el curso, entre otras.

En conclusión, se puede indicar que la presente investigación permitió verificar que la técnica de relajación muscular progresiva de Jacobson fue efectiva en la disminución de los niveles de ansiedad experimentada por los estudiantes de psicología del grupo experimental de una universidad privada de Lima Metropolitana, así como también permitió apreciar una correlación inversa entre la ansiedad experimentada y el rendimiento académico (es decir, a más ansiedad, menos rendimiento académico, y viceversa).

Por otro lado, se observó una ligera diferencia entre los promedios de las calificaciones obtenidas por los estudiantes del grupo control y del grupo experimental, siendo superiores aquellas de los alumnos a quienes se les aplicó la técnica de relajación. También se encontraron ligeras diferencias entre hombres y mujeres, siendo más efectiva la técnica en las segundas, quienes presentaron mejores calificaciones ante las evaluaciones.

REFERENCIAS

- Aguilar, J., Álvarez, J. & Lorenzo, J. (2012). La ansiedad ante los exámenes en estudiantes universitarios: relaciones con variables personales y académicas. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10 (26), 333-354.
- Aguilar, J., Álvarez, J. & Segura, S. (2011). El estrés ante los exámenes en los estudiantes universitarios. Propuesta de intervención. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 2(1), 55-63.
- Amigo, I. & Gonzáles, A. (2000). Efectos inmediatos del entrenamiento en relajación muscular progresiva sobre índices cardiovasculares. *Psicothema*, 12(1), 25-32.
- Aráujo, V., Cerezo, S., Coronado, O. & Hernández, M. (2008). Desempeño académico de universitarios en relación con ansiedad escolar y auto-evaluación. *Acta Colombiana de Psicología*, 11(1), 13-23.
- Autori, M., De Almeida, F., Douilliez, C., Germe, A., Hay, M., Servant, D. & Vaiva, G. (2014). Protocole de relaxation intégrative et transdiagnostique pour patients anxieux. Résultats d'une étude pilote. *L'Encéphale: Revue de psychiatrie clinique biologique et thérapeutique*, 40(6), 501-506.
- Baptista, P., Fernández, C. & Hernández, R. (2010). *Metodología de la investigación*. México D.F.: Mc Graw Hill.
- Bernaldo-de-Quirós, M., Bianco, C., Estupiñá, F., Fernández-Arias, I., Gómez, L. & Labrador, F. (2014). El uso de las técnicas de relajación en la práctica de una clínica de psicología. *Anales de Psicología*, 30(2), 403-411.
- Barnes, V., Crawford, M., Harden, K. & Jerath, R. (2015). Self-regulation of breathing as a primary treatment for anxiety. *Applied Psychophysiology and Biofeedback*, 40(2), 107-115.
- Berrío, N. & Mazo, R. (2011). Estrés académico. *Revista de Psicología, Universidad de Antioquía*, 3(2).
- Bojórquez, J. (2015). *Ansiedad y rendimiento académico en estudiantes universitarios* (Tesis de maestría inédita). Universidad San Martín de Porres, Lima, Perú.
- Bondolfi, G., Borgeat, F., Chatton, A., Fresard, E., Khazaal, Y., Stankovic, M. & Zullino, D.

- (2015). Venlafaxine versus applied relaxation for generalized anxiety disorder: A randomized controlled study on clinical and electrophysiological outcomes. *Psychiatric Quarterly*, 86(1), 69-82.
- Borkovec, T., Hayes-Skelton, S., Orsillo, S. & Roemer, L. (2013). A contemporary view of applied relaxation for generalized anxiety disorder. *Cognitive Behaviour Therapy*, 42(4), 292-302.
- Cabañero, M., Gómez, E., Mas, B. & Valiente, R. (2004). Relajación y sensibilidad a la ansiedad. *Revista de Psicología y Psicología Clínica*, 9(2), 123-138.
- CODEHgestalt (s.f.). *Relajación Progresiva de Jacobson: mediante el trabajo muscular y el control de la respiración*. México D.F.: CODEHgestalt.
- Correché, M. & Labiano, M. (2003). Aplicación de técnicas psicoterapéuticas a un grupo de estudiantes con síntomas de estrés. *Fundamentos en humanidades*, 4(8): 129-147.
- De Prado, D. (2005). *Relajación progresiva de tensión/distensión (T/D) de Jacobson*. Santiago de Compostela: Meubook.
- Dey, A., Khakha, D., Neeru & Satapathy, S. (2015). Impact of Jacobson Progressive Muscle Relaxation (JPMR) and Deep breathing exercises on anxiety, psychological distress and quality of sleep of hospitalized older adults. *Journal of Psychological Research*, 10(2), 211-223.
- Díaz, Y. (2010). *Estrés académico y afrontamiento en estudiantes de medicina*. Cuba: Universidad de Ciencias Médicas de Camagüey.
- Dolton, M. (2016). Teaching relaxation techniques to improve achievement and alleviate the anxiety of students with learning disabilities in an independent school. Dissertation Abstracts International Section A: *Humanities and Social Sciences*, 76(11-A).
- Eustis, E., Hayes-Skelton, S., Orsillo, S. & Roemer, L. (2016). Reductions in experiential avoidance as a mediator of change in symptom outcome and quality of life in acceptance-based behavior therapy and applied relaxation for generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 87, 188-195.
- Fernández, A., Gispert, J., Pirrafé, P., Plaza, P., Pujol, J. & Simó, M. (2015). Diazepam and Jacobson's progressive relaxation show similar attenuating short-term effects on stress-related brain glucose consumption. *European Psychiatry*, 30(2), 187-192.
- Francos, V. (2015). *Técnicas de relajación en el aula: Propuesta teórica para desarrollar el autocontrol* (Tesis de grado inédita). Universidad de Valladolid, Soria, España.
- Furlan, L., Heredia, D., Martínez, M., Piemontesi, S. & Sánchez-Rosas, J. (2012). Ansiedad ante los exámenes y estilos de afrontamiento ante el estrés académico en estudiantes universitarios. *Anales de Psicología*, 28(1), 89-96.
- Hashim, H. & Zainol, N. (2015). Changes in emotional distress, short term memory, and sustained attention following 6 and 12 sessions of progressive muscle relaxation training in 10-11 years old primary school children. *Psychology, Health & Medicine*, 20(5), 623-628.
- Heredia, D. & Piemontesi, S. (2009). Afrontamiento ante exámenes: Desarrollos de los principales modelos teóricos para su definición y medición. *Anales de Psicología*, 25(1), 102-111.
- Hilt, L. & Villa, C. (2014). Brief instruction in mindfulness and relaxation reduce rumination differently for men and women. *International Journal of Cognitive Therapy*, 7(4), 320-333.
- Hubbard, K. (2016). The impact of stress and anxiety and effects of progressive muscle relaxation on working memory and academic performance in health science graduate students. Dissertation Abstracts International: Section B: *The Sciences and Engineering*, 76(8-B).
- Izaguirre, M. & Tafur, R. (2014). *Cómo hacer un proyecto de investigación*. Lima: Biblioteca Nacional.
- Jadue, G. (2001). Algunos efectos de la ansiedad en el rendimiento escolar. *Estudios pedagógicos*, 27:,111-118.
- Krampen, D., Luka-Krausgrill, U., Reiss, N., Rohrmann, S., Tolgou, T. & Warnecke, I. (2016). Effects of cognitive behavioral therapy with relaxation vs. Imagery rescripting on test anxiety: A randomized controlled trial. *Journal of Affective Disorders*. doi: 10.1016/j.jad.2016.10.039.
- León, J. & Muñoz, F. (1990). Exámenes universitarios y salud: un estudio psicosocial sobre el estrés académico. *Revista de Enseñanza Universitaria*, 1(1), 49-68.

- Martín, I. (2007). Estrés académico en estudiantes universitarios. *Apuntes de Psicología*, 25(1), 87-99.
- Montaña, L. (2011). *Ansiedad en situación de examen y estrategias de afrontamiento en alumnos universitarios de 1° y 5° año*. Santa fe: Universidad Abierta Interamericana.
- Nilhan, S. & Özcan, B (2004). El efecto de la relajación muscular progresiva (PMR) y las técnicas de liberación emocional (EFT-Emotional Freedom Techniques) sobre la ansiedad ante los exámenes en estudiantes de instituto: una prueba aleatoria controlada. Conferencia presentada en Toronto, Canadá.
- Parás, P. (2016). *Técnica de relajación muscular progresiva en el cuidado de la ansiedad y el dolor en el paciente oncológico* (Tesis de doctorado inédita). Universidad de Cantabria, Santander, España.
- Pardo, A. & Ruiz, M. (2002). *SPSS 11: Guía para el análisis de datos*. Madrid: McGraw-Hill.
- Quezada, N. (2010). *Metodología de la investigación*. Lima, Macro.
- Quezada, N. (2014). *Estadística con SPSS 22*. Lima, Macro.
- Real Academia Española (2001). *Diccionario de la lengua española* (22 ed.) Recuperado de: <http://www.rae.es/rae.html>
- Reascos, M. (2014). *Aplicación de la técnica de relajación progresiva de Jacobson en afecciones de la musculatura paravertebral en el personal administrativo y de servicio del municipio del Cantón Bolívar provincia del Carchi en el período enero-agosto 2012* (Tesis de licenciatura inédita). Universidad Técnica del Norte, Ibarra, Ecuador.
- Reyes, Y. (2003). *Relación entre el rendimiento académico, la ansiedad ante los exámenes, los rasgos de personalidad, el autoconcepto y la asertividad en estudiantes del primer año de psicología de la UNMSM* (Tesis de licenciatura inédita). Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.
- Rodas, S. (2018). *Técnicas de relajación muscular progresiva y estrés laboral* (Tesis de licenciatura inédita). Universidad Rafael Landívar, Quetzaltenango, Guatemala.
- Rodríguez, E. (2018). Técnicas de relajación en el paciente con ansiedad. Trabajo presentado en el XIX Congreso Virtual Internacional de Psiquiatría, España.
- Romero, F. (2001). *Aprendiendo estadística: Volumen I*. Lima: Ozlo.
- Romero, F. (2001). *Aprendiendo estadística: Volumen II*. Lima: Ozlo.
- Theiler, S. (2015). A pilot study using mindfulness-guided-relaxation & biofeedback to alleviate stress in a group. *Annual Review of CyberTherapy and Telemedicine*, 13, 163-167.
- Universidad de Almería (s.f.). *Ansiedad ante los exámenes*. Almería: Ministerio de Educación y Ciencia.
- Valdez, N (2006). Taller de entrenamiento en terapia cognitivo-conductual. Navarro, R. (editor). En: *Manual de consejería en adicciones II*. Lima: Time Comunicación Integral.
- Vargas, G. (2010). *Relación entre el rendimiento académico y la ansiedad ante las evaluaciones en los alumnos del primer año de la Facultad de Educación de la Universidad Nacional de la Amazonía Peruana: ciclo 2009-I* (Tesis de maestría inédita). Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.
- Viveros, S. (2010). *APA Diccionario conciso de psicología*. México, D.F.: Manual Moderno.
- Wyner, D. (2015). Pilot study of a university counseling center stress management program employing mindfulness and compassion-based relaxation training with biofeedback. *Biofeedback*, 43(3), 121-128.

Fecha de recepción: 26 de junio 2019

Fecha de aceptación: 23 de setiembre 2019

LAS ESCALAS DE DEPRESIÓN, ANSIEDAD Y ESTRÉS (DASS-21): ¿MIDEN ALGO MÁS QUE UN FACTOR GENERAL?

The Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): do they measure anything beyond a general factor?

Pablo D. Valencia*

Asociación Peruana Contextual – Conductual de Psicología

Resumen

El solapamiento entre depresión y ansiedad es un hallazgo ampliamente replicado en la investigación sobre salud mental. Las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21) fueron desarrolladas para maximizar la discriminación entre estos constructos. Sin embargo, la investigación sugiere que las DASS-21 miden predominantemente un factor general de malestar emocional. En este estudio, se tradujo las DASS-21 y se aplicaron a 353 universitarios (Edad = 20.42; 61 % mujeres) de Lima, Perú. El análisis factorial confirmatorio apoyó un modelo bifactor, pero análisis adicionales mostraron que los datos eran esencialmente unidimensionales. Más aún, cuando los ítems fueron sometidos a un análisis exploratorio bifactor, algunos no cargaron en sus factores específicos originales. Se concluye que las DASS-21 deben ser interpretadas como una dimensión global de malestar emocional.

Palabras clave: depresión, ansiedad, DASS-21, análisis factorial, modelo bifactor

Abstract

The overlap between depression and anxiety is a widely-replicated finding in mental health research. The Depression, Anxiety, Stress Scales (DASS-21) were developed to maximize the discrimination between these constructs. However, research suggests that DASS-21 predominantly measure an overall factor of emotional distress. In this study, DASS-21 were translated and applied to 353 university students (Age = 20.42; 61% women) from Lima, Peru. The confirmatory factorial analysis supported a bifactor model, but additional analyses revealed that the data were essentially one-dimensional. Moreover, when the items were subjected to a bifactor exploratory analysis, some did not load into their original specific factors. The conclusion was that DASS-21 must be interpreted as a global dimension of emotional distress.

Keywords: depression, anxiety, DASS-21, factor analysis, bifactor model.

*Psicólogo. pabvalenciam@gmail.com.

ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-6809-1805>

INTRODUCCIÓN

Existe un elevado solapamiento entre ansiedad y depresión, el cual se observa tanto en la comorbilidad de diagnósticos clínicos como en las altas correlaciones entre medidas dimensionales de ambas variables (Barlow & Durand, 2015; Sandín & Chorot, 2009). Este fenómeno ocurre a pesar de que ambos términos presentan límites conceptuales claros en su definición. La depresión es definida por la presencia de un estado de ánimo de tristeza acompañado de otras alteraciones (p. ej., del sueño o del apetito), el cual ocurre de forma tal que causa malestar a quien lo padece y afecta su capacidad funcional (Asociación Americana de Psiquiatría, 2014; Vásquez & Sanz, 2009). Por otra parte, la ansiedad se caracteriza, principalmente, por la presencia de la emoción de miedo y comprende un triple sistema de respuesta: un componente subjetivo-cognitivo, uno fisiológico-somático y uno motor-conductual (Sandín & Chorot, 2009).

Diversos autores han señalado la necesidad de identificar los procesos comunes y distintivos de la depresión y la ansiedad (Eysenck & Fajkowska, 2018). Una de las propuestas que ha generado mayor investigación es el llamado modelo tripartito (Clark & Watson, 1991). De acuerdo con este modelo, tanto la depresión como la ansiedad comparten una dimensión común denominada afecto negativo, la cual describe una tendencia global a experimentar malestar (distress) emocional (Watson & Clark, 1984). Además de esta dimensión compartida, la depresión y la ansiedad poseen, cada una, una dimensión específica. En el caso de la depresión, se observa la presencia de bajo afecto positivo o anhedonia, es decir, un interés disminuido por el entorno y una falta de activación conductual (Clark & Watson, 1991). En la ansiedad, por otra parte, el carácter distintivo es dado por una dimensión de hiperactivación fisiológica, la cual consiste en un aumento de la reactividad autonómica y se observa en su forma más evidente en el caso del ataque de pánico (Brown, Chorpita, Korotitsch, & Barlow, 1997).

En vista del solapamiento existente entre la depresión y la ansiedad, se han creado instrumentos que tienen por finalidad incrementar la distinción entre ambas. Un ejemplo de esto son las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS), las cuales fueron construidas empíricamente —es decir, sin una

concepción teórica previa— a través de la técnica del análisis factorial (Lovibond & Lovibond, 1995). Aunque el objetivo inicial fue crear una medida de depresión y ansiedad, durante el proceso de construcción se identificó un tercer factor, que los autores denominaron estrés, el cual describe respuestas de tensión e irritabilidad. Las DASS originales —creadas originalmente en Australia— consistían en 42 ítems (14 ítems por cada escala) y fueron luego reducidas para formar una versión breve de 21 ítems: las DASS-21 (Antony, Bieling, Cox, Enns, & Swinson, 1998). Las DASS-21 han sido traducidas a distintos idiomas: chino (Wang et al., 2016), coreano (Jun, Johnston, Kim, & O’Leary, 2018; Lee et al., 2019), griego (Kyriazos, Stalikas, Prassa, & Yotsidi, 2018), italiano (Bottesi et al., 2015), portugués (Patias, Machado, Bandeira, & Dell’Aglío, 2016), ruso (Scholten, Velten, Bieda, Zhang, & Margraf, 2017), sueco (Alfonsson, Wallin, & Maathz, 2017), turco (Yıldırım, Boysan, & Kefeli, 2018), vietnamita (Tran, Tran, & Fisher, 2013), entre otros, incluido el español (Bados, Solanas, & Andrés, 2005; Daza, Novy, Stanley, & Averill, 2002; Gurrola, Balcázar, Bonilla, & Virseda, 2006; Román, Vinet, & Alarcón, 2014).

A pesar de que la estructura original de las DASS-21 consta de tres dimensiones (Lovibond & Lovibond, 1995), otros estudios han sugerido soluciones alternativas. Por ejemplo, Duffy, Cunningham y Moore (2005) hallaron que, luego de realizar algunas modificaciones al instrumento, un modelo de dos factores —activación fisiológica y negatividad general— presentaba un ajuste aceptable. Por su lado, Szabó y Lovibond (2006) hallaron que las dimensiones de ansiedad y estrés no se distinguían en niños de entre 7 y 14 años, por lo que propusieron un modelo de dos dimensiones para las DASS-21: depresión y ansiedad-estrés.

Por otra parte, existe evidencia que apunta a la preponderancia de un factor general en las DASS (tanto en su versión de 42 ítems como en la de 21). Por ejemplo, la gran mayoría de estudios reporta correlaciones bastante elevadas entre los tres factores (Kyriazos et al., 2018; Le et al., 2017; Lee et al., 2019; Moussa, Lovibond, Laube, & Megahead, 2017; Page, Hooke, & Morrison, 2007; Patias et al., 2016; Shaw, Campbell, Runions, & Zubrick, 2016; Sinclair et al.,

2012; Szabó, 2010; Wang et al., 2016; Willemsen, Markey, Declercq, & Vanheule, 2011). Las elevadas correlaciones interfactoriales observadas en la mayoría de los estudios llevan a considerar la posibilidad de un factor general. Más aún, al examinar la dimensionalidad de la DASS-21 a través del análisis de componentes principales, algunos autores encontraron apoyo para la extracción de un único componente (Patrick, Dyck, & Bramston, 2010; Sinclair et al., 2012; Tran et al., 2013). Sin embargo, cuando esta unidimensionalidad se puso a prueba con un análisis factorial confirmatorio (AFC), el ajuste fue defectuoso y solo mejoró cuando se modelaron los tres factores del modelo original, aun cuando las correlaciones entre ellos fueron muy altas (Sinclair et al., 2012). Asimismo, Camacho, Cordero y Perkins (2016) encontraron que el análisis paralelo indicaba la extracción de un solo factor al realizar un análisis factorial exploratorio. Desde otra perspectiva, algunos estudios hallaron que las tres escalas DASS-21 logran discriminar entre grupos clínicos y no clínicos, pero no entre grupos diagnósticos de ansiedad y depresión (Tran et al., 2013; Yildirim et al., 2018). En conjunto, estos resultados sugieren la presencia de un factor general junto con algunos factores específicos de naturaleza residual, lo cual corresponde a un modelo bifactor (Reise, 2012; Reise, Bonifay, & Haviland, 2013; Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016a, 2016b).

Algunos modelos bifactor probados con las DASS-21 siguieron una forma no estándar (por ejemplo, permitieron errores correlacionados o correlaciones entre factores específicos), lo cual dificulta en parte su interpretación (Henry & Crawford, 2005; Le et al., 2017; Randall et al., 2017; Szabó, 2010; Tully, Zajac, & Venning 2009; Willemsen et al., 2011). Sin embargo, en otros estudios, se ha realizado análisis más detallados del modelo bifactor, los cuales han determinado que la mayor parte de la varianza de los ítems es explicada por un factor general (Bottesi et al., 2015; Kia-Keating et al., 2018; Moore, Dowdy, & Furlong, 2017; Osman et al., 2012; Shaw et al., 2016). Por otro lado, algunos autores han preferido poner a prueba un modelo jerárquico, el cual consiste en un factor de segundo orden que explica las correlaciones entre los tres factores de primer orden, y al cual aplicaron una transformación Schmid-Leiman (Ruiz, García Martín, Suárez Falcón, & Odriozola González, 2017). Sin embargo, los modelos de segundo orden se

encuentran anidados en los modelos bifactor y, bajo ciertas condiciones, pueden ser equivalentes a estos cuando se aplica una transformación Schmid-Leiman (Brown, 2015). Por este motivo, no se analizó un modelo de segundo orden en el presente estudio.

El objetivo de este trabajo fue examinar, a través del análisis factorial, la dimensionalidad de la DASS-21. Para ello, se pusieron a prueba distintos modelos derivados de la bibliografía previa. La Tabla 1 describe los cinco modelos alternativos que se pusieron a prueba. El primero (M1) es un modelo unidimensional, el cual se basa en el hallazgo de que las DASS-21 son explicadas mejor por un factor preponderante de malestar emocional. El segundo (M2) se basa en el modelo de dos factores propuesto por Duffy et al. (2005). El tercer modelo (M3) agrupa los factores de ansiedad y estrés en un solo factor, lo que resulta, también, en una estructura de dos factores (Szabó & Lovibond, 2006). El cuarto modelo (M4) es el propuesto originalmente por Lovibond y Lovibond (1995). Finalmente, el quinto modelo probado (M5) corresponde al modelo bifactor.

Tabla 1
Modelos analizados con el AFC

Modelo	Factores	Ítems
M1	1: malestar emocional	ME: 1-21
M2	2: activación fisiológica y negatividad general	AF: 2, 4, 7, 19 NG: 1, 3, 5, 6, 8-18, 20, 21
M3	2: depresión y ansiedad -estrés	D: 3, 5, 10, 13, 16, 17, 21 AE: 1, 2, 4, 6-9, 11, 12, 14, 15, 18-20
M4	3: depresión, ansiedad y estrés	D: 3, 5, 10, 13, 16, 17, 21 A: 2, 4, 7, 9, 15, 19, 20 E: 1, 6, 8, 11, 12, 14, 18
M5	4: malestar emocional, depresión, ansiedad y estrés	ME: 1-21 D: 3, 5, 10, 13, 16, 17, 21 A: 2, 4, 7, 9, 15, 19, 20 E: 1, 6, 8, 11, 12, 14, 18

MÉTODO

Participantes

Se accedió a una muestra inicial de 376 estudiantes de una universidad pública de Lima, cuyas edades se hallaron entre los 15 y los 30 años. Con el fin de reducir la heterogeneidad etaria de los participantes, se decidió recortar esta muestra inicial para incluir solo el

rango de edad de 18 a 25 años ($M = 20.42$, $DE = 1.59$). La muestra final estuvo compuesta por 353 estudiantes de Psicología (215 mujeres, 61 %) de distintos años de estudio: 32 % del primer año, 27 % del segundo, 24 % del tercero y 18 % del cuarto. Sesenta y cinco participantes (18 %) manifestaron que, al momento de la evaluación, trabajaban además de estudiar.

Instrumento

Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995). Estas forman parte de un solo cuestionario, el cual incluye siete ítems por escala. Se presenta al evaluado una serie de posibles situaciones de malestar emocional y se le pide señalar con qué frecuencia experimentó cada una de ellas durante la última semana. El instrumento brinda cuatro opciones de respuesta en formato Likert, ordenadas del 0 (*No describe nada de lo que me pasó o sentí en la semana*) al 3 (*Sí, esto me pasó mucho, o casi siempre*).

Existen diversas versiones en español de las escalas DASS-21 (Bados et al., 2005; Daza et al., 2002; Gurrola et al., 2006; Román et al., 2014). Sin embargo, al formular el presente trabajo, se observó que ninguna de ellas reflejaba fielmente los ítems de la escala original. Por ejemplo, se observó que la versión de Daza et al. (2002) omitía o reformulaba las aclaraciones que aparecen entre paréntesis en los ítems 4 y 7. Asimismo, la versión de Gurrola et al. (2006) presentaba traducciones en exceso literales, lo cual dificultaba su comprensión. A partir de estos inconvenientes con las versiones previas, el autor del presente estudio elaboró una nueva versión castellana del instrumento tomando como referencia las versiones de Román et al. (2014), Daza et al. (2002) y Gurrola et al. (2006). Esta nueva versión fue traducida al inglés, de manera independiente, por dos personas bilingües. Las dos traducciones resultantes fueron comparadas entre sí y con los ítems originales en inglés, lo cual permitió demostrar que la nueva versión castellana mantenía el sentido de los ítems originales. La comprensión de esta versión fue evaluada cualitativamente a través de aplicaciones piloto a tres grupos de personas: estudiantes universitarios, personas con diagnóstico de esquizofrenia en estabilidad clínica y personas hospitalizadas por farmacodependencia. En todos los casos, los ítems fueron comprendidos sin dificultad, por lo que no se realizó modificaciones a esta versión.

Procedimiento

La evaluación se realizó en los salones de clase de los participantes, previo acuerdo con el docente de aula y previa explicación a los participantes acerca de la naturaleza del estudio. En todos los casos, la participación en el estudio fue voluntaria y se dejó clara la posibilidad de no responder al cuestionario. Los participantes brindaron su consentimiento de manera oral. Cabe mencionar que, debido al diseño de una investigación independiente a esta, se les pidió brindar sus códigos de estudiante. Sin embargo, no se les pidió colocar su nombre y, en todo momento, se hizo énfasis en la confidencialidad de los datos.

Análisis de datos

Inicialmente, se analizaron la media y la desviación estándar de cada uno de los ítems. Sin embargo, debido a la naturaleza ordinal de estos, se examinaron, también, los porcentajes de respuesta a cada una de las cuatro categorías que presenta la prueba.

A continuación, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el estimador de mínimos cuadrados ponderados ajustados a la media y la varianza (WLSMV), pues este procedimiento es más adecuado cuando se analizan ítems ordinales como las escalas Likert (Brown, 2015). Los cinco modelos descritos en la introducción del presente trabajo se evaluaron a través de una versión robusta del estadístico χ^2 (WLSMV χ^2), la cual, de resultar significativa, indicaría que el modelo propuesto muestra un ajuste imperfecto a los datos. Sin embargo, este estadístico puede resultar en exceso conservador, sobre todo en cuanto aumenta el tamaño de la muestra (Byrne, 2012). Por este motivo, se consideraron además los siguientes índices (se incluyen entre paréntesis los criterios que indican un buen ajuste): el índice de ajuste comparativo ($CFI > .95$), el índice de Tucker-Lewis ($TLI > .95$), el índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error ($RMSEA < .06$), la raíz estandarizada del cuadrado medio del residuo ($SRMR < .08$) y la raíz ponderada del cuadrado medio del residuo ($WRMR < 1.00$; DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018).

En relación al modelo bifactor (M5), es importante considerar si los tres factores específicos (depresión, ansiedad y estrés) poseen suficiente importancia como

para justificar (a) la sumatoria de sus ítems como una dimensión independiente del factor general y (b) su inclusión en modelos estructurales (Reise et al., 2013). Para este fin, se ha desarrollado un conjunto de estadísticos que permiten evaluar la importancia de los factores (general y específicos) obtenidos (Rodríguez et al., 2016b). El primero de estos índices es el coeficiente omega (ω), el cual brinda información sobre la medida en que la varianza total de los puntajes compuestos puede ser atribuida a todas las fuentes de varianza común (es decir, todos los factores) del modelo. Por otra parte, el coeficiente omega jerárquico (ω_H) indica la proporción de la varianza total que es explicada por una única variable latente (factor) del modelo. Ambos coeficientes — ω y ω_H — pueden ser calculados tanto para la escala general como para las subescalas.

Otro aspecto importante es determinar la medida en que un conjunto de ítems representa a una determinada variable latente. Esto se puede realizar con el coeficiente H propuesto por Hancock y Müller (2001; Dominguez-Lara, 2016), el cual —al igual que ω y ω_H — puede calcularse para el factor general y para los factores específicos (Rodríguez et al., 2016a, 2016b). Rodríguez et al. (2016b) sostienen que valores mayores a .70 indican que la variable latente se encuentra bien definida por sus indicadores y, por lo tanto, existe apoyo a su replicabilidad. En relación con lo anterior, también resulta importante determinar si la escala es predominantemente unidimensional y, en consecuencia, no es necesario modelar todos los factores específicos en un modelo SEM. Para tomar esta decisión, es posible examinar de manera conjunta dos índices: la varianza común explicada (*ECV*) y el porcentaje de correlaciones no contaminadas (*PUC*). La *ECV* estima el porcentaje de la varianza común que es explicado por el factor general y, por lo tanto, indica la medida en que las cargas factoriales se mantienen insesgadas cuando el modelo bifactor es forzado en un modelo unidimensional. Por su parte, el *PUC* señala qué proporción de las correlaciones interítem ocurre entre ítems de factores específicos distintos; dado que estos no comparten otra variable latente aparte del factor general, un valor elevado de *PUC* señala la preponderancia de este. El trabajo de Rodríguez et al. (2016a) sugiere que valores *ECV* y *PUC* mayores a .70 indican que es posible forzar el modelo bifactor en uno unidimensional sin que esto implique un gran sesgo.

A continuación, se procedió a ejecutar un análisis exploratorio bifactor. La razón de realizar esto es que, cuando se realiza un análisis restringido (confirmatorio), es posible que existan especificaciones erróneas que no se evidencian en los índices de ajuste (Reise, 2012). El análisis se basó en correlaciones policóricas y usó el estimador WLSMV. Se utilizó una rotación procusteana semiespecificada ortogonal (Browne, 1972), la cual partió de una matriz diana basada en la estructura original de la prueba (Lovibond & Lovibond, 1995). El objetivo de esta rotación es reducir la distancia entre la solución factorial rotada y la matriz diana (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014). Con fines exploratorios, se permitió la modificación de la matriz diana a través del método RETAM (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019).

Se utilizó los paquetes psych (Revelle, 2018) y lavaan (Rosseel, 2012) —implementados en el programa estadístico R, versión 3.5.3 (R Core Team, 2019)— para los análisis descriptivos y el AFC. Además, se utilizó el módulo elaborado por Domínguez-Lara y Rodríguez (2017) para calcular los índices correspondientes al modelo bifactor. El análisis exploratorio bifactor se llevó a cabo en el programa FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013), versión 10.9.02.

RESULTADOS

Se analizó los estadísticos descriptivos de los ítems del instrumento. En todos los casos, las medias y las desviaciones estándar fueron inferiores a 1. Asimismo, al examinar los porcentajes de respuesta que recibió cada una de las cuatro opciones, se observó que —en la mayoría de los casos— la mayor proporción de respuestas correspondió a la primera opción (No describe nada de lo que me pasó o sentí en la semana). Solo cinco ítems (5, 6, 8, 11 y 12) obtuvieron la mayor cantidad de respuestas en la segunda opción (Sí, esto me pasó o lo sentí en alguna medida o en algún momento). De estos cinco ítems, cuatro provinieron de la escala Estrés. Ningún ítem mostró altos porcentajes de respuesta en la tercera o en la cuarta opción.

Dada la naturaleza ordinal de los indicadores, se procedió a realizar un AFC con el estimador WLSMV. En la Tabla 2, se presentan los índices

de ajuste obtenidos por cada uno de los modelos probados. El modelo unidimensional (M1) obtuvo un ajuste subóptimo. Cuando se especificó un modelo de dos factores —activación fisiológica y afectividad general (M2)—, se apreció un ajuste mejor pero aún inadecuado, con una correlación interfactorial elevada ($\Phi = .794$). Otro modelo de dos factores que se puso a prueba fue el de un factor de depresión y otro de ansiedad-estrés (M3), el cual obtuvo un mejor ajuste que los anteriores, aunque se evidenció una correlación interfactorial también elevada ($\Phi = .799$). El siguiente modelo probado fue el propuesto originalmente por los autores de la prueba (M4) y consta de tres factores —depresión, ansiedad y estrés— que se encuentran correlacionados. Este modelo evidenció un mejor ajuste pero aún se encontraron altas correlaciones interfactoriales ($\Phi_{D,A} = .855$, $\Phi_{D,E} = .718$, $\Phi_{A,E} = .905$). A partir de lo expuesto, se probó un modelo bifactor (M5), el cual obtuvo un ajuste superior al de todos los modelos probados.

Tabla 2
Índices de ajuste de los modelos probados

Modelo	WLSMV χ^2	gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	WRMR
M1	607.00	189	.916	.906	.079	.077	1.37
M2	547.28	188	.927	.919	.074	.072	1.29
M3	459.62	188	.945	.939	.064	.064	1.13
M4	396.80	186	.957	.952	.057	.058	1.02
M5	319.56	168	.969	.962	.051	.048	0.85

La primera parte de la Tabla 3 (“Confirmatorio”) contiene las cargas factoriales estimadas en los cuatro factores del modelo bifactor (uno general y tres específicos). Con base en estas cargas factoriales estandarizadas, se calcularon los índices correspondientes (ω , ω_H y H). Se observa que, en conjunto, los factores del modelo explicaron la mayor parte de la varianza de los ítems ($\omega > .90$). Sin embargo, cuando se analizó el aporte de cada factor por separado (ω_H), controlando la influencia de los otros factores, solo el factor general de malestar emocional explicó una proporción significativa de la varianza.

Un patrón similar se halló al examinar la replicabilidad del constructo (H) y el promedio de cargas factoriales. En todos los casos, el factor específico que evidenció mayores valores —aunque menores que los del factor general— fue el de depresión (Tabla 4). Por otra parte, los valores $ECV = .764$ y $PUC = .700$ indicaron que podía forzarse un modelo unidimensional sin que esto implicara una pérdida importante de información.

A continuación, se realizó un análisis factorial exploratorio bifactor, para el cual se estableció una matriz diana consistente en un factor general y los tres factores específicos de depresión, ansiedad y estrés. Antes de la rotación, la matriz diana se refinó con el método RETAM, permitiendo la estimación libre del ítem 15 en el factor Estrés, además de su factor original (Ansiedad). Los resultados indicaron que todos los ítems alcanzaron cargas notablemente mayores en el factor general (Tabla 3, “Exploratorio”). Sin embargo, al examinar las cargas factoriales de los factores específicos, se observó que los ítems 9, 15 y 20 tuvieron su mayor carga positiva en factores distintos al hipotetizado.

Tabla 3
Análisis bifactor de las escalas DASS-21

Ítem	Confirmatorio				Exploratorio			
	FG	D	A	E	FG	D	A	E
1. Estrés	.592			.408	.621	-.100	.091	.379
2. Ansiedad	.535		.257		.426	.087	.357	.154
3. Depresión	.658	.213			.540	.311	.247	.159
4. Ansiedad	.613		.478		.518	.040	.588	.101
5. Depresión	.567	.274			.610	.226	.009	-.014
6. Estrés	.564			.394	.477	.116	.047	.489
7. Ansiedad	.602		.389		.583	.034	.443	-.040
8. Estrés	.714			.290	.759	-.146	.165	.280
9. Ansiedad	.749		-.020		.714	-.024	.120	.220
10. Depresión	.640	.502			.763	.401	-.096	-.094
11. Estrés	.746			.294	.751	-.032	.102	.359
12. Estrés	.684			.468	.607	.036	.080	.590
13. Depresión	.652	.322			.507	.467	.035	.317
14. Estrés	.691			.158	.463	.259	.243	.481
15. Ansiedad	.845		-.148		.598	.301	.212	.408
16. Depresión	.540	.343			.412	.467	.221	.119
17. Depresión	.671	.562			.642	.603	.131	.099
18. Estrés	.607			.381	.478	.131	.144	.527
19. Ansiedad	.730		.475		.666	.012	.580	.053
20. Ansiedad	.821		.028		.663	.312	.235	.190
21. Depresión	.675	.637			.677	.651	.214	-.021
ω	.960	.905	.903	.897				
ω_H	.886	.268	.074	.191				
H	.950	.650	.462	.511				

Nota. FG: Factor general, D: Depresión, A: Ansiedad, E: Estrés. Se resalta en negrita la mayor carga factorial positiva en un factor específico.

DISCUSIÓN

El presente estudio tuvo por fin analizar la dimensionalidad de las escalas DASS-21. Se realizó, en primer lugar, un AFC, el cual indicó que el modelo de tres factores específicos y uno general obtenía el mejor ajuste. Sin embargo, solo el factor general —denominado malestar emocional— explicaba la mayor parte de la varianza de los indicadores. Un patrón similar se halló al realizar un análisis factorial exploratorio, aunque no todos los ítems correspondieron a sus factores específicos originales.

La bibliografía sugiere que existe un notable solapamiento entre los factores de la DASS-21 (Moussa et al., 2017; Page et al., 2007; Patias et al., 2016; Sinclair et al., 2012; Szabó, 2010; Wang et al., 2016). En el presente estudio, todos los modelos que incluyeron más de un factor evidenciaron correlaciones interfactoriales elevadas. En el modelo de tres factores (Lovibond & Lovibond, 1995), la mayor correlación se halló entre los factores de ansiedad y estrés, lo que indicaría la posibilidad de fusionar estos en uno solo. Cuando esta fusión se realizó (M3), la correlación

entre el factor ansiedad-estrés y el de depresión fue también elevada.

Las altas correlaciones interfactoriales llevan a considerar la posibilidad de un factor general en conjunto con los tres factores específicos de ansiedad, depresión y estrés (Alfonsson et al., 2017; Bottesi et al., 2015; Henry & Crawford, 2005; Kia-Keating et al., 2018; Moore et al., 2017; Osman et al., 2012; Shaw et al., 2016; Szabó, 2010; Tully et al., 2009). En el presente estudio, esto se puso a prueba con un modelo bifactor (M5). El factor general —denominado aquí malestar emocional— ha sido equiparado, en ocasiones, al afecto negativo del modelo tripartito de la ansiedad y la depresión (Bottesi et al., 2015). Según este modelo, la ansiedad y la depresión comparten una dimensión general (el afecto negativo), pero poseen, también, un aspecto específico a cada una de ellas: la hiperactivación fisiológica en el caso de la ansiedad y el bajo afecto positivo en el caso de la depresión (Clark & Watson, 1991). En conceptualizaciones tempranas de la escala DASS, se propuso una equivalencia entre la escala Estrés y el afecto negativo (Brown et al., 1997). Sin embargo, esta equivalencia no logró ser replicada (Norton, 2007) y, cuando se aplicaron los modelos bifactor, se demostró que el estrés constituye una dimensión específica independiente del afecto negativo (Bottesi et al., 2015; Szabó, 2010). En los presentes datos, esto se refleja en los valores de ω_H y H del factor específico de estrés, los cuales —aunque fueron bajos en comparación con los del factor general—, mostraron valores superiores a cero y mayores que los que obtuvo la escala ansiedad.

Llaman la atención los bajos valores de los coeficientes pertenecientes al factor específico de ansiedad. De acuerdo con el modelo tripartito, este correspondería principalmente al componente de hiperactivación fisiológica. Al analizar las cargas factoriales de los ítems de este factor específico, se observó que tres de ellos (9, 15, 20) obtuvieron cargas factoriales muy bajas o negativas, lo cual indica que constituyen indicadores puros del factor general (Kia-Keating et al., 2018; Moore et al., 2017; Shaw et al., 2016). Estos mismos ítems (especialmente, el 15) tuvieron su mayor carga en un factor distinto al hipotetizado en el análisis exploratorio. Por otra parte, los ítems restantes (2, 4, 7 y 19) alcanzaron

cargas factoriales mayores. Al analizar su contenido, se observó que los cuatro ítems describían claramente experiencias de alteración fisiológica en consonancia con el modelo tripartito. De hecho, algunos autores han identificado estos mismos ítems como los más representativos de la escala ansiedad (Osman et al., 2012; Shaw et al., 2016). Sin embargo, se debe considerar el carácter problemático del ítem 2, el cual ha mostrado bajas cargas factoriales y pobre capacidad discriminativa en algunos estudios (Clara et al., 2001; Kia-Keating et al., 2018; Patias et al., 2016; Sinclair et al., 2012).

En relación a la escala Depresión, cabe mencionar que investigaciones previas han hecho notar la mayor capacidad discriminativa de esta respecto de las otras dos escalas (Moore et al., 2017; Sinclair et al., 2012; Szabó, 2010; Wang et al., 2016). En los presentes resultados, esto se evidencia en los mayores valores de ω_H y H que presentó el factor específico correspondiente a esta escala. De acuerdo con el modelo tripartito, el componente específico de la depresión es la anhedonia o bajo afecto negativo (Clark & Watson, 1991). Por lo tanto, se esperaría que los ítems con mayores cargas factoriales en el factor específico de depresión mostrasen en su contenido descripciones de la anhedonia. Estos ítems (10, 16, 17, 21) coincidieron en su mayoría con lo hallado en estudios previos (Osman et al., 2012; Shaw et al., 2016) y mostraron, en efecto, una correspondencia parcial con el constructo de anhedonia, pero, también, por ejemplo, con el de desesperanza.

En relación a la escala Estrés, se observó que las mayores cargas factoriales en el factor específico correspondieron a los ítems 1, 6, 12 y 18, lo cual coincide en gran medida con lo hallado en otros estudios (Osman et al., 2012). Asimismo, el ítem 1 parece ser el más representativo de dicho factor específico (Kia-Keating et al., 2018; Shaw et al., 2016). Estos resultados indican que, aunque la mayor parte de la varianza es explicada por el factor general, existe un porcentaje residual que corresponde al factor específico de estrés, el cual, por lo tanto, no es completamente reducible a una dimensión global de afecto negativo (Bottesi et al., 2015; Szabó, 2010). A pesar de ello, según se observa en los análisis del modelo bifactor, en términos prácticos, el factor general de malestar emocional es

el único que justifica la formación de una puntuación compuesta y el modelamiento de una variable latente en un modelo estructural. Es posible, en el futuro, poner a prueba modelos ultrabreves conformados por los ítems más representativos de cada factor específico y observar si, en estas situaciones, la preponderancia del factor general disminuye (Kia-Keating et al., 2018; Kyriazos et al., 2018; Lee et al., 2019; Moore et al., 2017).

La presente investigación posee algunas limitaciones. Un hecho notorio es que la muestra con la que se trabajó estuvo constituida en su totalidad por estudiantes de Psicología, por lo cual los resultados no pueden ser extrapolados ni a estudiantes de otras carreras ni a la población general. Asimismo, el tamaño de la muestra no permitió realizar un análisis de invarianza entre varones y mujeres (Lu et al., 2018) ni permitió que los análisis confirmatorio y exploratorio se realizaran en submuestras distintas. Además, si bien el estimador utilizado para realizar el AFC (WLSMV) es considerado el más adecuado cuando se trabaja con indicadores de naturaleza ordinal (Brown, 2015; Byrne, 2012), existen al menos tres limitaciones analíticas asociadas a este estimador. En primer lugar, por definición, el estimador WLSMV no analiza las variables observadas ordinales, sino las hipotéticas variables continuas que subyacen a estas (Byrne, 2012). Los coeficientes ω y ω_H calculados en el presente estudio, por lo tanto, no indicarían la confiabilidad de las sumas de puntuaciones observadas —como es su finalidad— sino la de hipotéticas puntuaciones compuestas de las variables subyacentes. La segunda limitación del uso de WLSMV es que, aunque no se requiere que los puntajes observados se ajusten a la normalidad, sí se asume que la hipotética variable continua que subyace a estas puntuaciones presenta normalidad multivariada. Sin embargo, la descripción de síntomas psicopatológicos de ansiedad y depresión en una población no clínica de estudiantes hace que este supuesto sea difícil de asumir (Rhemtulla, Brosseau-Liard, & Savalei, 2012). Finalmente, es importante tener en cuenta que los puntos de corte utilizados para evaluar los índices de ajuste (p. ej., CFI, RMSEA) fueron obtenidos a partir de simulaciones con el estimador de máxima verosimilitud aplicado a un conjunto específico de modelos (Hu & Bentler, 1999). Por tal motivo, la aplicación de estos puntos de corte a

condiciones distintas —como es el análisis de modelos bifactor con el estimador WLSMV— debe tomarse con cautela (Greiff & Heene, 2017). A pesar de estas limitaciones, la literatura actualizada considera que, a la fecha, WLSMV constituye la mejor alternativa para realizar análisis factoriales de variables ordinales (Brown, 2015) y, en consecuencia, gran parte de los estudios recientes sobre la escala DASS-21 ha utilizado este estimador (Bottesi et al., 2015; Kia-Keating et al., 2018; Mellor et al., 2015; Moore et al., 2017; Shaw et al., 2016).

En conclusión, los resultados del presente estudio indican que la estructura de la escala DASS-21 es, principalmente, unidimensional, aunque con la presencia de algunos factores específicos de naturaleza residual. De estos factores específicos, es el factor depresión el que requiere mayor análisis como una posible dimensión independiente. Estudios futuros deben examinar la posibilidad de generar versiones ultrabreves que delimiten mejor la estructura de los factores específicos de la DASS-21. Por lo expuesto, se sugiere que, cuando se utilicen la escala DASS-21 en muestras similares a las de este estudio, se calcule un puntaje general en lugar de los tres puntajes específicos originales.

REFERENCIAS

- Alfonsson, S., Wallin, E., & Maathz, P. (2017). Factor structure and validity of the Depression, Anxiety and Stress Scale-21 in Swedish translation. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 24(2-3), 154-162. doi: 10.1111/jpm.12363
- Antony, M. M., Bieling, P. J., Cox, B. J., Enns, M. W., & Swinson, R. P. (1998). Psychometric properties of the 42-item and 21-item versions of the Depression Anxiety Stress Scales in clinical groups and a community sample. *Psychological Assessment*, 10(2), 176-181.
- Asociación Americana de Psiquiatría (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales* (5.ª Ed.). Arlington: Médica Panamericana.
- Bados, A., Solanas, A., & Andrés, R. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS). *Psicothema*, 17(4), 679-683.

- Barlow, D. H., & Durand, V. M. (2015). *Abnormal psychology: an integrated approach* (7.^a Ed.). Stamford: Cengage Learning.
- Bottesi, G., Ghisi, M., Altoè, G., Conforti, E., Melli, G., & Sica, C. (2015). The Italian version of the Depression Anxiety Stress Scales-21: Factor structure and psychometric properties on community and clinical samples. *Comprehensive Psychiatry*, *60*, 170-181. doi: 10.1016/j.comppsych.2015.04.005
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2.^a Ed.). Nueva York: The Guilford Press.
- Brown, T. A., Chorpita, B. F., Korotitsch, W., & Barlow, D. H. (1997). Psychometric properties of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) in clinical samples. *Behaviour Research and Therapy*, *35*(1), 79-89. doi: 10.1016/S0005-7967(96)00068-X
- Browne, M. W. (1972). Orthogonal rotation to a partially specified target. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *25*(1), 115-120. doi: 10.1111/j.2044-8317.1972.tb00482.x
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Nueva York: Routledge.
- Camacho, Á., Cordero, E. D., & Perkins, T. (2016). Psychometric properties of the DASS-21 among Latina/o college students by the US-Mexico border. *Journal of Immigrant and Minority Health*, *18*(5), 1017-1023. doi:10.1007/s10903-016-0415-1
- Clara, I. P., Cox, B. J., & Enns, M. W. (2001). Confirmatory factor analysis of the Depression-Anxiety-Stress Scales in depressed and anxiety patients. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *23*(1), 61-67. doi: 10.1023/A:1011095624717
- Clark, L. A., & 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
- Daza, P., Novy, D.M., Stanley, M.A., & Averill, P. (2002). The Depression Anxiety Stress Scale-21: Spanish translation and validation with a Hispanic sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *24*(3), 195-205. doi: /10.1023/A:1016014818163
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the Weighted Root Mean Square Residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *25*(3), 453-466. doi: 10.1080/10705511.2017.1390394
- Dominguez-Lara, S. A. (2016). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente H: Breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia. Avances en la Disciplina*, *10*(2), 87-94. doi: 10.21500/19002386.2134
- Dominguez-Lara, S. A., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, *3*(2), 59-65. doi: 10.24016/2017.v3n2.51
- Duffy, C. J., Cunningham, E. G., & Moore, S. M. (2005). Brief report: The factor structure of mood states in an early adolescent sample. *Journal of Adolescence*, *28*(5), 677-680. doi: 10.1016/j.adolescence.2005.08.013
- Eysenck, M. W., & Fajkowska, M. (2018). Anxiety and depression: toward overlapping and distinctive features. *Cognition and Emotion*, *32*(7), 1391-1400. doi: 10.1080/02699931.2017.1330255
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, *30*(3), 1170-1175. doi: 10.6018/analesps.30.3.199991
- Greiff, S., & Heene, M. (2017). Why psychological assessment needs to start worrying about model fit. *European Journal of Psychological Assessment*, *33*(5), 313-317. doi: 10.1027/1015-5759/a000450
- Gurrola, G. M., Balcázar, P., Bonilla, M. P., & Virseda, J. A. (2006). Estructura factorial y consistencia interna de la Escala de Depresión Ansiedad y Estrés (DASS-21) en una muestra no clínica. *Psicología y Ciencia Social*, *8*(2), 3-7.

- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. En R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future—A festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 195–216). Lincolnwood: Scientific Software International.
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology, 44*(2), 227-239. doi: 10.1348/014466505X29657
- 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
- Jun, D., Johnston, V., Kim, J. M., & O'Leary, S. (2018). Cross-cultural adaptation and validation of the Depression, Anxiety and Stress Scale-21 (DASS-21) in the Korean working population. *Work, 59*(1), 93-102. doi: 10.3233/WOR-172661
- Kia-Keating, M., No, U., Moore, S., Furlong, M., Liu, S., & You, S. (2018). Structural validity of the Depression, Anxiety, and Stress Scales-21 adapted for U.S. undergraduates. *Emerging Adulthood, 6*(6), 434-440. doi: 10.1177/2167696817745407
- Kyriazos, T. A., Stalikas, A., Prassa, K., & Yotsidi, V. (2018). Can the Depression Anxiety Stress Scales short be shorter? Factor structure and measurement invariance of DASS-21 and DASS-9 in a Greek, non-clinical sample. *Psychology, 9*(5), 1095-1127. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.95069>
- Le, M. T. H., Tran, T. D., Holton, S., Nguyen, H. T., Wolfe, R., & Fisher, J. (2017). Reliability, convergent validity and factor structure of the DASS-21 in a sample of Vietnamese adolescents. *PLoS One, 12*(7), e0180557. doi: 10.1371/journal.pone.0180557
- Lee, E. H., Moon, S. H., Cho, M. S., Park, E. S., Kim, S. Y., Han, J. S., & Cheio, J. H. (2019). The 21-item and 12-item versions of the Depression Anxiety Stress Scales: Psychometric evaluation in a Korean population. *Asian Nursing Research, 13*(1), 30-37. doi: 10.1016/j.anr.2018.11.006
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement, 37*(6), 497-798. doi: 10.1177/0146621613487794
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Unrestricted factor analysis of multidimensional test items based on an objectively refined target matrix. *Behavior Research Methods*. Publicación anticipada en línea. doi: 10.3758/s13428-019-01209-1
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy, 33*(3), 335-343. doi: 10.1016/0005-7967(94)00075-U
- Lu, S., Hu, S., Guan, Y., Xiao, J., Cai, D., Gao, Z., Margraf, J. (2018). Measurement invariance of the Depression Anxiety Stress Scales-21 across gender in a sample of Chinese university students. *Frontiers in Psychology, 9*, 2064. doi: 10.3389/fpsyg.2018.02064
- Mellor, D., Vinet, E. V., Xu, X., Bt Mamat, N. H., Richardson, B., & Román, F. (2015). Factorial invariance of the DASS-21 among adolescents in four countries. *European Journal of Psychological Assessment, 31*(2), 138-142. doi: 10.1027/1015-5759/a000218
- 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
- Moussa, M. T., Lovibond, P., Laube, R., & Megahead, H. A. (2017). Psychometric properties of an Arabic version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS). *Research on Social Work Practice, 27*(3), 375-386. doi: 10.1177/1049731516662916
- Norton, P. J. (2007). Depression Anxiety and Stress Scales (DASS-21): Psychometric analysis across four racial groups. *Anxiety, Stress, & Coping, 20*(3), 253-265. doi: 10.1080/10615800701309279

- Osman, A., Wong, J. L., Bagge, C. L., Freedenthal, S., Gutierrez, P. M., & Lozano, G. (2012). The Depression Anxiety Stress Scales—21 (DASS-21): Further examination of dimensions, scale reliability, and correlates. *Journal of Clinical Psychology, 68*(12), 1322-1338. doi: 10.1002/jclp.21908
- Page, A. C., Hooke, G. R., & Morrison, D. L. (2007). Psychometric properties of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) in depressed clinical samples. *British Journal of Clinical Psychology, 46*(3), 283-297. doi:10.1348/014466506X158996
- Patias, N. D., Machado, W. L., Bandeira, D. R., & Dell'Aglio, D. D. (2016). Depression Anxiety and Stress Scale (DASS-21) — Short Form: Adaptação e validação para adolescentes brasileiros. *Psico-USF, 21*(3), 459-469. doi: 10.1590/1413-82712016210302
- Patrick, J., Dyck, M., & Bramston, P. (2010). Depression Anxiety Stress Scale: Is it valid for children and adolescents? *Journal of Clinical Psychology, 66*(9), 996-1007. doi: 10.1002/jclp.20696
- Randall, D., Thomas, M., Whiting, D., & McGrath, A. (2017). Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Factor structure in traumatic brain injury rehabilitation. *The Journal of Head Trauma Rehabilitation, 32*(2), 134-144. doi: 10.1097/HTR.0000000000000250
- R Core Team (2019). *R: A language and environment for statistical computing (versión 3.5.3)* [Programa de computadora]. Viena: R Foundation for Statistical Computing.
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research, 47*(5), 667-696. doi: 10.1080/00273171.2012.715555
- Reise, S. P., Bonifay, W. R., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment, 95*(2), 129-140. doi: 10.1080/00223891.2012.725437
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. E. & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods, 17*(3), 354-373. doi: 10.1037/a0029315
- Revelle, W. (2018). psych: Procedures for Personality and Psychological Research. Paquete de R, versión 1.8.4. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016a). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment, 98*(3), 223-237. doi: 10.1080/00223891.2015.1089249
- Rodriguez, A., Reise, A. P., & Haviland, M. G. (2016b). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods, 21*(2), 137-150. doi: 10.1037/met0000045
- Román, F., Vinet, E. V., & Alarcón, A. M. (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.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1-36. doi: 10.18637/jss.v048.i02
- Ruiz, F. J., García Martín, M. B., Suárez Falcón, J. C., & Odriozola González, P. (2017). The hierarchical factor structure of the Spanish version of Depression Anxiety and Stress Scale -21. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy, 17*(1), 97-105.
- Sandín, B., & Chorot, P. (2009). Concepto y categorización de los trastornos de ansiedad. En A. Belloch, B. Sandín y F. Ramos (Coords.), *Manual de psicopatología. Vol. 2* (pp. 43-63). Madrid: McGraw-Hill/Interamericana.
- Scholten, S., Velten, J., Bieda, A., Zhang, X. C., & Margraf, J. (2017). Testing measurement invariance of the Depression, Anxiety, and Stress Scales (DASS-21) across four countries. *Psychological Assessment, 29*(11), 1376-1390. doi: 10.1037/pas0000440
- Shaw, T., Campbell, M. A., Runions, K. C., & Zubrick, S. R. (2016). Properties of the DASS-21 in an

- Australian community adolescent population. *Journal of Clinical Psychology*, 73(7), 879-892. doi: 10.1002/jclp.22376
- Sinclair, S. J., Siefert, C. J., Slavin-Mulford, J. M., Stein, M. B., Renna, M., & Blais, M. A. (2012). Psychometric evaluation and normative data for the Depression, Anxiety, and Stress Scales-21 (DASS-21) in a nonclinical sample of U.S. adults. *Evaluation & the Health Professions*, 35(3), 259-279. doi: 10.1177/0163278711424282
- Szabó, M. (2010). The short version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Factor structure in a young adolescent sample. *Journal of Adolescence*, 33(1), 1-8. doi: 10.1016/j.adolescence.2009.05.014
- Szabó, M., & Lovibond, P. F. (2006). Anxiety, depression and tension/stress in children. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 28(3), 195-205. doi: 10.1007/s10862-005-9008-3
- Tran, T. D., Tran, T., & Fisher, J. (2013). Validation of the depression anxiety stress scales (DASS) 21 as a screening instrument for depression and anxiety in a rural community-based cohort of northern Vietnamese women. *BMC Psychiatry*, 13, artículo 24. doi: 10.1186/1471-244X-13-24
- Tully, P. J., Zajac, I. A., & Venning, A. J. (2009). The structure of anxiety and depression in a normative sample of younger and older Australian adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 37(5), 717-726. doi: 10.1007/s10802-009-9306-4
- Vásquez, C., & Sanz, J. (2009). Trastornos del estado de ánimo: Aspectos clínicos. En A. Belloch, B. Sandín y F. Ramos (Coords.), *Manual de psicopatología. Vol. 2* (pp. 233-269). Madrid: McGraw-Hill/Interamericana.
- Wang, K., Shi, H. S., Geng, F. L., Zou, L. Q., Tan, S. P., Wang, Y., ... Chan, R. C. K. (2016). Cross-cultural validation of the Depression Anxiety Stress Scale-21 in China. *Psychological Assessment*, 28(5), e88-e100. doi: 10.1037/pas0000207
- Watson, D., & Clark, L. A. (1984). Negative affectivity: the disposition to experience aversive emotional states. *Psychological Bulletin*, 96(3), 465-490. / doi: 10.1037/0033-2909.96.3.465
- Willemsen, J., Markey, S., Declercq, F., & Vanheule, S. (2011). Negative emotionality in a large community sample of adolescents: the factor structure and measurement invariance of the short version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21). *Stress and Health*, 27(3), e120-e128. doi: 10.1002/smi.1342
- Yıldırım, A., Boysan, M., & Kefeli, M. C. (2018). Psychometric properties of the Turkish version of the Depression Anxiety Stress Scale-21 (DASS-21). *British Journal of Guidance & Counselling*, 46(5), 582-595. doi: 10.1080/03069885.2018.1442558

Fecha de recepción: 29 de mayo 2019

Fecha de aceptación: 27 de junio 2019