

# Propiedades psicométricas de la DASS-21 en adolescentes argentinos

Malenka Areas<sup>1</sup>, Tomas Khoury<sup>2</sup>, Juan M. Gómez-Penedo<sup>1</sup> y Andrés Roussos<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Universidad de Buenos Aires y CONICET, Buenos Aires, Argentina

<sup>2</sup>Universidad de Belgrano, Buenos Aires, Argentina

<sup>3</sup>Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (IPEHCS/CONICET-UNCo), Río Negro, Argentina

## *Psychometric properties of the DASS-21 in adolescents from Argentina*

**Abstract:** Depression and anxiety disorders tend to be the main reasons for consultation in psychotherapy with adolescents. That is why it is relevant for therapeutic work to have instruments which help in the evaluation process of these disorders. The aim of the present study was to assess the psychometric properties of the Depression, Anxiety and Stress Scale – 21 Items in adolescents from Argentina. The sample consisted of 401 adolescents (age range: 12-18 years;  $M = 16.25$ ;  $SD = 1.52$ ). Reliability, construct and concurrent validity of the instrument were analyzed through Cronbach's alpha, ordinal alpha, item homogeneity, confirmatory factor analysis and Pearson correlations with the Brief Symptom Checklist – 50. The results showed adequate reliability, as well as construct and concurrent validity. The factor analysis showed a good fit for the four-factor model (depression, anxiety, stress, and emotional discomfort). The present study contributes to psychotherapy in Argentina offering a valid and reliable instrument for the analysis of depressive, anxiety, and stress symptoms in adolescents.

**Keywords:** DASS-21; psychometric properties; adolescents; psychotherapy; depression; anxiety; stress.

**Resumen:** Los trastornos de depresión y ansiedad suelen ser los motivos principales de consulta en psicoterapia con adolescentes. Es por ello que resulta relevante para el trabajo psicoterapéutico contar con instrumentos que puedan ayudar en el proceso de evaluación de estos trastornos. El presente trabajo tuvo como objetivo evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés en adolescentes de Argentina. La muestra estuvo constituida por 401 adolescentes (rango de edad: 12-18 años;  $M = 16.25$ ;  $DT = 1.52$ ). Se analizaron la fiabilidad, validez de constructo y concurrente del instrumento mediante el alfa de Cronbach, alfa ordinal, homogeneidad de los ítems, análisis factorial confirmatorio y correlaciones de Pearson con el Listado de Síntomas Breve – 50. Los resultados mostraron evidencias de una adecuada fiabilidad, así como de validez de constructo y concurrente. El análisis factorial mostró un buen ajuste del modelo cuatripartito (depresión, ansiedad, estrés y malestar emocional). El presente estudio contribuye a la psicoterapia en Argentina, ofreciendo un instrumento válido y fiable para el análisis de sintomatología de depresión, ansiedad y estrés en adolescentes.

**Palabras clave:** DASS-21; propiedades psicométricas; adolescentes; psicoterapia; depresión; ansiedad; estrés.

## Introducción

Entre 1990 y 2019, según el estudio Global Burden of Disease Study (2020), los trastornos de ansiedad y depresión fueron la sexta y la cuarta causa de enferme-

dad y discapacidad respectivamente entre los adolescentes y adultos jóvenes de 10 a 24 años. Las consecuencias de no abordar estos trastornos emocionales durante este periodo de salud física y mental, limita las oportunidades de llevar una vida plena en la edad adulta (Organización Mundial de la Salud, 2020). Aunque la prevalencia de los trastornos depresivos clínicamente significativos es baja, se estima que afecta aproximadamente al 5% de los adolescentes entre 11 y 17 años (Green et al., 2005; Thapar et al., 2012). Los trastornos de ansiedad son más

Recibido: 14 de febrero de 2023; aceptado: 11 de julio de 2023.  
 Correspondencia: Malenka Areas, Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires (CONICET), Lavalle 2353, C1052AAA Buenos Aires, Argentina. Correo-e: malenka.areas@gmail.com

prevalentes en la adolescencia que los trastornos depresivos: para todos los trastornos de ansiedad combinados, las tasas vacilan entre el 4.4% y el 7% (Green et al., 2005). Uno de los retos para el estudio del desarrollo de estos trastornos radica en la dificultad para diferenciarlos debido a su alta comorbilidad. Aproximadamente el 40% de los adolescentes con un trastorno también sufren de otro trastorno (Kessler et al., 2005), con un riesgo cuatro veces mayor de desarrollar tanto ansiedad como depresión (Avenevoli et al., 2015). Existe un solapamiento sustancial entre la depresión, la ansiedad y el estrés (Lahey et al., 2004). Entre los adolescentes, estos síntomas son más distinguibles, pero siguen siendo muy comórbidos (Brady y Kendall, 1992; Cummings et al., 2014; Garber y Weersing, 2010).

Para lograr hacer frente a estos desafíos es necesario investigar la sintomatología emocional con medidas sólidas. En concreto, se necesitan medidas válidas y fiables para la depresión y la ansiedad que puedan completarse fácilmente a nivel poblacional para su uso en la práctica clínica con adolescentes (Shaw et al., 2017). La versión abreviada de la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21; Antony et al., 1998) ha demostrado ser un instrumento sólido para la investigación con adultos, su población objetivo. Dicha escala fue traducida y validada en población hispana de Estados Unidos y su estructura factorial y propiedades psicométricas mostraron un ajuste aceptable para un modelo de tres factores (depresión, ansiedad y estrés) y correlaciones importantes entre los mismos (Daza et al., 2002). Sus propiedades también fueron estudiadas en Chile (Antúnez y Vinet, 2012; Barrera-Herrera et al., 2019), donde los resultados indicaron adecuada fiabilidad y validez. La escala también se ha utilizado más comúnmente en estudios con jóvenes, a pesar de la evidencia mixta en cuanto a su aplicabilidad a los adolescentes (Duffy et al., 2005; Evans et al., 2022; Jovanović et al., 2019; Le et al., 2017; Mellor et al., 2014; Patrick et al., 2010; Shaw et al., 2017; Szabó, 2010; Willemsen et al., 2010; Zubaidah et al., 2014). En Latinoamérica es posible encontrar estudios que analizaron las propiedades psicométricas de la DASS-21 en adolescentes, concretamente en Perú (Contreras-Mendoza et al., 2021) y Brasil (Dapieve-Patias et al., 2016) donde se encontró un buen ajuste del modelo factorial de tres subescalas y en Chile (Román-Mella et al., 2014) donde también se obtuvo un buen ajuste del modelo de tres subescalas, pero con ciertas modificaciones. Los resultados encontrados específicamente en Latinoamérica (Contreras-Mendoza et al., 2021; Dapieve-Patias et al., 2016) y en algunas investigaciones internacionales (Jovanović et al., 2019; Mellor et al., 2014) mostraron un ajuste adecuado del modelo

de tres factores propuesto por Lovibond y Lovibond (1995), evidenciando la posibilidad de diferenciar la sintomatología en adolescentes.

Dada la alta comorbilidad entre la depresión y los trastornos de ansiedad y la hipotética presencia de un factor general que comprende a ambos en la línea del enfoque transdiagnóstico (Sandín et al., 2012), es necesario el estudio de distintos modelos factoriales para la comprensión de la comunalidad entre los constructos. Un ejemplo de este tipo de modelos son los modelos bifactor (Chen et al., 2006; Reise, 2012) en los que la varianza compartida entre factores se modela explícitamente como un factor general y por otro lado encontramos factores específicos. Un modelo bifactor aplicado a los datos de la DASS-21 podría describirse como un modelo cuatripartito que comprende un factor general de malestar emocional (en el que se cargan todos los ítems), y tres factores específicos (en los que sólo se cargan los ítems de dominio específico) para la ansiedad, la depresión y el estrés.

Si bien originalmente la DASS-21 planteaba una estructura de tres factores (depresión, ansiedad y estrés), algunos estudios han encontrado que una estructura general más simple se mantiene en adolescentes. Dichos resultados apuntan que la escala no discrimina entre los tres estados (depresión, ansiedad y estrés) o que los síntomas centrales no estaban presentes en los adolescentes de la misma manera que en los adultos (Duffy et al., 2005; Osman et al., 2012; Patrick et al., 2010; Szabó y Lovibond, 2006; Zubaidah et al., 2014). En otros casos se encontró que para los adolescentes podían diferenciarse los dos factores ansiedad y depresión, pero no estrés (Tully et al., 2009).

El presente estudio pretende brindar apoyo a psicoterapeutas, pacientes e investigadores de Argentina ofreciendo un instrumento válido y fiable para el análisis de síntomas de depresión, ansiedad y estrés en adolescentes. Tuvo como objetivo estudiar las propiedades psicométricas de la DASS-21 en población adolescente en Argentina, teniendo en cuenta los resultados mixtos en cuanto a su estructura factorial en dicha población y consideraciones teóricas. Específicamente, se quiso explorar la consistencia interna, la validez de constructo (a través del modelo de tres factores y un modelo bifactor cuatripartito donde las tres subescalas puedan ser diferenciadas, pero a su vez, responden a un constructo común de malestar emocional), la validez concurrente y la validez de criterio de dicha escala. Se esperaban adecuados índices de consistencia interna y validez tanto para el modelo de tres factores como para el modelo bifactor cuatripartito.

## Método

### Participantes

La muestra estuvo constituida por 401 adolescentes residentes en Argentina. Del total de participantes, 286 eran mujeres (72%), 111 hombres (28%) y 4 prefirieron no manifestar su sexo. La edad promedio de la muestra fue de 16.25 años ( $DT=1.52$ ). Al agrupar los participantes de acuerdo con su edad, se observa que el 9.7% tenía entre 12 y 14 años, el 32.9% tenía entre 15 y 16 años y el 57.4% tenía entre 17 y 18 años. Todos los jóvenes eran alumnos de escuelas secundarias. El 82% de la muestra pertenecía al Área Metropolitana de Buenos Aires. El 18% restante se distribuyó en un 4.4% de adolescentes del norte del país y un 13.6% de adolescentes del sur del país. En el momento de la recolección de los datos, el 30.6% de los participantes asistía a un tratamiento psicoterapéutico, el 47.1% nunca había realizado psicoterapia, y el 22.3% había realizado una psicoterapia en los últimos 6 meses.

### Instrumentos

*Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés* (DASS-21; Lovibond y Lovibond, 1995). Se utilizó la versión en castellano de Román-Mella et al. (2014; ver Anexo). Es una escala de autoinforme de 21 ítems diseñada para medir estados emocionales negativos de (1) depresión, (2) ansiedad y (3) estrés cada uno de los cuales representa una subescala con siete ítems. Los ítems se contestan mediante una escala de respuesta de tipo Likert con cuatro alternativas que varían de 0 = “No describe nada de lo que me pasó o sentí en la semana” a 3 = “Sí, esto me pasó mucho o casi siempre”. La puntuación de cada subescala se calcula sumando las puntuaciones de los ítems pertenecientes a esa escala y varía entre 0 y 21 puntos. Los coeficientes alfa de Cronbach de la versión utilizada son .85 para la subescala de depresión, .72 para la subescala de ansiedad y .79 para la subescala de estrés (Román-Mella et al. 2014).

*Listado de Síntomas Breve – 50* (LSB-50; de la Iglesia et al., 2015). Se trata de una escala de autoinforme compuesta por 50 ítems que evalúan diferentes síntomas psicológicos mediante siete escalas clínicas: (1) hipersensibilidad (7 ítems); (2) obsesión-compulsión (7 ítems); (3) ansiedad (9 ítems; indaga sobre síntomas de pánico, trastorno de ansiedad generalizada y fobias); (4) hostilidad (6 ítems); (5) somatizaciones (8 ítems); (6) depresión (10 ítems; examina síntomas tales como la falta de energía, sentimientos de culpa, tristeza y desesperanza); y (7) alteraciones del sueño (3 ítems). Los ítems

se responden mediante una escala Likert de cinco puntos que varía de 0 = “nada” a 4 = “mucho”. La validación argentina cuenta con alfas de Cronbach de .78 para las subescalas de ansiedad y depresión y los alfas de Cronbach para cada una de las siete subescalas oscilan entre .70 y .92 (de la Iglesia et al., 2015).

### Procedimiento

En primera instancia, para la adaptación de la DASS-21 al contexto argentino, se realizó una búsqueda de versiones validadas en español. Se encontraron cuatro versiones. Dos estudiantes y una investigadora revisaron las distintas versiones y seleccionaron la versión de Román-Mella et al. (2014), realizada en Chile, por su similitud al fraseo en Argentina. Los dos estudiantes (ambos argentinos) revisaron los ítems de la versión elegida para corregir detalles mínimos de escritura y fraseo. Posteriormente, tanto los estudiantes como la investigadora a cargo compararon los ítems originales de la versión ya validada y el resultado de las mínimas ediciones, sin encontrar diferencias sustanciales.

Los participantes fueron convocados para formar parte del estudio a través de servicios de mensajería y distintas redes sociales. En la invitación enviada a los potenciales participantes se incluía un enlace que los dirigía a un sitio web especializado en la recolección de información para investigaciones (SurveyMonkey®). Allí se especificaba que para participar la persona debía tener entre 12 y 18 años, se informaba que la participación era voluntaria y anónima y se solicitaba que los padres de aquellos que eran menores de edad estuvieran de acuerdo con la participación. Una vez que los participantes dieron su consentimiento, la plataforma los redirigió a los instrumentos DASS-21 y LSB-50 para que los mismos fueran completados. Tras contestarlos, se presentaban preguntas sociodemográficas acerca del sexo, edad, provincia y si se encontraban realizando o habían realizado psicoterapia en los últimos seis meses.

### Análisis estadístico

Todos los análisis de este trabajo se realizaron en el software libre R (RStudio Team, 2020). Más específicamente, se utilizaron los paquetes psych (Revelle, 2017), Hmisc (Harrell, 2020) y lavaan (Rosseel, 2012).

Para estudiar la fiabilidad del instrumento se utilizaron medidas de consistencia interna y homogeneidad de los ítems. Por un lado, se evaluó la consistencia interna de la DASS-21 calculando el alfa de Cronbach y el alfa ordinal para cada una de las subescalas. Si bien el alfa de Cronbach es la medida de consistencia interna más utili-

zada en la literatura, diversos estudios sugieren que no es la mejor estrategia cuando los ítems tienen una escala Likert con menos de siete opciones de respuesta (Freiberg-Hoffmann et al., 2013; Gadermann et al., 2012). En dichos casos se recomienda la utilización del alfa ordinal, una medida basada en las correlaciones policóricas (Elosua y Zumbo, 2008; Zumbo et al., 2007). El estado del arte sugiere que un valor aceptable de alfa de Cronbach y ordinal oscila entre .70 y .90 (Tavakol y Dennick, 2011). Valores más bajos representan una consistencia interna cuestionable, mientras que valores más altos implicarían que algunos ítems son redundantes representando la misma pregunta con diferente formato (Tavakol y Dennick, 2011). Por otro lado, para evaluar la homogeneidad de los ítems, se analizaron las correlaciones ítem-total corregidas, es decir, la correlación promedio de cada ítem con el resto de los ítems de la escala, sin incluir dicho ítem. En este caso, se sugieren valores de correlación ítem-total en el rango de .30 a .80 (Ratray y Jones, 2007). Correlaciones más débiles de .30 implican una escasa homogeneidad del ítem con el resto de los reactivos, mientras que correlaciones superiores a .80 señalan que el ítem sería repetitivo e innecesario.

Para el estudio de la evidencia de validez del instrumento, se evaluaron específicamente la validez de constructo, concurrente y de criterio. La validez de constructo se estudió mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) asumiendo el modelo habitual de tres factores de la DASS-21 y un análisis bifactor para examinar el modelo de tres factores y un factor general. En el modelo bifactor todas las correlaciones entre las variables latentes se limitaron a cero para así mantener su independencia.

Para el establecimiento de la cantidad de participantes mínimo necesario, se tuvo en cuenta la cantidad de parámetros a estimar en el modelo bifactor. Debido a que la DASS-21 es un instrumento tridimensional integrado por 21 ítems, la cantidad de parámetros a estimar sería de 63 (21 cargas factoriales, 21 cargas correspondientes a las subescalas y 21 términos de error). Estableciendo un criterio de 5 participantes por parámetro, se fijó un mínimo de 315 participantes para el estudio. Dicho número fue superado.

Para la evaluación del ajuste del modelo en el AFC, se utilizaron diversas medidas de bondad de ajuste tales como el *comparative fit index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI), *root mean square error of approximation* (RMSEA) y *standardized root mean square residual* (SRMR). Como indicadores de buen ajuste del modelo la literatura suele recomendar valores de CFI y TLI superiores a .95 y valores de SRMR y RMSEA inferiores a .08 (Schumacker y Lomax, 2004). Por otra parte, para

los modelos de AFC, se consideraron cargas factoriales aceptables aquellas iguales o por encima de .40 (Stover et al., 2012). Se utilizó el estimador de máxima verosimilitud robusto (MLR) que ha presentado superioridad al estudiar ítems que presentan un nivel de medición ordinal (Li, 2016; Mindrila, 2010).

Además, para evaluar el grado en que los datos podrían ser representados por una estructura unidimensional general, se realizaron dos cálculos adicionales. Por un lado, se analizó el porcentaje de varianza común explicada (ECV, del inglés “*explained common variance*”), es decir, la proporción de varianza total explicada por cada factor general y específico (Reise et al., 2013). Por otro lado, se evaluó el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC, del inglés “*percent of uncontaminated correlations*”) que representa el porcentaje de varianza que corresponde solo a la dimensión general. La utilidad del PUC radica principalmente en que ayuda a moderar la interpretación de la ECV. En cuanto a la interpretación de estos cálculos, una ECV > .70 y un PUC > .70 implican que el modelo puede considerarse unidimensional (Rodríguez et al., 2016).

El estudio de la evidencia de validez concurrente de la DASS-21 se realizó mediante correlaciones de Pearson producto-momento entre la DASS-21 y las subescalas ansiedad y depresión del LSB-50. Las correlaciones deberían oscilar entre .50 y .85, indicando asociación, pero, a su vez, independencia de los constructos (Rial-Boubeta et al., 2006).

Por último, la evidencia de validez de criterio se evaluó mediante la comparación de las puntuaciones de la DASS-21 en participantes que se encontraban realizando psicoterapia en el momento de completar los instrumentos, que habían realizado psicoterapia en los últimos seis meses y los que nunca habían realizado psicoterapia, utilizando un análisis de varianza (ANOVA). Además, se realizaron análisis post hoc de Tukey para explorar qué diferencias entre estos tres grupos iban a resultar significativas después de encontrar diferencias significativas a través del ANOVA. Frente a la presunción de que las personas que solicitan psicoterapia corresponderían a una población clínica, con mayores niveles de severidad que la población no clínica (Jacobson y Truax, 1991), se hipotetizó que aquellos participantes que estaban realizando terapia en el momento de rellenar los instrumentos y los que habían realizado terapia en los últimos seis meses presentarían mayores puntuaciones en la DASS-21 en comparación con aquellos que nunca habían realizado tratamiento.

El preregistro del plan de análisis fue cargado en la plataforma [osf.io](https://osf.io/aqzrp/) (<https://osf.io/aqzrp/>; identificador: DOI 10.17605/OSF.IO/AQZRP).

Tabla 1. Medias, desviaciones típicas y correlaciones ítem-total corregidas de los ítems de la DASS-21

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>r</i> ítem-total corregida para la escala total	<i>r</i> ítem-total corregida para las subescalas
1. Me costó mucho calmarme.	1.09	0.86	.68	.65 (E)
2. Me di cuenta que tenía la boca seca.	0.84	0.88	.33	.37 (A)
3. No podía sentir nada positivo.	0.98	0.92	.65	.71 (D)
4. Tuve problemas para respirar (p. ej., respirar muy rápido, o perder el aliento sin haber hecho un esfuerzo físico).	0.66	0.90	.57	.63 (A)
5. Se me hizo difícil motivarme para hacer cosas.	1.50	1.00	.58	.56 (D)
6. Me descontrolé en ciertas situaciones.	0.86	0.87	.55	.57 (E)
7. Me sentí tembloroso/a (p. ej., manos temblorosas)	0.75	0.90	.59	.59 (A)
8. Sentí que estaba muy nervioso/a.	1.41	1.00	.66	.67 (E)
9. Estuve preocupado/a por situaciones en las cuales podría sentir pánico y hacer el ridículo.	1.01	0.96	.62	.53 (A)
10. Sentí que no tenía nada por qué vivir.	0.55	0.89	.65	.71 (D)
11. Noté que me estaba poniendo intranquilo/a.	1.11	0.90	.69	.67 (E)
12. Se me hizo difícil relajarme.	1.20	0.91	.64	.65 (E)
13. Me sentí triste y deprimido/a.	1.23	0.98	.69	.72 (D)
14. No toleré que algo me distrajera de lo que estaba haciendo	0.85	0.89	.38	.38 (E)
15. Estuve a punto de tener un ataque de pánico	0.45	0.81	.65	.60 (A)
16. Fui incapaz de entusiasmarme con algo	0.66	0.82	.51	.56 (D)
17. Sentí que valía muy poco como persona.	0.89	1.02	.66	.70 (D)
18. Sentí que estaba muy irritable.	1.25	1.00	.64	.62 (E)
19. Sentí los latidos de mi corazón a pesar de que no había hecho ningún esfuerzo físico.	0.73	0.91	.60	.61 (A)
20. Sentí miedo sin saber por qué.	0.78	0.95	.69	.67 (A)
21. Sentí que la vida no tenía ningún sentido.	0.61	0.94	.65	.72 (D)

Nota. D = subescala de depresión, A = subescala de ansiedad, E = subescala de estrés.

## Resultados

En la Tabla 1 se presentan los análisis descriptivos de los ítems y las correlaciones ítem-total corregidas de los reactivos de la DASS-21. Como se observa en dicha tabla, ningún ítem presentó una correlación ítem-total corregida por debajo de .30. Por otra parte, ningún ítem obtuvo correlaciones ítem-total corregidas por encima de .80. Esto implica que el contenido de los distintos ítems se relaciona entre sí pero a su vez no miden el mismo constructo.

Asimismo, en la Tabla 2 se reportan las medias y desviaciones típicas de las puntuaciones totales y de las subescalas de los instrumentos utilizados en el estudio.

Con respecto a la consistencia interna, la DASS-21 presentó un alfa de Cronbach de .93 y un alfa ordinal de .95 para su escala total. La subescala de depresión obtu-

Tabla 2. Medias, desviaciones típicas y rangos de las puntuaciones totales y de las subescalas de la DASS-21 y del LSB-50

Escala	<i>M</i>	<i>DT</i>	Rango
DASS-21			
Total	0.93	0.60	[0, 2.81]
Depresión	0.92	0.72	[0, 3]
Ansiedad	0.75	0.64	[0, 2.57]
Estrés	1.11	0.67	[0, 3]
LSB-50			
Total	1.22	0.81	[0, 3.5]
Depresión	1.32	0.93	[0, 4]
Ansiedad	1.13	0.87	[0, 3.56]

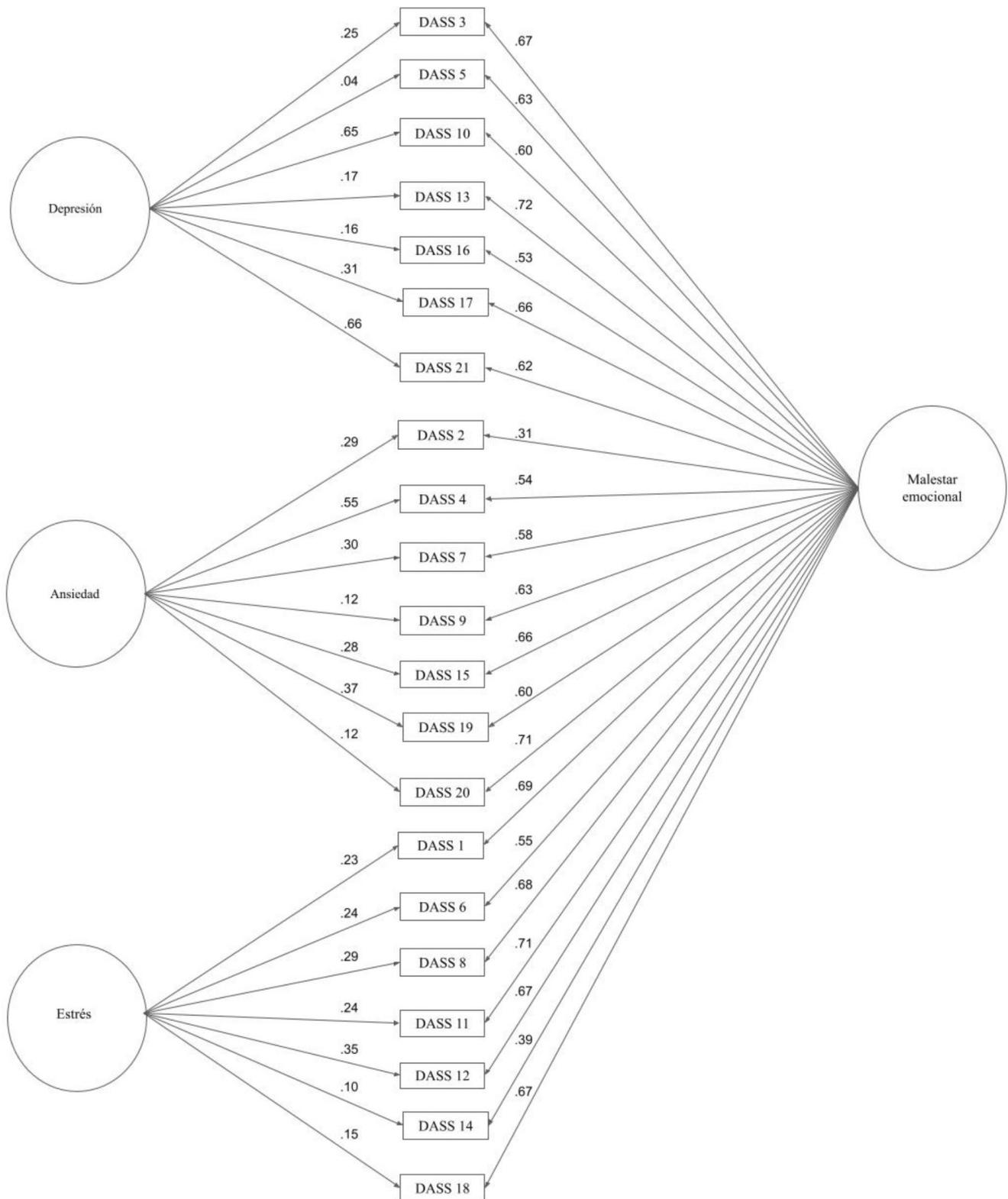


Figura 1. Modelo bifactor de la DASS-21 con un factor general de malestar emocional y los factores específicos de depresión, ansiedad y estrés. Se indican todos los 21 ítems y las cargas factoriales estandarizadas.

Tabla 3. Correlaciones  $r$  de Pearson de las puntuaciones totales y de las subescalas de la DASS-21 y del LSB-50

	DASS-21 Total	DASS-21 Depresión	DASS-21 Ansiedad	DASS-21 Estrés	LSB-50 Total	LSB-50 Depresión	LSB-50 Ansiedad
DASS-21 Total	-						
DASS-21 Depresión	.88	-					
DASS-21 Ansiedad	.89	.66	-				
DASS-21 Estrés	.91	.68	.75	-			
LSB-50 Total	.85	.76	.79	.74	-		
LSB-50 Depresión	.84	.83	.71	.71	.94	-	
LSB-50 Ansiedad	.75	.60	.74	.69	.92	.75	-

Nota. Todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas ( $p < .001$ ).

vo un alfa de Cronbach de .88 y un alfa ordinal de .92, la subescala de ansiedad obtuvo un alfa de Cronbach de .83 y un alfa ordinal de .88 y la subescala de estrés obtuvo un alfa de Cronbach de .85 y un alfa ordinal de .88. Dichos resultados representan una muy buena consistencia interna de la escala en la muestra estudiada.

Relacionado con la validez de constructo, en el modelo de AFC clásico de tres factores todas las cargas factoriales estandarizadas se encontraron dentro de los parámetros estimados, lo que indica un ajuste adecuado. Con el método de estimación MLR, en relación con las medidas de bondad de ajuste se encontraron un CFI de .84, un TLI de .83, un SRMR de .08 y un RMSEA de .08 (IC 90% [.08, .09]). En el modelo de AFC bifactor que incluyó el factor global y los tres factores específicos correspondientes a las subescalas (depresión, ansiedad y estrés), todas las cargas factoriales estandarizadas se encontraron dentro de los parámetros estimados, demostrando un ajuste adecuado (ver Figura 1). Con el método de estimación MLR, en cuanto a las medidas de bondad de ajuste se observaron un CFI de .95, un TLI de .94, un SRMR de .04 y un RMSEA de .06 (IC 90% [.05, .07]). Dichos resultados evidencian una mejora en el ajuste del modelo con relaciones apropiadas de cada ítem a la subescala correspondiente y al factor común. Los resultados de los análisis adicionales indican una ECV elevada para el factor general que explicó un 78% de la varianza total, indicando un mayor grado de presencia del factor general que de los factores específicos. A su vez, la varianza explicada por los factores específicos representó un 22% de la varianza total (depresión = 11%, ansiedad = 7%, estrés = 4%). Adicionalmente, el PUC fue de .70 siendo una puntuación alta e indicando una posible explicación unidimensional del constructo (Rodríguez et al., 2016).

Las correlaciones de Pearson producto-momento mostraron asociaciones significativas moderadas a fuer-

tes entre las subescalas de la DASS-21 y el LSB-50, lo que demuestra una validez concurrente adecuada de la DASS-21 (ver Tabla 3).

Con respecto a la validez de criterio, el ANOVA significativo [ $F(2, 210) = 20.70, p < .001$ ] mostró diferencias globales en las medias de la DASS-21 de los participantes que en el momento de la recolección de los datos estaban realizando psicoterapia ( $M = 1.20, DT = 0.60$ ), habían realizado psicoterapia en los últimos seis meses ( $M = 0.55, DT = 0.51$ ) o nunca habían realizado psicoterapia ( $M = 0.75, DT = 0.57$ ). Los resultados de los tests post hoc de Tukey evidenciaron que los participantes que se encontraban realizando psicoterapia tuvieron mayores puntuaciones en la DASS-21 que los que no habían recibido tratamiento psicoterapéutico anteriormente (diferencia de medias =  $-0.45, t(235) = -6.36, p < .001$ ). Dichos resultados demuestran que aquellas personas que corresponden a una población clínica presentan sintomatología más severa que aquellos que no solicitan psicoterapia y confirman la validez de criterio de la DASS-21 pudiendo discriminar entre los grupos.

## Discusión

El objetivo del presente trabajo fue estudiar las propiedades psicométricas de la DASS-21 en población adolescente de Argentina. Los resultados de los análisis realizados mostraron evidencias de fiabilidad y validez (de constructo, concurrente y de criterio) del instrumento en adolescentes.

En cuanto a la consistencia interna, como primera medida de fiabilidad del instrumento, tanto el alfa de Cronbach ( $\alpha = .93$ ) como el alfa ordinal ( $\alpha = .95$ ) para la escala total fueron altos y representaron un nivel muy bueno de consistencia interna de los ítems, aunque alguno de los reactivos podría resultar redundante (Tavakol y Dennick, 2011). A su vez, al evaluar los alfas de las tres

subescalas nos encontramos con que los seis alfas resultaron dentro del rango propuesto por Tavakol y Dennick (2011). Esto implica que los distintos ítems produjeron resultados similares tanto en las subescalas correspondientes como en el factor general. Dichos resultados fueron similares a los encontrados en Brasil y Perú (Contreras-Mendoza et al., 2021; Dapieve-Patias et al., 2016), pero más altos que los hallados por Román-Mella et al. (2014) en Chile. Esta discrepancia podría relacionarse con las diferencias culturales o variaciones en la metodología de los estudios. Resulta importante destacar que los resultados de las distintas investigaciones evidencian la fiabilidad del instrumento para su uso con adolescentes. Además, las pequeñas diferencias entre países demuestran la importancia de evaluar los instrumentos en el país donde vayan a ser utilizados después en la investigación y práctica clínica.

Al evaluar la homogeneidad de los ítems, como otra medida de fiabilidad, todos los ítems presentaron correlaciones ítem-total en el rango sugerido y por debajo de .85, indicando que los ítems no eran repetitivos ni redundantes (Ratray y Jones, 2007). En relación con otros resultados encontrados, solo el trabajo realizado por Daza et al. (2002) reporta medidas de homogeneidad de los ítems. Dicho trabajo obtuvo resultados similares con correlaciones levemente más altas. Sin embargo, fue una muestra de personas adultas, lo cual limita la posibilidad de comparación con el presente estudio. Es necesario continuar en esta línea, dada la escasez de estudios que incluyen estos análisis.

Al analizar la validez del instrumento pudo observarse que el modelo bifactor cuatripartito arrojó evidencias de validez de constructo favorables y de mejor ajuste que el modelo original de tres factores (Lovibond y Lovibond, 1995). La estructura modelizada presentó medidas de bondad de ajuste dentro de las sugeridas (Schumacker y Lomax, 2004). Estos resultados se diferencian de otros trabajos (Patrick et al., 2010; Shaw et al., 2017) donde se encontró un mal ajuste general del modelo de tres subescalas y donde se sugiere una conceptualización de distrés general. También se diferencian de otros estudios a nivel regional que encontraron un buen ajuste del modelo original de tres subescalas (Dapieve-Patias et al., 2016; Román-Mella et al., 2014). En el caso del presente estudio encontramos que es posible distinguir las tres dimensiones propuestas originalmente por los autores Lovibond y Lovibond (1995), pero que a su vez la inclusión del cuarto factor general de malestar emocional mejora el ajuste. Estos resultados se encuentran en la línea de los reportados por Szabó (2010) y resultan de relevancia clínica en el momento de analizar y trabajar la presentación de los síntomas en adolescentes, inclu-

yendo el factor común de malestar emocional. Desde una perspectiva similar, Jovanović et al. (2019) encontraron, a través de un análisis exploratorio de ecuaciones estructurales, que el modelo de mejor ajuste para la DASS-21 en adolescentes fue el bifactor que incluía las tres subescalas y un factor general de distrés emocional. El presente trabajo es el primero en realizar este tipo de análisis en Latinoamérica, por lo que resulta necesario contar con más trabajos similares. Considerando dichos resultados, resulta relevante analizar la posible naturaleza unidimensional de la DASS-21 sugerida por las medidas adicionales de ECV y PUC que concluyen una fuerte varianza común del factor general. Dichos resultados se corresponden con los del análisis de las cargas de los ítems en el modelo bifactor, donde los parámetros muestran un ajuste esperado tanto para el factor global como para los factores específicos. Esto resulta coherente con el enfoque teórico transdiagnóstico según el cual las tres subescalas representan factores específicos de ansiedad, depresión y estrés y evalúan sintomatología común recogida por un factor general de malestar emocional.

Por otra parte, las correlaciones de Pearson significativas entre la escala total y las diferentes subescalas de la DASS-21 y la escala total y las subescalas de depresión y ansiedad del LSB-50, otra medida de sintomatología ansioso depresiva, sugieren evidencia de validez concurrente de la DASS-21. Al ubicarse las correlaciones en el rango de .60-.85, esto implica que los instrumentos están asociados, pero a su vez exploran constructos independientes (Rial-Boubeta et al., 2006). Estos resultados son acordes a los encontrados en otro estudio con adolescentes donde la puntuación total de la DASS-21 obtuvo correlaciones significativas con puntuaciones de otras escalas de ansiedad y depresión, tales como el Beck Depression Inventory o el Beck Anxiety Inventory (Antúnez y Vinet, 2012). Sin embargo, los demás estudios previos de la DASS-21 en adolescentes que hemos encontrado no han estudiado la validez concurrente, lo cual representa una ventaja del presente estudio.

Por último, en relación con la validez de criterio, los resultados evidencian que aquellos adolescentes que acudían a psicoterapia en el momento del estudio presentaban mayores puntuaciones en la DASS-21 que aquellos que no habían recibido psicoterapia nunca. Lamentablemente, ninguna de las investigaciones encontradas estudió la validez de criterio de la DASS-21 en adolescentes, por lo que presenta una aportación relevante del presente estudio. Sería importante que futuras investigaciones incluyeran este tipo de análisis.

El presente estudio posee una serie de limitaciones que deberían ser abordadas en futuras investigaciones. En primer lugar, la exploración de la validez concurrente

se realizó sobre respuestas a medidas de autoinforme. Es posible que al ser todas las medidas completadas por la misma persona las correlaciones entre la DASS-21 y el LSB-50 se deban a la existencia de una fuente común. Futuros trabajos se beneficiarían de utilizar medidas sintomatológicas completadas por otras fuentes (observadores externos, padres, terapeutas, etc.) para poder así explorar la validez concurrente del instrumento en adolescentes de manera más fiable. En relación con las características de la muestra, el 72% de la muestra se conformó por mujeres. Por otra parte, la muestra de este trabajo fue reclutada de forma no probabilística a través de una convocatoria en redes sociales y una estrategia de bola de nieve donde los participantes compartían el enlace al instrumento. Al no contar con datos de participantes convocados mediante otras estrategias, no es posible determinar si la estrategia seleccionada pudo haber sesgado los resultados obtenidos en una dirección específica. Además, la mayor parte de la muestra tenía entre 17 y 18 años, implicando un gran porcentaje de jóvenes-adultos. Asimismo, la mayor parte de la muestra vivía en el Área Metropolitana de Buenos Aires, lo cual representa un sesgo respecto a los jóvenes de otras provincias. Todas estas características implican una limitación en el momento de generalizar los resultados. En conclusión, futuras investigaciones se beneficiarían de contar con una muestra más equilibrada de participantes (de diferentes provincias y una mayor proporción de adolescentes de menor edad y de hombres) y otras estrategias de muestreo para así poner a prueba la invarianza factorial de la DASS-21 en el análisis confirmatorio, comparar participantes convocados por distintos medios, etc..

Más allá de estas limitaciones, los resultados presentan a la DASS-21 como un instrumento con evidencias de fiabilidad y validez en adolescentes de Argentina. Si bien resulta necesario continuar estudiando dicho instrumento para poder profundizar en su potencial, la DASS-21 puede convertirse en un recurso valioso para la evaluación de la sintomatología de depresión, ansiedad y estrés en adolescentes de Argentina, tanto en el ámbito de la investigación como en la práctica clínica.

### Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

### Referencias

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. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.10.2.176>
- Antúnez, Z., y Vinet, E. V. (2012). Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS- 21): Validación de la versión abreviada en estudiantes universitarios chilenos. *Terapia Psicológica*, *30*(3), 49-55. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082012000300005>
- Avenevoli, S., Swendsen, J., He, J. P., Burstein, M., & Merikangas, K. R. (2015). Major depression in the national comorbidity survey-adolescent supplement: Prevalence, correlates, and treatment. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *54*(1), 37-44. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2014.10.010>
- Barrera-Herrera, A., Neira-Cofré, M., Raipán-Gómez, P., Riquelme-Lobos, P., y Escobar-Alaniz, B. (2019). Apoyo social percibido y factores sociodemográficos en relación con los síntomas de ansiedad, depresión y estrés en universitarios chilenos. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, *24*(2), 105-115. <https://doi.org/10.5944/rppc.23676>
- Brady, E. U., & Kendall, P. C. (1992). Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents. *Psychological Bulletin*, *111*(2), 244-255. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.2.244>
- Chen, F. F., West, S. G., & Sousa, K. H. (2006). A comparison of bifactor and second-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research*, *41*(2), 189-225. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4102\\_5](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4102_5)
- Contreras-Mendoza, C. I., Olivas, L. O., y De la Cruz, C. (2021). Escalas abreviadas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): Validez, fiabilidad y equidad en adolescentes peruanos. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, *8*(1), 24-30. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2021.08.1.3>
- Cummings, C. M., Caporino, N. E., & Kendall, P. C. (2014). Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents: 20 years after. *Psychology Bulletin*, *140*, 816-845. <https://doi.org/10.1037/a0034733>
- Dapieve-Patias, N., De Lara Machado, W., Ruschel Bandeira, D., & Dalbosco Dell'Aglio, D. (2016). Depression Anxiety and Stress Scale (DASS-21) – Short Form: Adaptação e Validação para Adolescentes Brasileiros [Depression Anxiety and Stress Scale (DASS-21) – Short Form: Adaptation and validation for Brazilian adolescents]. *Psico-USF*, *21*(3), 459-469. <https://doi.org/10.1590/1413-82712016210302>
- 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. <https://doi.org/10.1023/A:1016014818163>
- De la Iglesia, G., Fernández Liporace, M., & Castro Solano, A. (2015). Psychometric study of the main clinical scales of the Listado de Síntomas Breve (LSB-50) [Short Checklist of Symptoms] in Argentinean adolescents. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, *22*, 385-401. <https://doi.org/10.4473/TPM22.3.5>
- 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*, 677-680. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2005.08.013>

- Elosua, O. P., y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Evans, L., Haerberlein, K., & Chang, A. (2022). An evaluation of the convergent validity of and preliminary cutoff scores for the DASS-21 Total score as a measure of distress in adolescents. *Current Psychology*, 41, 4283-4290. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00937-4>
- Freiberg-Hoffmann, A., Stover, J. B., De la Iglesia, G., y Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164.
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 17(3), 1-13. <https://doi.org/10.7275/n560-j767>
- Garber, J., & Weersing, V. R. (2010). Comorbidity of anxiety and depression in youth: Implications for treatment and prevention. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 17, 293-306. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.2010.01221.x>
- Global Burden of Disease Study (2020). Global burden of 369 diseases and injuries in 204 countries and territories, 1990-2019: A systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *Lancet*, 396, 1204-1222. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30925-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30925-9)
- Green, H., McGinnity, A., Meltzer, H., Ford, T., & Goodman, R. (2005). *Mental health of children and young people in Great Britain, 2004*. Palgrave Macmillan.
- Harrell, F. E. Jr., & Dupont, C. (2023). *Hmisc: Harrell Miscellaneous. R package version 5.1-0. [Rstudio]*. Retrieved May 8, 2023, from <https://CRAN.R-project.org/package=Hmisc>
- Jacobson, N. S., & Truax, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 59, 12-19. <https://doi.org/10.1037//0022-006x.59.1.12>
- Jovanović, V., Gavrilov-Jerković, V., & Lazić, M. (2021). Can adolescents differentiate between depression, anxiety and stress? Testing competing models of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21). *Current Psychology*, 40, 6045-6056. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00540-2>
- Kessler, R. C., Chiu, W. T., Demler, O., & Walters, E. E. (2005). Prevalence, severity, and comorbidity of 12-month DSM-IV disorders in the national comorbidity survey replication. *Archives of General Psychiatry*, 62(6), 617-27. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.62.6.617>
- Lahey, B. B., Applegate, B., Waldman, I. D., Loft, J. D., Hankin, B. L., & Rick, J. (2004). The structure of child and adolescent psychopathology: Generating new hypotheses. *Journal of Abnormal Psychology*, 113, 358-366. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.113.3.358>
- 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, <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0180557>
- Li, C. H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21, 369-387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Lovibond, S. H., & Lovibond, P. F. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales (2<sup>nd</sup> ed.)*. Psychology Foundation of Australia.
- Mellor, D., Vinet, E. V., Xu, X., Mamat, N. H. B., Richardson, B., & Román-Mella, F. R. (2014). Factorial invariance of the DASS-21 among adolescents in four countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 31, 138-142. <https://doi.org/10.1027/1015-57>
- Mindrila, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*, 1(1), 60-66. <https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Organización Mundial de la Salud (2020). *Estadísticas sanitarias mundiales 2020: monitoreando la salud para los ODS, objetivos de desarrollo sostenible*. Organización Mundial de la Salud. <https://apps.who.int/iris/rest/bitstreams/1323988/retrieve>
- 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. <https://doi.org/10.1002/jclp.21908>
- Patrick, J., Dyck, M., & Bramston, P. (2010). Depression Anxiety Stress Scale: Is it valid for children and adolescents? *Journal of Clinical Psychology*, 66, 996-1007. <https://doi.org/10.1002/jclp.20696>
- RStudio Team (2020). *RStudio: Integrated Development for R*. Retrieved November 16, 2022, from <http://www.rstudio.com/>
- Rattray, J., & Jones, M. C. (2007). Essential elements of questionnaire design and development. *Journal of Clinical Nursing*, 16, 234-243. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2006.01573.x>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Revelle, W. R. (2017). *Psych: Procedures for personality and psychological research. Software*. Northwestern University.
- Rial-Boubeta, A., Varela Mallou, J., Abalo Piñeiro, J., y Lévy Mangin, J. P. (2006). El análisis factorial confirmatorio. En J. P. Lévy Mangin, y J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 119-143). Netbiblo.
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Román-Mella, F. R., Vinet, E. V., y Alarcón Muñoz, 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.
- Sandín, B., Chorot, P., & Valiente, R. M. (2012). Transdiagnóstico: Nueva frontera en psicología clínica. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 17(3), 185-203. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.17.num.3.2012.11839>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling (fourth edition)*. Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781410610904>
- Shaw, T., Campbell, M. A., Runions, K. C., & Zubrick, S. R. (2017). Properties of the DASS-21 in an Australian community adolescent population. *Journal of Clinical Psychology*, 73(7), 879-892. <https://doi.org/10.1002/jclp.22376>
- 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. <https://doi.org/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. <https://doi.org/10.1007/s10862-005-9008-3>
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Thapar, A., Collishaw, S., Pine, D. S., & Donovan, S. (2012). Depression in adolescence. *The Lancet*, 379, 1056-1067. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60083-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60083-7)
- 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. <https://doi.org/10.1007/s10802-009-9306-4>
- Willemsen, J., Markey, S., Declercq, F., & Vanheule, S. (2010). 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), 120-128. <https://doi.org/10.1002/smi.1342>
- Zubaidah, J. O., Mukhtar, F., Hashim, H. A., Latiffah, A. L., Sidik, S. M., Awang, H., Ibrahim, N., Rahman, H. A., Ismail, S. I. F., Ibrahim, F., Tajik, E., & Othman, N. (2014). Testing comparison models of DASS-12 and its reliability among adolescents in Malaysia. *Comprehensive Psychiatry*, 155 (7), 1720-1725. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2014.04.011>
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 21-29. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>

**Anexo****Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21), versión de Román-Mella et al. (2014)**

Por favor, lee cada frase y marca el número 0, 1, 2 o 3 para indicar en qué medida esa frase describe lo que te pasó o sentiste durante la última semana. No hay respuestas buenas o malas. Marca según tu primera impresión, no te detengas demasiado en cada frase.

Las opciones de respuesta son:

0 No describe nada de lo que me pasó o sentí en la semana.

1 Sí, esto me pasó o lo sentí en alguna medida o en algún momento.

2 Sí, esto me pasó bastante o lo sentí muchas veces.

3 Sí, esto me pasó mucho, o casi siempre.

1. Me costó mucho calmarme.

2. Me di cuenta que tenía la boca seca.

3. No podía sentir nada positivo.

4. Tuve problemas para respirar (p. ej., respirar muy rápido o perder el aliento sin haber hecho un esfuerzo físico).

5. Se me hizo difícil motivarme para hacer cosas.

6. Me descontrolé en ciertas situaciones.

7. Me sentí tembloroso/a (p. ej., manos temblorosas).

8. Sentí que estaba muy nervioso/a.

9. Estuve preocupado/a por situaciones en las cuales podría sentir pánico y hacer el ridículo. 10. Sentí que no tenía nada por que vivir.

11. Noté que me estaba poniendo intranquilo/a.

12. Se me hizo difícil relajarme.

13. Me sentí triste y deprimido/a.

14. No toleré que algo me distrajera de lo que estaba haciendo.

15. Estuve a punto de tener un ataque de pánico.

16. Fui incapaz de entusiasmarme con algo.

17. Sentí que valía muy poco como persona.

18. Sentí que estaba muy irritable.

19. Sentí los latidos de mi corazón a pesar de que no había hecho ningún esfuerzo físico.

20. Sentí miedo sin saber por qué.

21. Sentí que la vida no tenía ningún sentido.