





# Estructura factorial, invarianza, sensibilidad y especificidad de la DASS-13 en población peruana

Factor structure, invariance, sensitivity and specificity of the DASS-13 in the Peruvian population

Estrutura fatorial, invariância, sensibilidade e especificidade da DASS-13 na população peruana

 Betty Giovanna Peña-Tomas<sup>1</sup>  
 Antonio Serpa Barrientos<sup>1</sup>  
 Aaron Caycho-Caja<sup>2</sup>  
 Juan Carlos Escudero-Nolasco<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Universidad Nacional Mayor de San Marcos

<sup>2</sup> Universidad de San Martín de Porres

Recibido: 09/09/2024

Aceptado: 31/03/2025

## Correspondencia:

Betty Giovanna Peña-Tomas  
bpenat@unmsm.edu.pe

## Cómo citar:

Peña-Tomas, B. G., Serpa Barrientos, A., Caycho-Caja, A., & Escudero-Nolasco, J. C. (2025). Estructura factorial, invarianza, sensibilidad y especificidad de la DASS-13 en población peruana. *Ciencias Psicológicas*, 19(1), e-4257. <https://doi.org/10.22235/cp.v19i1.4257>

## Disponibilidad de datos:

El conjunto de datos que apoya los resultados de este estudio se encuentra disponible en Mendeley Data, doi: 10.17632/ybdn42693y.1.



**Resumen:** La Depression, Anxiety and Stress Scale (DASS-21) es un instrumento muy utilizado en el ámbito de la salud, aunque aún se discute si su estructura factorial corresponde a un modelo unidimensional o trifactorial, lo cual puede ser relevante con relación a la tamización de ansiedad, depresión y estrés como factores únicos o al empleo de una medida general de emociones negativas. En tal sentido, se estudió una muestra de 1010 peruanos provenientes de diversas partes del país, se aplicó un análisis de redes psicológicas de tipo exploratorio y se realizó un análisis factorial confirmatorio y semiconfirmatorio de un modelo bifactorial breve de la DASS-21 que se complementó con las curvas ROC. Dentro de los hallazgos más relevantes se señala la equivalencia de la versión breve DASS-13 con la DASS-21. Asimismo, el modelo bifactorial confirmatorio y semiconfirmatorio apoyan su uso como medida unidimensional, aunque comparte varianza con factores específicos. Además, se brindó evidencia de la invarianza de la DASS-13 según el género de los participantes, de igual manera se halló una especificidad y sensibilidad de 78.45 % y 52.25 %, que sugieren que la DASS-13 es una herramienta más útil para descartar que para detección. Se concluye en apoyo al uso de la DASS-13 como medida esencialmente unidimensional de afecto negativo.

**Palabras clave:** depresión; ansiedad; estrés; emociones negativas; DASS-21

**Abstract:** The Depression, Anxiety and Stress Scale (DASS-21) is a widely used instrument in the health field, although it is still debated whether its factorial structure corresponds to a one-dimensional or three-factor model, which may be relevant in relation to screening of anxiety, depression and stress as unique factors or to the use of a general measure of negative emotions. In this sense, a sample of 1010 Peruvians from various parts of the country was studied, an exploratory analysis of psychological networks was applied and a confirmatory and semi-confirmatory factor analysis of a brief bifactorial model of the DASS-21 was performed, which was complemented with the ROC curves. Among the most relevant findings is the equivalence of the short version DASS-13 with the DASS-21. Likewise, both the confirmatory and semi-confirmatory bifactorial model support its use as a unidimensional measure, although it shares variance with specific factors. In addition, evidence of the invariance of the DASS-13 was provided according to the gender of the participants, in the same way a specificity and sensitivity of 78.45 % and 52.25 % was found that suggest that the DASS-13 is a more useful tool to discard than for detection. It concludes by supporting the use of the DASS-13 as an essentially one-dimensional measure of negative affect.

**Keywords:** depression; anxiety; stress; negative emotions; DASS-21

**Resumo:** A Depression, Anxiety and Stress Scale (DASS-21) é um instrumento amplamente utilizado na área da saúde, embora ainda se discuta se sua estrutura fatorial corresponde a um modelo unidimensional ou trifatorial, o que pode ser relevante em relação à triagem de ansiedade, depressão e estresse como fatores únicos ou para o uso de uma medida geral de emoções negativas. Nesse sentido, foi estudada uma amostra de 1010 peruanos provenientes de diversas partes do país, aplicou-se uma análise de redes psicológicas de tipo exploratória, e realizou-se uma análise fatorial confirmatória e semiconfirmatória de um modelo bifatorial breve da DASS-21, complementada com as curvas ROC. Entre os achados mais relevantes, destaca-se a equivalência da versão breve DASS-13 com a DASS-21. Da mesma forma, tanto o modelo bifatorial confirmatório quanto o semiconfirmatório apoiam seu uso como medida unidimensional, embora compartilhe variância com fatores específicos. Além disso, foi apresentada evidência da invariância da DASS-13 de acordo com o gênero dos participantes, e foi encontrada uma especificidade e sensibilidade de 78,45% e 52,25%, o que sugere que a DASS-13 é uma ferramenta mais útil para exclusão do que para detecção. Conclui-se apoiando o uso da DASS-13 como uma medida essencialmente unidimensional de afeto negativo.

**Palavras-chave:** depressão; ansiedade; estresse; emoções negativas; DASS-21

La depresión, ansiedad y estrés son los problemas más frecuentes de salud mental en la población (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2023). A su vez, en el Perú las problemáticas más prevalentes en la atención en los servicios de salud son: depresión, ansiedad, reacción al estrés agudo, entre otros, lo que indica la importancia de que sean detectados y tratados a tiempo (Ministerio de Salud del Perú, 2023). Según Ipsos (2023), el 34 % de las personas afirma que el estrés ha afectado varias veces su vida en los últimos 12 meses, siendo las mujeres más propensas a padecerlo. En relación con los trastornos depresivos, la prevalencia anual es de 9.2 %; y de los trastornos de ansiedad en general es 2.5 %, siendo más frecuentes en mujeres (Saavedra Castillo et al., 2018).

La ansiedad y depresión se han considerado clásicamente como categorías diagnósticas diferentes. Sin embargo, a lo largo del tiempo se ha producido un complejo debate con respecto a la diferenciación de los síntomas, debido a que ambas presentan una elevada tasa de comorbilidad (Alonso et al., 2004; Wu & Fang, 2014). Asimismo, los instrumentos que miden los síntomas de depresión y ansiedad suelen mostrar correlaciones muy fuertes entre sí (Agudelo et al., 2014; Iani et al., 2014). Estos dos hechos complican la evaluación diferencial de los trastornos de depresión y ansiedad (Cosci & Fava, 2021; Marey et al., 2024; Minea et al., 2022).

Frente a esta situación, Lovibond y Lovibond (1995) diseñaron la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS), con 42 ítems, en cuyo análisis se obtuvo un tercer factor que se denominó Estrés. La DASS consta de tres factores: la depresión, definida como bajo nivel de afectividad, tristeza, desesperanza y dificultad para el disfrute; la ansiedad, entendida como la tensión y agitación fisiológica; y el estrés, como el estado persistente de sobreactivación que expresa la dificultad para hacer frente a las demandas diarias. Esta escala se basó en el modelo tripartito de ansiedad y depresión propuesto por Clark y Watson (1991), que busca explicar y diferenciar los componentes comunes y específicos de estos dos trastornos psicológicos. Adicionalmente, identifica a la angustia general como un componente común, y la hiperactivación fisiológica (ansiedad) y la anhedonia (depresión) como factores específicos. Se añade que el modelo proporciona una base para un diagnóstico más preciso y tratamientos más efectivos.

Posteriormente, Antony et al. (1998) desarrollaron la versión reducida de 21 ítems de la DASS (DASS-21), en sus análisis se confirmaron la estructura de tres factores de la DASS y de la DASS-21 en grupos clínicos y no clínicos. Esta versión breve se hizo muy conocida y fue utilizada en diversas investigaciones asumiendo la propuesta de la medición de los factores mencionados (Yeung et al., 2020). Aunque la escala cuenta con tres dimensiones teóricas, las investigaciones de las propiedades psicométricas del instrumento han revelado ciertas peculiaridades asociadas a su estructura multifactorial o unifactorial en diferentes países (Yeung et al., 2020).

La DASS-21 ha sido extensamente analizada en diversos contextos, evaluando su estructura factorial y fiabilidad. En Asia, Chen et al. (2023) realizaron un análisis factorial confirmatorio (AFC) en estudiantes chinos, donde identificaron estructuras de tres y cuatro dimensiones con índices de ajuste aceptables ( $CFI > .90$ ,  $RMSEA < .05$ ,  $SRMR < .05$ ). Cao et al. (2023) aplicaron la DASS-21 a docentes chinos y confirmaron modelos de respaldo para dos y tres dimensiones. En Corea del Sur, Lee, Moon et al. (2019) validaron versiones de 12 (DASS-12) y 21 ítems (DASS-21) con ajuste aceptable, aunque añadieron modelos jerárquicos y unidimensionales alternativos. En India, se utilizó la DASS-21 con pacientes con cáncer y mediante un análisis factorial exploratorio (AFE), Kumar et al. (2019)

encontraron cuatro factores. Kakemam et al. (2022), en Irán, confirmaron la versión de factores correlacionados de la DASS-21. En África, Ali y Green (2019), en pacientes egipcios, mediante un AFE, encontraron cinco factores, pero el uso del análisis paralelo sugirió una estructura unidimensional (DASS-17) aunque con reespecificaciones. En Arabia, Ali et al. (2021) realizaron un AFE con tres factores; mientras que con el AFC (DASS-8) identificaron modelos con uno, dos o tres dimensiones, pero con problemas de ajuste. Bibi et al. (2020), con un AFC, validaron la estructura de tres factores de la DASS-21 en muestra de Pakistán y Europa; mientras que en España, Malas y Tolsá (2022) dieron respaldo a un modelo bifactorial de la DASS-21.

En América, Ali et al. (2022) analizaron la DASS-21 en estudiantes de Estados Unidos, Australia y Ghana, y encontraron una versión breve (DASS-8) de factores correlacionados, aunque también pusieron a prueba modelos de primer, segundo orden y bifactoriales. Gonzalez et al. (2019), en Brasil, apoyaron un modelo de segundo orden (DASS-21); mientras que, en Puerto Rico, González-Rivera et al. (2020) propuso un AFE con un modelo unidimensional (DASS-10).

En Perú, Valencia (2019) probó modelos de uno, dos y tres factores, y modelos bifactoriales de la DASS-21 en universitarios, encontró un ajuste aceptable para el modelo bifactorial, pero concluyó la presencia de un único factor. Contreras-Mendoza et al. (2021) evaluaron modelos de uno y tres factores y un modelo jerárquico en escolares de la DASS-21, encontraron un ajuste aceptable para el modelo de segundo orden y de factores correlacionados, aunque sugirieron analizar cada escala de manera independiente.

Según el análisis que se sigue, los estudios respecto a la DASS-21 han mostrado resultados diversos, los cuales han tentado modelos breves con una cantidad variable de ítems (DASS-8, DASS-10, DASS-12, DASS-17). Llama la atención encontrar que, en los modelos de AFE, se ha encontrado soluciones de cuatro (Ali et al., 2021; Kumar et al., 2019) o cinco factores (Ali & Green, 2019). De igual manera, en el AFC de la DASS-21, es frecuente la propuesta de considerar escalas unidimensionales (Valencia, 2019), de dos (Cao et al., 2023) o cuatro factores (Chen et al. 2023), además de ítems con saturaciones factoriales en factores distintos al respectivo. Además, las elevadas intercorrelaciones entre las dimensiones han llevado a poner a prueba modelos bifactoriales que al parecer son los que han tenido mayor éxito (Ali et al., 2021; Ali et al., 2022; Valencia, 2019). Asimismo, un metaanálisis de la DASS-21 (Yeung et al., 2020) en el periodo 1993-2018 encontró que los AFE han propuesto principalmente modelos de uno, tres o cuatro factores, con métodos cuestionables como análisis de componentes principales y rotación ortogonal. Desde el AFC, se han propuesto modelos de uno o dos factores, pero los modelos bifactoriales con tres factores han mostrado un mejor ajuste que los de tres factores correlacionados (Lee, Lee et al., 2019; Yeung et al., 2020).

Conforme se ha observado, los modelos bifactoriales se están empleando con más frecuencia para identificar la compleja naturaleza de la DASS-21 (Yeung et al., 2020). Estos permiten identificar la varianza de los factores específicos de depresión (D), ansiedad (A) y estrés (S), y también la varianza del factor general (afecto negativo). Esta técnica también se ha implementado desde el modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM), con un enfoque menos restrictivo que el tradicional (Marsh et al., 2014) y sitúa el análisis en una posición semiconfirmatoria intermedia entre el AFC y el AFE, lo cual permite mayor flexibilidad de análisis. Además, este enfoque ya ha sido utilizado en la DASS-21 (Malas & Tolsá, 2022) y puede permitir integrar el enfoque tripartito de Clark y Watson (1991), que asume un componente de afecto negativo común a la depresión y la ansiedad.

Asimismo, los aspectos señalados relacionados a la inestabilidad estructural de la DASS-21 han llevado a considerar nuevas técnicas de análisis. El análisis de redes psicológicas permite identificar los constructos hipotetizados, ya sea como factores específicos o factor general, mediante la diferenciación de las comunidades presentes evaluadas a partir de redes ponderadas no dirigidas identificadas según la asociación entre los ítems (*edges*) (Fonseca-Pedrero, 2017). El análisis exploratorio de redes se ha comparado incluso con el AFE y se ha hallado que este suele ser más preciso para determinar el número de factores (Christensen, 2020; Golino & Epskamp, 2017; Ouyang et al., 2020), lo cual es muy útil dada la inestabilidad de la DASS-21. No obstante, si bien es una herramienta versátil, solo se ha hallado un único estudio que se aplique al DASS-21 (van den Bergh et al., 2021).

También se encontraron estudios que identifican que la DASS-21 es invariante según el sexo (Malas & Tolsá, 2022; Martins et al., 2019; Vaughan et al., 2020). No obstante, la prevalencia de depresión, ansiedad y estrés suele ser más elevada en mujeres (Fentahun et al., 2023; OMS, 2023), lo cual dirige al presente estudio a analizar la invarianza factorial de la DASS-21.

Otro aspecto importante a considerar es la utilidad práctica que presenta la escala, esto implica su capacidad para identificar personas que presentan indicadores relevantes de depresión, ansiedad y estrés. El análisis de las curvas ROC busca determinar la exactitud de pruebas que utilizan escalas continuas a partir de la determinación del punto de corte en el que se alcanza la sensibilidad y especificidad más alta, así como la evaluación de la capacidad discriminativa del test (Cerdeira & Cifuentes, 2012).

De acuerdo a lo señalado, la justificación del presente estudio radica en que no se han realizado estudios en población latina que evalúen la DASS-21 desde el análisis de redes psicológicas a pesar de su superioridad sobre otras técnicas (Christensen, 2020; Golino & Epskamp, 2017; Ouyang et al., 2020). Asimismo, el análisis de una versión breve de la DASS-21 permite develar la naturaleza de los síntomas de depresión y ansiedad, dado el solapamiento referido, lo cual en contextos clínicos podría aportar al diagnóstico diferencial de los anteriores mediante instrumentos breves y rápidos de aplicar. Asimismo, el análisis de invarianza puede proveer un instrumento útil para varones y mujeres.

A partir de la revisión realizada, se espera encontrar elevadas correlaciones entre los factores de la DASS-21, además de problemas asociados a la identificación de la estructura uni o multidimensional. En ese contexto, los análisis realizados buscan: a) identificar una versión breve de la DASS-21 mediante el análisis de redes, b) poner a prueba la unidimensionalidad o multidimensionalidad del modelo, c) evaluar los modelos bifactoriales confirmatorios o semiconfirmatorios, d) analizar la invarianza de la versión breve y e) identificar los puntos de corte de sensibilidad y especificidad de la versión breve final.

## Método

### Participantes

Los 1110 participantes son en su mayoría mujeres (64.4 %) y el restante varones, que proceden de la costa (71.2 %), sierra (18.4 %) y selva (10.5 %) del Perú, que no señalan tener síntomas de depresión (81.2 %), mientras que los demás refieren que sí (9.3 %) o tal vez (9.5 %). La edad promedio de los participantes fue de 30.3 ( $DE = 10.8$ , mín. = 15, máx. = 74). También se indica que una proporción importante de ellos son solteros (69.8 %), y en menor medida se encuentran los casados (14.6 %), convivientes (11.1 %), separados (3.3 %) y viudos (1.2 %). Un 50 % de la muestra señala tener estudios universitarios de pregrado, 19.2 % son estudiantes de posgrado, 17.7 % estudios técnicos, 12 % secundaria completa y un 0.4 % primaria.

### Instrumentos

El instrumento empleado es la DASS-21 (Lovibond y Lovibond, 1995), que es una versión breve de la DASS, elaborada en formato de escala Likert de cuatro categorías de respuesta. La DASS-21 tiene tres subescalas que miden ansiedad, depresión y estrés, cada una de estas con siete dimensiones respectivas. La DASS fue diseñada originalmente como un instrumento de tres factores, aunque estudios posteriores han encontrado más parsimonia en modelos bifactoriales en los cuales se asume un factor general de emociones negativas y los factores específicos depresión, ansiedad y estrés (Yeung et al., 2020). En el Perú, Valencia (2019) ha hallado un modelo bifactorial y el estudio de Contreras-Mendoza et al. (2021) ha preferido considerar a cada factor como dimensión independiente, de acuerdo a su finalidad original.

### Procedimiento

El proyecto fue revisado y aprobado por el Comité de Ética e Investigación del Hospital San Juan de Lurigancho, perteneciente al Ministerio de Salud de Perú, se siguió los lineamientos de la Declaración de Helsinki y el Código de Ética del Colegio de Psicólogos del Perú. Luego, se procedió a recolectar la información a través de formularios virtuales que fueron difundidos por diferentes redes sociales durante el año anterior. Asimismo, se solicitó a los participantes el consentimiento informado para la aplicación del instrumento. Posteriormente, se procedió a realizar los análisis con el software estadístico R Studio (RStudio Team, 2022) y FACTOR (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017).

### Análisis de datos

Inicialmente se exploró la dimensionalidad de la DASS-21 utilizando el análisis gráfico exploratorio con *bootstrap* (bootEGA), un enfoque avanzado y robusto en la psicometría de redes que permite estimar la estabilidad de las comunidades e ítems en datos multivariados (Christensen & Golino,



2021) y que ha mostrado ser más preciso incluso que el AFE (Christensen, 2020; Golino & Epskamp, 2017; Ouyang et al., 2020). Se implementó un procedimiento paramétrico para generar 500 muestras de réplica inicial, aplicando el método de estimación de red GLASSO (Operador Gráfico de Selección y Contracción Mínima Absoluta) para estimar el Modelo Gráfico Gaussiano (GGM), en combinación con el algoritmo de detección de comunidades *Walktrap* (Christensen & Golino, 2021).

Se calcularon estadísticas descriptivas para las dimensiones de la DASS-21, incluyendo la mediana, desviación estándar, intervalos de confianza y cuartiles, que proporcionaron una visión integral de la estabilidad de estas dimensiones (Christensen & Golino, 2021). La consistencia estructural se utilizó como una medida clave para evaluar la estabilidad de las dimensiones, definida como el grado de interrelación y homogeneidad entre los ítems dentro de la estructura multidimensional del cuestionario. Esta consistencia se manifiesta en la agrupación coherente de comunidades dentro de una red psicológica (Christensen et al., 2020). De esta manera, la consistencia estructural se presenta como una alternativa a los coeficientes de confiabilidad tradicionales (por ejemplo,  $\alpha$ ,  $\omega$ ) comúnmente utilizados en el análisis factorial (Christensen et al., 2020; Christensen & Golino, 2021). Se consideraron aceptables aquellos ítems con una estabilidad igual o superior a .75, así como aquellos que presentaron cargas de red promedio significativas para un tamaño del efecto pequeño ( $\geq 0.15$ ) (Christensen & Golino, 2021).

Con los ítems inestables eliminados y con la intención del contraste con los estudios previos, se empleó un AFC. Se planteó un modelo de primer orden de tres factores correlacionados considerando el estimador WLSMV con los ítems elegidos del paso anterior. Luego, considerando el solapamiento entre los factores de la DASS-21, la presencia del factor general de afecto negativo fue puesto a prueba en modelos anteriores y los hallazgos más relevantes de una revisión anterior (Yeung et al., 2020), se planteó un modelo bifactorial con un factor general de afecto negativo y los factores específicos (D, A, S), también con el mismo estimador y considerando los índices de ajuste sugeridos ( $RMSEA \leq .07$ ,  $SRMR \leq .08$ ,  $CFI \geq .92$ ,  $TLI \geq .92$ ) (Hair et al., 2014; Hu & Bentler, 1998). El modelo bifactorial incluye un factor general que influye en todos los ítems de la DASS-13, mientras que los factores específicos (ansiedad, estrés y depresión) afectan directamente a sus ítems correspondientes (Figura 4).

Dado que los modelos confirmatorios son más restrictivos, se puso a prueba modelos intermedios entre AFC y AFE y que a la vez capturen su compleja estructura, ya sea como medida unidimensional o multifactorial. En tal sentido, se añadió un análisis bifactorial semiconfirmatorio (Lloret-Segura et al., 2014). En el modelo semiconfirmatorio, cada factor específico tiene un efecto directo sobre la totalidad de los ítems de la DASS-13. Es decir, depresión influye a sus ítems, pero también a los correspondientes a ansiedad y estrés; de igual manera para estrés y ansiedad. El factor general mantiene su efecto sobre la totalidad de ítems. Con tal fin se elaboró una matriz objetivo, elaborada con tres columnas: depresión, ansiedad y estrés. En esta matriz cada ítem se ubica en una fila en orden y carga .90 sobre el factor principal y .15 sobre el factor restante. Este enfoque permite asumir algún grado de asociación en los ítems que no corresponden al factor principal a diferencia de la estructura simple de Thurstone (1947), en la cual las cargas cruzadas deben ser cercanas a cero. A esto se le añadió una rotación procustea que guía los datos empíricos, según la teoría establecida. El programa FACTOR (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) permite incorporar esta matriz y la elección de la rotación para el análisis señalado. El análisis del modelo bifactorial también consideró la varianza común explicada (ECV), el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC), la confiabilidad de constructo o coeficiente H, además del cálculo del coeficiente omega total, específico y jerárquico, como índices complementarios de los modelos bifactoriales (Domínguez-Lara & Rodríguez, 2017), ya que estos muestran mejores índices de ajuste a comparación de los modelos de primer orden. Se consideraron valores PUC  $>.70$  y ECV  $>.70$  (Rodríguez et al., 2016) para considerar al modelo como esencialmente unidimensional, de igual manera si se halla un Omega jerárquico elevado ( $\omega_h >.70$ ) (Reise et al., 2013). Posteriormente, se contrastó la invarianza de la DASS-13 a partir de un enfoque de análisis factorial multigrupo (MGCFA) según el sexo de los participantes. Este modelo implica ir restringiendo umbrales (*thresholds*), interceptos, cargas factoriales y residuos de manera progresiva. Si la diferencia entre los modelos consecutivos no es significativa ( $\Delta RMSEA <.015$ ,  $\Delta SRMR <.01$ ,  $\Delta CFI <.01$ ), se puede concluir que el modelo se mantiene invariante para ambos grupos. Finalmente, se utilizaron las Curvas ROC, método utilizado para determinar la exactitud diagnóstica de los tests, al establecer el punto de corte en el cual se alcanza la sensibilidad y especificidad más altas, así como su capacidad discriminativa (Cerdeira & Cifuentes, 2012). De esta manera, se definió una regular capacidad discriminativa del test a

partir del valor .6 en el área bajo la curva (AUC) (Martínez Pérez & Pérez Martin, 2023). Además, los puntos de corte óptimos se eligieron en función al índice de Youden, cuya función es identificar el punto de corte que determina la sensibilidad y especificidad más alta de manera conjunta (Cerdeira & Cifuentes, 2012).

## Resultados

### Sintomatología afectiva

La Figura 1 grafica la composición dinámica del *bootEGA* de la escala DASS21, en donde la parte izquierda se aprecia una representación de cuatro posibles dimensiones, los nodos de color rojo agrupan a los siguientes ítems: “de3”, “de5”, “es8”, “an9”, “de13”, “es14”, “an15” y “an20”; del mismo modo las otras tres dimensiones también agrupan ítems pero de manera más precisa acorde a los dominios de la teoría, es así que la dimensión del estrés (nodos de color naranja: es1, es6, es11, es12 y es18), ansiedad (nodos de color celeste: an2, an4, an7 y an19) y depresión (nodos de color verde: de10, de16, de21 y de17) son representados por los ítems que han sido redactados y designados a conformar dicho dominio, asimismo estas tres dimensiones se muestran en la figura “a” más periféricas al grupo de ítems constituidos topográficamente más céntricos.

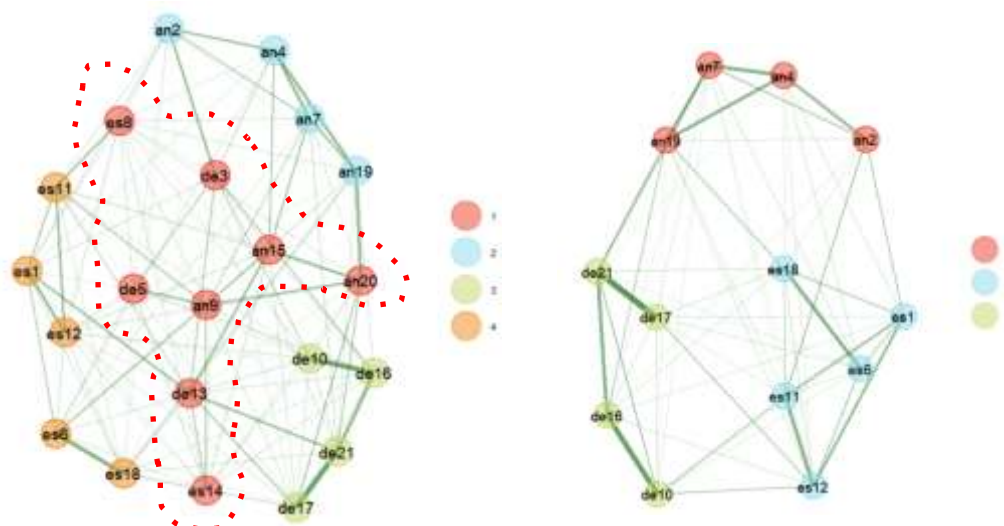
Sin embargo, el análisis visual acompañado del análisis sintáctico de cada uno de los ítems que supuestamente formarían una dimensión distinta a lo que la DASS-21 conglomeraba sólo tres dimensiones sugirió que se realice un nuevo análisis. Por lo tanto, se procedió a retirar todos los ítems circunscritos de color rojo para el análisis correspondiente, es decir, que presentaron baja centralidad, conexiones débiles o redundantes dentro de sus respectivas comunidades sintomáticas. La red parsimoniosa resultante de su exclusión mostró una organización más clara y coherente, manteniendo la diferenciación entre los dominios de depresión, ansiedad y estrés, sin comprometer la estructura conceptual del instrumento.

Además del criterio estructural, se consideraron aspectos sintácticos y semánticos que refuerzan la decisión de exclusión. Por ejemplo, el ítem “de3” (“No podía sentir ningún sentimiento positivo”) resulta ambiguo y difícil de interpretar, pudiendo solaparse con constructos como anhedonia o alexitimia. El ítem “an9” (“Estaba preocupado por situaciones en las cuales podía tener pánico o en las que podría hacer el ridículo”) es extenso y combina elementos de ansiedad social y pánico, lo que dificulta su especificidad diagnóstica. Asimismo, “es14” (“No toleré nada que no me permitiera continuar con lo que estaba haciendo”) presenta una redacción compleja y rebuscada, poco accesible para la población general. Estas observaciones apoyan empírica y conceptualmente la eliminación de los ítems mencionados al fortalecer la validez estructural y la economía del instrumento.

El resultado (Figura 1, derecha) proporciona una red dinámica más parsimoniosa y próxima al dominio conceptual de la DASS-21, que consta de tres dimensiones (estrés, ansiedad y depresión) con 13 ítems.

**Figura 1**

*Análisis gráfico exploratorio: dimensionalidad por bootEGA del DASS-21*



Por otro lado, la descripción de las dimensiones de la DASS-21 en todos los inicios de arranque (con 500 réplicas) precisan que estaría siendo representado también como un modelo unidimensional y no un enfoque multidimensional, es decir, que según los resultados obtenidos en las muestras de réplicas de inicio del Modelo DASS-21, todas las dimensiones presentan una mediana de 1, lo que sugiere que la mayoría de las respuestas se encuentran en el nivel mínimo de intensidad de los síntomas evaluados (Tabla 1). El error estándar de las dimensiones es de 0, lo que indica una baja variabilidad en los puntajes de las dimensiones en las réplicas analizadas. Además, el intervalo de confianza de las dimensiones es de 0, lo que sugiere que no se encontraron diferencias significativas en los puntajes de las dimensiones en las réplicas de inicio analizadas. Los límites inferiores y superiores del intervalo de confianza también son 1, lo que indica que la estimación puntual de las dimensiones es consistente en todas las réplicas. Por último, tanto el cuartil inferior como el cuartil superior tienen un valor de 1, lo que confirma la concentración de los puntajes en el nivel mínimo de intensidad de los síntomas. En suma, los resultados de las muestras de réplicas de inicio del modelo indican que las dimensiones de la DASS-21 presentan puntajes consistentes y concentrados en el nivel mínimo de intensidad de los síntomas evaluados.

Por su parte, también se analizó los inicios de arranque del segundo modelo que agrupa 13 ítems. Los resultados obtenidos de ambas muestras de réplicas de inicio indican que los modelos DASS-21 y DASS-13 presentan valores idénticos en todos los aspectos estadísticos analizados (Tabla 1). Estos resultados sugieren que la convergencia en tres dimensiones no es óptima, por el contrario, el análisis descriptivo de red satura en una sola dimensión y para tener una mejor comprensión de estabilidad unidimensional se calculó la consistencia estructural (Tabla 2 y Figura 2).

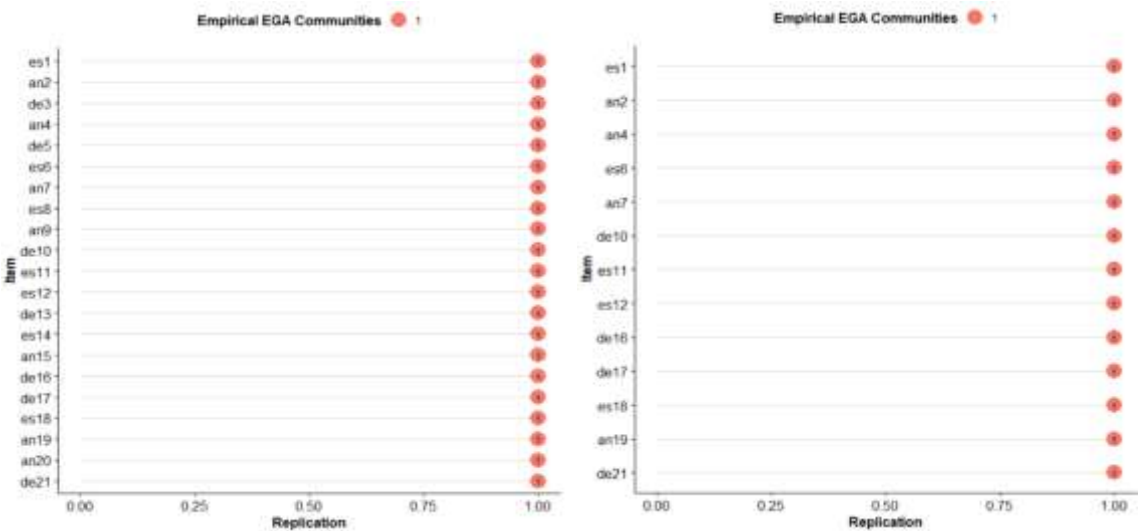
Tabla 1

Estadística descriptiva de las dimensiones en todas las muestras de réplicas de inicio

	n.Boots	median. dim	SE.dim	CI.dim	LowerCI	UpperCI	Lower Quantile	Upper Quantile
Modelo DASS-21	500	1	0	0	1	1	1	1
Modelo DASS-13	500	1	0	0	1	1	1	1

Figura 2

Estabilidad de los ítems del cuestionario



En cuanto al análisis de la estabilidad unidimensional de los ítems para el modelo DASS-21, los valores de carga de red promedio están comprendidos desde el valor más bajo para el ítem “an2” ( $\lambda = 0.163$ ) al parámetro con mayor valor el ítem “de13” ( $\lambda = 0.258$ ). Por su parte, la DASS-13 comprende parámetros relativamente mayores en comparación a la DASS-21 producto de haber retirado ocho ítems, por ejemplo, el ítem “an2” ha experimentado un incremento de carga, en donde el nuevo valor de  $\lambda$  es igual a .198 y por su parte el ítem “de21” incrementó de .254 a .332 de carga promedio. En suma, el

retiro de aquellos ítems que intentaron agruparse para formar una nueva dimensión contribuyó a la consistencia estructural unidimensional de la escala con un total de 13 ítems (Tabla 2).

**Tabla 2**

*Estabilidad unidimensional de los ítems en todas las muestras replicadas de arranque*

DASS-21		DASS-13	
ítem	carga de red promedio	ítem	carga de red promedio
es1	0.204	es1	0.266
an2	0.163	an2	0.198
de3	0.210	-	-
an4	0.199	an4	0.259
de5	0.175	-	-
es6	0.183	es6	0.230
an7	0.203	an7	0.263
es8	0.187	-	-
an9	0.240	-	-
de10	0.208	de10	0.258
es11	0.195	es11	0.251
es12	0.233	es12	0.295
de13	0.258	-	-
es14	0.193	-	-
an15	0.264	-	-
de16	0.233	de16	0.293
de17	0.223	de17	0.283
es18	0.194	es18	0.254
an19	0.207	an19	0.262
an20	0.216	-	-
de21	0.254	de21	0.332

El análisis del *bootEGA* describen que la DASS-21, al parecer, no se sustentaría únicamente como un modelo multidimensional compuesto por tres dimensiones (ansiedad, estrés y depresión), sino que también puede justificarse por una dimensión general denominado *síntoma afectivo*. Cabe precisar que ambos modelos analizados (DASS-21 y DASS-13) confirman la unidimensionalidad, aunque el segundo modelo (DASS-13) presenta parámetros más consistentes y parsimoniosas que el primer modelo (DASS-21). Esto implica que no se encontraron diferencias significativas en las dimensiones evaluadas entre los dos modelos. Sin embargo, es importante tener en cuenta que estos resultados se basan en un conjunto específico de réplicas por lo tanto para afianzar estos resultados se analizaron mediante las técnicas factoriales (AFC y Bifactor).

### Análisis factorial

La interpretación de los parámetros de ajuste de los modelos evaluados revela información relevante sobre la calidad del ajuste de cada modelo. En el caso del modelo DASS-21, se observa un  $X^2/gl = 5.427$  que indica un ajuste razonablemente poco aceptable. Los índices de ajuste comparativo CFI y TLI superan el umbral de .90, lo que implica que el modelo se ajusta mejor que el modelo nulo. Además, el SRMR tiene un valor bajo de .034, lo que sugiere un buen ajuste en relación con los residuos estandarizados. Sin embargo, el RMSEA = .079 indica un ajuste moderado (IC90 % .074-.084) (Tabla 3).

Por otro lado, el modelo DASS-13 (Figura 3) muestra un  $X^2/gl = 4.843$ , lo que indica un ajuste aceptable del modelo. Los índices CFI y TLI superan el umbral de .90. Además, el SRMR presenta un valor bajo de .028. Sin embargo, el RMSEA = .076 indica un ajuste moderado (IC90 % .067-.085). Estos resultados en comparación con el DASS-21 fueron relativamente superiores, lo que indica que el modelo oblicuo de tres dimensiones estaría siendo más preciso en cuanto a su validez basada en la estructura interna.

En consecuencia, se procedió a analizar un tercer modelo que permita visibilizar y precisar la consistencia de un factor general. Los resultados del modelo bifactorial (DASS-13) muestran un  $X^2/gl$  igual a 2.670, lo que indica un ajuste óptimo. Los índices CFI y TLI además de superar el umbral de .90

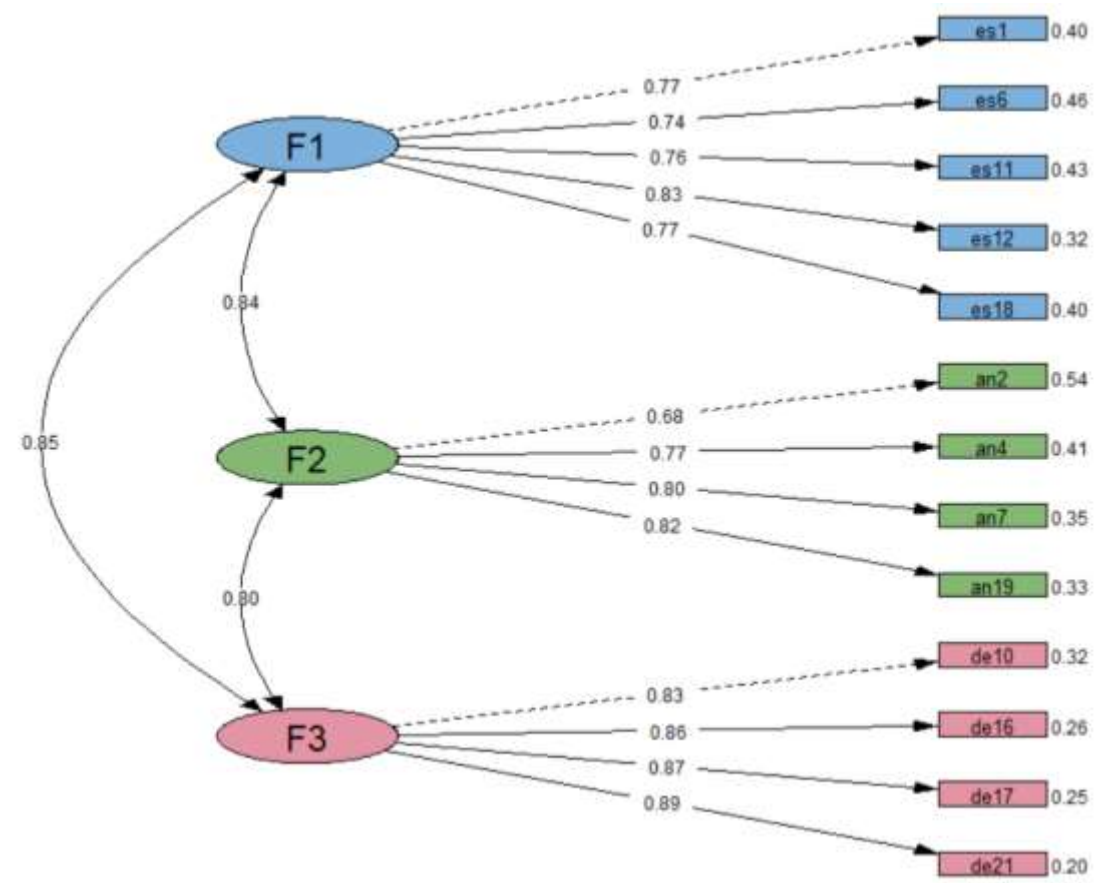


fueron los más precisos en comparación a los otros dos modelos. El SRMR presenta un valor bajo de .026 y el RMSEA = .059 indica un ajuste moderado (IC90 % .053-.066). En resumen, los tres modelos evaluados presentan un ajuste aceptable en general, pero con diferencias en los valores de los parámetros, en tanto el modelo que mejor representa al constructo en el bifactor del DASS-13.

**Tabla 3**  
*Parámetros de ajuste de los modelos evaluados*

Modelos	X2	gl	X2/gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	IC 90 % RMSEA	
								Inf.	Sup.
Modelo DASS-21	1009.364	186	5.427	.931	.922	.034	.079	.074	.084
Modelo DASS-13	300.248	62	4.843	.961	.951	.028	.076	.067	.085
Modelo Bifactor	138.833	52	2.670	.988	.983	.026	.059	.053	.066

**Figura 3**  
*Representación gráfica del modelo de medición DASS-13*



Nota. F1: estrés; F2: ansiedad; F3: depresión.

Para tener una mayor precisión de la lectura del modelo bifactorial, las estimaciones de los índices proporcionan información valiosa sobre la estructura y calidad de las medidas utilizadas en el modelo (síntomas afectivos). De acuerdo con los resultados obtenidos, se puede concluir que el monto de varianza común extraída (ECV) muestra que aproximadamente el 83.2 % de la varianza en las variables observadas es explicada por la varianza común del modelo bifactorial. El porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC) revela que alrededor del 71.8 % de las correlaciones entre las variables observadas no están influenciadas por los factores específicos. Esto sugiere que el modelo bifactorial es capaz de aislar efectivamente la varianza única de cada variable. Así también, la omega jerárquica ( $\omega_h$ ) tiene un valor de .899, lo que indica que una proporción significativa de la varianza total en las variables observadas es explicada por el factor general del modelo bifactorial. Esto sugiere que el

factor general es una influencia importante en las medidas utilizadas (Tabla 4). Por otra parte, las estimaciones de la omega jerárquica específica ( $\omega_{h.S1}$ ,  $\omega_{h.S2}$ ,  $\omega_{h.S3}$ ) muestran que los factores específicos contribuyen de manera diferente a la varianza explicada. En particular, el factor específico  $\omega_{h.S1}$  tiene un valor bajo, mientras que  $\omega_{h.S2}$  y  $\omega_{h.S3}$  presentan valores más altos. Los coeficientes de fiabilidad HH indican la confiabilidad de los factores del modelo bifactorial. El coeficiente HH.G muestra una alta confiabilidad en el factor general, con un valor de .940. Sin embargo, los coeficientes HH.S1, HH.S2 y HH.S3 tienen valores más bajos, lo que sugiere una menor confiabilidad en los factores específicos. En resumen, los resultados de las estimaciones de los índices de modelo bifactorial indican que el modelo tiene una buena capacidad para explicar la varianza común y las correlaciones no contaminadas en las variables observadas. Sin embargo, es importante tener en cuenta que la confiabilidad de los factores específicos puede ser más limitada. Estos hallazgos proporcionan información valiosa para la interpretación y aplicación del modelo bifactorial en el contexto de estudio correspondiente (Figura 4).

Asimismo, se añadió un modelo bifactorial semiconfirmatorio (DASS-13) menos restrictivo que el modelo bifactorial confirmatorio. Este modelo se realizó a través de una matriz objetivo que sirve de pauta para el modelo. Los hallazgos encontrados muestran que las cargas factoriales del factor específico de ansiedad de los ítems an19 y an2 son bajas ( $\lambda < .30$ ) y solo se mantuvieron los ítems an4 y an7. Respecto a los factores específicos de depresión y estrés, estos se mantuvieron con los ítems es1, es6, es11, es12 y es18, para estrés y los restantes de10, de16, de17 y de21 para depresión, con cargas factoriales entre .34 y .55, con una carga factorial de .68 en el ítem de21. Asimismo, las cargas factoriales del factor general se encuentran entre .55 y .79. De acuerdo con lo anterior, y considerando que PUC  $> .60$  y  $\omega_h > .70$  (Reise et al., 2013), se encontraría respaldo para considerar a la DASS-13 como principalmente unidimensional, más aún notando las cargas factoriales bajas en los factores específico y su consistencia interna.

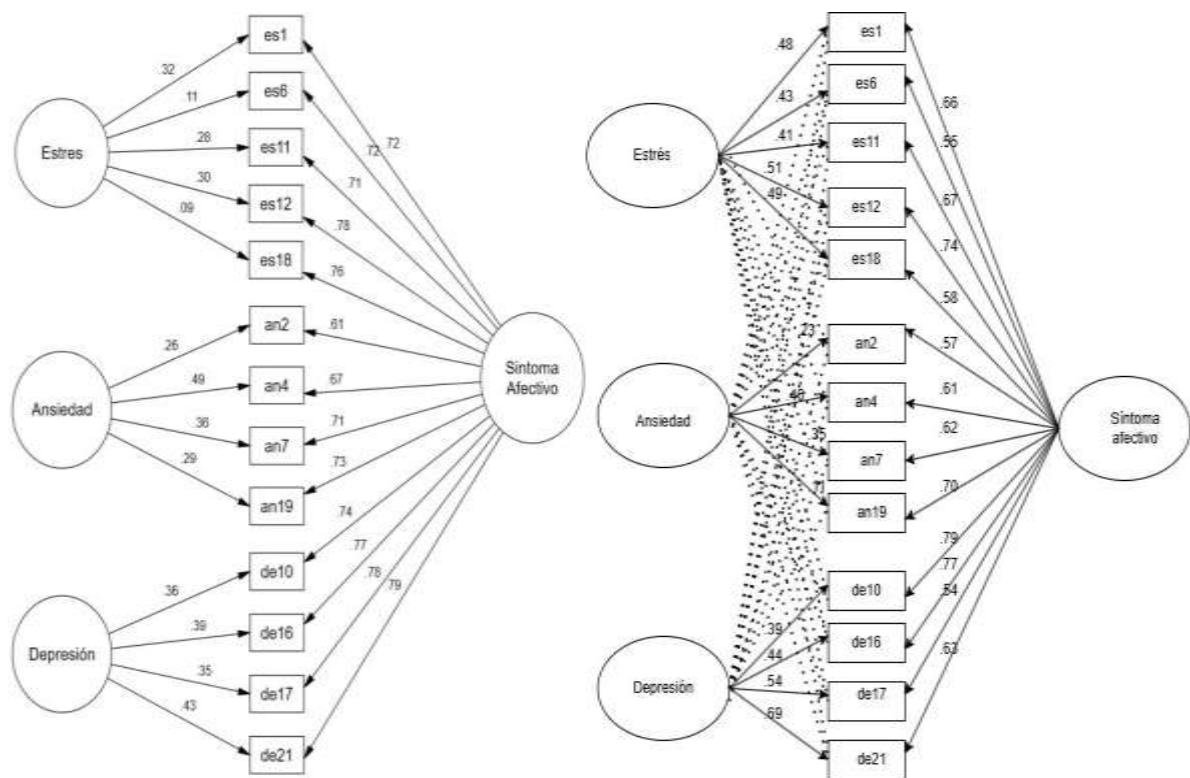
**Tabla 4**

*Estimaciones de los índices de modelo bifactorial exploratorio y confirmatorio*

		CFA	EFA
Índices estadísticos		Valores observados	Valores observados
	ECV	.832	.685
	PUC	.718	.718
	$\omega_h$	.899	.821
S	$\omega_{h.S1}$	.072	.309
A	$\omega_{h.S2}$	.183	.163
D	$\omega_{h.S3}$	.180	.315
	HH.G	.940	.915
S	HH.S1	.241	.583
A	HH.S2	.394	.340
D	HH.S3	.407	.625
	$\lambda_{p.G}$	.731	.655
S	$\lambda.S1$	.220	.464
A	$\lambda.S2$	.355	-.317
D	$\lambda.S3$	.381	.502

*Nota.* ECV: monto de varianza común; PUC: porcentaje de correlaciones no contaminadas;  $\omega_h$ : omega jerárquica total;  $\omega_{h.S}$ : omega del factor específico; HH.S: coeficiente H de factor específico; HHG: coeficiente H general;  $\lambda.S$ : carga factorial promedio del factor específico;  $\lambda_{p.G}$ : carga factorial promedio del factor general; S: estrés; D: depresión; A: ansiedad; CFA: bifactor confirmatorio; EFA: bifactor exploratorio.

**Figura 4**  
Representación gráfica del modelo de medición DASS-13 bifactorial confirmatorio (izquierda) y semicomfirmatorio (derecha)



**Invarianza de medición según sexo**

Este informe presenta los resultados de las pruebas de invarianza de medición según el sexo en un modelo bifactor confirmatorio (DASS-13) (Tabla 5). Se evaluaron diferentes niveles de invarianza, desde la configuración básica hasta la invarianza estricta, para determinar si existen diferencias significativas en los modelos de medición entre hombres y mujeres. En el nivel de invarianza configural, el modelo bifactor mostró un buen ajuste lo que indica que la estructura básica del modelo es similar entre hombres y mujeres. A medida que se avanzó hacia niveles más restrictivos de invarianza (*threshold*, métrica, escalar y estricta), se observó una mejora general en los índices de ajuste. El RMSEA disminuyó gradualmente, lo que indica una mayor precisión del ajuste del modelo, mientras que el CFI se mantuvo alto, lo que sugiere que los modelos de medición son comparables entre hombres y mujeres en términos de ajuste comparativo. Por su parte el SRMR se mantuvo constante en .033 en todos los niveles de invarianza mostrando un buen ajuste en relación con los residuos estandarizados para ambos grupos. Los hallazgos sugieren que el modelo bifactor de medición es invariante según el sexo en los niveles *threshold*, métrica, escalar y estricta. Estos resultados son importantes para asegurar que las comparaciones y conclusiones basadas en este modelo sean válidas y equitativas para ambos grupos.

**Tabla 5**

*Invarianza de medición según sexo*

	X <sup>2</sup>	ΔX <sup>2</sup>	gl	Δgl	RMSEA	ΔRMSEA	CFI	ΔCFI	SRMR	ΔSRMR
configural	194.5		124		.054		.988		.033	
threshold	202.41	18.2562	137	13	.052	-.002	.988	.000	.033	.000
métrica	207.86	5.9042	147	10	.048	-.005	.989	.001	.033	.000
escalar	231.97	26.1687	157	10	.047	-.001	.989	.000	.033	.000
estricta	256.68	19.5266	170	13	.042	-.005	.990	.001	.034	.001

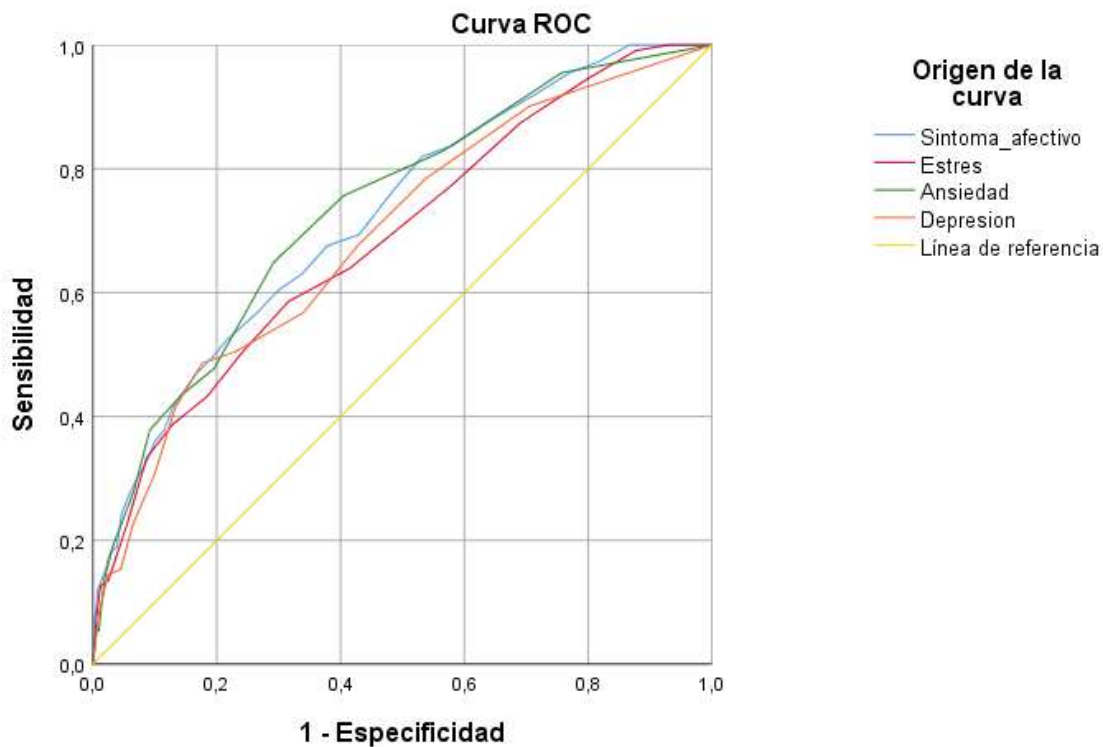
Nota. Δ: diferencia entre modelos.

## Curvas ROC

Dado que la escala resultó ser invariante con respecto al sexo y ante la presencia de un modelo bifactor, es que se estimó conveniente plantear puntos de corte para el estado afectivo disfórico global y para las dimensiones de estrés, ansiedad y depresión de forma general para toda la muestra. Esto se realizó mediante las curvas ROC, utilizando como estándar de oro el autoinforme dado por los evaluados sobre la presencia de algún diagnóstico de trastorno afectivo, siendo un 8.7 % quienes indicaron presentarlo. Estos resultados se observan en la Figura 5.

**Figura 5**

*Curvas ROC, DASS-13*



En la Tabla 6 se evidencia que el área bajo la curva (AUC) se encuentra alrededor de .70, en todos los casos, lo que muestra en la escala una regular capacidad global de discriminación del estado afectivo disfórico y las tres dimensiones. En cuanto al estado afectivo disfórico, el índice de Youden establece el punto de corte en el puntaje 17, el cual presenta una capacidad para detectar verdaderos positivos de un 52.25 % (sensibilidad), mientras que una capacidad de detectar verdaderos negativos de 78.45 % (especificidad). Resultados cercanos a estos valores se observaron en las dimensiones de estrés, ansiedad y depresión, siendo los puntos de corte de 8, 5 y 7 respectivamente.

**Tabla 6**

*Desempeño del DASS-13*

	AUC	Youden	Sensibilidad	Especificidad	Punto de corte
EAD	.723	.307	52.25	78.45	17
Estrés	.687	.27	58.56	68.41	8
Ansiedad	.734	.357	64.86	70.82	5
Depresión	.691	.31	48.65	82.32	7

*Nota.* AUC: área bajo la curva; EAD: estado afectivo disfórico.



## Discusión

La DASS-21 es una escala ampliamente utilizada en diversos contextos; sin embargo, aún es necesario el estudio de su estructura compleja. En el presente estudio se han identificado ciertas peculiaridades que guardan relación con los hallazgos previos que señalan a la DASS-21 como medida acorde a modelos bifactoriales (Yeung et al., 2020).

A través del análisis de redes, el bootEGA refleja inicialmente un modelo con una cuarta dimensión que no está delimitada claramente en la DASS-21. Si bien se hallaron modelos de cuatro dimensiones (Chen et al., 2023; Kumar et al., 2019), estos han empleado técnicas desaconsejadas como la regla del codo del diagrama de sedimentación de Kaiser y el análisis de componentes principales. Además, lo que refleja el análisis de redes es un solapamiento de ítems inestables más que una dimensión adicional al modelo planteado. Un modelo de cuatro factores tampoco se sostiene desde el modelo tripartito (Clark & Watson, 1991).

Al eliminar ocho ítems de esta, se pudo reflejar un modelo de tres dimensiones más consistente con la teoría y con otros estudios que emplean un AFE o AFC (Ali et al., 2021; Chen et al., 2023; Lee, Lee et al., 2019; Yeung et al., 2020). No obstante, también se mantuvieron plausibles la hipótesis de unidimensionalidad de la DASS-21 y DASS-13, aunque la estabilidad del modelo mejora con la versión de un factor general (DASS-13). Se señala que los ítems retirados (es8, es14, an9, an15, an20, de3, de5, de13) son similares a los que se omitieron en las dimensiones de ansiedad (an15, an9, an20), depresión (de3, de5, de13) y estrés del estudio peruano de Valencia (2019) a excepción de dos ítems (de13, an20). Además, otros estudios también han señalado las irregularidades en la composición de las dimensiones de la DASS-21 (Ali et al., 2021; Cao et al., 2023; Gonzalez et al. 2019; Yeung et al., 2020).

Se destaca que la propuesta unidimensional tiene sentido de acuerdo a lo planteado teóricamente como afecto negativo por Clark y Watson (1991) y va de acuerdo con la evidencia empírica señalada por diversos estudios (Yeung et al., 2020) que reflejan modelos de elevadas correlaciones interfactoriales ( $\varphi > .80$ ), además de la comorbilidad frecuente de los síntomas de ansiedad, estrés y depresión comentados (Alonso et al., 2004; Wu & Fang, 2014). En tal sentido, la propuesta unidimensional y de tres factores correlacionados reflejarían la naturaleza bifactorial de la DASS-21, lo cual se ha hecho evidente en el análisis de redes observado y de igual manera en los modelos bifactoriales revisados (Ali et al., 2021; Ali et al., 2022; Malas & Tolsá, 2022; Valencia, 2019; Yeung et al., 2020).

En relación a los estudios bifactoriales, en el contexto peruano, Valencia (2019), halló que su modelo bifactorial se muestra como más parsimonioso en comparación con el modelo de tres factores asociados, aunque concluye que el instrumento es básicamente unidimensional. En el presente, los índices complementarios del AFC del modelo bifactorial exploratorio o semiconfirmatorio (ECV, PUC,  $\omega_H$ ) señalan a este como básicamente unidimensional, de igual manera que la conclusión a la que llega Valencia (2019) (ECV, PUC  $> .70$ ), pero existe una proporción de varianza que corresponde a los factores específicos de ansiedad, estrés y depresión que no pueden omitirse, a pesar de la inestabilidad de estos ítems, lo cual se ha hecho evidente en la presente y otras investigaciones (Ali et al., 2021; Ali et al., 2022; Malas & Tolsá, 2022; Valencia, 2019; Yeung et al., 2020). Aún se mantiene polémica la decisión de asumir un instrumento unidimensional, lo cual implica considerar depresión, ansiedad y estrés bajo una misma categoría nosológica indiferenciada, a pesar de que los manuales como el DSM-V o CIE hacen referencia a un diagnóstico diferencial entre estos. Este no solo es problema de la DASS-21, sino también el de otras escalas como la Escala de Ansiedad y Depresión Hospitalaria (HADS) (Iani et al., 2014). No obstante, en el contexto de los modelos bifactoriales, lo más prudente sería integrar a estos en la categoría más amplia de afecto negativo.

Respecto a los modelos bifactoriales confirmatorio y semiconfirmatorio considerados en la DASS-13, no se ha encontrado diferencias notables entre sus índices (ECV, PUC,  $\omega_H$ ) para indicar la superioridad de un enfoque sobre otro, a pesar de las menores restricciones impuestas en el segundo. Sin embargo, el modelo bifactorial semiconfirmatorio realizado mantuvo con mayor estabilidad la escala de depresión; mientras que las restantes tuvieron problemas, lo cual también se ha hallado en otros estudios bifactoriales (Chen et al., 2023; Chin et al., 2019; Gomez et al., 2020). En tal sentido, la DASS-13 sería una medida algo más favorable para la identificación de depresión, pero no de las restantes dimensiones.

Asimismo, en el modelo de primer orden con tres factores correlacionados, la consistencia interna de la DASS-13 muestra valores elevados en los factores específicos ( $\alpha > .85$ ), lo cual favorecería a la precisión de la medida de primer orden. La consistencia también fue elevada en el modelo bifactorial confirmatorio y semiconfirmatorio ( $\alpha > .85$ ) incluyendo su escala general. Se remarca que la confiabilidad de constructo de los factores específicos de depresión, ansiedad y estrés son bajos ( $H < .41$ ), mientras que en el factor general es elevado ( $H > .80$ ) en el modelo confirmatorio y semiconfirmatorio, lo cual volvería a dar apoyo a la precisión de la medida unidimensional cuando están presentes los factores específicos. Como se ha señalado, la consistencia interna no apoyaría el uso de los factores específicos de la DASS-21, aunque sí del factor general. En el caso de la escala de depresión, el semiconfirmatorio muestra algún grado de mayor precisión que las anteriores, aunque no es satisfactorio ( $H > .63$ ).

Las implicancias de la investigación son diversas. A nivel clínico, se enfatiza que el uso de la DASS-21 debe estar restringido para la tamización de los síntomas de afecto negativo, mas no de los factores específicos. Además, las decisiones clínicas referentes a los trastornos de ansiedad y depresión deben seguir una evaluación rigurosa que considere el diagnóstico diferencial entre estos y no únicamente las medidas de autoinforme. Asimismo, debe tomarse en cuenta que toda evaluación de depresión debe evaluar la presencia de síntomas ansiosos y viceversa, por lo cual lo más prudente es explorar el afecto negativo presente en la clínica. A nivel teórico, tendría que asumirse que la DASS-21 evidencia modelos de mayor complejidad, por lo cual lo más coherente sería asumir una posición integrativa. Respecto a la metodología empleada, el análisis de redes ha permitido capturar la distinción entre las dimensiones señaladas; además, dada la complejidad de la DASS-21, se recomienda dejar de analizarla como medida de factores correlacionados y continuar su estudio desde modelos híbridos como los estudios bifactoriales.

Otro aspecto importante es que la versión final de la DASS-13 con un modelo bifactorial mantiene la invarianza de umbrales, cargas factoriales, interceptos y residuos, lo cual favorece su uso en varones y mujeres con las características de la muestra empleada. Se destaca que otros estudios que han considerado el género de los participantes han encontrado la invarianza escalar de una versión breve o DASS-13 (Ali et al., 2021) o invarianza residual (Gonzalez et al., 2019; Malas & Tolsá, 2022), aunque no se logró comparar con la versión peruana de Valencia (2019), ya que no llegó a brindar evidencia de esta. Lo anteriormente señalado brinda aporte de la DASS-21 y otras versiones, ya que este se ha mostrado invariante en estudios longitudinales (Ali et al., 2022; Chen et al., 2023) y en poblaciones diferentes (Chen et al., 2023), aunque con algunas excepciones (Bibi et al., 2020).

Un aspecto final a mencionar es que se puede asumir que esta versión del DASS funciona mejor como una prueba de descarte que de detección, pues su mayor efectividad se encuentra en la identificación de verdaderos negativos. Dado que la especificidad (78.45 %) o proporción de verdaderos negativos correctamente identificados por la escala es más alta que la sensibilidad (52.25 %) o proporción de verdaderos positivos correctamente identificados (Bravo-Grau & Cruz, 2015), y esta última se encuentra cercana al 50 %.

Como limitación del estudio se destaca que, si bien se ha utilizado el análisis de redes, su implementación en modelos bifactoriales o jerárquicos aún se encuentra en desarrollo. Estudios posteriores permitirán comparar ambas metodologías para considerar cuál de estas se adapta en mejor medida para identificar la naturaleza de modelos complejos como el estudiado. Otra limitación importante a mencionar es la elección del estándar de oro en el caso de las curvas ROC, pues la determinación de la presencia de un diagnóstico de trastorno afectivo está basada en el autoinforme del evaluado con las dificultades que esto conlleva, principalmente relacionadas con la exactitud y veracidad de dicho reporte. Sin embargo, el uso de algún otro criterio que implique la acreditación documental de algún diagnóstico se vuelve altamente complejo, en especial cuando se trabaja con una cantidad amplia de evaluados, sin mencionar los aspectos éticos a considerar para dicho fin. En ese sentido, queda para futuros estudios la recomendación de evaluar la elección de otro criterio para el estándar de oro en función a consideraciones éticas y de recursos pertinentes.

Finalmente, se logra concluir con las propiedades psicométricas favorables de la DASS-13 observadas en el modelo bifactorial exploratorio y confirmatorio, pero como medida esencialmente unidimensional de afecto negativo. Asimismo, esta es invariante según el sexo de los participantes y puede ser un instrumento más aplicativo para el descarte dada su elevada especificidad.

## Referencias

- Agudelo, L. Z., Femenía, T., Orhan, F., Porsmyr-Palmertz, M., Goiny, M., Martinez-Redondo, V., Correia, J. C., Izadi, M., Bhat, M., Schuppe-Koistinen, I., Pettersson, A. T., Ferreira, D. M. S., Krook, A., Barres, R., Zierath, J. R., Erhardt, S., Lindskog, M., & Ruas, J. L. (2014). Skeletal muscle PGC-1 $\alpha$ 1 modulates kynurenine metabolism and mediates resilience to stress-induced depression. *Cell*, 159(1), 33-45. <https://doi.org/10.1016/j.cell.2014.07.051>
- Ali, A. M., & Green, J. (2019). Factor structure of the Depression Anxiety Stress Scale-21 (DASS-21): Unidimensionality of the Arabic version among Egyptian drug users. *Substance Abuse: Treatment, Prevention, and Policy*, 14(1). <https://doi.org/10.1186/s13011-019-0226-1>
- Ali, A. M., Alkhamees, A. A., Hori, H., Kim, Y., & Kunugi, H. (2021). The Depression Anxiety Stress Scale 21: Development and validation of the depression anxiety stress scale 8-item in psychiatric patients and the general public for easier mental health measurement in a post COVID-19 world. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(19). <https://doi.org/10.3390/ijerph181910142>
- Ali, A. M., Hori, H., Kim, Y., & Kunugi, H. (2022). The Depression Anxiety Stress Scale 8-Items expresses robust psychometric properties as an ideal shorter version of the Depression Anxiety Stress Scale 21 among healthy respondents from three continents. *Frontiers in Psychology*, 13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.799769>
- Alonso, J., Angermeyer, M.C., Bernert, S., Bruffaerts, R., Brugha, T.S., Bryson, H., de Girolamo, G., de Graaf, R., Demyttenaere, K., Gasquet, I., Haro, J.M., Katz, S.J., Kessler, R.C., Kovess, V., Lépine, J.P., Ormel, J., Polidori, G., Russo, L.J., Vilagut, G., ... Vollebergh, W.A.M. (2004). Prevalence of mental disorders in Europe: Results from the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD) project. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 109(s420), 21-27. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0047.2004.00327.x>
- 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>
- Bibi, A., Lin, M., Zhang, X. C., & Margraf, J. (2020). Psychometric properties and measurement invariance of Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS-21) across cultures. *International Journal of Psychology*, 55(6), 916-925. <https://doi.org/10.1002/ijop.12671>
- Bravo-Grau, S., & Cruz, J. P. (2015). Estudios de exactitud diagnóstica: Herramientas para su interpretación. *Revista Chilena de Radiología*, 21(4), 158-164. <https://doi.org/10.4067/s0717-93082015000400007>
- Cao, C. H., Liao, X. L., Jiang, X. Y., Li, X. D., Chen, I. H., & Lin, C. Y. (2023). Psychometric evaluation of the Depression Anxiety and Stress Scale-21 (DASS-21) among Chinese primary and middle school teachers. *BMC Psychology*, 11(1). <https://doi.org/10.1186/s40359-023-01242-y>
- Cerda, J., & Cifuentes, L. (2012). Uso de curvas ROC en investigación clínica: Aspectos teórico-prácticos. *Revista Chilena de Infectología*, 29(2), 138-141. <https://doi.org/10.4067/S0716-10182012000200003>
- Chen, I. H., Chen, C. Y., Liao, X. ling, Chen, X. mei, Zheng, X., Tsai, Y. C., Lin, C. Y., Griffiths, M. D., & Pakpour, A. H. (2023). Psychometric properties of the Depression, Anxiety, and Stress Scale (DASS-21) among different Chinese populations: A cross-sectional and longitudinal analysis. *Acta Psychologica*, 240. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2023.104042>
- Chin, E. G., Buchanan, E. M., Ebesutani, C., & Young, J. (2019). Depression, anxiety, and stress: How should clinicians interpret the total and subscale scores of the 21-item Depression, Anxiety and Stress Scales? *Psychological Reports*, 122(4), 1550-1575. <https://doi.org/10.1177/0033294118783508>
- Christensen, A. P. (2020). *Towards a network psychometrics approach to assessment: Simulations for redundancy, dimensionality, and loadings* [Tesis doctoral inédita]. University of North Carolina at Greensboro. <https://doi.org/10.31234/osf.io/84kgd>
- Christensen, A. P., & Golino, H. (2021). Estimating the stability of psychological dimensions via Bootstrap Exploratory Graph Analysis: A Monte Carlo simulation and tutorial. *Psych*, 3(3), 479-500. <https://doi.org/10.3390/psych3030032>

- Christensen, A. P., Golino, H., & Silvia, P. J. (2020). A psychometric network perspective on the validity and validation of personality trait questionnaires. *European Journal of Personality*, 34(6), 1095-1108. <https://doi.org/10.1002/per.2265>
- 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. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.100.3.316>
- Contreras-Mendoza, I., Olivas-Ugarte, L. O., & De La Cruz-Valdiviano, 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>
- Cosci, F., & Fava, G. A. (2021). When anxiety and depression coexist: The role of differential diagnosis using clinimetric criteria. *Psychotherapy And Psychosomatics*, 90(5), 308-317. <https://doi.org/10.1159/000517518>
- Domínguez-Lara, S., & Rodríguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Fentahun, S., Takelle, G. M., Rtbe, G., Andualem, F., Tinsae, T., Nakie, G., Melkam, M., & Tadesse, G. (2024). Prevalence of depression and its associated factors among Ethiopian students: a systematic review and meta-analysis. *BMJ Open*, 14(6). <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2023-076580>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Fonseca-Pedrero, E. (2017). Análisis de redes: ¿una nueva forma de comprender la psicopatología? *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 10(4), 206-215. <https://doi.org/10.1016/j.rpsm.2017.06.004>
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PloS One*, 12(6), e0174035. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Gomez, R., Stavropoulos, V., & Griffiths, M. D. (2020). Confirmatory factor analysis and exploratory structural equation modelling of the factor structure of the Depression Anxiety and Stress Scales-21. *PLoS ONE*, 15(6), e0233998. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233998>
- Gonzalez, B., da Silva, W. R., Maroco, J., & Campos, J. A. D. B. (2019). Depression, Anxiety, and Stress Scale: Psychometric properties and affectivity prevalence. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 68(1), 32-41. <https://doi.org/10.1590/0047-2085000000222>
- González-Rivera, J. A., Pagán-Torres, O. M., & Pérez-Torres, E. M. (2020). Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS-21): Construct validity problem in Hispanics. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 10(1), 375-389. <https://doi.org/10.3390/ejihpe10010028>
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014). *Multivariate data analysis*. Pearson.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Iani, L., Lauriola, M., & Costantini, M. (2014). A confirmatory bifactor analysis of the hospital anxiety and depression scale in an Italian community sample. *Health and Quality of Life Outcomes*, 12(1). <https://doi.org/10.1186/1477-7525-12-84>
- Ipsos. (2023). *Día Mundial de la Salud Mental 2023: Una encuesta Global Advisor*. <https://acortar.link/b49kCt>
- Kakemam, E., Navvabi, E., Albelbeisi, A. H., Saeedikia, F., Rouhi, A., & Majidi, S. (2022). Psychometric properties of the Persian version of Depression Anxiety Stress Scale-21 Items (DASS-21) in a sample of health professionals: a cross-sectional study. *BMC Health Services Research*, 22(1). <https://doi.org/10.1186/s12913-022-07514-4>
- Kumar, K., Kumar, S., Mehrotra, D., Tiwari, S., Kumar, V., & Dwivedi, R. (2019). Reliability and psychometric validity of Hindi version of Depression, Anxiety and Stress Scale-21 (DASS-21) for Hindi speaking head neck cancer and oral potentially malignant disorders patients. *Journal of Cancer Research and Therapeutics*, 15(3), 653-658. [https://doi.org/10.4103/jcrt.JCRT\\_281\\_17](https://doi.org/10.4103/jcrt.JCRT_281_17)
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.anr.2018.11.006>



- Lee, J., Lee, E. H., & Moon, S. H. (2019). Systematic review of the measurement properties of the Depression Anxiety Stress Scales-21 by applying updated COSMIN methodology. *Quality of Life Research*, 28(9) 2325-2339. <https://doi.org/10.1007/s11136-019-02177-x>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- 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. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-u](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-u)
- Malas, O., & Tolsá, M. D. (2022). Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS21): Factor structure, reliability, invariance and validity of the Catalan. *Anuario de Psicología*, 52(3), 228-240. <https://doi.org/10.1344/ANPSIC2022.52/3.37406>
- Marey, M., Salem, D., Rashidy, N. E., & ELBakry, H. (2024). Enhancing the diagnosis of depression and anxiety through explainable machine learning methods. *International Journal of Advanced Computer Science and Applications*, 15(4). <https://doi.org/10.14569/ijacsa.2024.0150481>
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Martínez Pérez, J. A., & Pérez Martín, P. S. (2023). La curva ROC [ROC curve]. *Semergen*, 49(1), 101821. <https://doi.org/10.1016/j.semarg.2022.101821>
- Martins, B. G., Da Silva, W. R., Maroco, J., & Campos, J. A. D. B. (2019). Escala de Depressão, Ansiedade e Estresse: propriedades psicométricas e prevalência das afetividades. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 68(1), 32-41. <https://doi.org/10.1590/0047-20850000000222>
- Minea, G., Mititelu-Ionuș, O., Gyasi-Agyei, Y., Ciobotaru, N., & Rodrigo-Comino, J. (2022). Impacts of grazing by small ruminants on hillslope hydrological processes: A review of European current understanding. *Water Resources Research*, 58(3), e2021WR030716. <https://doi.org/10.1029/2021WR030716>
- Ministerio de Salud del Perú. (2023, 10 de octubre). *La depresión es uno de los trastornos de salud mental más frecuentes en el país*. <https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/892900-la-depresion-es-uno-de-los-trastornos-de-salud-mental-mas-frecuentes-en-el-pais>
- Organización Mundial de la Salud. (2023, 27 de septiembre). *Trastornos de ansiedad*. <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/anxiety-disorders>
- Ouyang, X., Cai, Y., & Tu, D. (2020). Psychometric properties of the short forms of the Social Interaction Anxiety Scale and the Social Phobia Scale in a Chinese college sample. *Frontiers in Psychology*, 11, 2214. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.02214>
- 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>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- RStudio Team. (2022). *RStudio: Integrated Development for R*. RStudio. PBC.
- Saavedra Castillo, J. E., Paz Schaeffer, V., Robles Arana, Y., Luna Solís, Y., Zevallos Bustamante, S., Cruz Campos, V., & Huamán Pineda, J. (2018). Estudio epidemiológico de salud mental en hospitales generales y centros de salud de Lima Metropolitana 2015. *Anales de Salud Mental*, 34(1).
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple factor analysis*. University of Chicago Press.
- Valencia, P. (2019). Las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): ¿miden algo más que un factor general? *Avances en Psicología*, 27(2), 177-189. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2019.v27n2.1796>
- van den Bergh, N., Marchetti, I., & Koster, E. H. W. (2021). Bridges over troubled waters: Mapping the interplay between anxiety, depression and stress through network analysis of the DASS-21. *Cognitive Therapy and Research*, 45(1), 46-60. <https://doi.org/10.1007/s10608-020-10153-w>

- 
- Vaughan, R., S., Edwards, E., J., & MacIntyre, T., E. (2020). Mental health measurement in a Post Covid-19 world: Psychometric properties and invariance of the DASS-21 in athletes and non-athletes. *Frontiers in Psychology*, 11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.590559>
- Wu, Z., & Fang, Y. (2014). Comorbidity of depressive and anxiety disorders: challenges in diagnosis and assessment. *Shanghai Archives of Psychiatry*, 26(4), 227-231. <https://doi.org/10.3969/j.issn.1002-0829.2014.04.006>
- Yeung, A. Y., Yuliawati, L., & Cheung, S. H. (2020). A systematic review and meta-analytic factor analysis of the Depression Anxiety Stress Scales. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 27(4). <https://doi.org/10.1037/h0101782>
- 

**Contribución de los autores (Taxonomía CRediT):** 1. Conceptualización; 2. Curación de datos; 3. Análisis formal; 4. Adquisición de fondos; 5. Investigación; 6. Metodología; 7. Administración de proyecto; 8. Recursos; 9. Software; 10. Supervisión; 11. Validación; 12. Visualización; 13. Redacción: borrador original; 14. Redacción: revisión y edición.

B. G. P.-T. ha contribuido en 7, 12, 13, 14; A. S. B. en 5, 6, 7, 8; A. C.-C. en 1, 2, 3, 6; J. C. E.-N. en 9, 10, 11, 12.

**Editora científica responsable:** Dra. Cecilia Cracco.