



**Construcción y validación de una escala para medir el trastorno de ansiedad por enfermedad (ETAE)
Construction and validation of the Illness Anxiety Disorder Scale (IADS)**

<https://doi.org/10.37135/ee.04.27.02>

Autores:

Guido Gabriel Apaza Ticona¹ - <https://orcid.org/0009-0006-8671-710X>

Lizbeth Chura Torres¹ - <https://orcid.org/0009-0004-3171-2913>

Rita Cordova Soncco¹ - <https://orcid.org/0000-0003-1880-4560>

Afiliación:

¹Escuela Profesional de Psicología, Universidad Peruana Unión, Juliaca, Perú

Autor de correspondencia: Guido Gabriel Apaza Ticona. Universidad Peruana Unión Dirección postal: Carretera Salida a Arequipa, km 6, Chullunquiani, Av. Héroes de la Guerra del Pacífico, Juliaca 21100, Perú. Email: guido.apaza@upeu.edu.pe. Teléfono: +51 917937113.

Recibido: 25 de mayo de 2026

Aceptado: 8 de agosto de 2026

RESUMEN

El trastorno de ansiedad por enfermedad representa un serio desafío clínico para el que se necesitan instrumentos psicométricos apropiados para su evaluación. Este estudio tuvo como objetivo evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Ansiedad por Enfermedad (ETAE), para determinar su validez de contenido, validez de constructo y confiabilidad por consistencia interna, mediante un diseño de investigación instrumental. La muestra del estudio consistió en 1200 adultos seleccionados por medio de un muestreo no probabilístico por conveniencia. La validez de contenido se evaluó a través del juicio de expertos con estimaciones de V de Aiken e intervalos de confianza del 95%. Se realizaron los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio con muestras independientes para evaluar la validez de constructo. El análisis factorial exploratorio se efectuó mediante correlaciones de Pearson, mientras que el análisis factorial confirmatorio utilizó matrices policóricas y el estimador WLSMV. Los resultados del análisis factorial exploratorio revelaron una factorización satisfactoria de la matriz ($KMO=0,865$). Los resultados del AFC mostraron que la ETAE de 10 ítems tiene una estructura unidimensional con índices de ajuste del modelo aceptables ($CFI=0,997$; $TLI=0,997$; $SRMR=0,062$; $RMSEA=0,080$). La fiabilidad de la ETAE se evaluó mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald. Ambos indicadores de consistencia interna mostraron valores elevados ($\alpha=0,931$; $\omega=0,935$). Por lo tanto, estos resultados indican que la



ETAE posee propiedades psicométricas satisfactorias para medir el trastorno de ansiedad por enfermedad en la población adulta de la región de Puno.

Palabras clave: estudio de validación, psicometría, adulto.

ABSTRACT

Health anxiety disorder poses a serious clinical challenge that requires appropriate psychometric instruments for its assessment. This study aimed to evaluate the psychometric properties of the Illness Anxiety Disorder Scale (IADS) by assessing content validity, construct validity, and internal consistency reliability using an instrumental research design. The study sample consisted of 1 200 adults selected through non-probabilistic convenience sampling. Content validity was assessed through expert judgment using Aiken's V estimates and 95% confidence intervals. Exploratory and confirmatory factor analyses were conducted on independent samples to assess construct validity. The exploratory factor analysis was conducted using Pearson correlations, while the confirmatory factor analysis used polychoric matrices and the WLSMV estimator. The exploratory factor analysis results showed satisfactory factorability ($KMO = 0.865$). The confirmatory factor analysis showed that the 10-item IADS has a unidimensional structure with acceptable model fit indices ($CFI = 0.997$; $TLI = 0.997$; $SRMR = 0.062$; $RMSEA = 0.080$). The reliability of the IADS was assessed using Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients.

Both measures of internal consistency showed high values ($\alpha = 0.931$; $\omega = 0.935$). Therefore, these results indicate that the IADS has satisfactory psychometric properties for measuring health anxiety disorder in the adult population of the Puno region.

Keywords: Validation Studies, Psychometrics, Adult.

INTRODUCCIÓN

La pandemia de COVID-19 afectó significativamente el bienestar psicológico de la población, y se convirtió en un importante problema de salud pública. La situación sanitaria en Perú afectó la salud mental de la población, siendo los efectos más notables un aumento de la ansiedad, la preocupación y los temores relacionados con la enfermedad, así como inquietudes sobre la salud física y el posible contagio. De acuerdo con los reportes del Ministerio de Salud, la crisis de COVID-19 ha puesto de manifiesto alteraciones en la salud mental de la población, caracterizadas por una mayor percepción del riesgo asociado al virus, sentimientos de peligro e impotencia y estrés relacionado con la pandemia.⁽¹⁾

En concordancia con ello, Huarcaya-Victoria señaló que la pandemia por COVID-19 produjo un impacto sustancial en la salud mental de la población peruana, destacando a la ansiedad como una de las respuestas



psicológicas más frecuentes ante el temor a enfermar o morir. También describió la presencia de conductas de hipervigilancia corporal, preocupación persistente por los síntomas físicos y búsqueda constante de información médica, elementos vinculados a la ansiedad relacionada con la salud.⁽²⁾

El trastorno de ansiedad por enfermedad (TAE) es un trastorno que, según el DSM 5-TR, se caracteriza por una preocupación persistente por padecer o contraer una enfermedad grave, acompañada de conductas relacionadas con la salud, como la comprobación reiterada de síntomas, la búsqueda frecuente de atención o información médica y en algunos casos, la evitación de situaciones relacionadas con la salud. Este trastorno alcanzó una prevalencia del 4,2 %, ⁽³⁾ lo que denota un incremento en la última década si lo comparamos con el DSM-5, que señala una prevalencia de 1 % en la población general.⁽⁴⁾

Desde un enfoque cognitivo-conductual, la ansiedad con la salud se conceptualiza como un constructo multidimensional en el que interactúan procesos cognitivos, emocionales y conductuales que aportan al mantenimiento de la preocupación persistente por la enfermedad. Abramowitz y Braddock señalaron que este trastorno se manifiesta a través de interpretaciones catastróficas de las sensaciones corporales, un estado sostenido de preocupación por la salud, conductas de evitación orientadas a reducir el malestar asociado con la enfermedad percibida y comportamientos de búsqueda de seguridad, como la comprobación reiterada de síntomas o la solicitud excesiva de tranquilización médica.⁽⁵⁾

Desde una perspectiva metodológica, este estudio aborda la limitada disponibilidad de instrumentos psicométricos específicos para evaluar el trastorno de ansiedad por enfermedad en adultos de la sociedad peruana. Se realizó una revisión documental en bases de datos científicos y repositorios académicos nacionales, orientada a identificar instrumentos psicométricos validados localmente para la evaluación de la ansiedad por enfermedad con el propósito de determinar la disponibilidad de instrumentos específicos para esta población. Si bien esta revisión evidenció la existencia de escalas adaptadas para la medición de ansiedad general, no se indicaron investigaciones que reporten procesos de validación, adaptación cultural o análisis psicométrico de instrumentos específicos para evaluar el trastorno de ansiedad por enfermedad en población adulta peruana.⁽⁶⁾ Esta ausencia ha sido señalada como una limitación para la evaluación de la salud mental en el país, particularmente en el contexto de la pandemia de COVID-19, lo que refuerza la pertinencia del presente estudio instrumental.⁽²⁾

Desde una perspectiva práctica, este estudio busca contribuir al diseño de estrategias que faciliten la detección temprana del TAE en los servicios de atención primaria de salud. El estudio no solo contribuirá a cubrir un vacío de conocimiento, sino que también aportará evidencia sobre contribuirá a cubrir un vacío de conocimiento, sino que también aportará evidencia sobre una problemática subestimada, cuyos resultados podrán constituir un referente para futuras investigaciones.⁽⁷⁾

Son escasos los instrumentos validados para el diagnóstico y evaluación de la hipocondría; sin embargo, existen estudios relevantes como el desarrollado en Arabia Saudita, donde participaron 345 adultos entre 18



y 35 años. El estudio, titulado “Evidencia de validez para la versión árabe del Multidimensional Inventario de Rasgos Hipocondríacos-MIHT”, identificó cuatro dimensiones: cognición, conducta, percepción y afecto. El modelo presentó los siguientes índices de ajuste $CFI = 0,938$, $TLI = 0,925$, $RMSEA = 0,073$, $SRMR = 0,048$. Asimismo se obtuvo un coeficiente de Cronbach global de 0.890, considerado satisfactorio.⁽⁸⁾

Por otro lado, un estudio realizado en España con 342 participantes evaluó las propiedades psicométricas de la versión española del Short Health Anxiety Inventory (SHAI). Inicialmente, se propuso un modelo instrumental con más de seis dimensiones; sin embargo, tras el análisis factorial, se obtuvo una solución de dos dimensiones: probabilidad y gravedad de la enfermedad, con una consistencia interna aceptable.⁽⁹⁾

Asimismo, se identificó un estudio titulado “El desarrollo y validación de la escala de ansiedad por enfermedad en Puerto Rico”, en el que participaron 300 personas. Este instrumento presentó una estructura unidimensional y alcanzó un alfa de Cronbach de 0,95, evidenciando su potencial para medir este constructo en adultos puertorriqueños.⁽¹⁰⁾

En México se publicó el artículo “Validación de la Escala Kessler 10 (K10) para la detección de depresión y ansiedad a nivel de atención primaria”. En la submuestra, 221 participantes (78,9 %) participantes mujeres y 59 (21,1 %) hombres. El instrumento compuesto por 10 ítems mostró una estructura unidimensional y presentó un coeficiente α de Cronbach de 0.90 lo que indica una adecuada consistencia interna. Cabe resaltar que este instrumento no evalúa específicamente la ansiedad por enfermedad.⁽¹¹⁾

De la misma manera se realizó un estudio en donde participaron 1004 universitarios colombianos con el fin de analizar las propiedades psicométricas del Short Health Anxiety Inventory. Se obtuvieron coeficiente ω de McDonald de 0,796 y 0,703 para sus dos factores, respectivamente, junto con un $CFI = 0,808$ y $RMSEA = 0,074$.⁽⁶⁾

En esa misma línea, se evaluó el Short Health Anxiety Inventory para la detección del TAE. Si bien presentó un coeficiente α de Cronbach de 0,96, los resultados pueden variar según la población en la que se aplique el instrumento.⁽¹²⁾

En consonancia con lo anterior, 204 voluntarios participaron en el estudio realizado en Estocolmo, en el que Hedman-Lagerlöf et al. con el propósito de evaluar los comportamientos asociados al TAE, implementaron el Health Anxiety Behavior Inventory, presentó una estabilidad test-retest entre 0,75 a 0,90 y coeficiente de α de Cronbach de 0,73 a 0,87, junto con índices de ajuste aceptables ($CFI = 0,96$; $TLI = 0,94$; $SRMR = 0,06$; $RMSEA = 0,07$). Estos resultados respaldan la utilidad del instrumento para evaluar los comportamientos asociados al TAE.⁽¹³⁾

Finalmente, en el Reino Unido Colenutt y Daniels realizaron un estudio, cuyo objetivo fue desarrollar una versión breve del Health Anxiety Inventory para diferenciar en sus pacientes la ansiedad excesiva de las



preocupaciones que son producto de una enfermedad real. Finalmente se obtuvo un modelo compuesto por 12 ítems y tres factores, así como también un alfa de Cronbach de 0,875 y una estabilidad de test-retest aceptable, favoreciendo así su validez y confiabilidad para su aplicación en personas con un diagnóstico médico previo.⁽¹⁴⁾

El objetivo general de la investigación desarrollar y evaluar la validez y confiabilidad de la Escala de Trastorno de Ansiedad por Enfermedad (ETAE) en adultos residentes en la región de Puno.

Como objetivos específicos se plantearon: determinar la validez de contenido mediante el juicio de expertos, comprobar la validez de constructo a través del análisis factorial exploratorio y confirmatorio, y determinar la confiabilidad del instrumento mediante el análisis de consistencia interna.

MATERIAL Y MÉTODOS

El presente estudio corresponde a un diseño no experimental, transversal, de enfoque cuantitativo y de tipo instrumental, debido a que busca construir una escala de medición del constructo y explorar sus propiedades psicométricas.^(15,16) Se empleó un muestreo no probabilístico por conveniencia, considerando la accesibilidad y disponibilidad de la población.

La muestra estuvo conformada por 1200 adultos residentes en la región de Puno, considerando las recomendaciones de Costello y Osborne.⁽¹⁷⁾ Se incluyeron participantes entre 18 y 65 años, de ambos sexos, que aceptaron voluntariamente participar. Se excluyeron las personas con edades inferiores a 18 años o superiores a 65 años, así como quienes no aceptaron participar en el estudio.

La Escala de Trastorno de Ansiedad por Enfermedad (ETAE), fundamentada en el modelo cognitivo-conductual, con enfoque biopsicosocial de la ansiedad por la salud, según el cual el trastorno se origina a partir de la interpretación catastrófica de sensaciones corporales benignas, lo que genera hipervigilancia, conductas de evitación y búsqueda de seguridad.⁽⁵⁾ El instrumento tiene como finalidad evaluar los niveles de ansiedad por enfermedad en población adulta, en el marco de un estudio instrumental orientado a obtener evidencias de validez y confiabilidad, sin contemplar en esta etapa la elaboración de baremos o puntos de corte normativos. El instrumento está compuesto por 40 ítems distribuidos en cuatro dimensiones: preocupación excesiva por la salud, interpretación catastrófica de los síntomas, búsqueda de seguridad y evitación. La escala los tipos Likert con cinco opciones de respuesta: nunca, 1-2 veces al mes, 1-2 veces por semana, 3-4 veces por semana y casi a diario, de modo que una mayor puntuación indica un mayor nivel del constructo evaluado.

No se realizó un estudio piloto, por lo tanto, el estudio se enfocó en obtener evidencias de validez de contenido mediante ocho jueces expertos en el área de la psicología clínica, quienes evaluaron los ítems según de los criterios de relevancia, representatividad y claridad empleando la V de Aiken.⁽¹⁸⁾ En el presente estudio se



utilizó un nivel de confianza del 95 % ($z = 1,96$), y adoptándose un criterio conservador de validez que exige valores de límite inferior (“low”) superiores a 0,70.⁽¹⁹⁾

Para analizar la validez de constructo se realizaron análisis factoriales exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC) con muestras independientes,⁽²⁰⁾ la muestra total se dividió en dos grupos independientes de 600 participantes cada uno. Los primeros 600 encuestas respondidas se emplearon para el AFC y los 600 restantes para el AFE. En el AFE se evaluó la normalidad multivariada mediante el coeficiente de Mardia,⁽²¹⁾ así como la adecuación de la matriz de correlaciones policóricas, Asimismo, se verificó la existencia de relaciones existentes entre los ítems para justificar su factorización. En este sentido, se examinó la presencia de multicolinealidad, considerando como criterio la ausencia de correlaciones superiores a 0,90⁽²²⁾ análisis que fue revisado en las distintas estructuras del instrumento.

El análisis se inició con la configuración de 40 ítems distribuidos en cuatro dimensiones principales. El análisis reveló que esta configuración inicial no presentó un ajuste satisfactorio del modelo. En primer lugar, el AFC evidenció covarianzas residuales elevadas, cargas factoriales cruzadas y residuos elevados (véase la Tabla 2), por lo que se eliminaron 27 ítems, y se obtuvo 13 ítems en una estructura unidimensional. Posteriormente, se aplicó el AFE para explorar la estructura factorial de los 13 ítems restantes y determinar su correspondencia con las dimensiones inicialmente planteadas. Sin embargo, el análisis evidenció multicolinealidad asociada con la matriz de correlaciones policóricas, por lo que estos fueron eliminados y se obtuvo un conjunto final de 10 ítems. Inicialmente, los ítems se agruparon en dos dimensiones; sin embargo, uno de los grupos incluía solo tres ítems, lo que está por debajo del número mínimo de cuatro ítems por factor.⁽²²⁾ Asimismo, el AFC aplicado a la muestra independiente evidenció solapamiento entre los factores, lo que evidenció a integrarlos en una estructura más parsimoniosa.

Los análisis del AFE se realizaron mediante el programa JASP,⁽²³⁾ considerando como criterios de calidad un índice KMO superior a 0,80, una varianza explicada superior al 50 %, ausencia de cargas factoriales cruzadas y un mínimo de cuatro ítems por factor. Para el AFC se utilizó el estimador WLSMV, apropiado para variables ordinales, con matriz policórica y rotación oblicua, mediante el programa RStudio.⁽²⁴⁾ Se consideraron indicadores de buen ajuste valores de CFI, TLI, GFI y NFI superiores a 0,90 o 0,95. Asimismo se consideraron valores favorables de SRMR y RMSEA inferiores a 0,08.

Se utilizaron el alfa de Cronbach y omega de McDonald para evaluar la confiabilidad por consistencia interna,⁽²⁵⁾ Se consideraron favorables valores superiores a 0,70, para ambos coeficientes.

El estudio se desarrolló conforme a los principios éticos, contando con el consentimiento informado de todos los participantes y el carácter voluntario. La investigación fue aprobada por el Comité de Ética de la Facultad de Ciencias de la Salud de la Universidad Peruana Unión, mediante la Resolución N° 0255-J-2025/UPeUFCS-CF. Asimismo, se observaron las disposiciones del Código de Ética del Psicólogo Peruano, específicamente el



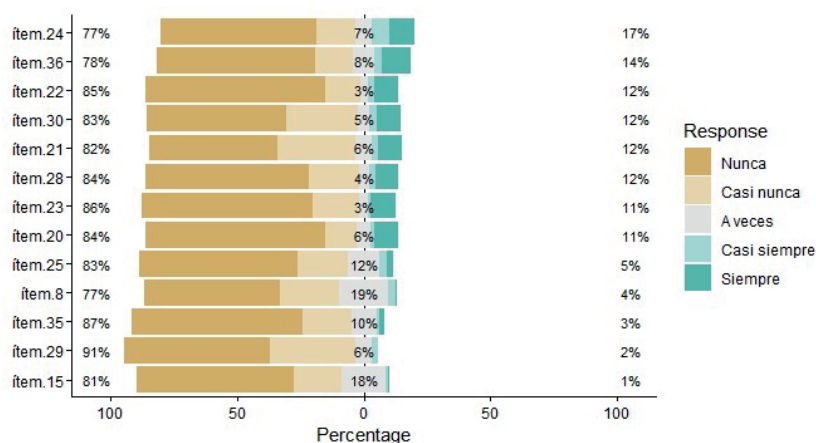
artículo 20, referido a la confidencialidad de la información, y el artículo 26, relacionado con la prohibición de publicar resultados falsificados o plagiados.⁽²⁶⁾

RESULTADOS

Los resultados sociodemográficos indican que la muestra estuvo conformada mayoritariamente por varones (69 %). En cuanto al estado civil, predominó la categoría de soltero (66 %). Respecto a la ocupación, la mayor proporción de participantes se dedicó exclusivamente a los estudios (42 %). Finalmente, en relación con la edad, predominó el grupo de participantes entre 18 y 24 años (53 %).

La Figura 1 presenta la distribución de respuestas en la escala Likert para los ítems que presentaron un mejor ajuste al modelo psicométrico, cuyos resultados se analizarán posteriormente mediante el análisis factorial exploratorio (AFE) y el análisis factorial confirmatorio (AFC). En cuanto a la distribución de respuestas, se observó una tendencia de sujetos a responder en las categorías casi nunca y nunca, siendo de esta manera, el ítem 24 (Llevó un registro detallado de mis síntomas físicos) presentó el mayor porcentaje de respuestas en las categorías “siempre y casi siempre” con 17 %, seguido del ítem 36 (Me alejo de personas enfermas para no "contagiarme"), con 14 % de respuestas próximas en estas categorías a casi siempre y siempre. El ítem 15 presentó el mayor porcentaje de respuestas en la categoría en respuestas “a veces” (Pienso que necesito una operación o un tratamiento especializado), mientras que los ítems; 8. Comparo mis síntomas con los de personas gravemente enfermas; 15. Pienso que necesito una operación o un tratamiento especializado; 20. Un síntoma nuevo me lleva a buscar la peor explicación posible; 21. Busco en internet mis síntomas varias veces al día; 22. Me duele algo cuando no me examino de forma periódica; 23. Solicito pruebas médicas repetidas para confirmar que no estoy enfermo/a; 24. Llevo un registro detallado de mis síntomas físicos; 25. Consulto a múltiples médicos para obtener segundas opiniones; 28. Reviso constantemente mi pulso o presión arterial; 29. Pregunto a amigos si han tenido síntomas similares a los míos; 30. Guardo resultados de exámenes médicos "por si acaso"; 35. No leo etiquetas de medicamentos por sus efectos secundarios; 36. Me alejo de personas enfermas para no "contagiarme".

Figura 1. Análisis descriptivo de los ítems seleccionados en el modelo final





Para obtener evidencias de validez basadas en el contenido, la escala fue revisada por ocho jueces expertos con trayectoria en psicología clínica y de la salud. La valoración de los jueces fue analizada mediante el coeficiente V de Aiken, con un intervalo de confianza del 95 %. Los principales hallazgos indican que la mayoría de los ítems presentó evidencias favorables de validez de contenido en los criterios de relevancia, claridad y representatividad. No obstante, los ítems 28 y 2 presentaron límites inferiores del intervalo de confianza por debajo de 0,70 en los criterios de relevancia y claridad respectivamente.

Tabla 1. Ítems observados durante la obtención de evidencias de validez de contenido

Criterio	Rango de V	Rango del límite inferior	Resultado más bajo
Relevancia	0,88-1,00	0,69-0,86	Ítem 28: 0,88 (IC 95 %: 0,69-0,96)
Representatividad	0,83-1,00	0,64-0,86	Ítem 26: 0,83 (IC 95 %: 0,64-0,93)
Claridad	0,88-1,00	0,69-0,86	Ítem 2: 0,88 (IC 95 %: 0,69-0,96)

Nota. V: coeficiente V de Aiken; IC del 95 %: intervalo de confianza del 95 %. Participaron ocho jueces expertos.

Análisis factorial exploratorio

Se analizaron dos estructuras mediante AFE: la primera estuvo compuesta por los 40 ítems iniciales, mientras que la segunda se conformó a partir de los ítems con mejores indicadores de ajuste observados en el AFC (tabla 2). En cuanto a la primera estructura, se observó un KMO = 0,879 con esfericidad de Bartlett = 0,001 que denota esperable factorización de la prueba por AFE, en cuanto a la normalidad multivariada se encontró una asimetría y curtosis con significancias inferiores a 0,05, lo que indica incumplimiento de normalidad multivariada. En cuanto a la factorización, el AFE sugirió una estructura de seis factores que explicaron el 48,5 % de varianza, siendo el factor uno con un autovalor de 19,6 que el resto de los factores; pese a ello, el modelo no termina siendo admisible debido a que varios ítems mostraron dobles o hasta triples cargas factoriales, Además se observó que la estructura empírica obtenida no correspondió con la estructura teórica previamente planteada. Por ello, se evaluó una segunda estructura correspondiente al modelo 4 sugerido mediante AFC, cuyo índice KMO fue de 0,865 con esfericidad de Bartlett de 0.001 con ausencia de normalidad multivariada estos resultados indican que la matriz de correlaciones es adecuada para la factorización, no obstante, en este modelo se identificó multicolinealidad entre ítems 22,23 y 30 por lo que se consideró su exclusión quedando una estructura basada en 10 ítems. Este segundo modelo presentó una estructura de dos dimensiones que explicó el 69,3 % de varianza total. Aunque esta estructura fue admisible, aún mostró solapamiento en una muestra independiente. Esta estructura fue posteriormente evaluada mediante AFC en una muestra independiente cuyos resultados respaldaron la estructura unidimensional. Los índices de ajuste correspondiente se presentan en el modelo 6 de la tabla 3.



Tabla 2. Análisis factorial exploratorio

Item	F1	F2	F3	F4	F5	F6	Unicidad	Item	F1	F2	Unicidad
1	0,318	-	-	-	0,543	-	0,431	8	0,563	-	0,323
2	-	-	-	-	0,595	-	0,465	15	0,780	-	0,456
3	0,427	-	0,415	-	-	-	0,415	20	1,040	-	0,177
4	0,53	-	0,333	-	-	-0,454	0,148	21	0,840	-	0,203
5	-	0,596	-	-	-	-	0,456	24	0,671	-	0,186
6	-	-	-	-	0,802	-	0,171	25	-	0,891	0,190
7	0,568	0,33	0,32	-	-	-	0,099	28	0,963	-	0,227
8	-	0,49	-	-	-	-	0,164	29	-	0,639	0,486
9	0,541	-	0,3	-	-	-0,36	0,153	35	-	0,569	0,494
10	0,606	-	-	-	-	-	0,253	36	0,760	-	0,324
11	-	0,931	-	-	-	-	0,066	-	-	-	-
12	-	0,699	-	0,513	-	-	0,204	-	-	-	-
13	0,441	-	-	0,596	-	-	0,166	-	-	-	-
14	-	-	-	0,845	-	-	0,091	-	-	-	-
15	0,445	0,468	-	-	-	-0,31	0,236	-	-	-	-
16	-	0,605	-	0,366	-	-	0,416	-	-	-	-
17	0,659	-	-	-	-	0,338	0,212	-	-	-	-
18	-	-	0,506	-	-	0,304	0,245	-	-	-	-
19	-	0,778	-	-	-	-	0,131	-	-	-	-
20	0,669	0,347	-	-	-	-	0,09	-	-	-	-
21	0,935	-	-	-	-	-	0,093	-	-	-	-
22	0,876	-	-	-	-	-	0,092	-	-	-	-
23	0,986	-	-	-	-	-	0,088	-	-	-	-
24	0,682	-	-	-	-	-	0,145	-	-	-	-
25	-	-	-	-	0,454	0,524	0,087	-	-	-	-
26	-	0,59	-	-	-	0,404	0,311	-	-	-	-
27	-	0,506	-	-	-	-	0,349	-	-	-	-
28	0,9	-	-	-	-	-	0,141	-	-	-	-
29	-	-	-	0,589	-	-	0,35	-	-	-	-



30	0,83	-	-	-	-	-	0,116	-	-	-	-
31	-	-	0,632	-	-	-	0,291	-	-	-	-
32	-	-	0,598	-	-	-	0,179	-	-	-	-
33	-	-	0,625	0,397	-	-	0,172	-	-	-	-
34	-	-	0,743	-	-	-	0,291	-	-	-	-
35	-	-	-	0,36	-	0,313	0,388	-	-	-	-
36	0,593	-	0,362	-	-	-	0,244	-	-	-	-
37	-	-	0,341	0,338	-	-	0,586	-	-	-	-
38	-	-	-	-	0,852	-	0,237	-	-	-	-
39	-	-	-	0,658	-	-	0,354	-	-	-	-
40	-	-	0,378	0,449	0,332	-	0,183	-	-	-	-

Análisis factorial confirmatorio

A lo largo del proceso para identificar la estructura con mejor ajuste, se evaluaron seis modelos estructurales del instrumento, el primero (modelo 1) presentó una estructura de cuatro dimensiones con 40 ítems, dicha estructura mostró índices de ajuste poco satisfactorios $TLI = 0,981$, $CFI = 0,982$ $SRMR = 0,132$ y $RMSEA = 0,152$ además de un evidente solapamiento entre las dimensiones con la presencia de multicolinealidad para mejorar el ajuste del modelo se excluyeron los ítems 1,2,5,12,37,38 y 40 debido a sus elevados residuos, lo que dio lugar al modelo 2, constituidos por cuatro dimensiones y 33 ítems, si bien es cierto los índices de ajuste mejoraron, estos no se encontraron dentro de los umbrales recomendados ($SRMR = 0,115$ y $RMSEA = 0,143$) además de aún presentar multicolinealidad en por lo menos tres de cuatro dimensiones. Estos resultados condujeron a la integración de las dimensiones de preocupación, catastrofismo y evitación, y al examen de los índices de modificación para identificar residuos con alta covarianza Este procedimiento dio lugar al modelo 3, compuesto por dos dimensiones (preocupación y seguridad) con 33 ítems, diez de cuyos ítems presentaron una alta covarianza entre sus residuos (4, 6, 9, 11, 13, 14, 17, 25, 26, 27) además de otros ítems (29, 23, 14, 17, 31) que presentaron cargas factoriales cruzadas, y una covarianza de 0.92 entre las dimensiones; lo que evidenció un solapamiento considerable. Este modelo presentó ajustes insatisfactorios, con un $SRMR = 0,111$ y $RMSEA = 0,137$. El solapamiento observado condujo a considerar una estructura unidimensional; por ello se evaluó el modelo 4, que excluía a los ítems 4, 6, 9, 11, 13, 14, 17, 26 y 27 por sus altos residuos, así como los ítems 1, 2, 3, 5, 7, 10, 12, 16, 18, 19, 31, 32, 33, 34, 37, 38, 39 y 40 debido a sus excesivas covarianzas residuales; resultando en modelo unidimensional de 13 ítems, con los siguientes índices de ajuste, $CFI = 0,998$, $TLI = 0,998$, $GFI = 0,998$, $NFI = 0,998$, $SRMR = 0,060$ y $RMSEA = 0,082$. Esta estructura fue corroborada por AFE, No obstante, al evaluar la presencia de multicolinealidad en la muestra

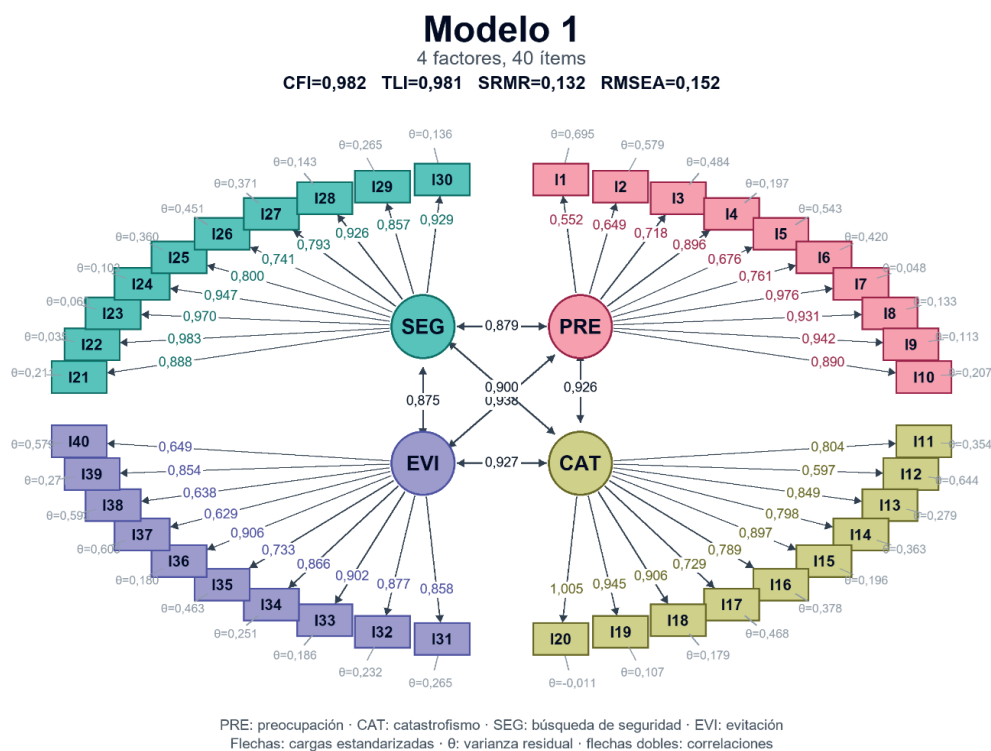


independiente utilizada para el AFE, se observó una elevada covarianza entre los ítems 22,23 y 30, lo que justificó su exclusión y dio lugar a una estructura de 10 ítems, cuyos índices de ajuste fueron superiores a los observados en los modelos anteriores, aunque las dos dimensiones mostraban un elevado grado de solapamiento, por cuanto se decidió comprobar estos 10 ítems en una estructura unidimensional que presentó un ajuste más parsimonioso que los modelos anteriores, Por lo tanto, el modelo 6, correspondiente a una estructura unidimensional de 10 ítems, fue seleccionado como el modelo final.

Tabla 3. Índices de ajuste de los modelos

Modelo	TLI	CFI	GFI	NFI	SRMR	RMSEA
1	0,981	0,982	0,982	0,981	0,132	0,152
2	0,988	0,989	0,988	0,988	0,115	0,143
3	0,989	0,990	0,989	0,989	0,111	0,137
4	0,998	0,998	0,998	0,998	0,060	0,082
5	0,997	0,998	0,997	0,997	0,057	0,077
6	0,997	0,997	0,997	0,997	0,062	0,080

Figura 2. Semplot de los modelos estructurales analizados

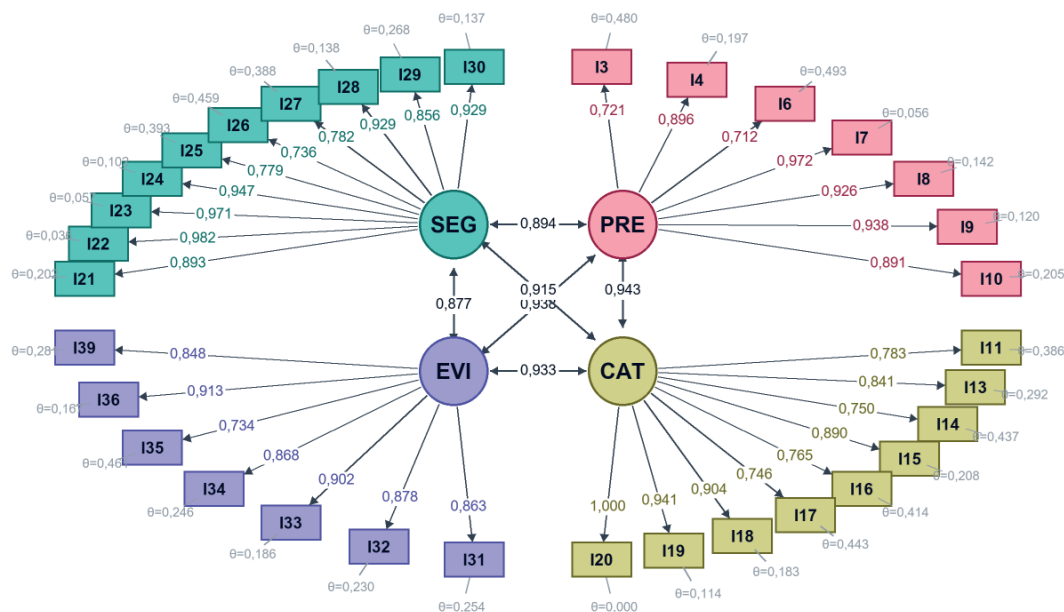




Modelo 2

4 factores, 33 ítems

CFI=0,989 TLI=0,988 SRMR=0,115 RMSEA=0,143

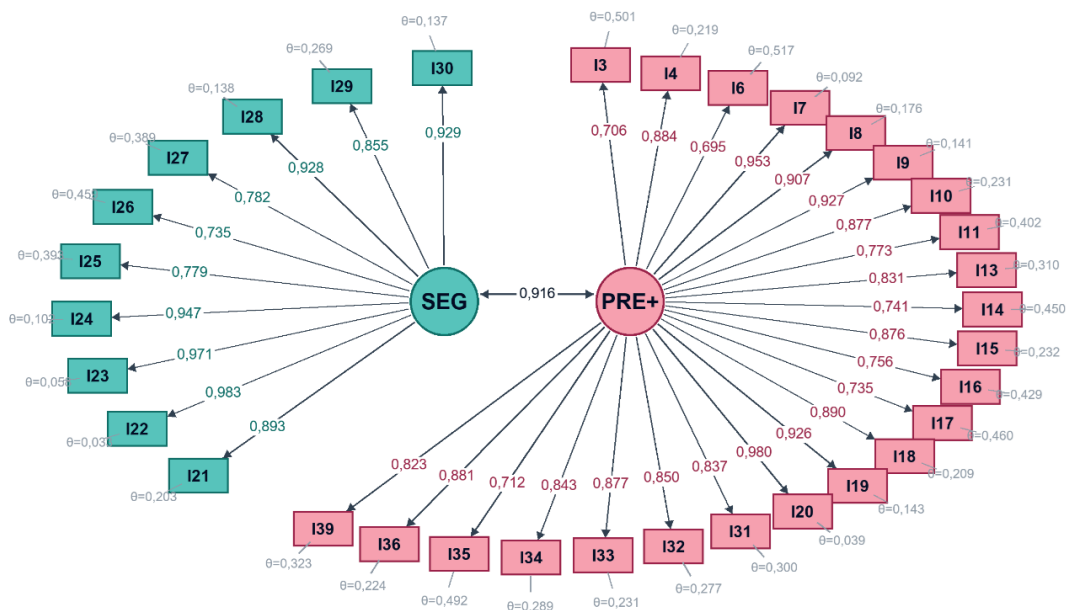


PRE: preocupación · CAT: catastrofismo · SEG: búsqueda de seguridad · EVI: evitación
Flechas: cargas estandarizadas · θ : varianza residual · flechas dobles: correlaciones

Modelo 3

2 factores inferidos, 33 ítems

CFI=0,990 TLI=0,989 SRMR=0,111 RMSEA=0,137



PRE+: 23 ítems de preocupación ampliada · SEG: 10 ítems de seguridad · $r=0,916$

La correlación elevada muestra solapamiento entre ambos factores.

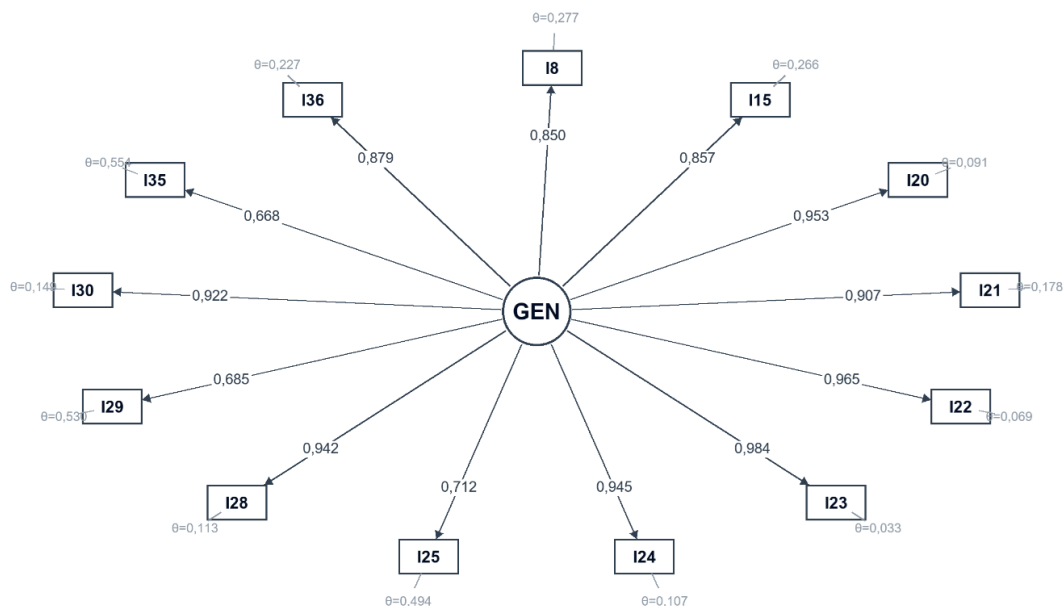
Especificación inferida: no se dispone de la sintaxis SEM exacta del modelo 3.



Modelo 4

1 factor, 13 ítems

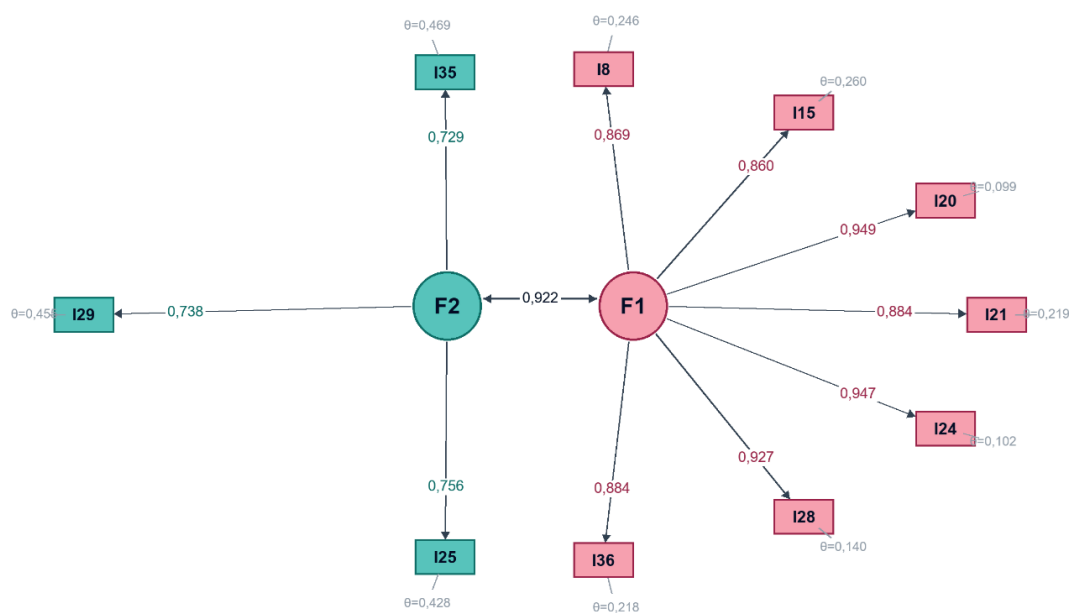
CFI=0,998 TLI=0,998 SRMR=0,060 RMSEA=0,082



Modelo 5

2 factores, 10 ítems

CFI=0,998 TLI=0,997 SRMR=0,057 RMSEA=0,077

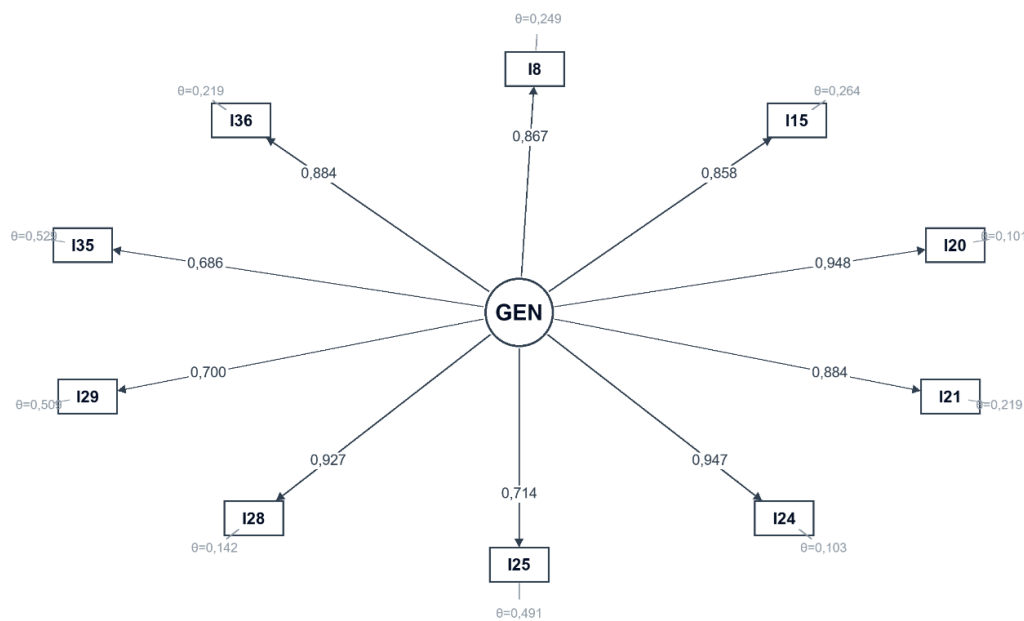




Modelo 6

1 factor, 10 ítems

CFI=0,997 TLI=0,997 SRMR=0,062 RMSEA=0,080



GEN: factor general

Flechas: cargas estandarizadas · θ : varianza residual · flechas dobles: correlaciones

Confiabilidad por consistencia interna

El modelo 6 con estructura unidimensional y 10 ítems presentó un alfa de Cronbach de 0,931 con intervalos de confianza del 95 % entre 0,924 a 0,937 así como un omega de McDonald de 0,949 con intervalos de confianza de 0,943 a 0,955.

DISCUSIÓN

En relación con el primer objetivo específico, orientado a determinar la validez de contenido de los ítems de la ETAE mediante el juicio de ocho expertos, los resultados mostraron niveles favorables de acuerdo entre los evaluadores. La mayoría de los ítems presentó valores del coeficiente V de Aiken superiores al punto de corte establecido ($V \geq 0,70$), evidenciando un grado adecuado de concordancia respecto a la pertinencia y representatividad de los elementos que conforman la escala, lo que indica relevancia, representatividad y claridad. Sin embargo, varios elementos mostraron un rendimiento inferior al esperado en relación con estos indicadores de validez; concretamente, los ítems 2 y 28 presentaron valores inferiores al umbral aceptable de claridad y representatividad, y el ítem 26 se situó ligeramente por debajo del criterio de representatividad. Por lo tanto, se puede concluir que, si bien la mayoría de los ítems estaban formulados de manera razonable



y demostraban validez de contenido, existen varias afirmaciones que se beneficiarían de un mayor refinamiento a nivel semántico o conceptual. Por su parte en el trabajo de Colenutt y Daniels también se recurrió a 8 jueces expertos para la adopción del Health Anxiety Inventory en el ámbito médico, demostrando que la evaluación previa de los reactivos permitió una mejor aplicación a la población objetivo.⁽¹⁴⁾

En cuanto a la validez de constructo, los resultados de la investigación mostraron que la estructura tetradimensional no estaba totalmente respaldada por el conjunto de datos. A pesar de la plausibilidad a priori de esta propuesta inicial, los modelos iniciales de AFC revelaron varios problemas, como cargas cruzadas, residuos considerables, covarianzas no triviales y una considerable similitud entre factores. Por lo tanto, fue necesario explorar modelos alternativos para identificar la solución más plausible. En este proceso, se consideraron criterios metodológicos vinculados a la factoribilidad de la matriz, la claridad de las cargas factoriales y la estabilidad de la solución resultante.^(17, 20, 22)

La comparación de los modelos 5 y 6 fue un punto crucial en este estudio. El modelo 5 con 10 ítems mostró índices de ajuste ligeramente superiores; sin embargo, la relación elevada entre sus 2 dimensiones indicó que ambos factores no representaban constructos suficientemente diferenciados. En consecuencia, si bien el modelo 5 mostraba índices de ajuste aceptable, su interpretación teórica era menos consistente. Por otro lado, la estructura unidimensional del modelo 6 ofreció una solución más simple, estable y coherente con el comportamiento observado de los ítems. Esta decisión permitió mantener una versión breve del instrumento sin comprometer sus propiedades psicométricas.

La depuración de ítems fue una decisión metodológica necesaria, aunque también representa un aspecto que debe interpretarse con mucho cuidado. La eliminación de reactivos permitió mejorar la estructura interna de la escala y reducir problemas de multicolinealidad y residuos elevados. Estas decisiones son coherentes con lo señalado por Muñiz y Fonseca, quienes indican en su trabajo que la depuración de ítems forma parte del proceso de construcción de instrumentos cuando algunos reactivos no cumplen criterios adecuados de calidad psicométrica.⁽²⁷⁾ Esta práctica concuerda con lo reportado por Rahim, citado por Munduate y Alcaide.⁽²⁸⁾ Además, Pérez y Medrano indican que cada factor debería contar con un número suficiente de ítems para sostener una estructura estable, criterio que también influyó en la decisión de no conservar una solución bidimensional con una dimensión débilmente representada.⁽²²⁾

Si bien no se mantuvieron las cuatro dimensiones propuestas inicialmente, este resultado no debe entenderse como una contradicción del sustento teórico. Más bien, evidencia que, en esta muestra, los componentes de la ansiedad por enfermedad se comportaron de manera altamente relacionada. Messick señala que la validez debe entenderse como una integración de diferentes fuentes de evidencia, y que estas no necesariamente deben converger entre sí. Por tanto, la falta de relación entre la estructura teórica esperada y los resultados empíricos no invalida automáticamente el instrumento, sino que exige una interpretación minuciosa de los hallazgos.⁽²⁹⁾ En este caso, la solución unidimensional parece reflejar que los indicadores del trastorno se agrupan alrededor de un mismo núcleo de preocupación por la enfermedad.



Al comparar estos resultados con estudios previos, la ETAE muestra una fortaleza importante: el uso conjunto de análisis factorial exploratorio y confirmatorio con indicadores de ajuste para variables ordinales. El modelo final de 10 ítems presentó valores adecuados de ajuste ($CFI = 0,997$, $TLI = 0,997$, $GFI = 0,997$, $NFI = 0,997$, $SRMR = 0,062$ y $RMSEA = 0,080$), lo que respalda la estabilidad de la estructura obtenida. A su vez, la adaptación española del SHAI⁽⁹⁾ denotó una estructura reducida y niveles de confiabilidad aceptables, pero con una menor amplitud en los indicadores factoriales mostrados. Mientras que la escala desarrollada en Puerto Rico se sostiene principalmente del AFE y un alfa de 0,95, sin llegar a incorporar AFC.⁽¹⁰⁾ De la misma manera, se obtuvo un alfa de Cronbach de 0,96 en el trabajo realizado en Suecia.⁽¹²⁾ En ese sentido, el presente estudio aporta información adicional al reportar de forma más completa los indicadores de ajuste del modelo final.

Contrario a nuestro estudio, la adaptación española del SHAI⁽⁹⁾ si optó por un constructo de 2 dimensiones, siguiendo con el estudio realizado en Colombia, donde también cuenta con 2 factores con coeficientes omega de 0,796 y 0,703, además de un CFI de 0,808 y un RMSEA de 0,074.⁽⁶⁾ En la misma línea, la versión árabe del MIHT obtuvo 4 dimensiones con índices de ajuste de $CFI = 0,938$, $TLI = 0,925$, $SRMR = 0,048$, $RMSEA = 0,073$ así como un alfa de Cronbach global de 0,890.⁽⁸⁾ Por su parte, también se obtuvo 4 dimensiones para el Health Anxiety Behavior Inventory, implicando índices de ajuste aceptables y un alfa de Cronbach entre 0,73 y 0,87,⁽¹³⁾ Por su parte la adaptación al contexto médico del Health Anxiety Inventory se presentó con 12 ítems dividido en 3 dimensiones, un alfa de Cronbach de 0,875 y una estabilidad test-retest de 0,812.⁽¹⁴⁾

En relación con la confiabilidad, la ETAE obtuvo valores elevados tanto en alfa de Cronbach como en omega de McDonald. El modelo final presentó un alfa de 0,931, con IC 95 % entre 0,924 y 0,937, y un omega de 0,949, con IC 95 % entre 0,943 y 0,955. Estos resultados indican una alta consistencia interna entre los ítems, lo cual sugiere que la escala mide de manera homogénea el constructo propuesto. No obstante, estos valores también deben interpretarse con cautela, ya que coeficientes superiores a 0,90 pueden indicar cierta redundancia entre reactivos. Aun así, estos resultados son bastante cercanos a los de instrumentos como la adaptación española del SHAI, con valores entre 0,80 y 0,87 por dimensiones y 0,90 aproximadamente a nivel total,⁽⁹⁾ Por otro la el MIHT obtuvo un alfa de 0,89,⁽⁸⁾ y la escala puertorriqueña evidenció un alfa de 0,95.⁽¹⁰⁾

La incorporación del coeficiente omega permitió complementar la interpretación del alfa de Cronbach, especialmente porque este último puede verse afectado por supuestos restrictivos sobre la equivalencia de los ítems. En esta línea, Ventura y León señalan que el omega constituye una alternativa útil para valorar la consistencia interna cuando las cargas factoriales no son homogéneas.⁽¹⁸⁾ De forma similar, Reidl-Martínez⁽²⁵⁾ sostiene que la confiabilidad debe analizarse a partir de varios indicadores y no únicamente desde un coeficiente aislado. Por ello, el uso conjunto de alfa y omega permitió obtener una lectura más completa de la precisión del instrumento.

Entre las principales limitaciones del estudio, cabe mencionar que el muestreo inicial fue no probabilístico por conveniencia, lo que limita la generalización de las conclusiones a toda la población adulta de la región de



Puno. Del mismo modo, no se llegó a realizar una prueba piloto, se optó por la valoración inicial sea realizada por jueces expertos. Otra limitación es que la mayoría de los participantes tenían entre 18 y 24 años, lo que hace necesario realizar más estudios con otros grupos de edad. Desde la perspectiva psicométrica, cabe destacar que algunos ítems del cuestionario final mostraron una alta colinealidad con otros (valores superiores al 80 %). Por lo tanto, estos ítems podrían medir constructos subyacentes similares.

Otra limitación importante es el número de ítems se redujo durante el proceso de selección de datos. Si bien la versión abreviada del cuestionario presenta mejores índices de ajuste del modelo, se sugiere considerar la introducción de otros ítems en futuras investigaciones para garantizar una cobertura integral del constructo subyacente. Asimismo, se recomienda evaluar la invarianza factorial entre diferentes grupos según la edad, el sexo y otras variables demográficas, y realizar estudios similares con otras poblaciones para verificar la aplicabilidad y eficacia del ETAE en distintos contextos.

CONCLUSIONES

En conjunto, los resultados obtenidos evidencian que la ETAE presenta adecuadas propiedades psicométricas. La evaluación por jueces expertos confirmó la validez de contenido de los ítems, mientras que el análisis factorial permitió establecer una estructura más parsimoniosa, coherente y con adecuado ajuste al modelo teórico del trastorno de ansiedad por enfermedad.

Asimismo, los elevados coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald evidenciaron una alta consistencia interna de la escala. Aunque estos valores pueden estar relacionados con cierta redundancia entre los ítems, los hallazgos en su conjunto proporcionan evidencia suficiente de validez y fiabilidad, sustentando el uso de la ETAE para la evaluación del trastorno de ansiedad por enfermedad.

Financiamiento: estudio no recibió financiación de instituciones externas; todos los costos fueron asumidos íntegramente por los autores

Conflictos de intereses: los autores declaran no presentar ningún conflicto de intereses

Declaración de contribución:

Guido Gabriel Apaza Ticona, Lizbeth Chura Torres y Rita Cordova Soncco realizaron el diseño de la escala, la recopilación de información, el análisis de datos, la construcción de la tabla, la interpretación de resultados, así como la discusión y formulación de conclusiones.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Ministerio de Salud del Perú. Ministerio de Salud atendió 813 426 casos de salud mental entre enero y agosto de 2021 [Internet]. Lima: MINSA; 2021 [citado 2 Ago 2026]. Disponible en: <https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/542324-ministerio-de-salud-atendio-813-426-casos-de-salud-mental-entre-enero-y-agosto-de-2021>.
2. Huarcaya-Victoria J. Consideraciones sobre la salud mental en la pandemia de COVID-19. *Rev Peru Med Exp Salud Publica*. 2020 [citado 3 Ago 2026];37(2):327-334. Disponible en: <https://www.scielosp.org/article/rpmesp/2020.v37n2/327-334/es/> DOI: 10.17843/rpmesp.2020.372.5419.
3. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 5th ed, text rev. Washington, DC: American Psychiatric Association Publishing; 2022.
4. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 5th ed. Washington, DC: American Psychiatric Publishing; 2013.
5. Abramowitz JS, Braddock AE. *Hypochondriasis and health anxiety*. Cambridge (MA): Hogrefe Publishing; 2011.
6. Zambrano-Cruz R, Restrepo-Carvajal J, Castañeda-Quirama T. Measuring hypochondria with Short Health Anxiety Inventory: psychometric properties in Colombian university students. *Rev Investig Innov Cienc Salud*. 2024 [citado 5 Ago 2026];6(2):128-138. Disponible en: http://www.scielo.org/co/scielo.php?pid=S2665-20562024000200128&script=sci_arttext DOI: 10.46634/riics.266.
7. Kikas K, Werner-Seidler A, Upton E, Newby J. Illness anxiety disorder: a review of the current research and future directions. *Curr Psychiatry Rep*. 2024 [citado 7 Ago 2026];26(7):331-339. Disponible en: <https://link.springer.com/article/10.1007/s11920-024-01507-2> DOI: 10.1007/s11920-024-01507-2.
8. Boudouda NE, Gana K. Validity evidence for the Arabic version of the Multidimensional Inventory of Hypochondriacal Traits (MIHT). *Curr Psychol*. 2022 [citado 8 Ago 2026];41(3):1516-1525. Disponible en: <https://link.springer.com/article/10.1007/s12144-020-00687-3> DOI: 10.1007/s12144-020-00687-3.
9. Arnáez S, García-Soriano G, López-Santiago J, Belloch A. The Spanish validation of the Short Health Anxiety Inventory: psychometric properties and clinical utility. *Int J Clin Health Psychol*. 2019 [citado 9 Ago 2026];19(3):251-260. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1697260019300341> DOI: 10.1016/j.ijchp.2019.05.003.



10. González-Rivera JA, Santiago-Olmo KL, Cruz-Rodríguez AS, Pérez-Ojeda RJ, Torres-Cuevas H. Desarrollo y validación de la Escala de Ansiedad por Enfermedad en Puerto Rico. *Rev Carib Psicol*. 2020 [citado 10 Ago 2026];4(1):36-44. Disponible en: <https://revistacaribenadepsicologia.com/index.php/rcp/article/view/1891> DOI: 10.37226/rcp.v4i1.1891.
11. Vargas-Terrez BE, Villamil-Salcedo V, Rodríguez-Estrada C, Pérez-Romero J, Cortés-Sotres J. Validación de la escala Kessler 10 (K-10) en la detección de depresión y ansiedad en el primer nivel de atención: propiedades psicométricas. *Salud Ment*. 2011 [citado 11 Ago 2026];34(4):323-331. Disponible en: http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0185-33252011000400005.
12. Österman S, Axelsson E, Lindefors N, Hedman-Lagerlöf E, Hedman-Lagerlöf M, Kern D, et al. The 14-item Short Health Anxiety Inventory used as a screening tool: appropriate interpretation and diagnostic accuracy of the Swedish version. *BMC Psychiatry*. 2022 [citado 12 Ago 2026];22:701. DOI:10.1186/s12888-022-04367-3.
13. Hedman-Lagerlöf E, Björkander D, Andersson E, Axelsson E. Development and psychometric properties of the Health Anxiety Behavior Inventory. *Behav Cogn Psychother*. 2024 [citado 13 Ago 2026];52:616-633. DOI:10.1017/S1352465824000377.
14. Colenutt J, Daniels J. Adaptation and validation of the Health Anxiety Inventory (short version) for medical settings. *Cogn Behav Therap*. 2025 [citado 14 Ago 2026];18:e8. DOI:10.1017/S1754470X2400045X.
15. López-Pina JA, Veas A. Validación de instrumentos psicométricos en ciencias sociales y de la salud: una guía práctica. *An Psicol*. 2024 [citado 15 Ago 2026];40(1):163-170. DOI:10.6018/analesps.583991.
16. Ato M, López-García JJ, Benavente A. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *An Psicol*. 2013 [citado 17 Ago 2026];29(3):1038-1059. DOI:10.6018/analesps.29.3.178511.
17. Costello AB, Osborne JW. Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Pract Assess Res Eval*. 2005 [citado 19 Ago 2026];10(1):7. DOI:10.7275/jyj1-4868.
18. Ventura-León J, Peña-Calero BN. El mundo no debería girar alrededor del alfa de Cronbach $\geq$,70. *Adicciones* [Internet]. 2021 [citado 4 Ene 2026];33(4):369–72. Disponible en: <https://adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/1576>.



19. Soto CM, Segovia JL. INTERVALOS DE CONFIANZA ASIMÉTRICOS PARA EL ÍNDICE LA VALIDEZ DE CONTENIDO: UN PROGRAMA VISUAL BASICO PARA LA V DE AIKEN. *Anales de Psicología / Annals of Psychology* [Internet]. 2009 Jan 1 [citado 4 Ene 2026];25(1):169–171. Disponible en: <https://revistas.um.es/analesps/article/view/71631>.
20. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología* [Internet]. 2014 [citado 4 Ene 2026];30(3):1151–69. Disponible en: https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S021297282014000300040&lng=es&nrm=iso&tlng=es.
21. Dominguez-Lara S. Una guía amigable de psicometría: análisis factorial exploratorio. *Liberabit* [Internet]. 2025 [citado 4 Ene 2026];31(1):e963. Disponible en: <https://doaj.org/article/55790556125a41a680ba18e787184442>.
22. Pérez E, Medrano L. Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*, ISSN 1852-4206, Vol 2, No 1, 2010, págs 58-66 [Internet]. 2010 [citado 4 Ene 2026];2(1):58–66. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108&info=resumen&idioma=ENG>.
23. JASP Team. JASP - A Fresh Way to Do Statistics [Internet]. (Version 0.95.1) [Computer software]. 2025 [citado 4 Ene 2026]. Disponible en: <https://jasp-stats.org/>.
24. Posit team. RStudio: Integrated Development Environment for R [Internet]. Posit Software. Boston, MA; 2025 [citado 4 Ene 2026]. Disponible en: <http://www.posit.co/>.
25. Reidl-Martínez LM. Confiabilidad en la medición. *Investigación en educación médica* [Internet]. 2013 [citado 4 Ene 2026];2(6):107–11. Disponible en: http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-50572013000200007&lng=es&nrm=iso&tlng=es.
26. Colegio de Psicólogos del Perú. Código de ética y deontología [Internet]. Lima: Colegio de Psicólogos del Perú; 2024 [citado 4 Ene 2026]. Disponible en: https://www.cpsp.pe/images/documentos/marco_legal/CPsP_CDN_codigo_de_etica_y_deontologia.pdf.
27. Muñiz J, Fonseca-Pedrero E. Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*. 2019 [citado 4 Ene 2026];31(1):7-16. Disponible en: <https://europepmc.org/article/med/30664405> DOI: 10.7334/psicothema2018.291.



28. Munduate L, Ganaza J, Alcaide M. Estilos de gestión del conflicto interpersonal en las organizaciones. *Rev Psicol Soc.* 1993 [citado 4 Ene 2026];8(1):47-68. Disponible en: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/02134748.1993.10821669> DOI: 10.1080/02134748.1993.10821669.
29. Messick S. Validity. En: Linn RL, editor. *Educational measurement*. 3.^a ed. New York: American Council on Education/Macmillan Publishing Company; 1989. p. 13-103.