

Adaptación y validación del Cuestionario de Tensión T3/15 en trabajadores de salud del Perú

Adaptation and Validation of the T3/15 Stress Questionnaire among Peruvian Healthcare Workers

Adaptação e validação do questionário de estresse T3/15, em trabalhadores de saúde no Peru

Bladimir Domingo Becerra-Canales, Dr.^{1*}

Édgar Martín Hernández-Huaripaucar, Dr.¹

Jorge Ybaseta-Medina, Dr.¹

Gladys Huamán-Espinoza, Dr.¹

Néstor Oliver Gonzales-Aedo, Mg.¹

Recibido: 11 de octubre de 2021 • **Aprobado:** 23 de mayo de 2023

Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.11196>

Para citar este artículo: Becerra-Canales BD, Hernández-Huaripaucar EM, Ybaseta-Medina J, Huamán-Espinoza G, Gonzales-Aedo NO. Adaptación y validación del Cuestionario de Tensión T3/15 en trabajadores de salud del Perú. Rev Cienc Salud. 2023;21(3):1-12. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.11196>

Resumen

Introducción: la alta prevalencia de afecciones mentales relacionadas con los estados de tensión laboral en trabajadores del ámbito sanitario requiere una detección oportuna. Para su valoración se necesitan instrumentos válidos, confiables y fáciles de administrar. El objetivo de este trabajo fue adaptar y validar el Cuestionario de Tensión T3/15 de Meliá (1994), en una muestra de trabajadores de salud del Perú. **Materiales y métodos:** estudio de tipo instrumental, en que participaron 302 trabajadores del sistema sanitario peruano, seleccionados por muestreo aleatorio estratificado. El proceso incluyó cambios en

1 Universidad Nacional San Luis Gonzaga (Ica, Perú).

Bladimir Domingo Becerra-Canales, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2234-2189>

Édgar Martín Hernández-Huaripaucar, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1677-0670>

Jorge Ybaseta-Medina, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1224-1357>

Gladys Huamán-Espinoza, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9476-3268>

Néstor Oliver Gonzales-Aedo, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5698-9319>

* Autor de correspondencia: bladimir.ica@gmail.com

la terminología de algunos ítems, evaluación del contenido por jueces y prueba piloto. La validez de constructo se evaluó mediante un análisis factorial exploratorio. El número de factores se definió con el análisis paralelo de Horn y con el ajuste con análisis factorial confirmatorio. *Resultados:* se obtuvo una versión reducida de diez ítems agrupados en dos factores que explicaron el 67.13% de la varianza total y un ajuste aceptable [$\chi^2/gl = 3.08$; NFI = 0.94; CFI = 0.95; SRMR = 0.013; RMSEA = 0.080 (IC90%: 0.66-0.10)]. Los ítems discriminan satisfactoriamente; así como el cuestionario, según la variable sexo y grupo ocupacional. El alfa ordinal para incidencias sociopsicológicas de la tensión laboral fue de 0.752 y de 0.931 para tensión inducida por el trabajo; el omega de McDonald fue de 0.867 y 0.965, respectivamente. *Conclusiones:* la nueva versión reducida del cuestionario de tensión posee propiedades métricas aceptables; por tanto, se recomienda su uso para valorar la tensión laboral en trabajadores de salud y estudios de validación.

Palabras clave: estrés laboral; personal de salud; encuestas de salud; psicometría, estudio de validación.

Abstract

Introduction: The high prevalence of stress-related mental disorders among healthcare workers requires timely assessment and intervention. Accordingly, valid, reliable, and easy-to-administer instruments are required for this purpose. This study aimed to adapt and validate the T3/15 Tension Questionnaire by Meliá (1994) in a sample of Peruvian healthcare workers. *Materials and methods:* In this instrumental study, 302 workers from the Peruvian health system selected through stratified random sampling were included. The process included changes in the terminology of some items, content evaluation by judges, and pilot testing. Construct validity was assessed via exploratory factor analysis; the number of factors was defined using Horn's parallel analysis and the fit using confirmatory factor analysis. *Results:* A reduced version of 10 items was finally obtained, which were grouped into two factors that explained 67.13% of the total variance and an acceptable adjustment ($\chi^2/gl = 3.08$; NFI = 0.94; CFI = 0.95; SRMR = 0.013; RMSEA = 0.080 [IC90% = 0.66–0.10]). The items in the questionnaire satisfactorily discriminated according to the variable sex and occupational group. Ordinal alpha for sociopsychological incidences of stress at work was 0.752 and 0.931 for work-induced stress and McDonald's Omega was 0.867 and 0.965, respectively. *Conclusions:* The new reduced version of the stress questionnaire demonstrates acceptable metric properties and hence can be recommended for assessing the state of occupational stress among healthcare workers and validation studies.

Keywords: Workplace stress; healthcare workers; health surveys; psychometry; validation study.

Resumo

Introdução: a alta prevalência de doenças mentais relacionadas a estados de estresse laboral em trabalhadores da saúde requer detecção oportuna. Instrumentos válidos, confiáveis e de fácil administração são necessários para sua avaliação. O objetivo deste trabalho foi adaptar e validar o Questionário de Estresse T3/15 de Meliá (1994), em uma amostra de profissionais de saúde do Peru. *Materiais e métodos:* estudo instrumental, participaram 302 trabalhadores do sistema de saúde peruano, selecionados por amostragem aleatória estratificada. O processo incluiu mudanças na terminologia de alguns itens, avaliação de conteúdo por juízes e teste piloto. A validade de construto foi avaliada pela análise fatorial exploratória, o número de fatores foi definido pela análise paralela de Horn e o ajuste pela análise fatorial confirmatória. *Resultados:* obteve-se uma versão reduzida de dez itens agrupados em dois fatores, que explicaram 67,13% da variância total e um ajuste aceitável ($\chi^2/gl = 3,08$; NFI = 0,94; CFI = 0,95; SRMR = 0,013; RMSEA = 0,080 [90% IC: 0,66-0,10]). Os itens discriminam satisfatoriamente; bem como o questionário de acordo com a variável sexo e grupo ocupacional. O alfa ordinal para incidências sociopsicológicas de estresse no trabalho foi de 0,752 e 0,931 para tensão induzida pelo trabalho, o ômega de McDonald foi de 0,867 e 0,965, respectivamente. *Conclusões:* a nova versão reduzida do questionário de estresse tem propriedades métricas aceitáveis; portanto, seu uso é recomendado para avaliar o estresse no trabalho em trabalhadores da saúde e estudos de validação.

Palavras-chave: estresse no trabalho; pessoal de saúde; questionários de saúde; psicometria, estudo de validação.

Introducción

La crisis sanitaria de alcance global, catalogada por la Organización Mundial de la Salud como una pandemia, es un acontecimiento que puede causar mayor impacto psicológico que los sucesos vitales normales (1,2). En efecto, la incontabilidad de la pandemia y el colapso del sistema sanitario generaron, a su vez, una “pandemia de afecciones psicológicas” que provocaron tensión en los trabajadores de salud (3).

De acuerdo con el modelo de Winnubst, la tensión es una de las consecuencias psicológicas negativas vinculadas con las condiciones objetivas del estrés en el trabajo (4). Por tanto, se ha conceptualizado como una experiencia subjetiva asociada con el estrés en el ámbito laboral. Esta condición subjetiva incluye aspectos cognitivos, emocionales y conductas volitivas que generan pensamientos de preocupación, sensaciones de inquietud, nerviosismo e intranquilidad en el trabajo. La alta tensión laboral es producto de la combinación de una sobrecarga laboral y pocas oportunidades de participación en la toma de decisiones (5). Por otro lado, se ha documentado que el lugar de trabajo donde las personas pasan mayor tiempo impacta en la salud mental de los trabajadores (6). En ese sentido, la tensión laboral puede alterar la salud mental, un componente importante del bienestar de las personas, por su vinculación con la salud ocupacional y general. De ahí que resulte necesario valorarla o detectarla de forma oportuna.

Se han desarrollado instrumentos para medir algunas variables próximas al concepto de tensión, como el Organizational Frustration, de 20 ítems de Spector, y el Cuestionario de Tensión Laboral de Karasek (7,8). No obstante, el Cuestionario de Tensión T3/15, diseñado y validado en España, concebido en una solución unifactorial, ha demostrado propiedades métricas adecuadas, al punto que ha superado en estudios comparativos los cuestionarios internacionales más utilizados para medir la tensión en organizaciones, como el Job Related Tension Index y Anxiety Stress Questionnaire (9,10). Una versión española del cuestionario T3/15, en 3 dominios y 15 reactivos, ha revelado buena validez convergente y de constructo; asimismo, una alta fiabilidad (10). Todavía queda por aclarar la estructura factorial; se debe agregar que no existen estudios de validación en trabajadores de salud para emplearse en organizaciones sanitarias.

En consecuencia, si bien se han diseñado algunos instrumentos dirigidos a medir la variable tensión laboral, la mayoría de estos se han desarrollado en otros idiomas y en poblaciones diferentes. Por lo tanto, es necesario generar instrumentos contextualizados, con adecuadas propiedades métricas y fáciles de administrar en el contexto peruano. Por estas consideraciones, el estudio tuvo como objetivo adaptar y validar el Cuestionario de Tensión T3/15 en una muestra de trabajadores de salud del Perú. Incluyó procesos de validación de contenido, se evaluaron las propiedades métricas y la consistencia interna.

Materiales y métodos

Estudio de diseño de corte transversal. La población fueron trabajadores de salud ($n = 1428$) de hospitales y centros de atención primaria de la Dirección Regional de Salud de Ica (Perú). Se llevó a cabo un muestreo probabilístico estratificado y aleatorio que incluyó dos etapas: primero, con la fórmula matemática para poblaciones finitas, un nivel de confianza del 95 %, una precisión del 5 % y una proporción esperada del 50 %, se estimaron 302 participantes. Luego, se seleccionaron mediante un sorteo seis centros de atención primaria y un hospital, que conformaron los estratos, y se asignó una muestra proporcional en cada uno, basada en el número de trabajadores. Se incluyó personal asistencial de ambos sexos y que aceptaron participar del estudio. Se excluyeron los que dejaron en blanco, al menos, una pregunta del cuestionario.

Instrumentos

Se utilizó una versión española del Cuestionario de Tensión T3/15 (10), compuesto por 15 preguntas de opción de respuesta dicotómica (sí/no), agrupadas en 3 dimensiones (tensión inducida por el trabajo, ítems 1-5; incidencias sociopsicológicas de la tensión laboral, ítems 6-10, y causas e incidencias somáticas de la tensión laboral, ítems 11-15). Se consideraron tres puntos de corte: baja tensión (≤ 5 puntos); moderada tensión (6-10 puntos) y alta tensión (≥ 11 puntos) (10). No obstante, el instrumento concebido inicialmente como un constructo unitario tenía una estructura con múltiples solapamientos que no permitía obtener puntuaciones separadas por componentes (9). Aún persisten cuestiones por aclarar, como la estructura factorial del cuestionario.

Se incluyeron variables generales para caracterizar a la población de estudio y evaluar el poder discriminante: edad, género y grupo ocupacional (médico, enfermera, obstetra, laboratorista, técnico de enfermería, entre otros).

Procedimiento

Se realizaron modificaciones mínimas en los enunciados 4, 10 y 11, para mejorar el entendimiento en la población peruana: “Me siento tan ansioso que durante la jornada estoy deseando que llegue la hora de marcharme”, por “Me siento tan ansioso que durante la jornada laboral estoy deseando que llegue la hora para retirarme”; “Por culpa de mi trabajo tengo trastornos digestivos”, por “Por culpa de mi trabajo tengo problemas de salud”, y “A causa de no poder desempeñar eficazmente mi trabajo me pongo nervioso”, por “A causa de no poder desempeñar bien mi trabajo me pongo nervioso”. Esta propuesta se le presentó a un grupo de 5 expertos, profesionales de la salud con formación de doctorado, quienes no sugirieron modificaciones adicionales. Finalmente, se llevó a cabo una prueba piloto en 45 trabajadores del Centro de Salud La Palma de Ica, para revisar

la comprensión de los ítems. Como resultado de este procedimiento, no hubo otros cambios en la redacción de los reactivos.

La versión adaptada del cuestionario de 15 reactivos se aplicó a los trabajadores de salud. Los datos se recolectaron mediante una encuesta heteroadministrada. Previamente se solicitaron los permisos institucionales respectivos y se les informó a los participantes sobre el propósito del estudio.

Análisis de datos

Para el análisis de datos, la muestra total se dividió aleatoriamente en dos mitades iguales. En la primera submuestra ($n = 151$) se procedió con el estudio de validez de la estructura interna del instrumento, aplicando un análisis de variabilidad de los ítems y considerando aceptables índices de discriminación ≥ 0.20 (11) y el análisis factorial exploratorio (AFE). Con el análisis paralelo de Horn (APH) se determinaron los factores. Este es un método robusto que permite establecer el número de factores independientemente del tamaño muestral.

Se tuvieron en cuenta valores superiores a 0.40 en las comunalidades de los ítems y para las cargas factoriales de 0.30 (12). Por tratarse de un cuestionario con ítems dicotómicos, se ajustaron los análisis a una matriz de correlación tetracórica. Se aplicó la prueba de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin y el test de esfericidad de Bartlett para determinar la factibilidad de realizar el AFE tomando como un correcto ajuste de la muestra promedio y por ítem, cuando los valores fueron superiores a 0.70 (13).

El método de estimación de factores empleado fue el de mínimos cuadrados no ponderados, porque sus mejores resultados se observan con reactivos dicotómicos y la rotación Promin. Se obtuvieron datos descriptivos de cada ítem y se evaluó la consistencia interna mediante alfa ordinal y omega de McDonald. También se estimaron sus intervalos de confianza al 95 %, a fin de garantizar que estos índices superen el mínimo recomendado por la literatura (0.70), para ser considerados un instrumento confiable (14).

En la segunda mitad de la muestra ($n = 151$) se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC). Los índices analizados para comparar los modelos fueron el chi-cuadrado entre los grados de libertad ($[\chi^2]/gl$), el índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error ($RMSEA$), la raíz del residuo cuadrático promedio estandarizado ($SRMR$), el índice de ajuste comparativo (CFI) y el criterio de información de Akaike (AIC). Para un buen ajuste se esperan valores de $(\chi^2)/gl > 2$ (excelente ajuste) y entre 2 y 5 (ajuste razonable), con un $CFI \geq 0.90$, y a partir de 0.95 ajustes excelentes (15); un $RMSEA < 0.06$ (óptimos) y < 0.08 (aceptables) (16); un $SRMR < 0.05$, y se considera que valores inferiores de AIC indican un mejor ajuste respecto a otros modelos (13).

La normalidad se evaluó mediante el estadístico de Kolmogorov-Smirnov y se aplicaron pruebas no paramétricas.

Para el análisis se elaboró una base de datos en el *software* SPSS, versión 25. Se utilizó el *software* Factor, versión 10.3.10, para el AFE y la confiabilidad. El AFC se realizó en el programa LISREL, versión 8.8.

Consideraciones éticas

Se tuvo en cuenta la Declaración de Helsinki, que establece los principios éticos fundamentales para investigación con seres humanos. El estudio fue aprobado por el Comité Institucional de Ética en Investigación del Hospital Santa María del Socorro de la Dirección Regional de Salud Ica.

Resultados

Se encuestaron 302 trabajadores de la salud. La mayoría fueron de género femenino (76.49%); ocupación enfermeros (32.78%). El rango de edad estuvo comprendido entre 23 y 65 años ($M = 42.76$; desviación estándar $[DE] = 9.64$).

Se analizó la estructura interna del Cuestionario de Tensión T3/15, en su versión inicial de 15 reactivos (tabla 1), y el análisis de variabilidad de los ítems reveló que las preguntas 1, 8, 10 y 13 mostraron pobre calidad de los reactivos de acuerdo con el índice de discriminación, con valores menores a 0.2; por tal razón, se decidió eliminarlos. Se constata que todos los ítems restantes son muy homogéneos en términos de varianza y que son adecuados para discriminar entre sujetos con valores distintos, en la variable medida. En el análisis de las comunialidades se comprobó el bajo aporte del reactivo 7 al resultado total; por tal razón, fue eliminado. Como se puede apreciar, se hallaron valores que oscilaron entre 0.45 y 0.83, para todos los reactivos, a excepción del ítem 14; sin embargo, se decidió mantenerlo, debido a que aporta información teórica sobre el constructo evaluado. Desde la perspectiva teórica, al suprimir estos 5 ítems no se pierde la capacidad del instrumento para medir la tensión asociada con el trabajo, ya que el contenido del cuestionario permite capturar la experiencia del individuo en la variable evaluada.

Tabla 1. Análisis paralelo de Horn, varianza y comunalidades

Ítems	Autovalor real	Autovalor promedio aleatorio	Autovalor percentilar aleatorio	Varianza	Comunalidad
1	7.47	1.39	1.48	0.143	0.795
2	1.55	1.30	1.36	0.206	0.835
3	1.15	1.23	1.28	0.250	0.814
4	0.98	1.18	1.21	0.248	0.702
5	0.84	1.12	1.16	0.249	0.472
6	0.65	1.07	1.11	0.241	0.587
7	0.54	1.03	1.06	0.247	0.017
8	0.41	0.98	1.02	0.180	0.462
9	0.35	0.94	0.97	0.249	0.454
10	0.30	0.89	0.93	0.176	0.542
11	0.27	0.85	0.89	0.202	0.655
12	0.21	0.81	0.84	0.236	0.595
13	0.14	0.76	0.80	0.176	0.568
14	0.07	0.71	0.76	0.233	0.238
15	0.02	0.66	0.71	0.204	0.554

Posteriormente se realizó el AFE, únicamente con 10 de los 15 reactivos del cuestionario. Los resultados de la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 2113.1$; $gl = 45$; $p < 0.000$) mostraron que los ítems eran dependientes; entre tanto, el índice Kaiser-Meyer-Olkin (0.808) indicó una buena adecuación muestral y correlación entre los reactivos, lo cual aconseja su factorización. El APH sugirió retener dos factores, siempre que el autovalor real supere el autovalor aleatorio. El primer factor explicó el 53.69% de la varianza; mientras que el segundo factor, el 13.44%. Los dos factores obtenidos explicaron el 67.13% de varianza total. Las cargas factoriales fueron superiores a 0.30. Otros elementos tenidos en cuenta fueron la coherencia teórica del ítem para el factor y el número de ítems por factor. El primer componente “Incidencias sociopsicológicas de la tensión laboral” (IPTL) quedó conformado por los ítems 11, 12, 14 y 15, y el segundo “Tensión inducida por el trabajo” (TIT) agrupa los ítems 2, 3, 4, 5, 6 y 9 (tabla 2).

Tabla 2. Cargas factoriales y varianza de los reactivos en dos dominios del Cuestionario de Tensión

n.º	Preguntas/dimensión	Factor 1		Factor 2	
		Carga factorial	Varianza	Carga factorial	Varianza
Incidencias sociopsicológicas de la tensión laboral					
11	A causa de no poder desempeñar bien mi trabajo me pongo nervioso	0.824	0.202	---	---
12	Cuando no puedo terminar mi trabajo, me pongo nervioso	0.810	0.236	---	---
14	Me siento intranquilo e irritable a causa de mis jefes	0.452	0.233	---	---
15	El nerviosismo que me produce mi trabajo afecta mis relaciones familiares	0.635	0.204	---	---

Continúa

n.º	Preguntas/dimensión	Factor 1		Factor 2	
		Carga factorial	Varianza	Carga factorial	Varianza
Tensión inducida por el trabajo					
2	Estoy ansioso, tenso y preocupado a causa de mi trabajo	---	---	0.834	0.206
3	Me agobia pensar en la jornada de trabajo	---	---	0.944	0.250
4	Me siento tan ansioso que durante la jornada laboral estoy deseando que llegue la hora de para retirarme	---	---	0.882	0.248
5	Cuando acabo de trabajar me siguen preocupando los problemas de trabajo	---	---	0.669	0.249
6	Me siento nervioso en mi trabajo	---	---	0.770	0.241
9	Hay veces que tengo dificultades para dormir a causa de mi trabajo	---	---	0.641	0.249

A continuación, con el fin de verificar la idoneidad del modelo propuesto en comparación con los modelos alternativos, se realizó un análisis de ecuaciones estructurales, donde se estudiaron los coeficientes del modelo obtenido de dos factores con 10 reactivos (M3); así como el análisis de tres modelos competitivos: el M1, de base unifactorial con 15 reactivos (versión original); el M2, con 15 reactivos que cargan a dos factores, y el modelo unifactorial (M4), de 9 reactivos, en el cual se excluyeron los ítems 1, 8, 10 y 13 que evidenciaron índices de variabilidad menores a 0.20, además de los ítems 7 y 14. El razonamiento para utilizar un modelo base unifactorial es evaluar si todos los reactivos del cuestionario representan un solo factor o no. De ahí que al evaluar los modelos 1, 2 y 4 no se encontraran evidencias estadísticas que confirmaran un buen ajuste; esto sugiere que los reactivos del cuestionario no representan un único factor. Por tal razón, se evaluó el modelo bidimensional (M3), que consta de dos factores y mostró índices de bondad de ajustes aceptables, que confirman la estructura interna del instrumento (tabla 3).

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste de los modelos del cuestionario de tensión

Modelos	χ^2	gl	χ^2/gl	Modelo AIC	NNFI	CFI	SRMR	RMSEA	IC90%
M1	387.78	90	4.30	447.78	0.92	0.93	0.015	0.105	[0.094-0.12]
M2	298.51	76	3.92	356.51	0.94	0.94	0.014	0.098	[0.086-0.11]
M3	105.14	34	3.08	149.14	0.94	0.95	0.013	0.080	[0.066-0.10]
M4	150.54	27	5.57	186.54	0.91	0.95	0.016	0.123	[0.10-0.14]

AIC: criterio de información de Akaike; NNFI: Non-Normal Fit Index; CFI: índice de ajuste comparativo; SRMR: residuo cuadrático promedio estandarizado; RMSEA: la raíz de cuadrados medios del error.

Se encontraron correlaciones significativas y directas entre la variable tensión laboral y la dimensión IPTL ($Rho = 0.751$; $p = 0.000$), TIT ($Rho = 0.932$; $p = 0.000$). En general, se observaron puntuaciones en las subescala de IPTL, de 0 a 4, y de TIT, de 0 a 6, y no mostraron una distribución normal en la prueba de Kolmogorov-Smirnov [KS]; por tanto, se estimaron medidas de tendencia central y de dispersión para datos ordenados. Para IPTL, la $M = 2.55$ y $DE = 1.04$ ($KS = 0.211$; $p = 0.000$), y las medidas para datos ordenados son $Me = 3.0$, $RIC = 2.00-3.00$. Para TIT, la $M = 4.05$ y $DE = 1.94$ ($KS = 0.150$; $p = 0.000$) y las medidas para datos ordenados son $Me = 5.00$ y $RIC = 3.00-6.00$.

Al comparar la tensión laboral con el género, las mujeres puntuaron más alto y de manera significativa. Por grupo ocupacional, las diferencias fueron significativas con la prueba H de Kruskal-Wallis ($H = 11.67$; $gl = 5$; $p = 0.040$), siendo mayor el estado de tensión en las enfermeras. No obstante, por grupos etarios las diferencias no fueron estadísticamente significativas.

El alfa ordinal para el factor IPTL fue de 0.752 ($ic95\% = 0.562-1.000$), y para la dimensión TIT, de 0.931 ($ic 95\% = 0.745-1.000$). Estos resultados se corroboraron mediante el cálculo del omega de McDonald, el cual arrojó un valor de 0.867 para la primera dimensión y de 0.965 para la segunda, respectivamente.

Discusión

El propósito del estudio fue realizar la adaptación y validación del Cuestionario de Tensión Asociada al Trabajo T3/15 en una muestra de trabajadores de salud del Perú. Cuando se diseñó el cuestionario en mención, se utilizó el concepto *tensión asociada al desempeño del trabajo*, en lugar de *ansiedad asociada al desempeño del trabajo*, pues el término *tensión* es de uso tradicional en la literatura de estrés de rol, en el mundo de las organizaciones o en el empresarial y porque tiene menos resonancias clínicas o patológicas (9). El instrumento inicial fue diseñado para ofrecer una medida global, sencilla y económica de la tensión asociada al trabajo, en cualquier tipo organización (9). No obstante, se desconocía la validez de contenido, constructo y confiabilidad, para ser aplicada en trabajadores de organizaciones de salud.

En esta investigación, el APH sugirió para trabajadores de salud dos factores que se denominaron IPTL y TIT, a diferencia de los tres factores identificados por González et al. (10), en un análisis exploratorio de componentes principales del cuestionario T3/15. El primer factor fue denominado *tensión inducida por el trabajo*; el segundo, *incidencias sociopsicológicas de la tensión laboral*, y el tercero, *causas e incidencias somáticas de la tensión laboral*. No se utilizó únicamente un análisis factorial confirmatorio, porque la calidad de la variabilidad de algunos ítems no era la adecuada, según la literatura, y porque la versión original del

instrumento reporta tener un constructo unidimensional (9,11). Todavía existen cuestiones por dilucidar como la estructura factorial.

El AFE permitió establecer la distribución de los diez ítems y los factores (por tanto, será denominado Cuestionario de Tensión T2/10). El ítem con mayor importancia en la medición de la tensión asociada con el trabajo fue IPTL, con las mayores cargas factoriales. Por otro lado, el AFC mostró un ajuste aceptable del modelo bifactorial, de acuerdo con los estándares requeridos (16).

En relación con la consistencia interna del Cuestionario de Tensión T2/10, muestra buena confiabilidad por el alfa ordinal para el primer y segundo factor; así como por el omega de McDonald. Estos resultados son similares a los reportados por García et al., para el Inventario de Estrés Ocupacional ($\alpha = 0.88$), y González et al., para el Cuestionario de Tensión T3/15 ($\alpha = 0.784$), el Anxiety-Stress Questionnaire ($\alpha = 0.744$) y superiores al Job Related Tensión Scale ($\alpha = 0.585$) (10,17).

Como era de esperarse, las dimensiones IPTL y TIT se encuentran correlacionadas significativamente, y son complementarias a la hora de evaluar la tensión asociada al trabajo.

Por otra parte, se encontró una variabilidad aceptable en los ítems, además de que el cuestionario discrimina adecuadamente según la variable sexo y grupo ocupacional. La validez discriminante permite establecer la relación entre las puntuaciones del cuestionario y variables externas, para demostrar que la prueba diferencia entre subgrupos de participantes (18,19). El cuestionario T2/10 discriminó entre grupos de variables de caracterización.

Se procuran unos primeros baremos generales para facilitar su aplicabilidad; de modo que puntuaciones ≤ 4 puntos indican baja tensión; 5-7, moderada tensión, y ≥ 8 , alta tensión del cuestionario de opción de respuesta dicotómica (sí = 1/no = 0).

En las limitaciones del estudio se puede debatir si los trabajadores de salud de una región sanitaria son válidamente representativos del Perú. Esto debe evaluarse en próximos estudios con un tamaño de muestra mayor, que incluyan todos los establecimientos del sistema sanitario peruano. Se debe considerar, además, un test-retest y un análisis de sensibilidad al cambio. No obstante, se aplicaron métodos robustos para una versión de acuerdo con las exigencias actuales en psicometría, que sugieren son ideales instrumentos cortos dada su estabilidad, desempeño y precisión al evaluar un constructo (20). Además, la brevedad del cuestionario facilita la recolección de datos, al disminuir el tiempo de respuesta en su aplicación.

Recomendamos aplicar el cuestionario en contextos diversos, para verificar si podría considerarse un índice internacional de tensión laboral, que permita hacer investigaciones comparativas o transculturales.

En conclusión, el Cuestionario de Tensión T2/10, en su versión reducida, muestra índices de confiabilidad y validez dentro de lo esperado. Esto se demostró al observar la consistencia interna y la validez de constructo, examinada a través de un análisis de variabilidad, correlación y factores confirmatorios con ecuaciones estructurales. Las propiedades psicométricas

demuestran que el instrumento es apropiado y sirve de manera fiable para valorar la tensión asociada al trabajo; por tanto, se recomienda su uso en futuras investigaciones.

Contribución de los autores

Todos los autores participaron en la elaboración y ejecución de la investigación, así como en la redacción del artículo.

Descargos de responsabilidad

Las opiniones expresadas en este artículo son nuestras y no constituyen una posición oficial de las instituciones. Se declara que el financiamiento de esta investigación se realizó con fondos propios de los autores.

Conflicto de intereses

Ninguno declarado.

Referencias

1. Sohrabi C, Alsafi Z, O'Neill N, Khan M, Kerwan A, Al-Jabir A, et al. World Health Organization declares global emergency: a review of the 2019 novel coronavirus (COVID-19). *Int J Surg*. 2020;76:71-6. <https://doi.org/10.1016/j.ijisu.2020.02.034>
2. Ozamiz-Etxebarria N, Dosil-Santamarña M, Picaza-Gorrochategui M, Idoiaga-Mondragón N. Niveles de estrés, ansiedad y depresión en la primera fase del brote del COVID-19 en una muestra recogida en el norte de España. *Cad Saúde Pública*. 2020;36(4):1-9. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00054020>
3. Becerra-Canales B, Becerra-Huamán D. Ansiedad ante la muerte en adultos peruanos, durante la pandemia de la COVID-19. *Rev Cubana Enferm*. 2020;36.
4. Winnubst L. Stress in organizations. En: Drenth PJD, Thierry H, De Wolff CJ, editores. *Handbook of work and organizational psychology*. East Sussex (UK): Psychology Press; 1984.
5. Molina-Torres M. Asociación entre hipertensión arterial y alta tensión laboral: un meta-análisis de estudios observacionales. *Arch Prev Riesgos Labor*. 2016;19(4):236-8. <https://doi.org/10.12961/aprl.2016.19.04.6>

6. Organización Mundial de la Salud. La salud mental en el trabajo [internet]. 2022. Disponible en: <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/mental-health-at-work>
7. Spector P. Relationships of organizational frustration with reported behavioral reactions of employees. *J Appl Psychol*. 1975;60(5):635-7. <https://doi.org/10.1037/h0077157>
8. Karasek R A, Theorell T. *Healthy works*. New York: Basic; 1990.
9. Meliá JL. La medición de la tensión en el trabajo. *Rev Psicol Trab Organ*. 1994;10(28):17-38.
10. González V, Espejo B, Lloret S. Análisis y comparación de las propiedades psicométricas de una medida mono-ítem de la tensión laboral. *Rev Psicol Trab Organ*. 1993;9:165-72.
11. Ebel R, Frisbie D. *Essentials of education measurement*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall; 1986.
12. Smits I, Timmerman M, Barelds D, Meijer R. The Dutch symptom checklist-90-revised: is the use of the subscales justified? *Eur J Psychol Assess*. 2015;31(4):263-71. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000233>
13. Medrano L, Muñoz-Navarro R. Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Rev Digit Invest Docencia Univ*. 2017;11(1):216-36. <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.11.486>
14. Domínguez-Lara S, Merino-Soto C. Una modificación del coeficiente alfa de Cronbach por errores correlacionados. *Rev Méd Chile*. 2017;145(2):269-74. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872017000200018>
15. Tabachnick B, Fidell L. *Using multivariate statistics*. 7.^a ed. Boston: Pearson; 2019.
16. Martínez-López P, Conchado-Peiró A, Andreu-Vaillo Y, Galdón-Garrido M. Psychometric properties of the Brief Symptom Inventory-18 in a heterogeneous sample of adult cancer patients. *Rev Latinoam Psicol*. 2019;51(1):1-8. <https://doi.org/10.14349/rlp.2019.v51.n1.1>
17. García M, Vélez H. Exploración de las características psicométricas del inventario de estrés ocupacional-osi para el contexto colombiano. *Psicogente*. 2018;21(39):140-61. <https://doi.org/10.17081/psico.21.39.2828>
18. Izquierdo-Cárdenas S, Caycho-Rodríguez T, Barboza-Palomino M, Reyes-Bossio M. Insatisfacción corporal en mujeres universitarias: nuevas evidencias psicométricas del Body Shape Questionnaire de 14 ítems (BSQ-14). *Cuad Psicol Deporte*. 2021;21(2):112-26. <https://doi.org/10.6018/cpd.432521>
19. Foisy A, Perrier A. Metodología de la investigación en podología (1/3): del diseño a la redacción. *EMC-Podología*. 2021;23(2):1-13. [https://doi.org/10.1016/S1762-827X\(21\)45091-1](https://doi.org/10.1016/S1762-827X(21)45091-1)
20. Campo-Arias A, Herazo E, Oviedo H. ¿Realmente es demasiado corto? Versión breve del cuestionario de adicción a redes sociales (ARS-6). *Health Addict*. 2020;20(2):105-18. <https://doi.org/10.21134/haaj.v20i2.536>