

Artículo de Investigación

## Escala de Estrés Laboral de la OIT-OMS en Trabajadores de la Macroregión Sur del Perú: Propuesta de una Versión Breve

Walter L. Arias-Gallegos<sup>1\*</sup>, Aaron Caycho-Caja<sup>2</sup>, Emily Medina Núñez<sup>3</sup>, Danery G. Álvarez Achahuanco<sup>3</sup>,  
José L. Valdivia Caballero<sup>3</sup> & Renzo Rivera Calcina<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Universidad Católica San Pablo, Arequipa, Perú, <sup>2</sup>Universidad San Martín de Porres, Lima, Perú, <sup>3</sup>Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Arequipa, Perú

\*Correspondencia: [warias@ucsp.edu.pe](mailto:warias@ucsp.edu.pe)

### Información Artículo

Recibido:  
22-IV-2026

Aceptado:  
12-VI-2026

### Palabras Clave:

Estrés Laboral,  
Validez,  
Confiabilidad,  
Invarianza de  
Medición, Salud  
Ocupacional

### RESUMEN

**Introducción:** En el presente estudio se analizan las propiedades psicométricas de la Escala de Estrés Laboral OIT-OMS (Ivancevich, & Mateson, 1989), que consta de 25 ítems distribuidos en siete factores: Clima organizacional, Estructura organizacional, Territorio organizacional, Tecnología, Influencia del líder, Falta de cohesión y Respaldo del grupo. **Método:** Para ello se aplicó el instrumento a una muestra de 545 trabajadores de la Macroregión Sur del Perú, y se analizó su estructura interna en cinco modelos, tres tomados de estudios previos mediante análisis factorial confirmatorio. **Resultados:** Los resultados arrojaron una estructura unidimensional de cinco ítems con adecuados índices de bondad de ajuste y consistencia interna ( $\alpha=.76$ ;  $\omega=.79$ ). **Discusión:** Se concluye que la Escala de Estrés Laboral cuenta con evidencias de validez, confiabilidad e invarianza en función del sexo.

### International Labour Organization–World Health Organization Occupational Stress Scale in Workers from the Southern Macroregion of Peru: Proposal of a Brief Version

### ABSTRACT

**Background:** This study analyzes the psychometric properties of the ILO-WHO Job Stress Scale (Ivancevich & Mateson, 1989), which consists of 25 items distributed across seven factors: Organizational Climate, Organizational Structure, Organizational Territory, Technology, Leader Influence, Lack of Cohesion, and Group Support. **Method:** The instrument was administered to a sample of 545 workers from the Southern Macroregion of Peru, and its internal structure was analyzed using five models, three of which were derived from previous studies through confirmatory factor analysis. **Results:** The results showed a unidimensional structure of five items with adequate goodness-of-fit indices and internal consistency ( $\alpha = .76$ ;  $\omega = .79$ ). **Discussion:** It is concluded that the Job Stress Scale has evidence of validity, reliability and invariance based on gender.

### Keywords:

Occupational Stress,  
Validity, Reliability,  
Measurement  
Invariance,  
Occupational Health

Citar como: Arias-Gallegos, W.L., Caycho-Caja, A., Medina Núñez, E., Álvarez Achahuanco, D.G., Valdivia Caballero, J.L., & Rivera Calcina, R. (2025). *Revista Interamericana de Psicología Ocupacional*, 40, 159-170. <https://doi.org/10.71332/kjrwj04>

## Introducción

El estrés puede ser definido como un estado de tensión que ocurre cuando se rompe la homeostasis del organismo. Las primeras teorías sobre el estrés, fueron formuladas por Hans Selye en la década de 1920, quien se centró en la respuesta al estrés, estableciendo tres etapas: alarma, resistencia y agotamiento (Selye, 1960). La etapa de alarma implica el choque inicial con el estresor que activa el eje hipotálamo-hipofisio-suprarrenal, que libera adrenalina y cortisol en el organismo desencadenando la sintomatología psicofisiológica. En la etapa de resistencia se movilizan recursos personales para hacer frente al estrés, que todavía no se experimenta de forma negativa, sino que puede actuar como un motivador. Finalmente, la etapa de agotamiento ocurre cuando los esfuerzos implementados no consiguen mitigar el estrés y entonces el organismo empieza a sentir malestar, es decir, el estrés se torna negativo, lo que se conoce como distrés (Cólica, 2017).

Durante las década de 1960 empiezan a surgir teorías del estrés centradas en los estresores, resaltando el modelo teórico de Thomas Holmes quien distingue entre los estresores vitales y los estresores cotidianos. Los estresores cotidianos son aquellos que se experimentan de forma constante y no son tan intensos, mientras que los estresores vitales generan cambios y afecciones profundas en la vida de las personas, y por tanto, se asocian con mayor desgaste físico y mental (Holmes, & Rahe, 1967).

Para la década de 1980, toma fuerza la teoría transaccional del estrés, que sugiere que los estresores y las características psicosociales de las personas interactúan, determinando la evaluación de la situación estresante así como los recursos que se dispone para hacerle frente. De ahí que se introduce el constructo de afrontamiento, entendido como los esfuerzos cognitivos y conductuales que emplea el individuo para hacer frente al estrés (Lazarus, & Folkman, 1986). En ese sentido, los rasgos de personalidad pueden jugar un rol moderador del estrés, ya que se ha reportado que la extroversión constituye un factor protector frente al estrés, y el neuroticismo lo agrava, afectando el despliegue de la persona en los diversos ámbitos de la convivencia humana (Moreno et al., 2008).

Así pues, cuando el estrés tiene su ocurrencia en entornos laborales o está vinculado con ciertas condiciones y/o variables organizacionales se habla de estrés laboral (Cólica, 2017). Entre las condiciones laborales que propician el estrés se ha reportado la sobrecarga laboral, la falta de recursos de apoyo en el

trabajo, la ambigüedad de rol, la insatisfacción con las relaciones interpersonales, la inestabilidad y la precariedad laboral, las limitaciones en la promoción y las posibilidades de ascenso, el conflicto familia-trabajo, la percepción de injusticias y el hostigamiento laboral, etc. (Ivancevich, & Matteson, 1965); que tienen un efecto negativo en el desempeño profesional, la salud, la seguridad y el bienestar del trabajador; mediados por el estrés (Ivancevich, & Matteson, 1989). De hecho, ciertas variables personales como el sexo femenino, una mayor edad, la condición física como el sobrepeso se han asociado al estrés (Hoffmeister et al., 2014).

Asimismo, también se han propuesto diversas teorías que explican el estrés laboral que enfatizan algunos de los aspectos organizacionales aludidos. La teoría de Frankenhaeuser se centra en los esfuerzos por afrontar el estrés laboral y las respuestas diferenciales de distrés (Frankenhaeuser, & Gardell, 1976). La teoría esfuerzo-recompensa de Siegrist señala que cuando los esfuerzos desplegados por el trabajador no son reconocidos el riesgo de padecer estrés se incrementa notablemente (Siegrist, & Li, 2020). La teoría de Karasek plantea que la relación entre las demandas y el control del que disponen los trabajadores determinan ambientes de trabajo pasivos, activos, de baja tensión o altamente estresantes (Karasek, 1979). La teoría de Bakker enfatiza que la falta de adecuación de la persona a su ambiente laboral es el factor determinante de la ocurrencia del estrés en el trabajo (Bakker, & De Vries, 2021).

Ahora bien, con la finalidad de medir y evaluar el estrés laboral se han diseñado diversos instrumentos como el *Occupational Stress Questionnaire* (OSQ, Elo et al., 1992), el *Job Stress Survey* (JSS, Vagg, & Spielberger, 1999), el *Job Content Questionnaire* (JCQ, Karasek, 1985), el *Efford-Reward Imbalance* (ERI, Stanhope, 2017), el *Social Readjustment Rating Scale* (Holmes, & Rahe, 1967), o el *International Labor Organization* (ILO, Ivancevich, & Matteson, 1989), también conocido como *Stress Diagnostic Survey* que en español se ha traducido como Escala de Estrés Laboral de la OIT-OMS. El presente estudio tiene por objetivo analizar las propiedades psicométricas de este instrumento, tales como la validez, la confiabilidad y la invarianza factorial en dos muestras de la Macroregión sur del Perú.

Escala de Estrés Laboral fue creada originalmente por Ivancevich y Matteson (1989), y constaba originalmente de 30 ítems. La escala fue diseñada en base a la teoría de esfuerzo-recompensa de Siegrist y en coordinación con la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y la Organización Mundial de la Salud

(OMS) se aplicó a 38,072 trabajadores de diversos sectores laborales de todo el mundo, reduciéndose a 25 ítems distribuidos en siete factores: Clima organizacional (ítems 1, 10, 11, 20), Estructura organizacional (ítems 2, 12, 16, 24), Territorio organizacional (ítems 3, 15, 22), Tecnología (4, 14, 25), Influencia del líder (ítems 5, 6, 13, 17), Falta de cohesión (ítems 7, 9, 18, 21) y Respaldo del grupo (ítems 8, 19, 23).

La escala se ha validado en diversos países de habla hispana. En México, se aplicó a 254 trabajadores de servicios de salud, reportándose dos factores mediante análisis factorial exploratorio (AFE) que explicaron el 43.55% de la varianza total de la prueba. Estos factores fueron Condiciones organizacionales con 21 ítems y Procesos administrativos con 4 ítems, mientras que la confiabilidad se obtuvo mediante la prueba Alfa de Cronbach que tuvo un índice de .921 (Medina et al., 2007). El 2010, se reportó una confiabilidad de .91 en una muestra de 67 trabajadores del sector salud de Venezuela (Sanabria, & Rojas, 2010), mientras que en Ecuador, Álvarez-Silva y Espinoza-Samaniego (2019) la aplicaron a 243 trabajadores de una compañía comercial, obteniendo una estructura interna de siete factores con un índice de confiabilidad de .93. En España, se aplicó a una muestra multiocupacional de 1,533 trabajadores, y tras procesar los datos con análisis factorial confirmatorio (AFC) se determinó una estructura unidimensional con un índice de confiabilidad de .961, calculado con la prueba Alfa de Cronbach (Martínez-Torvisco et al., 2022).

En Perú también se cuenta con una validación, que implicó la aplicación de la escala a 203 trabajadores que se desempeñaban como asesores telefónicos en la ciudad de Lima. Por medio de análisis factorial exploratorio se obtuvo una estructura interna de dos factores que explicaron el 64.71% de la varianza total de la prueba. El primer factor estuvo compuesto por los ítems 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 15, 17, 21 y 24; denominándose Superiores y recursos. El segundo factor abarcó los ítems 8, 9, 10, 11, 12, 13, 16, 18, 19, 20, 22, 23 y 15; denominándose Organización y equipo de trabajo. La confiabilidad se estimó mediante la prueba Alfa de Cronbach con un índice de .932, y se calcularon los baremos para la puntuación global del instrumento en cuatro niveles: Bajo, promedio bajo, promedio alto y Alto (Suárez, 2013).

A pesar de que se cuenta con una validación en Perú, el AFE aplicado no reporta el método de extracción utilizado, y tampoco se obtuvieron índices de confiabilidad para los factores resultantes como ocurre con los estudios de México y Ecuador. Por

tanto, estas deficiencias, así como el tamaño de la muestra y que la misma provenga de una empresa de Lima, justifican que se analicen las propiedades psicométricas del instrumento en otras regiones del país con métodos más robustos para el análisis de datos. Por ello, en la presente investigación se aplicará el AFC y se calculará la invarianza factorial en función del sexo de los participantes, que provienen de dos ciudades de la Macroregión sur del Perú.

## Método

### Diseño de Investigación

El presente es un estudio instrumental (Ato et al., 2013) ya que se pretende identificar la estructura factorial de la Escala de Estrés Laboral OIT-OMS y su invarianza.

### Participantes

Se empleó un muestreo no probabilístico y se seleccionaron dos muestras de la Macroregión sur del Perú. La primera muestra ( $N_1= 250$ ) se recolectó de una municipalidad distrital de la ciudad de Arequipa entre los 23 y 78 años ( $M= 40$ ;  $DE= 8.45$ ), de los cuales el 68.8% son de sexo femenino y el 31.2% de sexo masculino. Asimismo, el 36.4% tienen el estado civil soltero, el 16.8% casado, el 0.4% divorciado, el 45.6% convivientes y el 0.8% separado. En esta muestra el 36% tiene un grado de instrucción secundarios; el 17.2% estudios técnicos completos el 1.6%, estudios técnicos incompletos, el 37.6% estudios universitarios completos, el 1.2% estudios universitarios incompletos, el 3.2% estudios de maestría y el 3.2% estudios de doctorado.

La segunda muestra ( $N_2= 330$ ) corresponde a trabajadores de una entidad financiera de la ciudad del Cuzco, entre los 20 y 58 años ( $M= 35.5$ ;  $DE= 0.50$ ); el 50.6 son de sexo masculino y el 49.4% de sexo femenino. Respecto al estado civil, el 62.4% tienen el estado civil soltero, el 29.4% casado, el 6.1% conviviente, 0.6% separado, 1.2% divorciado, y 0.3% viudo. En relación al grado instrucción, el 1.2% tiene estudios técnicos concluidos, el 1.5% estudios universitarios incompletos, un 65.5% estudios universitarios completos, un 11.5% estudios de maestría incompletos y un 20.3% estudios de maestría completados.

### Instrumento

Se empleó la *Escala de Estrés Laboral de la OIT-OMS* (Ivancevich, & Mateson, 1989), que contiene 25

preguntas con siete alternativas de respuestas (1 – 7) que miden siete dimensiones llamadas clima, estructura, territorio, tecnología, influencia, falta de cohesión y respaldo de grupo (Ivancevich & Mateson, 1989). Esta escala también se ha validado en España como una medida unidimensional (Martínez-Torvisco et al. (2022). En Perú, Suárez (2013) realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) en una muestra de trabajadores de atención al cliente y ventas de Lima, encontrando una medida de dos dimensiones llamadas a) Superiores y recursos y b) Organización y equipo de trabajo, las cuales explican un 64.71% de la varianza, aunque en este AFE el gráfico de sedimentación sugiere una dimensión. Respecto a la fiabilidad, el estudio peruano reporta coeficientes alfa elevados en la dimensión Superiores y recursos ( $\alpha=.95$ ) y Organización y equipo de trabajo ( $\alpha=.95$ ).

### Procedimiento

En primer lugar, se procedió a solicitar los permisos correspondientes a las autoridades de la municipalidad distrital de Arequipa y de la entidad financiera de Cuzco. Posteriormente, se coordinó con las instancias pertinentes para fijar las fechas y horarios de la aplicación del instrumento. Previo a su aplicación, se explicaron los objetivos de la investigación y se les solicitó llenar el consentimiento informado en el que se garantiza la confidencialidad de los datos. La recolección de datos se realizó entre los meses de junio y agosto del año 2025, y luego se procedió con la codificación y análisis estadístico de los datos.

### Análisis de Datos

Los análisis se realizaron empleando el software libre R Studio (R Studio Team, 2025) y se empleó la librería EGAnet (Golino, & Christensen, 2024) y lavaan (Rosseel et al., 2018). Adicionalmente, se utilizó una hoja de cálculo de Excel versión 16.0 (Microsoft Corporation, 2018). Inicialmente, se empleó la distancia D de Mahalanobis para retirar datos atípicos correspondientes a respuestas inconsistentes ( $D^2 = 52.62$ ) (Uriel, & Aldás, 2005). Luego, se procedió a describir la media, la desviación estándar, la asimetría y la curtosis de cada una de los ítems considerando que, éstos se encuentren en un rango aceptable ( $\pm 1.5$ ).

Para determinar la unidimensionalidad del instrumento, se aplicó un análisis exploratorio de grafos (EGA) orientado a establecer conexiones (*edges*) a partir de variables observables o nodos (Epskamp et al., 2018). En tal sentido, se empleó el método de operador gráfico de selección y contracción

mínima absoluta (GLASSO) considerando correlaciones de Spearman y con el algoritmo Louvain, el cual permite identificar las comunidades presentes. A partir de la técnica de muestreo repetido por *bootstrap* (BootEGA) (Christensen, & Golino, 2021), se analizó la consistencia estructural de las comunidades y la estabilidad de los ítems considerando 1000 réplicas. Los distintos remuestreos realizados permiten identificar la proporción de veces en las que se puede replicar las dimensiones o ítems esperando que estas superen el 75% de ocasiones (Christensen, & Golino, 2021). Se añadieron análisis descriptivos adicionales de la consistencia estructural.

Con la cantidad de comunidades identificada y considerando los modelos propuestos en la revisión de la literatura, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC). Éste se empleó con el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderado robustos (ULSMV) para variables ordinales, el cual se ha reportado más preciso que otros estimadores (Forero et al., 2009). El ajuste de cada modelo propuesto fue evaluado a partir de los índices recomendados ( $RMSEA \leq 0.07$ ;  $SRMR \leq 0.08$ ;  $CFI \geq 0.92$ ;  $TLI \geq 0.92$ ) (Hair et al., 2014; Hu, & Bentler, 1998). También se evaluó la correlación entre los residuos de los modelos propuestos a partir de un punto de corte de 2.5, considerando valores superiores a 0.40 como inaceptables (Hair et al., 2014). Los valores superiores a estos puntos de corte harían referencia a una varianza específica compartida entre ítems que atenta contra el supuesto de independencia de los residuos. El análisis se complementó con la observación de colinealidad a partir de la matriz de correlaciones policóricas de los ítems. La fiabilidad se reportó a partir de las pruebas Alfa de Cronbach y Omega de McDonald ( $\alpha/\omega > .70$ ).

También se realizó una correlación de Pearson entre los puntajes directos de la forma breve y extensa unidimensionales para respaldar su equivalencia. No obstante, considerando que existe una varianza espuria compartida entre los ítems que comparten ambas versiones, se aplicó la corrección de Levy (1967) al coeficiente de correlación. El coeficiente obtenido se interpretó desde un enfoque de magnitud de efecto (Cohen, 1988).

Finalmente, se puso a prueba la invarianza factorial según el género desde un enfoque multigrupo, en el cual a un modelo base o configural se le va restringiendo de manera acumulativa umbrales, cargas factoriales y residuos (Millsap, & Tein, 2004; Liu et al., 2017). En tal sentido, se compararon cada uno de los modelos con las restricciones señaladas a partir de la diferencia entre

estos con los criterios brindados por Chen (2007):  $\Delta$  CFI < .01 y  $\Delta$  RMSEA  $\leq$  .015.

## Resultados

### Análisis Descriptivo Preliminar

Se aplicó la distancia D de Mahalanobis para el tratamiento de los datos atípicos tanto en la primera ( $N_1=250$ ) como en la segunda muestra ( $N_2=330$ ), por lo cual se retiraron 8 y 27 participantes, respectivamente. Luego, de esto las muestras quedaron con  $N_a=242$  y  $N_b=303$  participantes cada una. Luego, se reportó la media, la desviación estándar, la asimetría y la curtosis de los ítems de cada muestra. Respecto a la asimetría y la curtosis, éstas se mantuvieron en el rango aceptable ( $\pm 1.5$ ), con tendencia simétrica.

Tabla 1  
Estadísticos descriptivos de la Escala de Estrés Laboral OIT-OMS

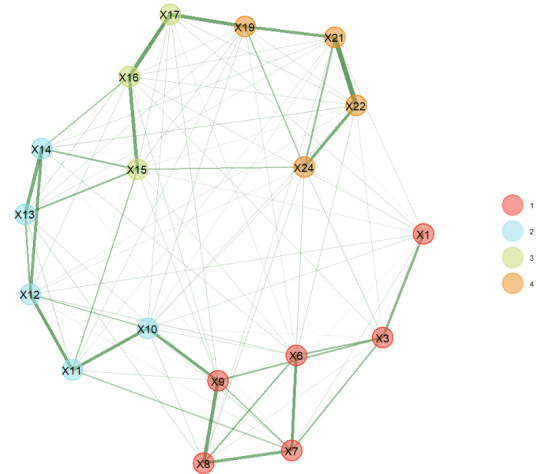
Ítem	Muestra 1 ( $N_a=242$ )				Muestra 2 ( $N_b=303$ )			
	M	DE	g1	g2	M	DE	g1	g2
X1	4.61	1.14	-0.4	1.38	3.13	1.49	0.41	-0.6
X2	4.04	1.23	0.57	0.83	3.09	1.52	0.46	-0.5
X3	3.86	1.37	0.68	0.27	2.48	1.46	1.13	0.78
X4	3.62	1.4	0.76	0.28	3.63	1.65	0.23	-0.8
X5	3.54	1.49	0.7	0.15	2.8	1.73	0.8	-0.4
X6	3.65	1.33	0.87	0.62	2.32	1.73	1.18	0.21
X7	3.55	1.42	0.76	0.34	2.54	1.62	0.98	0.09
X8	3.51	1.4	0.74	0.35	2.49	1.63	1.03	0.12
X9	3.58	1.43	0.75	0.41	2.78	1.45	0.42	-0.8
X10	3.5	1.39	0.89	0.67	2.97	1.43	0.52	-0.3
X11	3.54	1.42	0.8	0.49	2.91	1.57	0.66	-0.4
X12	3.49	1.37	0.77	0.46	2.60	1.45	0.89	0.14
X13	3.48	1.42	0.83	0.49	2.53	1.48	0.8	-0.3
X14	3.46	1.4	0.81	0.48	3.00	1.69	0.47	-0.8
X15	3.52	1.38	0.82	0.67	2.86	1.73	0.7	-0.5
X16	3.5	1.42	0.61	0.23	3.84	1.85	0.2	-1.1
X17	3.55	1.44	0.95	0.55	2.68	1.68	0.79	-0.5
X18	3.55	1.43	0.76	0.23	2.97	1.75	0.68	-0.5
X19	3.57	1.45	0.83	0.33	2.69	1.66	0.89	-0.2
X20	3.52	1.39	0.76	0.24	2.72	1.65	0.82	-0.2
X21	3.55	1.44	0.8	0.43	2.79	1.62	0.87	-0.1
X22	3.49	1.4	0.68	0.29	2.19	1.45	1.26	0.79
X23	3.56	1.45	0.83	0.46	2.65	1.68	0.94	-0.1
X24	3.54	1.35	0.67	0.2	2.64	1.69	0.87	-0.3
X25	3.58	1.5	0.85	0.28	3.51	1.88	0.44	-0.9

Nota. M= media; DE= desviación estándar; g1= asimetría de Fisher; g2= curtosis de Fisher.

### Análisis Exploratorio de Grafos (EGA)

Con la primera muestra ( $N_a=242$ ) se hizo un análisis exploratorio inicial de grafos considerando como paso previo un análisis de la redundancia de los ítems. Según lo anterior, se obtuvo como sugerencia retirar los ítems X2, X4, X5, X18, X20, X23 y X25. Luego, se realizó el EGA retirando estos ítems y se obtuvo cuatro comunidades (Figura 1).

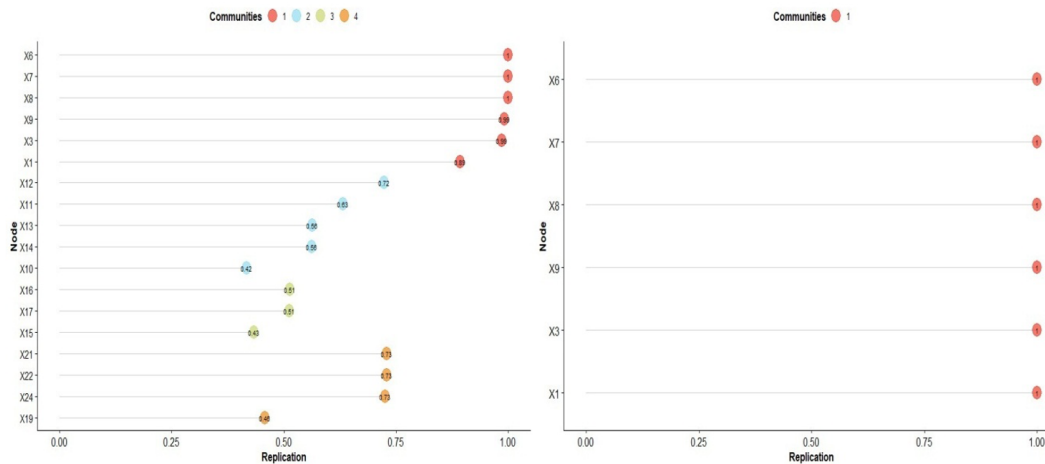
Figura 1. Análisis exploratorio de grafos de la Escala de Estrés Laboral de la OIT-OMS



No obstante, al usar la técnica de remuestros (bootEGA), la estabilidad de los ítems no alcanzó el 75% necesario en tres comunidades, lo cual indicaría la inestabilidad de los ítems observados (Figura 2, izquierda). El análisis estructural de las cuatro comunidades solo se replicó en el 45.7% de veces, mientras que la estructura de una comunidad se replicó en el 88.7% de ocasiones, lo cual haría referencia a una propuesta unidimensional de mayor estabilidad.

Posteriormente, se retiraron los ítems inestables y se obtuvo un modelo de una comunidad en la cual seis ítems se mantienen estables en más del 75% de los remuestros (Figura 2, derecha). Respecto a la consistencia estructural de este modelo, se halló una dimensión en el 100% de remuestros. El análisis descriptivo de la mediana (1) y el error estándar (0) indican la presencia de una dimensión con escasa variabilidad, lo cual también se replica en el cuartil inferior (1) y superior (1). Complementariamente, se observó que los límites de los intervalos de confianza superior e inferior en cada réplica realizada coinciden en una dimensión. Se señala que las cargas de red promedio oscilan entre .47 y .60, a excepción del ítem X1 (.23), aunque todos son aceptables ( $> .10$ ).

Figura 2. Estabilidad de los ítems de la Escala de Estrés Laboral de la OIT-OMS



### Análisis Factorial Confirmatorio

#### Modelo Original de Ivancevich & Matteson (1989) de Siete Dimensiones

Se puso a prueba un modelo con las siete dimensiones teóricas propuestas ( $N_b = 303$ ), pero se hallaron correlaciones interfactoriales elevadas ( $> .80$ ) en casi todos los pares de dimensiones y las restantes tienen como mínimo  $.70$  de correlación, lo cual apoyaría la unidimensionalidad de la escala. De igual forma, se hallaron cargas factoriales elevadas ( $\lambda > .50$ ) (Tabla 3), aunque en los ítems X1, X2, X3, X4 estuvieron en un rango aceptable ( $.30 / .50$ ). También se obtuvo los índices de ajuste del modelo, (RMSEA=  $.090$  [IC 90%  $.84 / .97$ ]; SRMR=  $.063$ ; CFI=  $.931$ ; TLI=  $.919$ ) (Tabla 4), pero la matriz de variables es definida como no positiva. Adicionalmente, la matriz de correlación de residuales evidenció valores muy elevados ( $> 2.5$ ) en diversos pares de ítems.

#### Modelo Unidimensional de Martínez-Torvisco et al. (2022)

Se puso a prueba un modelo unidimensional con todos los ítems, con cargas factoriales entre aceptables y elevadas ( $\lambda$  Mín=  $0.355$ ;  $\lambda$  Máx=  $.840$ ) (Tabla 3), con ajuste aceptable (RMSEA=  $.102$  [IC 90%  $.96 / .108$ ]; SRMR=  $.074$ ; CFI=  $.905$ ; TLI=  $.896$ ) (Tabla 4), sin problemas de matriz definida no positiva y con una fiabilidad elevada ( $\alpha = .95$ ;  $\omega = .95$ ). Al obtener la matriz de correlaciones policóricas no se observó problemas de excesiva colinealidad entre los pares de ítems, aunque la matriz de correlación de residuales

aquejó correlaciones altas en diversos pares de ítems ( $> 2.5$ ) (Tabla 2).

#### Modelo de Dos Dimensiones de Suárez (2013)

También se propuso un modelo de dos dimensiones (Superiores y recursos - Organización y equipo de trabajo), también con correlaciones interfactoriales muy elevadas ( $0.983$ ), lo cual brinda apoyo a la unidimensionalidad. El ajuste de este modelo fue aceptable (RMSEA=  $.107$  [IC 90%  $.101 / .114$ ]; SRMR=  $.075$ ; CFI=  $.900$ ; TLI=  $.890$ ) (Tabla 4) al igual que sus cargas factoriales (Tabla 3) y fiabilidad para la dimensión de superiores ( $\alpha = .93$ ;  $\omega = .93$ ) y recursos ( $\alpha = .87$ ;  $\omega = .87$ ). También evidenció excesivas correlaciones entre sus residuales ( $> 2.5$ ).

#### Modelo Unidimensional del Modelo de Redes

No obstante, a partir del análisis de redes realizado, se puso a prueba un modelo unidimensional con seis ítems (MR1). El modelo posee mejor ajuste (RMSEA=  $.083$  [IC 90%  $.49 / .119$ ]; SRMR=  $.036$ ; CFI=  $.981$ ; TLI=  $.969$ ) (Tabla 4), con cargas factoriales favorables ( $\lambda$  Mín=  $0.315$ ;  $\lambda$  Máx=  $.933$ ) (Tabla 3), fiabilidad adecuada ( $\alpha = .79$ ;  $\omega = .81$ ), aunque con residuales elevados en los pares de ítems 9 y 6 ( $-4.31$ ). En un segundo modelo (MR2), al retirar el ítem 9, el ajuste mejoró notablemente (RMSEA=  $.056$  [IC 90%  $.0 / .109$ ]; SRMR=  $.026$ ; CFI=  $.993$ ; TLI=  $.986$ ) (Tabla 4), las cargas se mantuvieron en un rango aceptable ( $\lambda$  Mín=  $0.30 / \lambda$  Máx=  $0.91$ ) (Tabla 3), la fiabilidad disminuyó ligeramente, pero fue aceptable ( $\alpha = .76$ ;  $\omega = .79$ ) y ya no se hallaron correlaciones elevadas entre los residuales ( $< 2.5$ ). Según lo

observado, el MR2 evidencia características más idóneas para una versión breve.

Tabla 2

*Matriz de correlaciones policóricas y matriz de correlaciones entre los residuales del modelo unidimensional completo*

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18	X19	X20	X21	X22	X23	X24	X25
X1	0	0.4	0.1	0.3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.3	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2
X2	<b>5.3</b>	0	0.3	0.4	0.4	0.3	0.4	0.4	0.3	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.3	0.3	0.4	0.4	0.3	0.4	0.4	0.3	0.4	0.4	0.3
X3	-1	<b>3.6</b>	0	0.4	0.3	0.4	0.3	0.4	0.3	0.3	0.4	0.5	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.3	0.4	0.4	0.3	0.3	0.3
X4	2.3	<b>5.1</b>	<b>5.7</b>	0	0.3	0.3	0.4	0.3	0.4	0.3	0.3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.4	0.2	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2	0.3	0.2	0.4
X5	1.1	0.7	-2	1.2	0	0.8	0.7	0.7	0.5	0.3	0.4	0.5	0.7	0.5	0.3	0.3	0.6	0.5	0.5	0.6	0.5	0.3	0.6	0.5	0.3
X6	<b>-3</b>	-2	0.9	-0	<b>9.9</b>	0	0.7	0.7	0.4	0.3	0.4	0.5	0.7	0.5	0.3	0.3	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.5	0.6	0.6	0.3
X7	1	1.2	-1	1.3	<b>6.3</b>	<b>5.2</b>	0	0.8	0.7	0.4	0.5	0.6	0.6	0.6	0.4	0.4	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.4	0.6	0.6	0.4
X8	0.2	1.3	0.6	-1	<b>7.4</b>	<b>6.1</b>	<b>8.4</b>	0	0.6	0.4	0.5	0.6	0.7	0.5	0.4	0.3	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.4	0.6	0.6	0.3
X9	0.7	-1	0.2	<b>2.7</b>	<b>0.7</b>	<b>-4</b>	<b>4.9</b>	<b>2.7</b>	0	0.6	0.7	0.6	0.4	0.5	0.5	0.4	0.4	0.5	0.5	0.6	0.6	0.4	0.5	0.5	0.4
X10	<b>3.1</b>	1.2	0.8	0.7	<b>-4</b>	<b>-5</b>	<b>-4</b>	<b>-4</b>	<b>5.8</b>	0	0.7	0.5	0.4	0.6	0.4	0.6	0.3	0.4	0.5	0.6	0.5	0.5	0.4	0.4	0.5
X11	0.1	1.2	1.9	1	<b>-4</b>	<b>-5</b>	<b>-2</b>	<b>-6</b>	<b>8.4</b>	<b>8.1</b>	0	0.6	0.5	0.5	0.5	0.6	0.5	0.5	0.6	0.6	0.6	0.5	0.5	0.5	0.5
X12	-0	-0	<b>6.4</b>	-1	<b>-3</b>	<b>-2</b>	<b>-2</b>	0.6	0.8	1.3	<b>3</b>	0	0.6	0.6	0.5	0.5	0.5	0.6	0.7	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.5
X13	0.1	-1	-2	-2	<b>6.7</b>	<b>4.6</b>	1.4	<b>3.8</b>	<b>-4</b>	<b>-4</b>	<b>-3</b>	2.2	0	0.6	0.5	0.3	0.7	0.7	0.6	0.6	0.6	0.5	0.6	0.6	0.4
X14	-2	0.8	-2	1	-2	<b>-3</b>	-1	-2	0.7	<b>3.1</b>	-2	0.2	-0	0	0.6	0.5	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.5	0.6	0.6	0.6
X15	<b>0.3</b>	-0	1	1.7	<b>-4</b>	<b>-4</b>	<b>-4</b>	-2	1.3	1	2.2	2	0.6	<b>4.4</b>	0	0.5	0.4	0.5	0.5	0.6	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
X16	0.1	1.2	1.1	<b>3.3</b>	<b>-4</b>	<b>-3</b>	-2	<b>-5</b>	0.7	<b>6.7</b>	<b>5.8</b>	0.2	<b>-4</b>	<b>3.7</b>	<b>3.6</b>	0	0.4	0.4	0.4	0.5	0.5	0.3	0.4	0.3	0.6
X17	<b>-3</b>	-1	<b>-3</b>	<b>-3</b>	<b>3.2</b>	<b>7.6</b>	1.6	0.5	<b>-6</b>	<b>-5</b>	<b>-4</b>	-2	<b>5.1</b>	1.1	<b>-3</b>	-1	0	0.7	0.7	0.6	0.5	0.5	0.7	0.6	0.4
X18	1.6	-0	-2	-0	-1	0.7	-1	-1	<b>-3</b>	<b>-3</b>	<b>-3</b>	-1	1.8	1.5	-1	<b>-4</b>	<b>6</b>	0	0.7	0.7	0.6	0.5	0.7	0.7	0.6
X19	-2	<b>-4</b>	<b>-2</b>	<b>-5</b>	-1	1.2	-0	<b>-2</b>	<b>-4</b>	-1	-0	2.5	-0	<b>-3</b>	0.2	-1	<b>5</b>	<b>3.2</b>	0	0.8	0.7	0.6	0.7	0.6	0.6
X20	-0	-2	<b>-4</b>	<b>-3</b>	-1	-0	<b>-3</b>	-2	-1	1.5	0.2	-0	-2	-1	1.2	-0	0.9	1.5	<b>4.1</b>	0	0.6	0.6	0.7	0.7	0.6
X21	-2	-1	<b>3.3</b>	-2	-1	-0	-2	1	0.9	1.2	2.2	0.2	-0	-2	-2	1.8	-2	<b>-3</b>	<b>3.1</b>	-2	0	0.5	0.7	0.6	0.6
X22	-0	-1	<b>3.9</b>	-2	<b>-4</b>	-0	<b>-4</b>	<b>-3</b>	-0	2	1.5	1.4	-1	-1	<b>3.4</b>	-1	-1	0.1	1.3	0.6	0.8	0	0.6	0.6	0.5
X23	-1	-2	<b>-4</b>	-1	1	0.8	-1	0.6	<b>-3</b>	<b>-4</b>	<b>-3</b>	<b>-3</b>	0.9	0.5	-0	<b>-4</b>	1.8	<b>2.9</b>	1.5	1.2	<b>2.8</b>	1.9	0	0.7	0.6
X24	-1	-1	<b>-3</b>	<b>-3</b>	0.6	2.2	-1	-0	<b>-2</b>	<b>-3</b>	<b>-3</b>	-2	-0	-0	-1	<b>-3</b>	<b>2.4</b>	<b>2.9</b>	-1	<b>4</b>	-1	<b>2.1</b>	<b>5.3</b>	0	0.6
X25	0	-1	0.2	<b>2.9</b>	<b>-6</b>	<b>-5</b>	<b>-3</b>	-6	-1	2.5	1.5	-1	<b>-5</b>	<b>4.2</b>	1.5	<b>5.7</b>	-1	1.4	1.4	<b>2.7</b>	1.5	0.9	2.2	<b>3.3</b>	0

Nota. Diagonal superior= Matriz de correlaciones policóricas; Diagonal inferior= correlaciones entre los residuales.

Tabla 3

*Matriz de cargas factoriales de los modelos propuestos (M1, M7, M2, MR1, MR2)*

	M1	M7	M2	MR1	MR2	
X1	0.355	Clima	X1 0.375	M2-D1 X20 0.841	X6 0.724	X6 0.762
X2	0.514		X10 0.676	X11 0.727	X7 0.933	X7 0.905
X3	0.444		X11 0.774	X9 0.693	X8 0.896	X8 0.906
X4	0.413		X20 0.887	X18 0.809	X9 0.657	-
X5	0.686	Estructura	X2 0.499	X16 0.573	X3 0.41	X3 0.399
X6	0.731		X16 0.556	X12 0.783	X1 0.315	X1 0.296
X7	0.793		X24 0.739	X25 0.644		
X8	0.761		X12 0.759	X14 0.761		
X9	0.69	Territorio	X3 0.499	X23 0.818		
X10	0.633		X15 0.712	X8 0.767		
X11	0.728		X22 0.739	X19 0.813		
X12	0.783	Tecnología	X4 0.451	X13 0.764		
X13	0.76		X14 0.829	X10 0.63		
X14	0.758		X25 0.709	M2-D2 X7 0.806		
X15	0.63	Influencia	X5 0.779	X5 0.7		
X16	0.568		X6 0.83	X2 0.519		
X17	0.742		X17 0.836	X15 0.626		
X18	0.807		X13 0.856	X1 0.358		
X19	0.813	Cohesión	X7 0.788	X3 0.44		
X20	0.84		X9 0.684	X4 0.421		
X21	0.788		X18 0.8	X6 0.737		
X22	0.656		X21 0.781	X21 0.791		
X23	0.819	Respaldo	X8 0.764	X24 0.765		
X24	0.764		X19 0.811	X17 0.75		
X25	0.644		X23 0.817	X22		

Nota. M1= Modelo de Martínez-Torvisco et al. (2022); M7= Modelo de Ivancevich y Matteson (1989); M2= Modelo de Suárez (2013); MR1= Modelo de redes; MR2= Modelo de redes sin ítem 9; M2-D1= Organización y Equipo de Trabajo; M2-D2= Superiores y recursos.

## **Equivalencia entre la Versión de Martínez-Torvisco et al. (2022) y la Versión Breve (MR2)**

Se obtuvo un coeficiente Pearson de asociación entre las dos formas con magnitud de efecto fuerte ( $r = .875$ ). Al aplicarse la corrección de Levy (1967) para las correlaciones espurias la asociación se mantuvo elevada con una magnitud de asociación fuerte ( $r = .828$ ), lo cual apoya la equivalencia de la forma breve a la forma extensa.

## **Invarianza Según el Sexo**

Se analizó la invarianza según el género del modelo final con cinco ítems (MR2) para lo cual se restringieron progresivamente, umbrales, cargas y residuos. En tal sentido, se encontró un modelo que cumple la invarianza de umbrales. Sucedió de la misma manera al restringir umbrales y cargas factoriales (invarianza fuerte). Finalmente, al restringir umbral, carga y residuos (invarianza estricta) el RSMEA obtuvo un valor ligeramente mayor (.016), por lo cual se puede concluir que existe invarianza a nivel de umbrales y cargas factoriales (invarianza fuerte) (Tabla 4).

## **Discusión**

El estrés laboral es una de las variables más estudiadas en el ámbito laboral, debido a sus repercusiones en el rendimiento laboral, la salud ocupacional, la seguridad en el trabajo y el bienestar de los trabajadores (Bakker, & De Vries, 2021). Las cifras del estrés laboral son muy variables de un país a otro, lo cual se debe a la amplia variedad de modelos teóricos e instrumentos que existen para su evaluación (Choi et al., 2015). En Perú, sin embargo, aunque se reconoce la importancia del estrés en el ámbito profesional, son pocas las investigaciones sobre esta variable debido a que no se cuenta con instrumentos debidamente validados (Ramírez et al., 2023).

En esta investigación se ha estimado la validez de constructo, la confiabilidad y la invarianza por sexo de Escala de Estrés Laboral de la OIT-OMS en una muestra de 545 trabajadores de la Macroregión Sur del Perú, 242 de una municipalidad distrital de Arequipa y 303 de una entidad financiera del Cuzco. Para nuestro análisis se analizaron primeramente los estadísticos descriptivos de los ítems que mantuvieron una distribución con tendencia hacia la normalidad, por lo que se optó por aplicar análisis psicométricos robustos, mediante el análisis exploratorio de grafos y el análisis factorial confirmatorio.

En segundo lugar, dado que esta prueba ha sido aplicada y validada en todo el mundo, se pusieron a prueba cinco modelos en base a la estructura interna resultante de estudios previos realizados en países como Estados Unidos con los siete factores originales (Ivancevich, & Mateson, 1989), Perú con dos factores (Suárez, 2013) y España con un solo factor (Martínez-Torvisco et al., 2022). Cabe resaltar que los estudios previos realizados en México (Medina et al., 2007), Ecuador (Álvarez-Silva, & Espinoza-Samaniego, 2019) y Perú (Suárez, 2013); reportaron una estructura interna de dos factores con una distribución diferente de los ítems en cada caso, pero con diversas deficiencias en el procesamiento estadístico, como se ha comentado en la revisión de la literatura.

En ese sentido, el modelo unidimensional fue el que alcanzó mayor ajuste y estabilidad, corroborando los resultados del estudio psicométrico de Martínez-Torvisco et al. (2022), sin embargo, mientras en el estudio de España se conservaron los 25 ítems de la escala, en nuestro modelo solo se mantuvieron cinco ítems, dando por resultado una versión breve de la Escala de Estrés Laboral. Estas diferencias, pueden deberse a la cantidad de personas incluidas en las muestras de cada estudio (1,533 en España y 545 en nuestro caso) o las diferencias culturales de los países de procedencia (Livia, & Ortiz, 2014).

Asimismo, la eliminación de ítems obedece a las saturaciones obtenidas y a los índices de bondad de ajuste, que implicaron el análisis de dos modelos breves uno con seis ítems (MR1:  $\alpha = .79$ ;  $\omega = .81$ ) y otro con cinco ítems (MR2:  $\alpha = .76$ ;  $\omega = .79$ ), que alcanzaron índices adecuados de confiabilidad. La eliminación del ítem 9 en este procesamiento mejoró el ajuste del segundo modelo breve, aunque obtuvo índices de confiabilidad ligeramente bajos, lo que podría explicarse porque las pruebas de confiabilidad, especialmente el Alfa de Cronbach, son sensibles a la cantidad de ítems (Ventura-León, & Caycho-Rodríguez, 2017). No obstante, la versión de cinco ítems resultó ser equivalente con la versión unidimensional de 25 ítems (Martínez-Torvisco et al., 2022).

Sin embargo, a nivel teórico, se ha concebido el estrés laboral como un fenómeno multidimensional, que por lo general abarca las manifestaciones del estrés, sus causas, variables asociadas y consecuencias para la salud, el bienestar de los trabajadores y la productividad de las organizaciones (Baker, & Demerouti, 2007; Cólica, 2017). Además, así como considera aspectos personales del trabajador, también comprende diversas variables organizacionales; que en su conjunto actúan como factores causales,

Tabla 4

*Ajuste de los modelos propuestos (M1, M7, M2, MR1, MR2) e Invarianza factorial según el sexo*

Modelo	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ CFI	$\Delta$ TLI
M7	0.090[IC 90% .84 /.97]	0.063	0.931	0.919			
M1	0.102[IC 90% .96 /.108]	0.074	0.905	0.896			
M2	0.107[IC 90% .101 /.114]	0.075	0.900	0.890			
MR1	0.083[IC 90% .49 /.119]	0.036	0.981	0.969			
MR2	0.056[IC 90% .0 /.109]	0.026	0.993	0.986			
Hombres	0.000[IC 90% .00/.087]	0.018	1.000	1.009			
Mujeres	0.085[IC 90% .00 /.158]	0.039	0.984	0.968			
Configural	0.054[IC 90% .00 /.112]	0.029	0.994	0.989			
Umbral	0.039[IC 90% .00 /.075]	0.029	0.990	0.994	0.015	0.004	-0.005
Cargas	0.035[IC 90% .00 /.070]	0.040	0.991	0.995	0.004	-0.001	-0.001
Residuos	0.019[IC 90% .00 /.059]	0.050	0.997	0.999	<b>0.016</b>	-0.006	-0.004

*Nota.* M1= Modelo de Martínez-Torvisco et al. (2022); M7= Modelo de Ivancevich y Matteson (1989); M2= Modelo de Suárez (2013); MR1= Modelo de redes de seis ítems; MR2= Modelo de redes sin ítem 9;  $\Delta$ RMSEA, diferencia de RMSEA;  $\Delta$ CFI, diferencia de CFI.

predisponentes, mantenedores, mediadores o amortiguadores del estrés como condición psicolaboral, ya sea en una etapa aguda o crónica. La Escala de Estrés Laboral aborda estos aspectos a través de las siete dimensiones que componen la versión de 25 ítems: Clima organizacional, Estructura organizacional, Territorio organizacional, Tecnología, Influencia del líder, Falta de cohesión y Respaldo del grupo.

La versión de cinco ítems válidos (1: “El que no comprenda las metas y misión de la empresa me causa estrés”; 3: “El que no esté en condiciones de controlar las actividades de mi área de trabajo me produce estrés”; 6: “El que mi supervisor no me respete me estresa”; 7: “El que no sea parte de un equipo de trabajo que colabore estrechamente me causa estrés”; 8: “El que mi equipo de trabajo no me respalde en mis metas me causa estrés”) se enfoca más en aspectos relacionales como el contacto con el supervisor, la pertenencia al grupo y el trabajo en equipo; así como las características del puesto que aluden al control laboral como dimensión cognitiva y conductual. En ese sentido, la versión de cinco ítems resultante, se asemeja a la Escala de Contenido del Trabajo que se alinea con la teoría demanda-control de Robert Karasek (Theorell, & Karasek, 1996), y en particular, con la versión corta de dicho instrumento que incluye la dimensión de apoyo social (Mello et al., 2004).

Evidentemente, la versión breve resultante deja fuera múltiples aspectos del estrés laboral que son

considerados en la versión original, pero se focaliza en otros esencialmente importantes para la emergencia y mantenimiento del estrés laboral; que como se ha señalado, son compatibles con otros modelos teóricos. Asimismo, las versiones breves de instrumentos de medición son importantes en un sentido práctico, ya que facilitan la evaluación de variables psicosociales con fines investigativos, reduciendo la fatiga del evaluado que puede afectar sus resultados. Además, la robustez de los análisis estadísticos aplicados, han considerado diversos modelos teóricos que se han registrado en la literatura especializada, brindando mayor apoyo a la versión de cinco ítems.

En tercer lugar, el análisis de invarianza practicado al modelo breve de cinco ítems, mediante la restricción progresiva de umbrales, cargas y residuos; sugiere que la escala es invariante (Caycho-Rodríguez, & Ventura-León, 2024), por tanto, las mediciones de estrés no evidencian sesgos en función del sexo, en oposición a algunas investigaciones donde se ha reportado que por lo general, las mujeres alcanzan niveles de estrés laboral más altos, lo que se explicaría por sus menores posibilidades de ascenso, las diferencias salariales con respecto a los varones y la doble presencia (Álvarez-Silva, & Espinoza-Samaniego, 2019; Choi et al., 2015; Martínez-Torvisco et al., 2022; Suarez, 2013).

### Limitaciones y Recomendaciones

Entre las limitaciones de este estudio que podemos mencionar, se tiene las características de la

muestra, que procede solamente de dos empresas de Arequipa y Cuzco, así como el método no probabilístico de muestreo. Por tanto, no sería posible generalizar los resultados a otras regiones del Perú o a otros rubros más allá del sector administrativo y financiero. Por ello, sería recomendable que, en investigaciones futuras, se trabaje con muestras más representativas del sector salud y educación; y que se evalúen propiedades psicométricas como la validez convergente y divergente, en relación a otras variables organizacionales, como el bienestar laboral, el síndrome de burnout, la satisfacción laboral y el desempeño ocupacional, entre otras.

En ese sentido, el estrés laboral es una variable permanentemente investigada, dada su relevancia en el contexto organizacional, que requiere de una evaluación integral, para lo cual los instrumentos de medida son útiles por su objetividad (Domingues, & Kanaane, 2015). La versión breve resultante de la Escala de Estrés Laboral OIT-OMS en el presente estudio, resulta muy importante para estos fines, ya que los instrumentos cortos facilitan su aplicación en contextos de investigación y de evaluación, y aporta evidencias de sus propiedades psicométricas en Iberoamérica, donde los estudios con este instrumento son escasos, pero se registran versiones validadas con uno o dos factores (Martínez-Torvisco et al., 2022; Medina et al., 2007; Suárez, 2013).

## Conclusión

En consecuencia, se puede concluir que la versión breve presenta evidencias favorables de validez basadas en la estructura interna, la equivalencia con la versión extensa y la invarianza factorial, aunque haya sido reducida a cinco ítems. Sin embargo, debe tenerse presente que se trata de una versión preliminar obtenida en trabajadores de una municipalidad distrital y una entidad financiera de la Macroregión sur del Perú, por lo que se requiere de nuevos estudios en diversos sectores laborales y comerciales, con muestras más representativas. De modo que, aunque se alienta su utilización, se subraya que debe tenerse mucha cautela a la hora de interpretar los resultados en función de los diferentes modelos teóricos que explican el estrés laboral. A pesar de ello, el estudio constituye un antecedente valioso, dada la robustez de los análisis practicados, en relación con estudios previos realizados en Latinoamérica, y especialmente en Perú, donde solo existe un análisis psicométrico de carácter exploratorio previo.

## Referencias

- Álvarez-Silva, L. A., & Espinoza-Samaniego, C. E. (2019). Estrés laboral en trabajadores formales de la Bahía de Guayaquil. *Espirales*, 2(1), 77-88.
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: state of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309-328. <https://doi.org/10.1108/026839407107330115>
- Bakker, A. B., & De Vries, J. D. (2021). Job-demands resources theory and self-regulation: New explanations and remedies for job burnout. *Anxiety Stress Coping*, 34, 1-21.
- Caycho-Rodríguez, T., & Ventura-León, J. L. (2024). *Métodos estadísticos en psicometría. Aportes para la investigación desde la psicología*. Universidad Ricardo Palma.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Choi, B., Schmall, P., Landsbergis, P., Dobson, M., Ko, S., Gómez-Ortiz, V., Juárez-García, A., Bakker, A. (2015). Recommendations for individual participant data meta-analyses on work stressors and health outcomes: comments on IPD-work consortium papers. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 41(1), 1-13. <https://doi.org/10.5271/sjweh.3484>
- 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>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. 2nd ed. Erlbaum, Hillsdale
- Cólica, P. R. (2017). *Neurociencias y psicobiología del estrés laboral*. Editorial Brujas.
- Domingues, A. K., & Kanaane, R. (2015). Psicología organizacional: Educação corporativa no

- contexto da gestão pública. *Boletín de la Academia Paulista de Psicología*, 35(89), 460-477.
- Elo, A. L., Leppänen, A., & Lindström, K. (1992). *OSQ: Occupational Stress Questionnaire: User's instructions*. Institute of Occupational Health.
- Epskamp, S., Borsboom, D., & Fried, E. I. (2018). Estimating psychological networks and their accuracy: A tutorial paper. *Behavior Research Methods*, 50(1), 195-212. <https://doi.org/10.3758/s13428-017-0862-1>
- Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(4), 625-641. <https://doi.org/10.1080/10705510903203573>
- Frankenhaeuser, M., & Gardell, B. (1976). Underload and overload in working life: Outline of a multidisciplinary approach. *Journal of Human Stress*, 2, 35-46.
- Golino, H. F., & Christensen, A.P. (2020). *EGAnet: Exploratory Graph Analysis: A Framework for Estimating the Number of Dimensions in Multivariate Data Using Network Psychometrics*. <https://cran.r-project.org/web/packages/EGAnet/index.html>
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014). *Multivariate data analysis*. Pearson.
- Hoffmeister, L., Vidal, C., Vallebuona, C., Ferrer, N., Vásquez, P., & Núñez, G. (2014). Factores asociados a accidentes, enfermedades y ausentismo laboral: Análisis de una cohorte de trabajadores formales en Chile. *Ciencia & Trabajo*, 16(49), 21-27.
- Holmes, T. H., & Rahe, R. H. (1967). The Social Readjustment Rating Scale. *Journal of Psychosomatic Research*, 11, 213-218. [https://doi.org/10.1016/0022-3999\(67\)90010-4](https://doi.org/10.1016/0022-3999(67)90010-4)
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Ivancevich, J., & Matteson, M. (1989). *Organizational behavior and management*. Irwin Professional Publishing.
- Ivancevich, J., & Matteson, M. (1965). *Estrés y trabajo: una perspectiva gerencial*. Trillas.
- Karasek, R. (1979). Job demands, job decision latitude and mental strain: Implications for a job redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24(2), 285-308.
- Karasek, R. (1985). *Job Content Questionnaire and User's guide*. University of Massachusetts.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. Martínez-Roca.
- Levy, P. (1967). The correction for spurious correlation in the evaluation of short-form tests. *Journal of Clinical Psychology*, 23(1), 84-86. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(196701\)23:1<84::aid-jclp2270230123>3.0.co;2-2](https://doi.org/10.1002/1097-4679(196701)23:1<84::aid-jclp2270230123>3.0.co;2-2)
- Livia, J., & Ortiz, M. (2014). *Construcción de pruebas psicométricas: Aplicaciones a las ciencias sociales y de la salud*. Universidad Nacional Federico Villarreal.
- Liu, Y., Millsap, R. E., West, S. G., Tein, J.-Y., Tanaka, R., & Grimm, K. J. (2017). Testing measurement invariance in longitudinal data with ordered-categorical measures. *Psychological Methods*, 22(3), 486-506. <https://doi.org/10.1037/met0000075>
- Martínez-Torvisco, J. M., Santisi, G., Garofalo, A., Ramaci, T., & Barattucci, M. (2022). Validity and Psychometric Properties of the ILO-WHO Workplace Stress Scale: A study with workers from the Canary Islands. *European Journal of Investigation in Health Psychology and Education*, 12(7), 677-691. <https://doi.org/10.3390/ejihpe12070051>
- Medina, S., Preciado, M., & Pando, M. (2007). Adaptación de la Escala de Estrés Laboral Organizacional para trabajadores mexicanos. *Respyn*. [http://www.respyn.uanl.mx/viii/4/articulos/escala\\_estres.htm](http://www.respyn.uanl.mx/viii/4/articulos/escala_estres.htm)
- Mello, M. G., Chor, D., Faerstein, E., Lopes, C. S., & Werneck, G. L. (2004). Short versión of the Job Stress Scale: A Portuguese-language adaptation. *Revista de Saúde Pública*, 38(2), 164-171

- Microsoft Corporation (2018). *Microsoft Excel* (Versión 16.0) [Software].  
<https://www.microsoft.com/en-us/microsoft-365/excel>
- Millsap, R. E., & Tein, J.-Y. (2004). Assessing factorial invariance in ordered-categorical measures. *Multivariate Behavioral Research*, 39(3), 479-515.  
[https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3903\\_4](https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3903_4)
- Moreno, B., Morante, M. E., Rodríguez, R., & Rodríguez, A. (2008). Resistencia y vulnerabilidad ante el trauma: el efecto moderador de las variables de personalidad. *Psicothema*, 20(1), 124-130.
- Ramírez, A. L., Arias, W. L., & Huamani, J. C. (2023). Análisis psicométrico de la Escala de Sucesos Estresantes Extraordinarios en docentes, provincial de Caylloma, Arequipa, Perú. *Revista Cubana de Salud y Trabajo*, 24(1), e335.  
<http://www.revsaludtrabajo.sld.cu/index.php/revsyt/issue/view/335>
- R Core Team (2025). *R: A Language and Environment for Statistical Computing* (4.5.1; 4.0.2). R Foundation for Statistical Computing.  
<https://www.R-project.org/>
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.  
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Sanabria, C., & Rojas, L. (2010). Caracterización del estrés en trabajadores de un hospital infantil universitario, como estrategia para evaluar competitividad organizacional. *Revista del Centro de Investigación de Ciencias Administrativas y Gerenciales*, 7(1), 1-14.  
<http://ojs.urbe.edu/index.php/cicag/article/view/506>
- Selye, H. (1960). *La tensión en la vida (el estrés)*. Compañía General Fabril Editora.
- Siegrist, J., & Li, J. (2020). Effort-reward imbalance and occupational health. En *Handbook of Socioeconomic Determinants of Occupational Health* (pp. 355-382). Springer.
- Stanhope, J. (2017). Effort-Reward Imbalance Questionnaire. *Occupational Medicine*, 67, 314-315.
- Suarez, A. (2013). Adaptación de la Escala de Estrés Laboral de la OIT-OMS en trabajadores de 25 a 35 años de edad de un Contact Center de Lima. *PsiqueMag*, 2(1), 33-50.  
<https://revistas.ucv.edu.pe/index.php/psiquemag/article/view/101>
- Theorell, T., & Karasek, R. A. (1996). Current issues relating to psychosocial job strain and cardiovascular disease research. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1, 9-26.
- Uriel, E., & Aldás, J. (2005). *Análisis Multivariante aplicado*. Thomson.
- Vagg, P. R., & Spielberger, C. D. (1999). The Job Stress Survey: Assessing perceived severity and frequency of occurrence of generic sources of stress in the workplace. *Journal of Occupational Health Psychology*, 4, 288-292.
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T., (2017). El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.
- 
- Conflicto de Intereses:** Los/as autores/as declaran no tener conflicto de intereses asociados con la publicación.
- Aprobación de la Junta de Revisión Institucional para la Protección de Seres Humanos en la Investigación:** El presente estudio gestionó la aprobación y autorización de la Junta de Revisión Institucional (IRB) de Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Arequipa, Perú.
- Consentimiento Informado:** Las personas participantes completaron el consentimiento informado de forma presencial.
- Financiamiento:** Esta investigación no tuvo financiamiento.
-