

Análisis psicométrico de la Escala de Estrés Percibido (PSS-14 y PSS-10) en un grupo de docentes de Copiapó, Chile

Psychometric Analysis of the Perceived Stress Scales (PSS-14 and PSS-10) in a group of Teachers from Copiapó, Chile

Ricardo Jorquera-Gutiérrez^{a,*}, Felipe Guerra-Díaz^a

^aDepartamento de Psicología, Universidad de Atacama, Chile

Recibido: 10 de abril de 2023

Aceptado: 17 de mayo de 2023

Resumen

Antecedentes: el estrés percibido hace referencia al grado en que las personas perciben las demandas de su entorno como impredecibles e incontrolables. Las escalas PSS-14 y PSS-10 son los instrumentos más utilizados a nivel mundial para evaluar este constructo. **Objetivo:** describir las propiedades psicométricas de la EEP de 14 y 10 ítems en docentes chilenos, e indagar la invarianza estructural de sus modelos según el sexo de los/as docentes. **Método:** se efectuó un estudio instrumental en una muestra de 206 profesores. **Resultados:** el análisis factorial confirmatorio, a través de un método de máxima verosimilitud robusto (MLR), mostró los mejores indicadores de ajuste en los modelos de dos factores relacionados: en el PSS-14 ($X^2 = 166.693$, $gl = 76$, $p < .001$; CFI = .918; TLI = .901; RMSEA = .076) y en el PSS-10 ($X^2 = 59.979$, $gl = 34$, $p < .001$; CFI = .968; TLI = .957; RMSEA = .061). Los coeficientes ω McDonald's fueron favorables para los factores de ambas escalas. Asimismo, se constató la invarianza de la estructura de dos factores para hombres y mujeres en los dos instrumentos. **Conclusión:** se concluye que estos antecedentes avalarían el uso de estos instrumentos en docentes chilenos.

Palabras claves: estrés; profesores; validez; confiabilidad; invarianza; Chile.

Abstract

Background: Perceived stress refers to the degree to which people perceive the demands of their environment as unpredictable and uncontrollable. The PSS-14 and PSS-10 scales are the most widely used instruments worldwide to assess this construct. **Objective:** To describe the psychometric properties of the EEP 14 and 10 items in Chilean teachers, and to investigate the structural invariance of its models according to teachers' gender. **Method:** An instrumental study was carried out in a sample of 206 teachers. **Results:** Confirmatory factor analysis, using a robust maximum likelihood (MLR) method, showed the best fit indicators in the models of two related factors: in the PSS-14 ($X^2 = 166.693$, $df = 76$, $p < .001$; CFI = .918; TLI = .901; RMSEA = .076) and in the PSS-10 ($X^2 = 59.979$, $df = 34$, $p < .001$; CFI = .968; TLI = .957; RMSEA = .061). The McDonald's ω coefficients were favorable for the factors of both scales. Likewise, the invariance of the two-factor structure for men and women in the two instruments was verified. **Conclusion:** It is concluded that these antecedents would support the use of these instruments in Chilean teachers.

Keywords: stress; teachers; validity; reliability; comparison of invariances; Chile.

Para citar este artículo:

Jorquera-Gutiérrez, R., & Guerra-Díaz, F. (2023). Análisis psicométrico de la Escala de Estrés Percibido (PSS-14 y PSS-10) en un grupo de docentes de Copiapó, Chile. *Liberabit*, 29(1), e683. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2023.v29n1.683>

Este es un artículo Open Access publicado bajo la licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional. (CC-BY 4.0)



Las transformaciones en las políticas educativas, el situar al estudiante en el centro del proceso de enseñanza-aprendizaje y los avances tecnológicos propios de la globalización, son situaciones del quehacer docente que conllevan constantemente a transitar por momentos exigentes, complejos y de cambios que afectan su salud física y mental (Tacca & Tacca, 2019). El trabajo docente se realiza de acuerdo con estándares de calidad que implican que los profesores deban destinar mayor tiempo fuera del ámbito laboral en actividades como tareas administrativas, acciones de vinculación con familias y espacios de reforzamiento para estudiantes (Alvites-Huamaní, 2019). Actividades y demandas que generan un exceso de trabajo (Chavarría et al., 2017), lo cual puede desencadenar en sentir estrés, síntomas ansiosos y/o depresivos (Cardozo, 2016; Castillo et al., 2014; Parihuaman-Aniceto, 2017; Rodríguez-Martínez et al., 2018), así como, agotamiento a nivel emocional y personal (Arís, 2009).

Lazarus y Folkman (1984) definen el estrés como un conjunto de relaciones particulares entre la persona y la situación, la cual es valorada por el individuo como algo que agrava o excede sus propios recursos y que pone en peligro su bienestar personal. Desde esta perspectiva, lo relevante para valorar los efectos del estrés no es el estresor como tal, sino cómo la persona percibe el estresor, ya que de ello dependen las respuestas cognitivas y comportamentales que utilizará para hacer frente al estrés.

Es en este punto donde se hacen relevantes dos procesos que intervienen en la relación entre la persona y el ambiente: la evaluación cognitiva y el afrontamiento, los cuales son una sucesión de tres subprocesos o procesos menores. De modo inicial, se da una evaluación primaria en donde la situación puede ser interpretada como desafiante, amenazante, dañina o beneficiosa para los intereses personales. Por otro lado, se da una evaluación secundaria, la cual consiste en generar eventuales ideas de respuesta a la situación en base a la ocasión y los medios personales, desencadenando en la ejecución de la

estrategia de afrontamiento por parte del sujeto (Folkman et al., 1986).

Sánchez (2017) distingue el estrés del estrés laboral, el cual acontece del desequilibrio de las exigencias y presiones que enfrenta el individuo por presiones en el trabajo y condiciones laborales no óptimas. Dicho esto, el estrés laboral del docente estaría asociado a los cambios de políticas educativas, a las condiciones laborales, a la interacción con los liderazgos, a la confusión de los roles y a la carga académica (Echerri et al., 2019), en consecuencia, son variados los factores que pueden desencadenar el estrés del docente.

El concepto de estrés percibido da cuenta respecto al grado en que las personas perciben las demandas de su entorno como impredecibles e incontrolables (Cohen et al., 1983).

El estrés puede llevar al docente a no cumplir de manera satisfactoria sus labores debido a la disminución de su ánimo para afrontar el día a día (De la Cruz, 2017; González, 2018; Sánchez, 2017). De la misma manera, puede afectar a la salud física, específicamente, al sistema inmune, ocasionando el padecimiento de diversas afecciones que en condiciones normales no afectarían a la persona. Por otro lado, se puede identificar un detrimento de la interacción del docente con sus estudiantes y colegas, malogrando la relación con la comunidad educativa. Las variaciones a nivel de pensamientos, acciones y emociones son claros ejemplos de las consecuencias a nivel psicológico del estrés en los docentes (Carranco & Pando, 2019).

En cuanto a los estudios realizados con docentes, se destaca lo llevado a cabo en el contexto español por Guerrero-Barona et al. (2018) quienes evidencian que la indisciplina, la falta de interés de los alumnos y la escasa colaboración de las familias son las principales fuentes de estrés. En este sentido, los profesores que perciben altos niveles de estrés presentan peor salud mental. Los mejores predictores

de salud mental son el nivel de estrés percibido, el grado de satisfacción y el grado de compromiso. Por otro lado, en el estudio realizado por Rubio-González et al. (2019) a un grupo de profesores chilenos en contextos urbanos y rurales, se reconocieron factores ambientales tales como liderazgos deficientes, roles docentes desconfigurados, agobio laboral, aulas sobrepobladas, alumnos desmotivados y desvinculación de los padres de su rol educativo, como las principales amenazas para su salud mental.

Jorquera et al. (2014) comprobaron en un grupo de profesores de la ciudad de Copiapó, Chile, la existencia de una relación entre el estrés crónico (*burnout*) y el ausentismo laboral. Junto a ello, evidenciaron diferencias estadísticamente significativas de *burnout* entre profesores dependientes de establecimientos municipales y privados, mostrando los peores resultados en los primeros. Junto a lo anterior, plantearon una correlación negativa entre los niveles de agotamiento emocional y desgaste psíquico de los equipos de profesores y los resultados obtenidos por sus estudiantes en la prueba estandarizada SIMCE.

Por su parte, Cuadra et al. (2015), en una muestra de profesores de Copiapó, encontraron que los docentes tienden a presentar un mayor compromiso con la función profesional que con el cuidado de la salud laboral; en este sentido, se prioriza el desempeño profesional por sobre el cuidado de la salud laboral, donde esto se ve factible sólo cuando no limita el logro de las metas educativas. Además, perciben los factores que regulan la salud laboral como externos y fuera del control personal, y que quienes la determinan, presentan baja disposición a instalar medidas de cuidado de la salud laboral.

Desde un punto de vista protector de la salud mental de los docentes, se ha observado la relación entre el estrés crónico (*burnout*) y la resiliencia en profesores. De tal forma que, en situaciones de adversidad laboral, los docentes más resilientes logran sobreponerse a las dificultades y adaptarse adecuadamente, mientras que

los docentes menos resilientes manifiestan mayor cansancio e indiferencia en el trabajo. Asimismo, se observa que algunas variables personales (ej., humor, empatía, personalidad resistente, autoeficacia) permiten hacer frente a las demandas laborales, y actúan como factores de protección frente al *burnout* (De Vera & Gabari, 2019).

En el contexto de la pandemia por covid-19, se ha evidenciado en mujeres trabajadoras chilenas menores niveles de compromiso (*engagement*) y mayores niveles de agotamiento comparado con el género masculino. Lo anterior, podría ser explicado porque el género femenino sumaría las tareas del hogar a sus responsabilidades laborales, causando una importante sobrecarga, con esto sus niveles de agotamiento aumentan y sus niveles de *engagement* disminuyen (Circular HR, 2020).

En cuanto a su medición, la escala de estrés percibido (PSS-14 y PSS-10) determina el nivel de estrés que percibe el sujeto en las diferentes actividades que realiza en el día a día. Considera al estrés de forma unidimensional, siendo una de las más utilizadas a nivel mundial (Calderón et al., 2018; Domínguez-Lara et al., 2022); no obstante, su uso a nivel latinoamericano es incipiente, donde se han analizado sus propiedades psicométricas en Perú con población de enfermeros/as profesionales de entre 23 y 69 años. A través de un análisis factorial confirmatorio y un modelo bifactor, se analizaron las propiedades en su versión de 10 y 14 ítems, concluyendo que la versión de 10 ítems con dos factores presenta mejores indicadores que la de 14 ítems y dos factores (Domínguez-Lara et al., 2022).

En el contexto colombiano Campo-Arias et al. (2009) evaluaron sus propiedades con una muestra de 175 estudiantes universitarios de la carrera de Bacteriología, a través de un análisis factorial exploratorio en su versión de 10 y 14 ítems, obteniendo adecuados indicadores de consistencia interna y una solución de dos factores en sus dos versiones.

En cuanto al contexto local, Calderón et al. (2017) analizaron las propiedades psicométricas de la escala en su versión de 10 y 14 ítems, con 200 trabajadores de la ciudad de Antofagasta a través de un análisis factorial exploratorio usando el análisis paralelo de Horn. Obtuvieron como resultado un modelo de dos factores, donde los mejores indicadores se encontraron en la versión de 10 ítems.

Las correctas propiedades psicométricas obtenidas en estudiantes y trabajadores del área de la salud avalan su uso en dicha población, pero no así en docentes, más aún cuando la escasa evidencia a nivel nacional fue obtenida a través de análisis factorial exploratorio en una muestra de trabajadores sin especificar (Calderón et al., 2017). Estos elementos sustentan la indagación y evaluación de sus propiedades psicométricas en docentes chilenos.

La presente investigación tiene como objetivos: (1) describir las propiedades psicométricas de la Escala de Estrés Percibido en sus versiones de 14 y 10 ítems en docentes chilenos e (2) indagar respecto a la invarianza estructural de sus modelos según el sexo de los/as docentes.

Método

Diseño

La presente investigación tiene como propósito evaluar las propiedades psicométricas del PSS-14 y PSS-10, por lo anterior es posible señalar que este es un estudio de tipo instrumental (Ato et al., 2013).

Participantes

El muestreo fue de tipo intencional (no probabilístico). La muestra estuvo conformada por 206 profesores de la comuna de Copiapó, Atacama, Chile, de los cuales 53 fueron varones (25.7%) y 153 mujeres (74.3%). En cuanto a la edad, 11 tenían edades entre 20 y 29 años (5.3%), 73 entre 30 y 39 años (35.4%), 55 entre 40 y 49 años (26.7%), 48 entre 50 y 59 años (23.3%) y 19 más de 60 años

(9.2%). Respecto a experiencia docente, 6 de ellos tenían menos de un año de ejercicio profesional (2.9%), 18 entre 2 y 5 años de experiencia (8.7%), 49 entre 6 y 10 años de experiencia (23.8%), 72 entre 11 y 20 años de experiencia (35%) y 61 profesores tenían más de 21 años de experiencia docente (29.6%). Por último, respecto al tipo de contrato laboral, 179 tenían un contrato de tipo indefinido (72.3%), 52 un contrato laboral a plazo fijo (25.2%) y 5 un contrato por honorarios (2.4%).

Medición

Escala de Estrés Percibido (PSS-14) (Cohen et al., 1983). Es un instrumento que mide el nivel de estrés percibido durante el último mes. Consta de 14 preguntas con un formato de respuesta tipo Likert de cinco opciones. Existen evidencias de sus propiedades psicométricas en idioma español (Campo-Arias et al., 2009; Gonzáles & Landero, 2007). A partir de este instrumento, se consideraron las 10 preguntas que constituyen el PSS-10, el cual ha sido aplicado en otras investigaciones en Latinoamérica (Campos-Arias, et al., 2009; Domínguez-Lara, et al., 2022). Se ha constatado una estructura de 2 factores en la versión de 14 ítems (PSS-14) y de 10 ítems (PSS-10) y una confiabilidad adecuada, con índices w McDonald's de .84 y .81 en el caso del PSS-14, y de .85 y .76 en el PSS-10 (Domínguez-Lara, et al., 2022).

Procedimiento

El presente estudio se realizó en la ciudad de Copiapó, Chile, debido a las condiciones de accesibilidad para la muestra. El procedimiento de muestreo se realizó a través del Colegio de Profesores Comunal Copiapó, que es la asociación gremial que congrega a los profesores de esta ciudad. Previa solicitud de autorización se envió por medios electrónicos un enlace a través del cual se podía acceder al cuestionario, el cual se encontraba digitalizado en un formato de formulario de Google. Antes de contestar el cuestionario virtual, los

participantes debían leer un consentimiento en el cual se explicaban los objetivos del estudio, el tratamiento que tendrían los datos, el carácter voluntario y anónimo de sus respuestas, y los riesgos asociados. Los 206 profesores dieron su consentimiento a participar del estudio, lo cual quedó constatado en las respuestas del formulario.

Análisis de datos

En relación con el análisis de datos, se constataron los estadísticos descriptivos de los ítems, específicamente medias, desviaciones estándar, asimetría y curtosis. La validación de la estructura del instrumento se verificó mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC). En este caso, se efectuó la estimación de las medidas de bondad de ajuste de cuatro modelos teóricos mediante el método robusto de máxima verosimilitud (MLR). Los índices que se consideraron en el AFC fueron el Índice de Tucker-Lewis (TLI) y el Índice de Bondad de Ajuste Comparativo (CFI), así mismo se aplicó la prueba de chi-cuadrado. Se estiman como buenos indicadores de medidas de ajuste a valores superiores a .95 en CFI y TLI (Hu & Bentler, 1999). Además, se analizó el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA), en donde valores inferiores a .06 son considerados aceptables; asimismo, se analizó el error cuadrático medio estandarizado (SRMR) donde se deberían obtener valores cercanos a cero. Sumado a esto, se

constató la invarianza factorial del instrumento en la muestra. Se usaron los mismos indicadores de ajuste usados en el AFC para describir y comparar de forma secuencial la invarianza configural, métrica y escalar del instrumento, observando que las variaciones en los valores de CFI, entre cada procedimiento, fueran inferiores a .010 y que las variaciones de RMSEA fueran menores a .015 (Byrne, 2008; Cheung & Rensvold, 2002).

Los análisis descriptivos se realizaron a través del software SPSS 22. Los análisis factoriales confirmatorios se realizaron con el software MPLUS-7 y las estimaciones de invarianza factorial con R versión 4.0.2 (R Core Team, 2020) ejecutado en la terminal RStudio versión 2022.03.2. La estimación de la confiabilidad mediante el estadígrafo omega de McDonald's (ω) se realizó con el software JASP 0.14 (JASP Team, 2020).

Resultados

Los estadísticos descriptivos evidencian valores medios de los ítems de entre 1.214 (En el último mes, ¿con qué frecuencia has pensado que es necesario «tirar hacia delante?») y 2.966 (En el último mes, ¿con qué frecuencia te has sentido ansioso/a?). Todos los valores de asimetría y curtosis fueron inferiores a +/-1, lo cual permite asumir un comportamiento orientado a la normalidad de los ítems (Ver Tabla 1).

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de la Escala de Estrés Percibido (PSS-14)

	N	Media	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis
En el último mes, ¿con qué frecuencia te has sentido agobiado/a por algo que ha sucedido inesperadamente?	206	2.607	.9296	-.095	-.520
En el último mes, ¿con qué frecuencia te has sentido incapaz de controlar las cosas importantes de tu vida?	206	2.141	1.0047	-.024	-.278
En el último mes, ¿con qué frecuencia te has sentido ansioso/a?»?	206	2.966	.9127	-.555	-.336
En el último mes, ¿con qué frecuencia has afrontado exitosamente las preocupaciones diarias?	206	1.359	.6678	-.167	-.361
En el último mes, ¿con qué frecuencia has sentido que has afrontado con éxito los cambios importantes de tu vida?	206	1.563	.7008	-.528	-.030
En el último mes, ¿con qué frecuencia has confiado en tu capacidad para manejar tus problemas personales?	206	1.398	.7630	.050	-.344
En el último mes, ¿con qué frecuencia has sentido que las cosas van por buen camino?	206	2.000	.8024	.057	.154
En el último mes, ¿con qué frecuencia has sentido que no puedes sobrellevar todas las cosas que debes hacer?	206	2.146	.9413	.201	-.133
En el último mes, ¿con qué frecuencia has sido capaz de controlar las irritaciones cotidianas?	206	1.811	.8428	.124	.309
En el último mes, ¿con qué frecuencia has sentido que estás en tu mejor momento?	206	2.602	.9354	-.282	-.146
En el último mes, ¿con qué frecuencia has sentido enfado ante sucesos que escapan a tu control?	206	2.466	.9760	-.031	-.593
En el último mes, ¿con qué frecuencia has pensado que es necesario «tirar hacia adelante»?	206	1.214	.8163	.294	-.370
En el último mes, ¿con qué frecuencia has sido capaz de controlar la forma en que usas tu tiempo?	206	1.796	.8538	.167	-.042
En el último mes, ¿con qué frecuencia has sentido que las dificultades se acumulan de tal manera que no consigues superarlas?	206	2.068	.9398	.184	-.336

Se usó un análisis Mardia para la asimetría y curtosis multivariada. En el caso del instrumento de 14 ítems se apreció un coeficiente de asimetría de 27.570 ($X^2 = 946.568$, $gl = 560$, $p < .001$) y un coeficiente de curtosis de 244.948 ($z = 7.102$; $p < .001$). Por su parte, el instrumento de 10 ítems evidenció una asimetría de 10.034 ($X^2 = 344.495$, $gl = 220$, $p < .001$) y un coeficiente de curtosis de 128.654 ($z = 4.009$; $p < .001$). Con lo anterior se constató la ausencia de una distribución normal multivariada de los datos.

Se procedió a efectuar la verificación de las estructuras factoriales de las versiones del instrumento de 14 y 10 ítems. En cada uno de ellos, se evaluó su conformación en un único factor y en dos factores relacionados.

El instrumento de 14 ítems no mostró indicadores de ajuste adecuados para el modelo unifactorial ($X^2 = 264.828$, $gl = 77$, $p < .001$; CFI = .829; TLI = .798; RMSEA = .109), pero sí fueron positivos los indicadores de ajuste del modelo de dos factores relacionados ($X^2 = 166.693$, $gl = 76$, $p < .001$; CFI = .918; TLI = .901; RMSEA = .076).

Un panorama similar se observó en el instrumento de 10 ítems, en donde el modelo de un factor tampoco mostró indicadores favorables ($X^2 = 98.612$, $gl = 35$, $p < .001$; CFI = .921; TLI = .898; RMSEA = .094), lo que sí ocurrió con el modelo de dos factores relacionados ($X^2 = 59.979$, $gl = 34$, $p < .001$; CFI = .968; TLI = .957; RMSEA = .061).

Tabla 2

Comparación de Modelos Estructurales puestos a prueba de la Escala de Estrés Percibido (PSS-14 y PSS-10)

	X^2	DF	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Un factor 14 ítems	264.828	77	.000	.829	.798	.109[.095-.123]	.082
Dos factores relacionados 14 ítems	166.693	76	.000	.918	.901	.076 [.060-.092]	.073
Un factor 10 ítems	98.612	35	.000	.921	.898	.094[.072-.116]	.060
Dos factores relacionados 10 ítems	59.979	34	.004	.968	.957	.061[.034-.086]	.042

Respecto a las cargas factoriales estandarizadas, en el instrumento de 14 ítems se observa que el ítem 12 del factor 1 y el ítem 9 del factor 2 muestran pesos inferiores a .5 (.342 y .482, respectivamente). Lo cual se repite en su estructura unifactorial (con valores de .430 y .429 en cada caso). En el instrumento de 10 ítems solo el ítem 9 evidencia cargas factoriales bajas en el modelo de dos factores (.461) y en el unifactorial (.380).

Se evaluó la confiabilidad de cada uno de los factores con el coeficiente ω McDonald's, encontrándose adecuados niveles de fiabilidad en el instrumento de 14 ítems y de 10 ítems, en cada uno de los factores y en el instrumento completo. Este indicador mostró valores de entre .721 y .904 (Ver Tabla 3).

Tabla 3

Cargas Factoriales Estandarizadas del PSS-14 y PSS-10 de acuerdo con modelos de dos y un factor, e indicadores de confiabilidad

	14 ítems			10 ítems		
	Factor1	Factor 2	Unifactorial	Factor 1	Factor 2	Unifactorial
Ítem 1	.813		.750	.823		.802
Ítem 2	.853		.839	.847		.849
Ítem 3	.760		.741	.763		.765
Ítem 4		.663	.562			
Ítem 5		.715	.578			
Ítem 6		.766	.700		.754	.638
Ítem 7		.620	.551		.670	.507
Ítem 8	.586		.551	.592		.580
Ítem 9		.482	.429		.461	.380
Ítem 10		.611	.563		.619	.518
Ítem 11	.714		.669	.726		.717
Ítem 12	.342		.430			
Ítem 13		.624	.562			
Ítem 14	.799		.786	.792		.792
Correlación F1-F2	.748			.760		
McDonald's ω	.879	.823	.904	.892	.721	.891
IC 95%	.853-.904	.786-.860	.885-.923	.869-.915	.659-.783	.869-.913

Se evaluó la invarianza factorial de los modelos de dos factores relacionados de ambas versiones del instrumento. De manera específica se evaluó sucesivamente la invarianza configural, métrica y escalar mediante un análisis factorial confirmatorio multigrupo (Byrne, 2008). Se constataron las variaciones de los índices CFI (Δ CFI) y RMSEA (Δ RMSEA), considerándose como referencia valores Δ CFI \leq .01 y Δ RMSEA \leq .015 para estimar la invarianza de los modelos (Cheung & Rensvold, 2002).

Primero, se evaluó el instrumento de 14 ítems, comenzando por su invarianza configural, observándose un ajuste adecuado (CFI = .932;

RMSEA = .074). Se prosiguió con la invarianza métrica estableciéndose valores idénticos al procedimiento anterior (CFI = .932; RMSEA = .074), por lo cual no se observan diferencias significativas, garantizando la equivalencia del instrumento según sus cargas factoriales. Posteriormente, se evaluó la invarianza escalar, estableciéndose un buen ajuste (CFI = .933; RMSEA = .070). Al comparar la invarianza métrica y escalar no se constatan diferencias significativas (Δ CFI = .001 y Δ RMSEA = -.004), lo que permite señalar que los interceptos son invariantes en los grupos de hombres y mujeres. Lo anterior, entrega antecedentes respecto a la equivalencia del instrumento de 14 ítems entre hombres y mujeres.

Tabla 4*Invarianza por sexo del cuestionario de dos factores con 14 ítems (PSS-14)*

	X^2_{Robust}	DF	p	CFI_{Robust}	$RMSEA_{Robust}$	ΔCFI_{Robust}	$\Delta RMSEA_{Robust}$
Configural	208.679	137	.000	.932	.074		
Métrica	208.679	137	.000	.932	.074	0	0
Escalar	223.176	150	.000	.933	.070	.001	-.004

Se continuó con el análisis de la invarianza del instrumento de 10 ítems. Los resultados del procedimiento de invarianza configural fueron positivos ($CFI = .949$; $RMSEA = .075$). Al igual que en el caso anterior, la invarianza métrica mostró valores idénticos a la invarianza configural ($CFI = .949$; $RMSEA = .075$). Luego, se constató la

invarianza escalar, apreciándose un adecuado ajuste ($CFI = .947$; $RMSEA = .072$). Al comparar la invarianza métrica y escalar no se constatan diferencias significativas ($\Delta CFI = .002$ y $\Delta RMSEA = -.003$). Igual que con la versión de 14 ítems, el instrumento de 10 ítems mostraría una equivalencia estructural para hombres y mujeres.

Tabla 5*Invarianza por sexo del cuestionario de dos factores y 10 ítems*

	X^2_{Robust}	DF	p	CFI_{Robust}	$RMSEA_{Robust}$	ΔCFI_{Robust}	$\Delta RMSEA_{Robust}$
Configural	113.731	74	.002	.949	.075		
Métrica	113.731	74	.002	.949	.075	0	0
Escalar	126.505	84	.002	.947	.072	-.002	-.003

Discusión

Los objetivos del presente estudio fue describir las propiedades psicométricas de la Escala de Estrés Percibido en sus versiones de 14 y 10 ítems en docentes chilenos, al igual que indagar respecto a la invarianza estructural de sus modelos según el sexo de los/as docentes. La evidencia respalda, con mayor fuerza, un modelo de dos factores de los instrumentos. En este sentido, el modelo unifactorial no posee indicadores de ajustes aceptables en ninguna de las dos versiones del instrumento evaluado. Lo anterior coincide con lo encontrado por Domínguez-Lara et al. (2022) en una muestra de profesionales de enfermería en Perú, y en el caso de Chile por Calderón et al. (2018) en una muestra de trabajadores.

Los resultados permiten visualizar un mejor comportamiento de la versión del cuestionario de 10 ítems, observándose un mejor ajuste estructural en su modelo de dos factores relacionados. Lo cual ha sido constatado previamente por otros autores (Domínguez-Lara et al., 2022; Reyna et al., 2019).

Los indicadores de confiabilidad de los factores son todos favorables en ambas versiones del instrumento, ya sea si se considera el instrumento de forma unifactorial o conformado por dos factores. Estos resultados han sido consistentes con la literatura anterior que ha visualizado la adecuada consistencia interna del instrumento y sus factores (Calderón et al., 2018; Domínguez-Lara et al., 2022; Reyna et al., 2019).

Se logró verificar la invarianza factorial del instrumento según sexo, por lo cual, es posible señalar que el modelo teórico subyacente, y especialmente su dimensionalidad de dos factores, es equivalente para la muestra de hombres y de mujeres evaluadas.

Se pueden mencionar como limitaciones en la investigación el tamaño de la muestra y las características sociodemográficas, toda vez que pertenecen a una sola región de Chile.

Desde el punto de vista de los indicadores de ajuste es preciso mencionar como limitación del estudio el hecho de que el PSS-10 el valor RMSEA se encuentre en .061, levemente superior a los valores óptimos de referencia, lo cual lleva a seguir probando este modelo. Para enriquecer el análisis en próximas investigaciones, se hace necesario aumentar el tamaño de la muestra, incorporar docentes de diversas regiones del país, así como de establecimientos educacionales con diversos sostenedores, no solo que provengan de la educación municipal, para que de esta manera se puedan determinar las propiedades del instrumento en diferentes poblaciones de docentes chilenos.

Conclusión

Los resultados avalan las propiedades psicométricas del instrumento en sus versiones de 10 y 14 ítems, referidas a su adecuado comportamiento estructural de dos factores y su buena consistencia interna. Junto a ello, se logra demostrar su invarianza factorial para la muestra de hombres y mujeres. Esto permite contribuir con antecedentes orientados a validar el uso del instrumento para el desarrollo investigativo y/o profesional en contexto de diagnóstico en comunidades educativas.

Conflicto de intereses

En la presente investigación no existe ningún conflicto de intereses.

Responsabilidad ética

En este estudio no se ha realizado ningún tipo de experimento en seres humanos ni en animales. La investigación es producto de una encuesta realizada previo consentimiento informado, la cual no contenía información personal. Los autores declaran que en este reporte no aparecen datos de los participantes.

Contribución de autoría

RJG y FGD: todos los autores participaron en la redacción y revisión del manuscrito.

Referencias

- Alvites-Huamaní, C. (2019). Estrés docente y factores psicosociales en docentes de Latinoamérica, Norteamérica y Europa. *Propósitos y Representaciones*, 7(3), 141-178. <https://dx.doi.org/10.20511/pyr2019.v7n3.393>
- Arís, N. (2009). El Síndrome de Burnout en los docentes. *Revista Electrónica de Investigación Psicoeducativa*, 7(18), 829-848. <http://dx.doi.org/10.25115/ejrep.v7i18.1324>
- 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>
- Byrne, B. M. (2008). Testing for Multigroup Equivalence of a Measuring Instrument: A Walk Through the Process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Calderón, C., Gómez, N., López, F., Otárola, N., & Briceño, M. (2018). Estructura factorial de la escala de estrés percibido (PSS) en una muestra de trabajadores chilenos. *Salud & Sociedad*, 8(3), 218-226. <https://revistas.ucn.cl/index.php/saludysociedad/article/view/2649>
- Campo-Arias, A., Bustos-Leiton, G. J., & Romero-Chaparro, A. (2009). Consistencia interna y dimensionalidad de la Escala de Estrés Percibido (EEP-10 y EEP-14) en una muestra de universitarias de Bogotá, Colombia. *Aquichan*, 9(3), 271-280.
- Cardozo, L. (2016). El estrés en el profesorado. *Revista de Investigación Psicológica*, 15, 75-98.

- Carranco, S., & Pando, M. (2019). Metanálisis de los artículos sobre estrés laboral docente en el período 2013–2017. *Recimundo*, 3(1), 522-544. [https://doi.org/10.26820/recimundo/3.\(1\).enero.2019.522-544](https://doi.org/10.26820/recimundo/3.(1).enero.2019.522-544)
- Castillo, A., Fernández, R., & López, P. (2014). Prevalencia de ansiedad y depresión en docentes. *Enfermería del trabajo*, 4(2), 55-62.
- Chavarría, R., Colunga, F., Loria, J., & Peláez, K. (2017). Síndrome de *burnout* en médicos docentes de un hospital de 2.º nivel en México. *Educación Médica*, 18(4), 254-261. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2016.09.001>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Circular HR. (2020, mayo). *Encuesta Engagement y Teletrabajo en contexto COVID-19*. <https://www.circularhr.cl/encuesta-engagement-y-teletrabajo-en-contexto-covid-19-latam/>
- Cohen, S., Kamarck, T., & Mermelstein, R. (1983). A Global Measure of Perceived Stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24(4), 385-396. <https://doi.org/10.2307/2136404>
- Cuadra, D., Jorquera, R., & Pérez, M. (2015). Las teorías subjetivas del profesor acerca de su salud laboral: Implicancias en la promoción de la salud preventiva en el trabajo docente. *Ciencia & Trabajo*, 17(52), 1-6. <https://doi.org/10.4067/S0718-24492015000100002>
- De la Cruz, E. (2017). *Estrés laboral y desempeño docente en la I.E. No. 89002, Chimbote, 2017* [Tesis de Maestría, Universidad César Vallejo]. Repositorio digital institucional. <https://repositorio.ucv.edu.pe/handle/20.500.12692/27735>
- De Vera, M. I., & Gabari, M. I. (2019). La resiliencia como factor protector del estrés crónico en docentes. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 9(3), 159-175. <https://doi.org/10.30552/ejihpe.v9i3.332>
- Domínguez-Lara, S., Merino-Soto, C., & Torres-Villalobos, G. (2022). Análisis estructural y de fiabilidad de la Escala de estrés percibido (PSS) en profesionales de enfermería del Perú. *Enfermería Clínica*, 32(3), 152-160. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2022.01.003>
- Echerri, D., Santoyo, F., Rangel, M., & Saldaña, C. (2019). Efecto modulador del liderazgo transformacional en el estrés laboral y la efectividad escolar percibida por trabajadores de educación básica de Ciudad Guzmán, Jalisco. *RIDE. Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*, 9(18), 845-867. <https://doi.org/10.23913/ride.v9i18.477>
- Folkman, S., Lazarus, R. S., Dunkel-Schetter, C., DeLongis, A., & Gruen, R. J. (1986). Dynamics of Stressful Encounter: Cognitive Appraisal, Coping, and Encounter Outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(5), 992-1003. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.5.992>
- González, M. T. G., & Landero, R. (2007). Factor Structure of the Perceived Stress Scale (PSS) in a Sample from Mexico. *The Spanish Journal of Psychology*, 10(1), 199-206. <https://doi.org/10.1017/s1138741600006466>
- González, Ch. (2018). *Estrés laboral en docentes de la primera infancia* [Tesis de pregrado, Corporación Universitaria Minuto de Dios]. Repositorio Uniminuto. https://repository.uniminuto.edu/bitstream/10656/6388/1/TPED_GonzalezGonzalezCharleneAndrea_2018.pdf
- Guerrero-Barona, E., Gómez Del Amo, R., Moreno-Manso, J., & Guerrero-Molina, M. (2018). Factores de riesgo psicosocial, estrés percibido y salud mental en el profesorado. *Clínica Contemporánea*, 9(1), E2, 1-12. <https://doi.org/10.5093/cc2018a2>
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criterion versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- JASP Team (2020). *JASP (Version 0.14) [Computer software]*
- Jorquera, R., Orellana, C., Tapia, C., & Vergara, E. (2014). Síndrome de Burnout en una muestra de profesores/as de enseñanza básica de la ciudad de Copiapó. *Summa Psicológica UST*, 11(2), 115-134.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, Appraisal, and Coping*. Springer Publishing Company.
- Parihuaman-Aniceto, M. (2017). *Nivel de estrés de los docentes de las instituciones educativas de Villa*

- Vicús y Kilómetro 50, distrito de Chulucanas-Morropón-Piura* [Tesis de Maestría, Universidad de Piura]. Repositorio Institucional PIRHUA. <https://pirhua.udep.edu.pe/handle/11042/3022>
- R Core Team (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing [Computer software]. <https://www.r-project.org/>
- Reyna, C., Mola, D., & Correa, P. (2019). Escala de Estrés Percibido: análisis psicométrico desde la TCT y la TRI. *Ansiedad y Estrés*, 25 (2), 138-147. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2019.04.003>
- Rodríguez-Martínez, M., Tovalín-Ahumada, J., Gil-Monte, P., Salvador-Cruz, J., & Aclé Tomasini, G. (2018). Trabajo emocional y estresores laborales como predictores de ansiedad y depresión en profesores universitarios mexicanos. *Información Psicológica*, (155), 93-107. <https://doi.org/10.14635/IPSIC.2018.115.11>
- Rubio-González, J., Andrade, P., Fravega, G., Macalusso, S., & Soto, A. (2019). Factores psico-socio-ambientales asociados al estrés laboral en profesores chilenos del ámbito rural y urbano. *Propósitos y Representaciones*, 7(3), 300-322. <https://doi.org/10.20511/pyr2019.v7n3.358>
- Sánchez, R. (2017). *Factores sociolaborales y estrés en docentes de secundaria de la ciudad de Huancayo* [Tesis de Maestría, Universidad Nacional del Centro del Perú]. Repositorio UNCP. <http://hdl.handle.net/20.500.12894/4472>
- Tacca, D., & Tacca, A. (2019). Factores de riesgos psicosociales y estrés percibido en docentes universitarios. *Propósitos y Representaciones*, 7(3), 323- 353. <http://dx.doi.org/10.20511/pyr2019.v7n3.30>
-

Ricardo Jorquera-Gutiérrez

Departamento de Psicología, Universidad de Atacama, Copiapó, Chile.

Académico de tiempo completo. Doctor en Psicología, Magister en Psicología Social Aplicada, Magister en Administración de Empresas. Psicólogo. Licenciado en Psicología.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7059-8488>

Autor corresponsal: ricardo.jorquera@uda.cl

Felipe Guerra-Díaz

Departamento de Psicología, Universidad de Atacama, Copiapó, Chile

Académico de tiempo completo. Magister en Psicología. Psicólogo, Licenciado en Psicología.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0636-2566>

felipe.guerra@uda.cl