Recibido / Recebido: 14.10.2024 - Aceptado / Aceite: 29.01.2026 https://doi.org/10.21865/RIDEP80.2.02

Propiedades Psicométricas de la Escala Breve de Fatiga por Compasión en una Muestra de Psicólogos Clínicos de Lima Metropolitana

Psychometric Properties of the Compassion Fatigue Short Scale in a Sample of Clinical Psychologists from Metropolitan Lima

Chiara Pereyra-Aranguren[1], Ariana Rodriguez-Berrocal[2] y Denisse Manrique-Millones[3]

Resumen

La fatiga por compasión es un síndrome asociado al sufrimiento ajeno y el deseo de ayudar, frecuente en profesionales como psicólogos. En el Perú no existen estudios previos sobre su incidencia. El objetivo general fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala Breve de Fatiga por Compasión en psicólogos clínicos de Lima Metropolitana. Participaron 292 psicólogos clínicos. Mediante juicio de expertos se exploró la relevancia, pertinencia y claridad de los ítems obteniendo altos valores. Se evaluó la estructura interna de la escala mediante el análisis factorial confirmatorio, corroborando la estructura bidimensional tras eliminar un ítem. Se hallaron correlaciones significativas entre las subescalas del instrumento con las variables Distrés y Supresión. El coeficiente de consistencia interna fue adecuado para Burnout (ω=.884) y Estrés Traumático Secundario (ω=.744). En conclusión, la escala presentó propiedades psicométricas aceptables, siendo válida y confiable para medir la fatiga por compasión en esta muestra.

Palabras-clave: fatiga por compasión, propiedades psicométricas, validez, confiabilidad, psicólogos clínicos

Abstract

Compassion fatigue is a syndrome associated with exposure to others' suffering and the desire to help, commonly found in professionals such as psychologists. In Peru, there are no studies on its incidence. The main objective was to analyze the psychometric properties of the Compassion Fatigue Short Scale in clinical psychologists from Metropolitan Lima. A total of 292 clinical psychologists participated. Expert judgment was used to assess the relevance, appropriateness, and clarity of the items, yielding high values. The internal structure of the scale was evaluated through confirmatory factor analysis, confirming its bidimensional structure after removing one item. Significant correlations were found between the instrument's subscales and the variables Distress and Suppression. Internal consistency coefficient was adequate for Burnout (ω=.884) and Secondary Traumatic Stress (ω=.744). In conclusion, the scale has acceptable psychometric properties, proving to be a valid and reliable tool for measuring compassion fatigue in this sample.

Keywords: compassion fatigue, psychometric properties, validity, reliability, clinical psychologists

[1]Licenciada en Psicología, Egresada, Universidad Científica del Sur, Panamericana Sur Km 19, Villa El Salvador. Apartado postal 15067, Tel.: 955656442. Correo: 100044263@cientifica.edu.pe.

[2]Licenciada en Psicología, Egresada, Universidad Científica del Sur, Panamericana Sur Km 19, Villa El Salvador. Apartado postal 15067, Tel.: 955656442. Correo: 100046719@cientifica.edu.pe

[3]Doctora en Ciencias Educacionales, Docente en la Facultad de Psicología y responsable del Grupo de Investigación en Desarrollo, Salud y Evaluación Psicológica (GIDS-EP), Universidad Científica del Sur, Panamericana Sur Km 19, Villa El Salvador. Apartado postal 15067, Tel.: 955656442. Correo: dmanrique@cientifica.edu.pe (Autora de correspondencia)

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0

Introducción

El trabajo puede implicar factores psicosociales que afectan la salud mental y física de las personas (OMS, 1984). La OIT (Organización Internacional del Trabajo) (s.f.) estima que el 50% de los días laborales no productivos se deben al estrés, lo que refleja su impacto en el rendimiento profesional y la vida personal del trabajador. En el caso de los psicólogos, su labor orientada al bienestar ajeno requiere habilidades relacionales y emocionales, entre ellas la compasión, entendida como la respuesta emocional que surge ante el conocimiento del sufrimiento ajeno, acompañado del deseo de comprenderlo y la motivación de ayudar (Bellosta et al., 2019).

Aunque se trata de una definición amplia, coincide conceptualmente con la propuesta de Figley (1995), quien también concibe la compasión como una respuesta empática que impulsa al individuo a aliviar el dolor de los demás. Esta cualidad es esencial en profesiones como la psicología, cuyo trabajo se centra en brindar apoyo a personas que atraviesan situaciones de malestar o trauma. No obstante, la exposición constante al dolor de los pacientes puede generar altos niveles de desgaste emocional. En consecuencia, la interacción entre la compasión y el estrés laboral puede dar lugar a la Fatiga por Compasión (FC) (Pintado, 2018).

La FC se define como un conjunto de reacciones emocionales y conductuales que afectan el bienestar del profesional al vincularse de manera prolongada con el sufrimiento ajeno (Figley, 1995; Pintado, 2018). En el ámbito psicológico, esta se manifiesta como una alteración emocional derivada del contacto directo y constante con el trauma del paciente (Figley, 1995). En esta línea, un estudio realizado en Suecia evidenció que los psicólogos clínicos experimentaron un impacto negativo de la fatiga por compasión (FC) en su vida personal, asociado a la elevada carga de pacientes, la complejidad de los casos y las altas expectativas respecto a su desempeño profesional (Norrman et al., 2020).

Figley (1995) señala cuatro factores que pueden incrementar el riesgo de desarrollar FC: gestión inadecuada de la empatía, exposición prolongada a situaciones traumáticas, reactivación de traumas no resueltos, y el contacto con traumas relacionados con niños. Además, los síntomas se agrupan en tres categorías. Primero, la reexperimentación traumatizada puede manifestarse mediante recuerdos o sueños. Segundo, la evitación puede expresarse a través de la evasión de pensamientos, sentimientos, o eventos asociados con el trauma, amnesia psicógena, anhedonia, aislamiento social, disminución del afecto y/o desesperanza. Y tercero, la hiperactivación que se presenta como dificultades en el sueño, irritabilidad, impulsividad, problemas de concentración e incremento del estado de alerta.

La FC se ha vinculado con diversas variables. Duarte y Pinto (2017) encontraron que los profesionales de la salud con FC también presentaban altos niveles de estrés, el cual surge en situaciones percibidas como amenazantes o desagradables (Oblitas, 2017). Si las exigencias superan la capacidad de adaptación, el estrés se convierte en distrés, afectando la salud física y psicológica (Saavedra, 2022), lo que podría aumentar la predisposición a desarrollar FC. Por otro lado, la regulación emocional (RE) permite gestionar y expresar emociones según el contexto (Gross, 2008; Orozco-Vargas et al., 2021) y se considera una variable transdiagnóstica (Paredes et al., 2021). Entre sus estrategias, la supresión emocional se considera desadaptativa, ya que inhibe la expresión emocional sin modificar su naturaleza (Gross & John, 2003), lo que podría favorecer la aparición de FC.

La FC representa un riesgo para la salud pública al afectar la capacidad de los profesionales para brindar una atención adecuada, perjudicando tanto a ellos como a los usuarios. Por ello, es clave contar con herramientas psicológicas que permitan evaluaciones precisas, objetivas y estandarizadas (Pereyra et al., 2021). Existen instrumentos para medir la FC, como el Compassion Fatigue Self Test (CFST) de Figley y Stamm (1996), cuyas dimensiones son Compassion Satisfaction, Burnout y Secondary Traumatic Stress; la Compassion Fatigue Scale - Revised (CFS-R) de Gentry et al. (2002) compuesta por Compassion Fatigue, Burnout y Compassion Satisfaction; y la Professional Quality of Life Scale (ProQOL) de Stamm (2005) que incluye Compassion Satisfaction, Burnout y Secondary Traumatic

Stress. Sin embargo, estos instrumentos presentan ciertas limitaciones. El CFST, con 66 ítems, resulta extenso y poco práctico para profesionales con tiempo limitado; el CFS-R, carece de estudios que avalen su validez y confiabilidad; y la ProQOL no dispone de estudios que respalden sus propiedades psicométricas (Bride et al., 2007).

En bajo este contexto, Adams et al. (2006) realizaron una versión abreviada de la CFS-R, denominada Compassion Fatigue Short Scale (CF-Short Scale) y traducida al español como Escala Breve de Fatiga por Compasión. Consta de 13 ítems, lo que facilita su pronta aplicación, y evalúa dos subescalas: Burnout y Estrés Traumático Secundario (ETS). Adams et al. (2006) diferenciaron ambos factores: el Burnout es el agotamiento físico y emocional causado por la interacción continua con ambientes de trabajo estresantes (Lovo, 2020), se desarrolla progresivamente afectando el idealismo, logros personales e identidad laboral; mientras que el ETS puede surgir de forma repentina y breve, incluso en un solo encuentro (Figley, 1995). La escala presenta evidencias sólidas de validez de constructo, predictiva y confiabilidad, siendo un instrumento eficaz para medir la FC.

La Escala Breve de Fatiga por Compasión ofrece ventajas significativas, pero aún son pocos los estudios que la han adaptado a distintos contextos. Yildirim y Cavcav (2020) evaluaron sus propiedades psicométricas en 132 trabajadores de la salud en Turquía, encontrando correlación positiva entre la subescala ETS de la CF-Short Scale y la Secondary Traumatic Stress Scale (STSS). Además, el modelo factorial obtuvo adecuados índices de ajuste [RMSEA=.08; IFI=.95; TLI=.93; GFI=.89; CFI=.95; NFI=.89; χ^2/df=1.81], coincidiendo con la versión original, lo que respalda su viabilidad. Por otro lado, Sun et al. (2016) la adaptaron en una muestra de 820 trabajadores, incluidos personal médico y bomberos chinos, evidenciando adecuada validez de constructo; asimismo se realizaron análisis factoriales confirmatorios con ambos grupos obteniendo adecuados índices de ajuste [grupo MW2 (CFI=.98; SRMR=.06; RMSEA=.07) y el grupo FF2 (CFI=.99; SRMR=.04; RMSEA=.08)]. También hallaron relación entre ETS y Burnout con FC, confirmando la idoneidad del modelo factorial y respaldando sus excelentes propiedades psicométricas en el contexto asiático.

Si bien estos resultados respaldan la robustez del instrumento, es fundamental validar las escalas en el contexto específico de aplicación, ya que su uso en una cultura distinta puede generar sesgos (Villasís et al., 2018). Por ello, resulta necesario analizar las propiedades psicométricas de la CF-Short Scale en el contexto latinoamericano y particularmente en Perú, donde los factores culturales, laborales y emocionales pueden diferir de los reportados en otros países. Esta necesidad se refuerza ante la escasez de investigaciones nacionales sobre FC, lo que hace indispensable adaptar los instrumentos de evaluación al contexto peruano para obtener resultados representativos.

El objetivo general de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala Breve de Fatiga por Compasión en una muestra de psicólogos clínicos de Lima Metropolitana. Específicamente, se buscó obtener evidencias de validez relacionadas al contenido, la estructura interna por medio del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) y basada en relaciones con otras variables. Asimismo, se evaluó la confiabilidad del instrumento utilizando el Coeficiente Omega de McDonald.

Método

Participantes

Se determinó el tamaño muestral aplicando una proporción de 20 participantes por ítem, criterio utilizado como referencia para determinar un tamaño muestral adecuado para el análisis factorial (Costello & Osborne, 2005). También se consideró un mínimo aceptable de 200 participantes (Roco et al., 2021). Así, para la presente escala (13 ítems), se estimó una muestra mínima de 260 profesionales. Se incluyeron psicólogos clínicos de Lima Metropolitana, de ambos sexos, con colegiatura vigente y al menos un año de experiencia en el área clínica o de psicoterapia.

La muestra estuvo conformada por 292 psicólogos de Lima Metropolitana, entre mujeres (71.9%) y varones (28.1%), con edades entre 20 hasta más de 70 años, siendo el grupo más representado el de 20 a 29 años (51.4%), la media fue 31,52 y la desviación estándar 8,394. El 84.6% tenía entre 1 y 10 años de experiencia profesional.

El 34.2% se dedica a la psicología clínica y psicoterapia. La mayoría trabajaba de forma

presencial (42.1%), y el 54.4% atiende entre 1 y 20 pacientes por semana. El enfoque más utilizado es el cognitivo-conductual (39%) y el 43.5% trata entre dos y tres tipos de casos, mientras que el 42.1% aborda más de tres, incluyendo problemas de ánimo, aprendizaje, personalidad, alimenticios, trauma, violencia, terapia familiar, de pareja, de lenguaje, trastornos del neurodesarrollo, adicciones, ideación suicida y duelo. Para mayor información consulte la Tabla 1.

Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra

	Frecuencia (*f*)	Porcentaje (%)
Sexo		
Femenino	210	71.9
Masculino	82	28.1
Edad		
20-29 años	150	51.4
30-39 años	111	38.0
40-49 años	12	4.1
50-59 años	15	5.1
60-69 años	3	1.0
70 a más	1	.3
Años de experiencia		
1-10 años	247	84.6
11-20 años	34	11.6
21-30 años	7	2.4
31-40 años	4	1.4
Área de trabajo		
Clínica	55	18.8
Clínica – educativa	63	21.6
Psicoterapia	31	10.6
Clínica, psicoterapia	100	34.2
Clínica – educativa, psicoterapia	15	5.1
Clínica, clínica – educativa	9	3.1
Clínica, clínica – educativa, Psicoterapia	19	6.5
Modalidad de trabajo		
Virtual	56	19.2
Presencial	123	42.1
Semipresencial	113	38.7
Número de pacientes por semana		
1-20 pacientes	223	76.4
21-40 pacientes	55	18.8
41-60 pacientes	11	3.8
60 a más pacientes	3	1
Grupo etario al que atiende		
Adultos	95	32.5
Adolescentes	9	3.1
Niños	11	3.8
Más de un grupo etario	177	60.6

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico, diseñado para recopilar información sobre las características de los participantes, incluyendo sexo, edad, años de experiencia, colegiatura, área y modalidad de trabajo, orientación psicológica, número de pacientes, grupo etario y tipos de casos al que atiende.

Compassion Fatigue Short Scale (CF-Short Scale), es una escala autoinforme diseñada para evaluar FC. Se basa en la versión original de la Compassion Fatigue Scale - Revised (CFS-R) (Gentry et al., 2002) y propone un modelo bidimensional: Burnout (con 8 ítems) y Estrés Traumático Secundario (con 5 ítems) (Adams et al., 2006). Su formato es de tipo Likert, con una escala visual de 10 puntos (rara vez/nunca=1 a muy a menudo=10). Las puntuaciones superiores a 15 en la subescala de ETS y a 30 en Burnout, indican la presencia de estas dos condiciones. Adams et al. (2010) evaluaron sus propiedades psicométricas en trabajadores sociales de Nueva York tras los ataques terroristas de 2001, encontrando alta confiabilidad en las subescalas (ETS: α=.80; Burnout: α=.90) y en la escala total (α=.90). Además, se confirmó su validez concurrente con la Compassion Fatigue-Long Scale (*r*=.832), Secondary Trauma Scale (*r*=.753) y Work Burnout Scale (*r*=.939), con *p*<.001.

Escala de Percepción Global de Estrés (EPGE-13), es una escala validada en la población peruana por Guzmán y Reyes (2018) a partir de la versión original creada por Cohen et al. (1983). En el presente estudio se utilizó la dimensión distrés que está conformada por 6 ítems (i.e. "En el último mes, ¿con qué frecuencia te has sentido molesto por algo inesperado?"). Las respuestas se miden en una escala Likert con cinco opciones: Nunca (0), Casi nunca (1), De vez en cuando (2), Frecuentemente (3) y Casi siempre (4). En el presente estudio, el constructo mostró un buen ajuste [RMSEA=.065; CFI=.993; TLI=.987; SRMR=.020], así como una confiabilidad aceptable (α=.70).

Cuestionario de Autorregulación Emocional adaptado para el Perú (ERQ-P), fue validado en población peruana por Gargurevich y Matos (2010), a partir de la Escala de Regulación Emocional (ERQ) desarrollada originalmente por Gross y Thompson (2007). En el presente estudio se utilizó la dimensión supresión, conformada por 4 ítems (i.e. "Cuando experimento emociones positivas, procuro no mostrarlas"). Las respuestas se califican en una escala del 1 (totalmente en desacuerdo) al 7 (totalmente de acuerdo). En el presente estudio, este factor mostró un adecuado

ajuste [RMSEA=.058; CFI=.998; TLI=.995; SRMR=.008] y una confiabilidad aceptable (α=.74).

Procedimiento

El proceso inició con la traducción del instrumento del inglés al español seguida de una traducción inversa para verificar la precisión y equivalencia semántica de los ítems. Posteriormente, el instrumento fue evaluado por jueces expertos en psicometría y psicología clínica. La aplicación se llevó a cabo en modalidad mixta (virtual y presencial), garantizando en ambos formatos las mismas instrucciones, condiciones y procedimientos, con el fin de asegurar la consistencia en la administración del instrumento. En la modalidad virtual, los profesionales fueron contactados a través de redes sociales (i.e. LinkedIn e Instagram), y tras confirmar su participación, se les envió el enlace al formulario. En la modalidad presencial, tres de los 292 participantes solicitaron realizar la evaluación en sus consultorios. En estos casos, las investigadoras se desplazaron hasta dichos lugares, entregaron el instrumento impreso en un sobre cerrado y permanecieron presentes durante la aplicación, que tuvo una duración aproximada de 10 minutos por participante. En ambas modalidades, se incluyó el consentimiento informado y se garantizó la confidencialidad de los datos, siguiendo las normativas éticas establecidas en el Código de Ética y Deontología del Colegio de Psicólogos del Perú (2018). Los participantes no recibieron ningún tipo de retribución económica por su participación.

Análisis de datos

El análisis de datos estadísticos se realizó en cuatro etapas. La primera etapa se enfocó en obtener evidencias de validez de contenido mediante la evaluación de los ítems por 10 jueces expertos en psicometría. Adicionalmente, para respaldar las modificaciones propuestas, se contó con la colaboración de 10 psicoterapeutas, quienes aportaron observaciones desde la práctica clínica en una segunda revisión. Este proceso aseguró la relevancia, pertinencia y claridad de los ítems mediante la V de Aiken (≥.7) (Escurra, 1988), fortaleciendo la validez del instrumento en su aplicación al contexto estudiado.

Durante la segunda etapa se analizaron las evidencias de validez relacionadas a la estructura interna, se consideró el estimador de parámetros de máxima verosimilitud con errores estándar (MLR) ya que es robusto a la no normalidad de los datos. Asimismo, para el AFC, los índices de ajuste evaluados incluyeron el CFI (adecuado con valores≥.95) (Lai, 2020), TLI (adecuado con valores≥.90) (Xia & Yang, 2019), RMSEA (adecuado con valores<.05) (Lai, 2020) y SRMR (aceptable con valores≤.08) (Cho et al., 2020). Se permitió correlacionar los errores de ítems con posibles fuentes de error compartidas, atribuibles a redundancias de contenido o a similitudes semánticas no detectadas por los revisores expertos. Esta práctica está avalada por la literatura, que reconoce la existencia de varianza compartida entre ítems no atribuible al constructo, lo que hace pertinente modelar sus correlaciones (Domínguez, 2019).

La tercera etapa consistió en evaluar las evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables. Para ello, se seleccionaron instrumentos que contaban con evidencia previa de validez y confiabilidad en contextos o poblaciones comparables, tales como la dimensión de Distrés de la Escala de Percepción Global de Estrés y la dimensión de Supresión Emocional del Cuestionario de Autorregulación Emocional. No se incluyeron otros instrumentos que evalúan constructos similares debido a la ausencia de validaciones nacionales disponibles. Posteriormente, se analizó la correlación de los puntajes de las dimensiones burnout y ETS de la Escala Breve de Fatiga por Compasión con estas variables externas mediante los criterios de Cohen (1998): correlación débil (r=.10 a .29), moderada (r=.30 a .49) y fuerte (r≥.50).

Finalmente, se realizó el análisis de confiabilidad mediante el método de consistencia interna, utilizando el coeficiente Omega de McDonald (ω>.70) (Oviedo & Campo, 2005).

Resultados

Análisis Descriptivos

Los estadísticos descriptivos se presentan en la Tabla 2. La mayoría de las variables mostró valores de asimetría y curtosis dentro de un rango aceptable (<|2|), lo que sugiere una aproximación a la normalidad univariada.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de las variables en el presente estudio

	M	DE	g1	g2
1.BUR1	4.67	2.40	.20	-.96
2.BUR2	4.28	2.49	.40	-.96
3.ETS3	2.48	1.95	1.42	1.16
4.BUR4	2.50	1.96	1.49	1.76
5.ETS5	1.54	1.24	3.07	10.00
6.BUR6	2.89	1.91	1.01	.33
7.BUR7	5.54	2.56	-.13	-1.14
8.ETS8	3.31	2.45	.83	-.63
9.BUR9	3.94	2.46	.55	-.86
10.ETS10	2.75	2.06	1.30	1.02
11.BUR11	2.46	1.99	1.85	3.11
12.ETS12	1.53	1.16	3.11	10.71
13.BUR13	2.53	2.07	1.43	1.26
14.DIS1	1.62	.83	.23	-.05
15.DIS2	1.21	.92	.43	-.34
16.DIS3	1.96	1.01	.00	-.62
17.DIS8	1.88	1.07	.01	-.77
18.DIS11	1.82	.98	.13	-.45
19.DIS13	1.72	1.08	.15	-.76
20.SP2	2.66	1.85	.85	-.62
21.SP4	1.94	1.47	1.78	2.44
22.SP6	2.21	1.65	1.30	.53
23.SP9	2.48	1.73	1.06	-.02
24.TOTALETS	11.61	6.29	1.25	1.26
25.TOTALFC	40.42	17.57	.77	.44
26.TOTALBUR	28.82	13.20	.61	-.03
27.TOTALDIS	10.21	4.22	-.02	-.50
28.TOTALSP	9.28	5.28	1.01	.40

Nota. TOTALETS=Total Estrés Traumático Secundario; TOTALFC=Total Fatiga por Compasión; TOTALBUR=Total Burnout; TOTALDIS= Total Distrés; TOTALSP=Total Supresión; *g1*= Asimetría*; g2*=Curtosis.

No obstante, a nivel multivariado, el coeficiente de Mardia superó el umbral esperado de 70 (Rodríguez & Ruiz, 2008) (G2=189.8083; p<0.05), lo que indica que los datos no cumplen estrictamente con la suposición de normalidad multivariante. En consecuencia, para los análisis relacionados con la estructura interna mediante el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), se empleó el estimador de máxima verosimilitud con errores estándar robustos (MLR), el cual es insensible a la no normalidad y permite obtener estimaciones y errores estándar más confiables (Kyriazos & Poga-Kyriazou, 2023). Se hallaron correlaciones estadísticamente significativas entre la mayoría de las variables.

Análisis Psicométricos

Evidencias de validez relacionadas al contenido

Se realizaron dos revisiones del análisis de contenido para mejorar el instrumento. La primera revisión contó con la participación de 10 jueces expertos, la Tabla 3 muestra las puntuaciones de los ítems, traducidos del inglés al español. El coeficiente V de Aiken respaldó la validez de los ítems en términos de relevancia (1.00), pertinencia (.99) y claridad (.89) para evaluar las dimensiones consideradas. Solo el ítem 12 no cumplió con el criterio de claridad (.60) por resultar inferior a .70, pero se mantuvo debido a su relevancia y pertinencia.

De acuerdo con las sugerencias de los revisores, se realizaron ajustes en algunos ítems para mejorar su comprensión, como cambios en las definiciones y frases para facilitar la lectura (Tabla 4). En el ítem 3, se añadió una breve definición de "flashbacks". En el ítem 7, se eliminó el conector de temporalidad "con frecuencia". En el ítem 4, se cambió la palabra “siento” por “pienso”. En el ítem 10, la frase "experiencia aterradora" se sustituyó por "relato de la experiencia traumática". Además, se incorporó la frase "por mi trabajo como profesional del cuidado, por ejemplo, psicólogo(a)" en los ítems 1, 4, 7, 9, 10, y 13. En el ítem 12, la frase "presencia traumática" fue reemplazada por "experiencias traumáticas relatadas por mis clientes/pacientes".

La Tabla 4 presenta los resultados de la segunda revisión del instrumento, en la que participaron 20 revisores. Los primeros 10 revisores, que también participaron en la primera revisión, aprobaron las modificaciones, y se sumaron 10 psicoterapeutas para evaluar el instrumento. Tras los ajustes en la redacción, el ítem 12 elevó su puntuación a 0.88 en el criterio de claridad. El coeficiente V de Aiken confirmó la validez de los ítems en cuanto a relevancia (1.00), pertinencia (.96) y claridad (.94), cumpliendo todos con el criterio mínimo de .70.

Se realizaron ajustes adicionales según las nuevas sugerencias de los psicoterapeutas (Tabla 5). Estos incluyeron cambios como sustituir "fatigado" por "estancado" en el ítem 1; agregar

Tabla 3. Primera versión de los ítems de la escala breve de fatiga por compasión

N°	Item	V DE AIKEN		
		Relevancia [IC95%]	Pertinencia [IC95%]	Claridad [IC95%]
1	Me he sentido atrapado por mi trabajo.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.93 [.79-.98]
2	Tengo pensamientos de que no estoy teniendo éxito en el logro de mis metas de vida.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.93 [.79-.98]
3	He tenido flashbacks conectados a mis pacientes.	1.00 [.89-1.00]	.97 [.83-.99]	.87 [.70-.95]
4	Siento que soy un "fracaso" en mi trabajo.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.90 [.74-.97]
5	Experimento sueños inquietantes similares a los de un cliente / paciente mío.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.93 [.79-.98]
6	He sentido una sensación de desesperanza asociada con el trabajo con clientes / pacientes.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.90 [.74-.97]
7	Con frecuencia me he sentido débil, cansado o agotado como resultado de mi trabajo como psicólogo(a).	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.90 [.74-.97]
8	He experimentado pensamientos intrusivos después de trabajar con un cliente / paciente especialmente difícil.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.93 [.79-.98]
9	Me he sentido deprimido(a) como resultado de mi trabajo.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.97 [.83-.99]
10	Repentina e involuntariamente recordé una experiencia aterradora mientras trabajaba con un cliente / paciente.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	.90 [.74-.97]
11	Siento que no logro separar el trabajo de mi vida personal.	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]
12	Estoy perdiendo el sueño por la presencia traumática de un cliente.	.97 [.83-.99]	.97 [.83-.99]	.60 [.42-.75]
13	Tengo una sensación de inutilidad, desilusión o resentimiento asociado con mi trabajo.	1.00 [.89-1.00]	.97 [.83-.99]	.87 [.70-.95]
IVC		1.00	.99	.89
IVC GENERAL			.96	

definiciones de "angustia", "desesperanza" y "pensamiento intrusivo" en los ítems 5, 6 y 8 respectivamente; eliminar "involuntariamente" del ítem 10 y ajustar frases para hacerlas más claras en los ítems 1, 4, 7, 10, 12 y 13. Además, se uniformizaron los enunciados agregando "(a)" al final de las palabras asociadas al género masculino para hacer referencia a ambos sexos. En la Tabla 5 se observa la escala adaptada a partir de las sugerencias establecidas por los jueces expertos en relación con los criterios de relevancia, pertinencia y claridad.

Las modificaciones en la redacción de los ítems se realizaron mediante un proceso de consenso entre las investigadoras. Todas las recomendaciones fueron analizadas internamente para valorar su pertinencia conceptual y coherencia teórica, implementándose aquellos ajustes que reflejaban con mayor precisión las experiencias emocionales y clínicas que se buscaba evaluar. Asimismo, se procuró que los enunciados fueran claros y comprensibles para los participantes, preservando en todo momento la validez del instrumento.

Evidencias de validez relacionadas a la estructura interna mediante el AFC

Inicialmente, se analizó el modelo bidimensional; sin embargo, los índices de ajuste obtenidos no fueron adecuados [RMSEA= .118, CFI=.797, TLI=.753, SRMR=.086]. En consecuencia, se reespecificó el modelo. Se eliminó el ítem ETS8, correspondiente a la dimensión de ETS, debido a que presentaba una carga significativa en ambas dimensiones. Además, se correlacionó errores de dos pares de ítems en la dimensión de Burnout (BUR1 y BUR2; BUR7 y BUR9), considerando que estos comparten similitudes conceptuales y semánticas (Ver Figura 1). En primer lugar, (BUR1 y BUR2), ambos reflejan la percepción de estancamiento y falta de logro personal; mientras que el segundo par (BUR7 y BUR9) expresa el agotamiento emocional y físico asociado al trabajo terapéutico. Estas correlaciones fueron permitidas para optimizar el ajuste del modelo, manteniendo la coherencia teórica del constructo. Tras este ajuste, se observó que las cargas factoriales de cada reactivo superan el umbral de .30, lo que indica que los puntajes son adecuados (Tabla 6). Además, los índices de

Tabla 4. Segunda versión de los ítems de la escala breve de fatiga por compasión

N°	Ítem	V DE AIKEN		
		Relevancia [IC95%]	Pertinencia [IC95%]	Claridad [IC95%]
1	Me he sentido fatigado por mi trabajo como profesional del cuidado (por ejemplo: psicólogo).	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]	1.00 [.89-1.00]
2	Tengo pensamientos de que no estoy teniendo éxito en el logro de mis metas de vida.	.97 [.83-.99]	.98 [.86-1.00]	.92 [.76-.97]
3	He tenido flashbacks asociados a las experiencias traumáticas relatadas por mis clientes/pacientes. (flashback: Reexperimentación intensa de hechos sucedidos con anterioridad)	.97 [.83-.99]	.97 [.83-.99]	.95 [.81-.99]
4	Pienso que soy un fracaso en mi trabajo como profesional del cuidado (por ejemplo: psicólogo).	.93 [.79-.98]	.92 [.76-.97]	.95 [.81-.99]
5	Experimento sueños angustiantes relacionados a la experiencia traumática relatada por un cliente/paciente.	.93 [.79-.98]	.93 [.79-.98]	.93 [.79-.98]
6	Tengo la sensación de desesperanza asociada al trabajo con clientes/pacientes.	.97 [.83-.99]	.95 [.81-.99]	.95 [.81-.99]
7	Me he sentido agotado como resultado de mi trabajo como profesional del cuidado (por ejemplo: psicólogo).	.93 [.79-.98]	.95 [.81-.99]	.93 [.79-.98]
8	He experimentado pensamientos intrusivos después de atender a un cliente/paciente de trato difícil.	.98 [.86-1.00]	.97 [.83-.99]	.93 [.79-.98]
9	Me he sentido decaído(a) como resultado de mi trabajo.	.95 [.81-.99]	.95 [.81-.99]	.92 [.76-.97]
10	Repentina e involuntariamente recordé el relato de la experiencia traumática de un cliente/paciente mientras realizaba mi labor como profesional del cuidado (por ejemplo: psicólogo).	.98 [.86-1.00]	.97 [.83-.99]	.95 [.81-.99]
11	Siento que no logro separar el trabajo de mi vida personal.	.97 [.83-.99]	.97 [.83-.99]	.97 [.83-.99]
12	Estoy perdiendo el sueño al recordar el relato de la experiencia traumática de un cliente/paciente.	.92 [.76-.97]	.92 [.76-.97]	.88 [.72-.96]
13	Tengo una sensación de inutilidad, desilusión o resentimiento asociado con mi trabajo como profesional del cuidado (por ejemplo: psicólogo).	.95 [.81-.99]	.95 [.81-.99]	.93 [.79-.98]
IVC		1.00	.96	.94
IVC GENERAL			.95	

Tabla 5. Versión final de los ítems de la escala breve de fatiga por compasión

N°	Item
1	Me he sentido estancado(a) en mi trabajo como psicólogo(a) clínico(a)/ psicoterapeuta. *(Estancar: Permanecer en un mismo estado a pesar del paso del tiempo).*
2	Tengo pensamientos de que no estoy teniendo éxito en el logro de mis metas de vida.
3	He tenido flashbacks asociados a las experiencias traumáticas relatadas por mis clientes/pacientes. (*Flashback: Reexperimentación intensa de hechos sucedidos con anterioridad).*
4	Pienso que soy un fracaso en mi trabajo como psicólogo(a) clínico(a)/ psicoterapeuta.
5	Experimento sueños angustiantes relacionados a la experiencia traumática relatada por un cliente/paciente. *(Angustia: Estado de intranquilidad a causa de una situación desagradable)*
6	Tengo la sensación de desesperanza asociada al trabajo con clientes/pacientes. *(Desesperanza: Sentimiento de no encontrar alternativas ante una determinada situación)*
7	Me he sentido agotado(a) debido a mi trabajo como psicólogo(a) clínico(a)/ psicoterapeuta.
8	He experimentado pensamientos intrusivos después de atender a un cliente/paciente de trato difícil. *(Pensamiento intrusivo: Ideas desagradables que parecen estar atascadas en nuestra mente)*
9	Me he sentido decaído(a) a causa de mi trabajo como psicólogo(a) clínico(a)/ psicoterapeuta.
10	Repentinamente recordé el relato de la experiencia traumática de un cliente/paciente mientras realizaba mi labor como psicólogo(a) clínico(a)/ psicoterapeuta.
11	Pienso que no logro separar el trabajo de mi vida personal.
12	Tengo dificultad para conciliar el sueño por recordar el relato de la experiencia traumática de un cliente/paciente.
13	Tengo sensación de inutilidad, desilusión o resentimiento asociado con mi trabajo como psicólogo(a) clínico(a)/ psicoterapeuta.

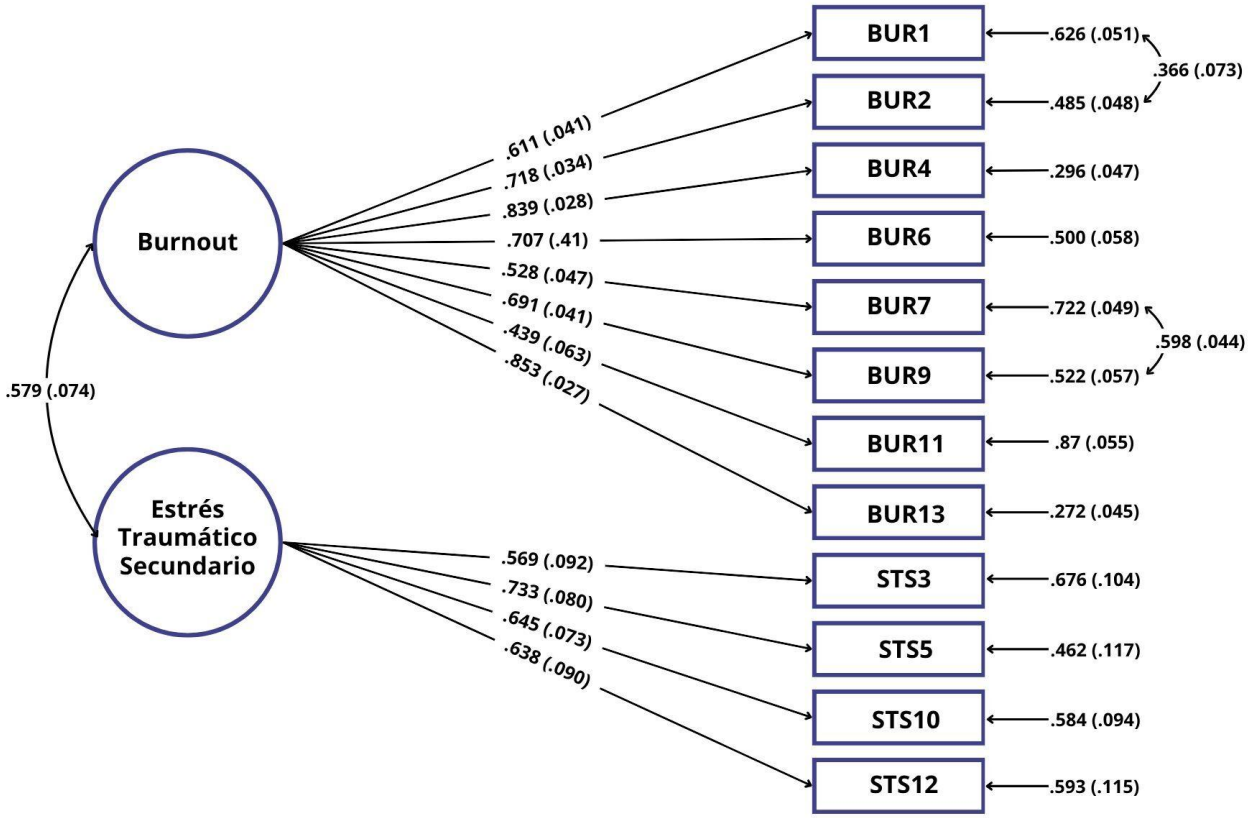


Figura 1. Evidencias de validez basada en la estrutura interna del modelo reespecificado

ajuste obtenidos fueron significativos [RMSEA=.070; CFI=.936; TLI=.918; SRMR=.053].

Evidencias de validez basada en relaciones con otras variables

Los resultados revelan una correlación positiva fuerte y estadísticamente significativa entre el burnout y el distrés (*r*=.594). Además, se observó una correlación moderada y significativa tanto entre el ETS y el burnout (*r*=.428), como entre el ETS y el distrés (*r*=.315). Finalmente, se observaron correlaciones positivas débiles pero significativas entre el ETS y la supresión emocional (*r*=.192), así como entre el burnout y la supresión emocional (*r*=.219). Estos hallazgos respaldan la validez convergente del instrumento, ya que muestran relaciones consistentes con constructos teóricamente vinculados, como el burnout, el distrés y la regulación emocional.

Evidencias de confiabilidad

La Escala Breve de Fatiga por Compasión mostró adecuados índices de confiabilidad para la dimensión burnout ω=.884; mientras que para la dimensión ETS fue ω=.744.

Discusión

En este estudio se evaluaron las propiedades psicométricas de la Escala Breve de Fatiga por Compasión, con el propósito de establecer sus evidencias de validez y confiabilidad como herramienta para medir la FC en psicólogos clínicos para lo cual se plantearon cuatro objetivos específicos.

En relación con el primer objetivo, que consistió en obtener evidencias de validez relacionadas con el contenido, la inclusión de dos rondas de revisión fue un aspecto clave. La primera revisión, llevada a cabo por los expertos en metodología, permitió evaluar la coherencia y pertinencia de los ítems desde una perspectiva técnica, considerando la claridad de los enunciados y su alineación con los objetivos del instrumento.

Esto ayudó a identificar términos ambiguos o poco claros que puedan afectar la comprensión y la validez del instrumento.

Tabla 6. Evidencias de validez basada en la estructura interna del modelo reespecificado

	Burnout	Estrés Traumático Secundario
BUR1	.611	
BUR2	.718	
BUR4	.839	
BUR6	.707	
BUR7	.528	
BUR9	.691	
BUR11	.439	
BUR13	.853	
ETS3		.569
ETS5		.733
ETS10		.645
ETS12		.638
RMSEA	.070	
CFI	.936	
TLI	.918	
SRMR	.053	

La segunda revisión, que involucró a 10 psicoterapeutas, añadió un enfoque clínico esencial, dado que estos profesionales están más familiarizados con el uso de términos psicológicos específicos en un contexto terapéutico. Su participación proporcionó un respaldo clínico para asegurar que los términos y definiciones añadidos fueran adecuados y comprensibles desde una perspectiva terapéutica, permitiendo que el instrumento se alinee mejor con la experiencia de los pacientes y con los enfoques de intervención utilizados en la práctica profesional.

Como resultado de estas revisiones, y desde una perspectiva clínica, se implementaron cambios relevantes en el instrumento, entre ellos la inclusión de definiciones breves para términos clave (p. ej., estancar, flashbacks, angustia, desesperanza, pensamiento intrusivo) y la reformulación de varios ítems para garantizar que su contenido refleje con mayor precisión las experiencias emocionales asociadas a la fatiga por compasión (FC). Por ejemplo, el ítem 12, relacionado con las dificultades para conciliar el sueño al recordar el relato traumático de un paciente o cliente, permitió captar de manera más precisa la vivencia de intrusión emocional que enfrentan los profesionales al exponerse al sufrimiento ajeno. Estos ajustes fueron esenciales para asegurar la comprensión adecuada de los enunciados, minimizar posibles malentendidos y fortalecer la validez clínica del instrumento, al reflejar de forma más auténtica el impacto emocional del ejercicio terapéutico.

En relación con el segundo objetivo, se analizaron las evidencias de validez relacionadas con la estructura interna a través del AFC. Las adaptaciones realizadas en China y Turquía (Sun et al., 2016; Yildirim & Cavcav, 2020) mostraron índices de ajuste satisfactorios, conservando la estructura original del instrumento. Sin embargo, en el presente estudio, los resultados indicaron que el ítem 8: "He experimentado pensamientos intrusivos después de atender a un cliente/paciente de trato difícil (Pensamiento intrusivo: ideas desagradables que parecen estar atascadas en nuestra mente)" presentaba cargas factoriales positivas para la subescala de Burnout y para ETS, lo que sugiere que su interpretación era válida para ambas dimensiones.

Desde una perspectiva teórica, este resultado es comprensible. Los pensamientos intrusivos, son productos cognitivos no deseados que pueden manifestarse mediante imágenes, sensaciones, impulsos o ideas, interrumpiendo involuntariamente el estado mental de una persona; se considera una variable transdiagnóstica asociada a diversos trastornos psicológicos (Belloch, 2012). En el contexto de la práctica clínica, experimentar pensamientos intrusivos tras atender a un paciente, puede ser un signo de reexperimentación, un síntoma clave del ETS (Figley, 1995). Al mismo tiempo, puede ser interpretado como un estado persistente e involuntario generado por un estresor, como un pensamiento, debido a la exposición prolongada a situaciones laborales exigentes, lo cual es característico del Burnout (Lovo, 2020).

Desde el punto de vista estadístico, el ítem mostró cargas cruzadas, lo que indica que no evalúa de manera específica un solo factor, sino que comparte varianza con más de uno. De acuerdo con la literatura psicométrica, cuando un ítem muestra este patrón y no existe una justificación teórica sólida para redefinir su contenido o proponer un nuevo factor, se recomienda su eliminación (Brown, 2015). Además, incorporar un tercer factor habría implicado modificar la estructura original de la escala propuesta por Adams et al. (2006), la cual ya ha mostrado evidencias de adecuadas cargas factoriales en estudios previos (Sun et al., 2016; Yildirim & Cavcav, 2020). En consecuencia, se consideró más pertinente eliminar el ítem ETS8,

manteniendo la coherencia teórica del modelo y mejorando su ajuste estadístico.

Asimismo, para optimizar la validez estructural del instrumento, se permitió la correlación de errores entre algunos ítems cuyos residuales podrían compartir fuentes de error, como redundancia de contenido o similitudes semánticas. Reconocer estas correlaciones es relevante, ya que evita que la varianza compartida no explicada distorsione las estimaciones factoriales y contribuye a una representación más precisa del modelo (Domínguez, 2019). El diseño del estudio sugiere que se requieren más investigaciones para esclarecer la naturaleza de esta superposición y confirmar si la convergencia de estos dos factores se mantiene en diferentes contextos y con diferentes poblaciones. Tras la reespecificación, el AFC arrojó resultados robustos en los índices de ajuste. En consecuencia, se puede afirmar que el modelo bidimensional de la escala es adecuado y aceptable.

En cuanto al tercer objetivo, se analizaron las correlaciones entre las subescalas del instrumento (ETS y Burnout) y otras variables. Los resultados revelaron una correlación positiva fuerte entre Burnout y Distrés (r=.594), así como una correlación moderada entre ETS y Distrés (r=.315). Estos hallazgos son consistentes con investigaciones previas (Fumis et al., 2017; Porras-Parral et al., 2024; Vidotti et al., 2019) y refuerzan la validez convergente del instrumento.

Un estudio realizado por Fumis et al. (2017) identificaron casos de burnout severo en trabajadores de unidades de cuidados intensivos (UCI) en un hospital de Brasil y encontraron que el distrés moral estaba significativamente relacionado, de manera independiente, con el burnout severo. Vidotti et al. (2019) estudiaron a enfermeros en Brasil y observaron que el burnout estaba relacionado con niveles elevados de estrés. Porras-Parral et al. (2024) destacaron que condiciones laborales, como las jornadas largas, aumentan el estrés y el burnout entre los técnicos de urgencias médicas.

Las investigaciones también señalan que el distrés es un factor clave para predecir la FC. Martínez (2019) explica que la FC puede surgir de factores psicológicos, como el distrés. Turgoose y Maddox (2017) demostraron que el distrés tiene una correlación más fuerte con la FC que otros aspectos de la empatía, destacando que los especialistas en salud mental son más propensos a experimentar distrés. Esto implica que las personas con reacciones emocionales intensas frente al sufrimiento ajeno tienen mayor riesgo de desarrollar FC. De manera similar, Eng et al. (2021) observaron que la autorreflexión tiene un doble impacto: aunque puede disminuir la FC, un enfoque excesivamente centrado en uno mismo puede aumentar el distrés, lo que a su vez contribuye al desarrollo de la FC.

Además, se identificaron correlaciones débiles pero significativas entre ETS y Supresión (r=.192) y entre Burnout y Supresión (r=.219). Estas relaciones coinciden con estudios que asocian estrategias desadaptativas de RE, como la supresión, con trastornos psicológicos, debido a ser una variable transdiagnóstica (Antuña et al., 2023; Paredes et al., 2021, Vizioli, 2022). Esta estrategia, al no abordar la emoción subyacente puede incrementar el riesgo de desarrollar ETS y Burnout, especialmente en profesionales de la salud mental expuestos a altos niveles de estrés.

Por un lado, la RE, según Sprang et al. (2019), es un factor protector frente al ETS, ya que los rasgos psicológicos positivos pueden mitigar su impacto (Bakker & Demerouti, 2007). Sin embargo, el uso de supresión reduce el afecto positivo y la satisfacción de vivir (Lemaire et al., 2014), lo que resulta relevante en el desarrollo de la FC. Tessitore et al. (2023) evidenciaron que dificultades en la RE aumentan la presencia de ETS en trabajadores expuestos a traumas secundarios. Esto sugiere que la RE juega un papel mediador en la mitigación del ETS.

Por otro lado, los estudios indican que la supresión tiene un impacto significativo en la aparición del Burnout. Azam et al. (2023) realizaron una investigación con trabajadores sociales y Hernández y González (2022) con psicólogas peruanas, ambos estudios demostraron que una RE adecuada actúa como un factor protector ante el burnout, de modo que reduce su incidencia; mientras que el uso de supresión, aunque es útil para controlar la expresión emocional, no aborda las emociones negativas, lo que genera malestar crónico y facilita el desarrollo del Burnout.

Por último, los resultados muestran una adecuada consistencia interna para la dimensión

Burnout (ω=.884) y la dimensión ETS (ω=.744). Estos hallazgos coinciden con los obtenidos por Adams et al. (2006) en la escala original, donde los valores de α oscilaron entre .80 y .90 para ambas subescalas. Del mismo modo, estos resultados coinciden con los hallazgos de Sun et al. (2016), quienes llevaron a cabo un estudio con poblaciones de trabajadores de emergencia (432 médicos y 388 bomberos chinos), obtuvieron coeficientes α de .87 a .95 para la escala total, entre .83 y .92 para la subescala Burnout, y de .79 a .90 para la subescala ETS; así como con Yildirim y Cavcav (2020), quienes estudiaron a un grupo de 132 profesionales de la salud y encontraron un coeficiente α de Cronbach de .91 para la escala total.

En conjunto, los resultados obtenidos en el presente estudio son consistentes con los hallazgos reportados en la versión original de Adams et al. (2006), y en las adaptaciones realizadas en Turquía (Yildirim & Cavcav, 2020) y China (Sun et al., 2016). En todos los casos, se respalda el modelo bidimensional de la escala, conformado por las subescalas de Burnout y Estrés Traumático Secundario, demostrando una adecuada validez estructural y altos niveles de confiabilidad, lo que confirma la estabilidad del constructo en diferentes contextos culturales. No obstante, a diferencia de los estudios previos, en la presente muestra se observó la necesidad de ajustar el modelo mediante la eliminación de un ítem con cargas cruzadas, lo que sugiere posibles particularidades en la interpretación del constructo en el contexto peruano. Este resultado refuerza la importancia de seguir explorando la sensibilidad cultural del instrumento para garantizar su validez transcultural.

No obstante, es importante reconocer que este estudio presenta algunas limitaciones. Debido al uso de un muestreo no probabilístico y de diseño transversal, es decir, con recolección de datos en un único momento, los resultados no pueden ser generalizados debido a que podrían presentarse diversos factores (personales, ambientales, etc.) e influir en la presencia de este síndrome. Además, la muestra corresponde exclusivamente a Lima Metropolitana, lo que limita la representación de otras regiones del Perú y deja fuera ciertas características demográficas, restringiendo las conclusiones a este grupo específico.

Se sugiere que futuras investigaciones examinen este instrumento en diferentes poblaciones susceptibles a la FC, así como explorar posibles relaciones entre datos sociodemográficos (sexo, edad, la modalidad de trabajo, el tipo de psicoterapia, ubicación demográfica, entre otras) y la prevalencia de la FC. Asimismo, se recomienda considerar la experiencia profesional como un factor asociado a la aparición de la fatiga por compasión (FC). En el presente estudio, la mayoría de los participantes fueron psicólogos jóvenes, entre 1 y 10 años de experiencia laboral, lo que podría estar vinculado a una mayor vulnerabilidad al desgaste emocional. Estudios previos sugieren que la experiencia acumulada puede actuar como factor protector frente a la FC, dado que los profesionales con una trayectoria más amplia suelen disponer de estrategias de afrontamiento más eficaces (Figley, 1995). Por ello, se plantea que futuras investigaciones controlen esta variable con mayor precisión, examinando las posibles diferencias según niveles de experiencia profesional. En conclusión, la Escala Breve de Fatiga por Compasión cuenta con propiedades psicométricas robustas y satisfactorias, sumado a su facilidad de aplicación e interpretación. Esto la convierte en un instrumento válido y eficiente para evaluar la FC en psicólogos clínicos de Lima Metropolitana.

Financiación

Estudio financiado por la Universidad Científica del Sur a través del concurso de fondos para proyectos de tesis (No. 002-DGIDI-CIENTIFICA-2023-1).

Referencias

Adams, R., Boscarino, J., & Figley, C. (2006). Compassion fatigue and psychological distress among social workers: a validation study. *American Journal of Orthopsychiatry, 76(*1), 103–108. https://doi=10.1037%2F0002-9432.76.1.103

Adams, R., Boscarino, J., & Figley, C. (2010). Secondary trauma issues for psychiatrists. *Psychiatric Times, 27*(11). https://www.psychiatrictimes.com/view/secondary-trauma-issues-psychiatrists

Antuña, C., Cano, A., Carballo, E., Juarros, J., & Rodríguez, J. (2023). La regulación

emocional como factor transdiagnóstico de los trastornos emocionales. *Psychological Writings*, *16*(1), 44–52. https://doi.org/10.24310/espsiescpsi.v16i1.14771

Azam, H., Rehman, M., & Rehman, M. (2023). Burnout, compassion fatigue and vicarious traumatic experiences among social workers: emotional regulation as a protective factor. *Pakistan Journal of Humanities and Social Sciences, 11*(4), 4694–4710. https://doi.org/10.52131/pjhss.2023.v11i4.1772

Bakker, A., & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, *22*(3), 309–328. https://doi.org/10.1108/02683940710733115

Belloch, A. (2012). Propuestas para un enfoque transdiagnóstico de los trastornos mentales y del comportamiento: evidencia, utilidad y limitaciones. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 17*(3), 295–311. https://doi.org/10.5944/rppc.vol.17.num.3.2012.11845

Bellosta, M., Garrote, E., Perez, J., Moya, L., & Cebolla, A. (2019). Mindfulness, empatía y compasión: Evolución de la empatía a la compasión en el ámbito sanitario. *Revista de investigación y Educación en Ciencias de la Salud, 4*(1), 47–57. https://doi.org/10.37536/RIECS.2019.4.S1.125

Bride, B., Radey, M., & Figley, C. (2007). Measuring compassion fatigue. *Clinical Social Work Journal, 35(3)*, 155–163. https://doi.org/10.1007/s10615-007-0091-7

Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2.ª ed.). Guilford Press.

Cho, G., Hwang, H., Sarstedt, M., & Ringle, C. (2020). Cutoff criteria for overall model ft indexes in generalized structured component analysis. *Journal of Marketing Analytics, 8*, 189–202. https://doi.org/10.1057/s41270-020-00089-1

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.

Cohen, S., Kamarck, R., & 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

Colegio de Psicólogos del Perú (2018). *Código de ética y deontología.*

Costello, A. y Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation, 10*(7), 1–9. https://doi.org/10.7275/jyj1-4868

Dominguez-Lara, S. (2019). Correlación entre residuales en análisis factorial confirmatorio: una breve guía para su uso e interpretación. *Interacciones, 5*(3), e207. http://dx.doi.org/10.24016/2019.v5n3.207

Duarte, J., & Pinto, J. (2017). The role of psychological factors in oncology nurses' burnout and compassion fatigue symptoms. *European Journal of Oncology Nursing, 28*, 114–121. https://doi.org/10.1016/j.ejon.2017.04.002

Eng. L., Nordström, J., & Schad, E. (2021). Incorporating compassion into compassion fatigue: The development of a new scale. *Journal of Clinical Psychology, 77*(9)*,* 2109–2129. https://doi.org/10.1002/jclp.23113

Escurra, L. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología, 6*(1-2), 103–111. https://doi.org/10.18800/psico.198801-02.008

Figley, C. (1995). Compassion fatigue: Coping with secondary traumatic stress disorder in those who treat the traumatized. (1.a ed.). *Brunner/Mazel*. https://psycnet.apa.org/record/1995-97891-000

Figley, C., & Stamm, B. (1996). Measurement of stress, trauma and adaptation. *Lutherville.* Sidran Press https://psycnet.apa.org/record/2002-17425-006

Fumis, R., Junqueira, G., de Fátima, A., & Vieira, J. (2017). Moral distress and its contribution to the development of burnout syndrome among critical care providers. *Annals of Intensive Care, 7*(1), 71. https://doi.org/10.1186/s13613-017-0293-2

Gargurevich, R., & Matos, L. (2010). Propiedades psicométricas del cuestionario de autorregulación emocional adaptado para el Perú (ERQP). *Revista de Psicología, 12*, 192–215. http://hdl.handle.net/10757/346852

Gentry, J., Baranowsky, A., & Dunning, K. (2002). *Treating compassion fatigue.* Brunner-Routledge. https://psycnet.apa.org/record/2002-17425-006

Gross, J. (2008). *Emotion regulation. Handbook of emotions*. The Guilford Press. https://psycnet.apa.org/record/2008-07784-031

Gross, J., & John, O. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*, 348–362. https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348

Gross, J., & Thompson, R. (2007). Emotion regulation: Conceptual foundations. In Gross, J. (Ed.), Handbook of emotion regulation (pp. 3–24). *The Guilford Press* https://psycnet.apa.org/record/2007-01392-001

Guzmán, J., & Reyes, M. (2018). Adaptación de la escala de percepción global de estrés en estudiantes universitarios peruanos. *Revista de Psicología, 36*(2), 720–750. https://doi.org/10.18800/psico.201802.012

Hernández, A., & González, J. (2022). Modelo explicativo del autocuidado, la regulación emocional y el burnout en psicólogas en condición de aislamiento por COVID-19. *Acta Colombiana de Psicología*, *25*(2), 90–103. https://www.doi.org/10.14718/ACP.2022.25.2.6

Kyriazos, T., & Poga-Kyriazou, M. (2023). Applied Psychometrics: Estimator Considerations in Commonly Encountered Conditions in CFA, SEM, and EFA Practice. *Psychology, 14,* 799-828. https://doi.org/10.4236/psych.2023.145043

Lai, K. (2020). Fit difference between nonnested models given categorical data: Measures and estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *28*(1), 99–120, https://doi.org/10.1080/10705511.2020.1763802

Lemaire, M., El-Hage, W., & Frangou, S. (2014). Reappraising suppression: Subjective and physiological correlates of experiential suppression in healthy adults. *Frontiers in Psychology*, *11*, 5.

Lovo, J. (2020). Síndrome de burnout: Un problema moderno. *Revista entorno, (70)*, 110–120. https://doi.org/10.5377/entorno.v0i70.10371

Martinez, F. (2019). Fatiga por compasión entre el personal de enfermería en los cuidados al final de la vida. *Revista NPunto, 2*(2), 49–69.

Norrman, M., Högman, E. y Schad, E. (2020). Breaking the taboo: eight Swedish clinical psychologists experiences of compassion fatigue. *International Journal of Qualitative Studies on Health and Well-being, 15*(1), 1–17. https://doi.org/10.1080/17482631.2020.1785610

Oblitas, L. (2017). *Psicología de la salud y calidad de vida*. Cengage Learning Editores.

Organización Internacional del Trabajo (s.f.). *La salud mental en el trabajo*. https://www.ilo.org/es/temas/seguridad-y-salud-en-el-trabajo/la-salud-mental-en-el-trabajo#:~:text=La%20salud%20mental%20en%20el%20trabajo%20tiene%20un%20enorme%20impacto,el%20riesgo%20de%20accidentes%20laborales

Orozco-Vargas, A., García-López, G., Aguilera-Reyes, U., & Venebra-Muñoz, A. Versión en español del emotion regulation skills questionnaire: Análisis de su fiabilidad y validez. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, *61*(4), 189–203. https://doi.org/10.21865/RIDEP61.4.13

Oviedo, H., & Campo, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría, XXXIV*(4), 572–580.

Paredes, A., Coria, G., Marcos, A., & Sedano, S. (2021). La regulación emocional como categoría transdiagnóstica a través de los problemas clínicos: un estudio narrativo. *Interacciones. Journal of Family, Clinical and Health Psychology, 7*(223), 1–8. http://dx.doi.org/10.24016/2021.v7.223

Pereyra, J., Grajeda, A., Cuya, P., & Estrada, E. (2021). Glosario de instrumentos psicológicos: definición de 14 instrumentos más utilizados en psicología. *Psique Mag: Revista Científica Digital de Psicología, 11*(1), 28–41.

https://doi.org/10.18050/psiquemag.v11i1.278

Pintado, S. (2018). Programas basados en mindfulness para el tratamiento de la fatiga por compasión en personal sanitario: una revisión. *Terapia Psicológica, 36*(2), 71–80. http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082018000200071

Porras-Parral, F., Guzmán Benavente, M., Barragán-Ledesma, L., Quintanar-Escorza, M., Linares-Olivas, O., & Garza-Barragán, L. (2024). Estrés laboral, burnout y factores asociados a su aparición en técnicos en urgencias médicas. *Psicología y Salud, 34*(1), 93–101. https://doi.org/10.25009/pys.v34i1.2847

Roco, A., Hernández, M. y Silva, O. (2021). ¿Cuál es el tamaño muestral adecuado para validar un cuestionario? *Nutrición Hospitalaria, 38*(4), 877–878. http://dx.doi.org/10.20960/nh.03633

Rodriguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: incidencia estructura interna del CERQ-18 sobre la estructura factorial. *Psicológica, 29*, 205–227.

Saavedra, C. (2022). Eustrés y distrés: Revisión sistemática de la literatura. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología, 1*(2), 1–17. https://doi.org/10.18270/chps..v22i2.4415

Sprang, G., Ford, J., Kerig, P., & Bride, B. (2019). Defining secondary traumatic stress and developing targeted assessments and interventions: Lessons learned from research and leading experts. *Traumatology*, *25*(2), 72–81. https://doi.org/10.1037/trm0000180

Stamm, B. (2005). *The ProQOL manual: The professional quality of life scale: Compassion satisfaction, burnout & compassion fatigue/secondary trauma scales*. Sidran Press.

Sun, B., Hu, M., Yu, S., Jiang, Y., & Lou, B. (2016). Validation of the compassion fatigue short scale among Chinese medical workers and firefighters: a cross-sectional study. *British Medical Journal Open, 6*(6), 1–7. https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-011279

Tessitore, F., Caffieri, A., Parola, A., Cozzolino, M., & Margherita, G. (2023). The role of emotion regulation as a potential mediator between secondary traumatic stress, burnout, and compassion satisfaction in professionals working in the forced migration field. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 20*(23), 2266. https://doi.org/10.3390/ijerph20032266

Turgoose, D., & Maddox, L. (2017). Predictors of compassion fatigue in mental health professionals: a narrative review. *Traumatology, 23*(2), 172–185. https://doi.org/10.1037/trm0000116

Vidotti, V., Trevisan, J., Quina, M., Perfeito, R., & do Carmo Cruz, M. (2019). Síndrome de burnout, estrés laboral y calidad de vida en trabajadores de enfermería. *Enfermería Global, 18*(55), 344–376. https://dx.doi.org/10.6018/eglobal.18.3.325961

Villasís, M., Márquez, H., Zurita, J., Miranda, G. y Escamilla, A. (2018). El protocolo de investigación VII. Validez y confiabilidad de las mediciones. Revista Alergia México, 65(4), 414–421. https://doi.org/10.29262/ram.v65i4.560

Vizioli, N. (2022). Psicoterapia para la regulación emocional desde un enfoque transdiagnóstico: revisión de ensayos clínicos aleatorizados. *Psicogente, 25*(47), 1–19. https://doi.org/10.17081/psico.25.47.4895

Xia, Y., & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods, 51*, 409–428. https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2

Yildirim, S., & Cavcav, F. (2020). The compassion fatigue-short scale for healthcare professionals: A Turkish study of validity and reliability. *Perspectives In Psychiatric Care, 57*(3), 1–7. https://doi.org/10.1111/ppc.1271