

Adaptación y validación psicométrica de la Escala de Desgaste Ocupacional (EDO) en periodistas latinoamericanos

Psychometric Adaptation and Validation of the Occupational Burnout Scale in Latin American Journalists

Alejandra García Saisó¹

Doctora en Psicología
Universidad Autónoma de México, México
Correo electrónico: agsaiso3@gmail.com
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4768-7017>

Ángel Eduardo Velasco Rojano²

Doctor en Psicología
Dirección de Educación en Salud, Instituto Nacional de Rehabilitación (LGII), México
Correo electrónico: eduardorojanova@gmail.com
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0858-4568>

Rogelio Flores Morales³

Doctor en Psicología
Universidad Autónoma de México, México
Correo electrónico: rogelio.flores@psicologia.unam.mx
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3424-2628>

Adamantia Lampouka⁴

Master in Cultural Psychology
Free Press Unlimited, Países Bajos
Correo electrónico: lampouka@freepressunlimited.org
ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-7446-7577>

Paloma Leinz⁵

Master in Education
Free Press Unlimited, Países Bajos
Correo electrónico: lainz@freepressunlimited.org
ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-3711-1125>

Recibido: 08/11/2025
Evaluado: 09/04/2026
Aprobado: 17/04/2026

1 CRediT: conceptualización, investigación, metodología, supervisión, escritura borrador original, escritura, revisión y edición.

2 CRediT: curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, *software*, supervisión, validación, visualización, escritura borrador original, escritura, revisión y edición.

3 CRediT: administración del proyecto, escritura borrador original, escritura, revisión y edición.

4 CRediT: administración del proyecto, escritura borrador original, escritura, revisión y edición.

5 CRediT: administración del proyecto, escritura borrador original, escritura, revisión y edición.

* Para citar este artículo: García-Saisó, A., Velasco-Rojano, A. E., Flores-Morales, R., Lampouka, A. y Leinz, P. (2026). Adaptación y validación psicométrica de la Escala de Desgaste Ocupacional (EDO) en periodistas latinoamericanos. *Informes Psicológicos*, 26(1), 87-104. <https://doi.org/10.18566/infpsic.v26n1a06>

Resumen

El periodismo es una profesión con diversos riesgos que generan desgaste y graves consecuencias, por lo tanto, la Norma Oficial Mexicana NOM-035-STPS-2018 exige que se mida bianualmente. El objetivo de este estudio fue adaptar y validar la Escala Mexicana de Desgaste Ocupacional (EMEDO) en una muestra de periodistas latinoamericanos. Participaron 241 trabajadores de Latinoamérica, de los cuales el 64 % eran mujeres entre 22 y 59 años. Se aplicó en línea una versión adaptada de la escala para periodistas en Latinoamérica. El consentimiento informado y las respuestas se obtuvieron de forma electrónica. La validez de constructo se obtuvo mediante un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) ($\chi^2/_{gl}=2,98$, $p<.01$; CFI=.98; RMSEA=.08, IC 95 % [.07-.08]), lo que demuestra una confiabilidad adecuada (Alfa de Cronbach = .86). En conclusión, esta versión de la escala es confiable y válida para medir el desgaste ocupacional en periodistas de Latinoamérica.

Palabras clave:

Desgaste ocupacional, Medición, Riesgo, Validación, Periodistas.

Abstract

Journalism is a profession associated with a wide range of occupational hazards that give rise to burnout and serious health consequences; accordingly, the Official Mexican Standard NOM-035-STPS-2018 mandates biannual measurement of occupational burnout. The objective of this study was to adapt and validate the Mexican Occupational Burnout Scale (EMEDO) in a sample of Latin American journalists. A total of 241 workers from across Latin America participated, 64% of whom were women between 22 and 59 years of age. An adapted version of the scale for journalists in Latin America was administered online. Informed consent and responses were obtained electronically. Construct validity was established through confirmatory factor analysis ($\chi^2/df = 2.98$, $p < .01$; CFI = .98; RMSEA = .08, 95% CI [.07-.08]), demonstrating adequate reliability (Cronbach's alpha = .86). In conclusion, this version of the scale is reliable and valid for measuring occupational burnout in journalists across Latin America.

Keywords:

occupational burnout; measurement; risk; validation; journalists.

Introducción

Los periodistas son trabajadores de la comunicación que participan, directa o indirectamente, en el ejercicio del derecho a la libertad de expresión de las personas a través de un medio de comunicación social o digital (Pascual, 2023). El ejercicio del periodismo implica estar expuesto a diversos factores de riesgo para la integridad, la salud y el bienestar. A continuación, se describen algunos de ellos.

Una mayor exposición a la violencia (Flores et al., 2019) de forma indirecta –aquella derivada de la cobertura de temas propios de la profesión– puede observarse en estudios como el de Beza (2019). En esta investigación se trabajó con 15 reporteros del noreste de México que han cubierto la fuente policiaca. El autor identificó que el 86 % (13) había desarrollado síntomas de estrés postraumático. Por su parte, Flores et al. (2012) trabajaron con 100 periodistas mexicanos de 16 de los 32 Estados que conforman el territorio nacional, encontrando que 35 % había desarrollado síntomas de estrés postraumático.

Ahora bien, una mayor exposición a la violencia de forma directa –aquella orientada a silenciar la libertad de expresión– puede encontrarse en estudios como el realizado por Posetti et al. (2020). En esta investigación, realizada con 901 trabajadoras de la comunicación provenientes de 125 países del mundo, los autores encontraron que el 73 % (657) de las encuestadas dijo haber sufrido violencia en línea, el 25 % (225) recibió amenazas de violencia física, el 18 % (162) amenazas de violencia sexual y el 13 % (117) amenazas de violencia contra personas cercanas. El 20 % (180) recibió agresiones subsecuentes a la violencia en línea y el 38 % (342) tuvo alguna consecuencia en la salud mental a raíz de la violencia en línea. En el estudio realizado por Santiago (2020) en el Estado de Veracruz, México, participaron 52 periodistas en activo. Los resultados evidenciaron que el 63 % (33) reportó haber vivido algún tipo de ataque, agresión o amenaza con la intención de silenciar su libertad de expresión.

Asimismo, existen estudios en torno a la vulneración de los derechos humanos. Uno de ellos es el estudio documental de Apreza (2024), que recopila jurisprudencia sobre la libertad de expresión desde 2018, encontrando que las violaciones de derechos humanos sufridas por periodistas en México impactan en el desarrollo nacional y en las esferas política, legal, económica, sociocultural y de seguridad. Estas violaciones se manejaron adecuadamente en solo el 23 % de los casos, debido a la impunidad y a la falta de mecanismos que garanticen la protección de los derechos de los periodistas. Sobre el desplazamiento forzado y los asesinatos asociados al trabajo, se cuenta con trabajos como el de Macleod (2024), que revisó cifras oficiales de mortalidad en México e identificó al menos 160 muertes violentas de periodistas ocurridas durante el cumplimiento de su deber. Asimismo, Tejedor et al. (2022) analizaron las cifras de muertes en México y registraron 324 asesinatos de periodistas en la última década.

Estos factores de riesgo pueden impactar de manera importante la salud mental de los trabajadores de la comunicación, generando mayor vulnerabilidad ante diversos problemas, como el estrés postraumático, una condición de salud mental que puede desarrollarse

tras experimentar o presenciar un evento traumático. En este caso, la persona revive el miedo durante un periodo prolongado, incluso después de que el peligro ha desaparecido. Esto suele manifestarse mediante recuerdos vívidos, pesadillas, evasión, hipervigilancia y problemas de ánimo y concentración, tal como lo señala la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2024). Este factor de riesgo se aborda en estudios como el de Flores et al. (2012), quienes trabajaron con 253 periodistas mexicanos y encontraron que el 35 % tuvo al menos un síntoma de estrés postraumático en el año previo al estudio; el de Aranguen-Romero (2022), realizado con 11 periodistas colombianos con 15 años de experiencia en la cobertura del conflicto armado, identificó que todos presentaron síntomas de estrés postraumático, reportados de manera cualitativa en entrevistas. Asimismo, se destaca que los participantes señalaron que en este tipo de labor es inevitable enfrentar experiencias traumáticas.

Además de la vulnerabilidad al trastorno de estrés postraumático, los periodistas pueden presentar una mayor predisposición a la depresión, un trastorno mental común y una de las principales causas de discapacidad a nivel mundial, caracterizado por tristeza, pérdida de interés y energía, y que, en casos graves, puede derivar en conducta suicida (OMS, 2025). En el caso de los periodistas, esta problemática ha sido documentada en trabajos como el de Acosta (2025), quien trabajó con 144 periodistas venezolanos y realizó tres mediciones de problemas de salud mental en 2020, 2022 y 2025. La autora encontró que el 48 % reportó síntomas de depresión, los cuales se mantuvieron estables a lo largo de las tres mediciones y se asociaron con sus condiciones laborales.

Los periodistas también pueden presentar mayor vulnerabilidad al síndrome de desgaste ocupacional o *burnout*, definido como un conjunto de signos y síntomas que combina agotamiento emocional, despersonalización y un bajo nivel de autorrealización o satisfacción con los logros personales, todos causados por el estrés crónico derivado de las actividades y condiciones de trabajo (Maslach y Jackson, 1981; Rotenstein et al., 2018). El desgaste ocupacional o *burnout* es una condición multifacética que reduce la eficacia y la capacidad de trabajar a largo plazo (Hewitt et al., 2020). Originalmente, el síndrome de *burnout* fue identificado en médicos; sin embargo, con el tiempo se extendió a otras profesiones. En el caso de los periodistas, Miret (2021) analizó datos de 300 periodistas de Aragón, España, e identificó que al menos el 60 % reportó síntomas de la fase inicial del síndrome de *burnout*, es decir, agotamiento emocional. Torres-Montesinos y Rivera-Rogel (2022) aplicaron una encuesta a 288 periodistas de Ecuador (34,4 %), Perú (28,1 %) y Venezuela (37,5 %). Encontraron que el 16 % tenía síntomas severos de *burnout* y consideraba dejar su empleo, lo que se asoció con ser jóvenes, mujeres, residir en capitales, haber recibido más amenazas de despido, sufrir acoso laboral, percibir un deterioro en su salud y evaluar negativamente a sus jefes. Yaguana y Arrobo-Agila (2024) trabajaron con 16 periodistas ecuatorianos mediante entrevistas cualitativas y encontraron que todos reportaron agotamiento emocional.

Dado que el agotamiento emocional aparece de forma recurrente en la mayoría de los estudios revisados, puede considerarse un riesgo psicosocial en el trabajo de los periodistas. Los riesgos psicosociales en entornos laborales han sido abordados en diversos acuerdos e instrumentos jurídicos a nivel mundial (García-Saisó et al., 2024).

En México, los riesgos psicosociales se consideran en la Norma Oficial Mexicana NOM-035-STPS-2018 (Secretaría del Trabajo y Previsión Social, 2018), que establece que deben medirse al menos cada dos años para su gestión, lo cual constituye una obligación para todos los centros de trabajo a nivel nacional.

La norma estipula que los cuestionarios para medir riesgos psicosociales deben validarse mediante muestras que incluyan al menos diez veces el número de ítems del cuestionario, con personas que laboren en centros de trabajo dentro del territorio nacional y que posean características similares a las de la población objetivo de la escala. Asimismo, el proceso de validación debe demostrar la confiabilidad y la validez de constructo de la escala (Secretaría del Trabajo y Previsión Social, 2018).

En el mundo existen diversos instrumentos para medir *burnout* o desgaste ocupacional. El más usado es probablemente el desarrollado por Maslach y Jackson (1981), compuesto por 26 reactivos de opción múltiple en formato tipo Likert, organizados en tres dimensiones: agotamiento, despersonalización e insatisfacción. Sin embargo, este instrumento fue desarrollado para médicos de EE. UU., por lo que culturalmente no corresponde necesariamente con las condiciones de los trabajadores en América Latina.

En México se desarrolló la Escala de Desgaste Ocupacional (EDO) para medir el síndrome de desgaste ocupacional o *burnout*. Esta escala cuenta con 30 reactivos organizados en las mismas dimensiones de la escala de Maslach y Jackson (1981) y ha sido validada en diversas poblaciones trabajadoras, incluyendo personas en condiciones de precariedad laboral, personal bancario y trabajadores de seguridad privada (Uribe y García-Saisó, 2013; Uribe et al., 2014).

Sin embargo, no es específica para los trabajadores de la comunicación. Por lo tanto, el objetivo del presente estudio fue adaptar y validar psicométricamente la escala en periodistas de Latinoamérica.

Método

Diseño

Se realizó un estudio instrumental psicométrico (Montero y León, 2002) en dos fases: una para la adaptación de la escala y otra para su validación psicométrica.

Participantes

Para la adaptación de los reactivos de la escala participaron seis jueces expertos, psicólogos con experiencia en medición.

Para la validación psicométrica participaron 241 periodistas. En cuanto a su región de residencia, el 50,21 % (121) trabajaban en Sudamérica, el 21,22 % (51) en Centroamérica y el Caribe, y el 28,57 % (69) en México. Respecto al sexo, el 36,51 % (88) correspondía a hombres y el 63,49 % (153) a mujeres, con edades de 22 a 68 años y una media de 40 años ($DE = 12,05$). En relación con la situación laboral, el 43,62 % (105) tenía contratos por tiempo indeterminado, el 14,50 % (35) contratos temporales y el 41,88 % (101) trabajaba de manera independiente.

Los criterios de inclusión fueron: dedicarse a la profesión de periodista, tener un trabajo activo en el campo en el momento de la encuesta y aceptar participar voluntariamente.

Los criterios de exclusión fueron: no firmar el formato de consentimiento informado ni el aviso de privacidad.

Consideraciones éticas

Se siguieron los principios éticos para la investigación con seres humanos establecidos por la Asociación Americana de Psicología (APA, 2017). El estudio fue clasificado como de riesgo mínimo, ya que consistía en responder preguntas sin intervención alguna. Se aplicó un consentimiento informado, en el que se explicó el propósito del estudio, que la participación era voluntaria y consistía en responder una encuesta en línea, que podían negarse a participar o retirarse en cualquier momento sin consecuencias, que no había costos, ni pagos, ni beneficios directos por participar.

Instrumentos

Para la adaptación se usó una rúbrica con la definición de las dimensiones y reactivos originales de la EDO (Uribe y García-Saisó, 2013). La escala consta de 30 reactivos tipo Likert con seis opciones de respuesta, cuyos extremos van de “Totalmente de acuerdo” a “Totalmente en desacuerdo”. Los reactivos se organizan en tres factores –agotamiento, despersonalización e insatisfacción de logro–, los cuales explican el 65 % de la varianza del constructo, con una confiabilidad adecuada por consistencia interna (Alfa de Cronbach = .85).

Para determinar la validez de contenido de la escala, se utilizaron dos rúbricas elaboradas expresamente para este estudio. La primera, destinada a la selección de los reactivos pertinentes por parte de los jueces expertos, contenía las definiciones de las dimensiones de la escala original y la lista completa de sus reactivos (Uribe y García-Saisó, 2013). Asimismo, incorporaba la definición de trabajadores de la comunicación considerada en este estudio, junto con sus principales actividades (Pascual, 2023), además de un espacio para registrar los reactivos relevantes a conservar en cada dimensión. La segunda incluía todos los reactivos seleccionados individualmente por los jueces, así como un espacio para calcular el Índice de Validez de Contenido (IVC) de Lawshe.

Para la validación psicométrica se usó la versión adaptada producto de la fase anterior, compuesta por 12 afirmaciones con seis opciones de respuesta tipo Likert, que iban de “Totalmente de acuerdo” a “Totalmente en desacuerdo”. Se utilizaron cuatro reactivos para cada una de las tres dimensiones de la escala: agotamiento, despersonalización e insatisfacción de logro.

Procedimiento

La adaptación se realizó mediante la metodología Delphi (Dragostinov et al., 2022), en la que los jueces seleccionaron de forma individual los reactivos que mejor reflejaban el contenido de cada dimensión del desgaste ocupacional en el periodismo. Posteriormente, en una sesión presencial, llegaron a la versión final por consenso tras calcular el IVC de Lawshe.

Para la validación psicométrica, se aplicó la escala mediante un sistema de encuestas en línea específicamente diseñado para este estudio. Se les invitó, a través de las redes sociales de las organizaciones asociadas, a una asociación de periodismo internacional, entre el 13 y el 25 de junio de 2025. Se obtuvo el consentimiento informado de los participantes y al finalizar se agradeció su participación.

Análisis de datos

Para determinar la validez de contenido del instrumento, se calculó el IVC de Lawshe. Este procedimiento implica una evaluación individual de los reactivos en términos de su esencialidad para la medición del constructo, a través de la Razón de Validez de Contenido (RVC), definida como el número de jueces que consideran esencial o están de acuerdo con el reactivo respecto del total de jueces. Lawshe propuso como valor crítico para mantener un reactivo una razón de .75.

Para conocer la distribución de las respuestas, se realizó un análisis de frecuencias en porcentaje. También se calcularon el coeficiente de asimetría, la curtosis y la prueba de normalidad univariada de Anderson-Darling, por ser adecuada para el tamaño de la muestra con el que se validó la escala (Wijekularathna et al., 2019). Si resulta significativo, indica que no hay bondad de ajuste con la distribución normal. Se realizó en el *software* R, utilizando el paquete MVN (Korkmaz et al., 2014).

Con el fin de obtener evidencias de validez de constructo y del poder discriminativo de los reactivos mediante la estructura de la escala, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) en el *software* R con el paquete Psych (Revelle, 2022). Para verificar la pertinencia del análisis, se calculó la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin, que indica si el tamaño de la muestra con la que se calculó la matriz de correlaciones inicial es adecuado para realizar un análisis factorial, al indicar la proporción de varianza en las variables que puede ser común a otras variables, lo que facilita la agrupación o reducción de las variables en factores o dimensiones. Un valor de la medida de adecuación muestral cercano a 1 sugiere que el análisis factorial es apropiado, mientras que un valor cercano a 0 indica que

podría no serlo. El valor mínimo aceptable para esta medida es de 0,60 (Nunnally y Bernstein, 1994). Otra medida que indica la pertinencia del análisis fue la prueba de esfericidad de Bartlett, que compara la bondad de ajuste entre la matriz de correlaciones en la que se basa el análisis factorial contra una distribución en la que el valor de las correlaciones entre variables sea igual a 0. Por ello, es necesario que no exista bondad de ajuste, lo que se demuestra al obtener una prueba χ^2 significativa (Nunnally y Bernstein, 1994).

Para determinar el número de factores, se realizó un análisis paralelo (Fabrigar et al., 1999). También se usó el criterio de Kaiser para determinar el número de factores, que recomienda retener solo aquellos con un autovalor superior a 1 (Nunnally y Bernstein, 1994). Se extrajeron factores mediante estimación de mínimos cuadrados no ponderados y rotación oblicua, procedimientos adecuados ante la falta de normalidad de los datos y el tamaño muestral inferior a 800 participantes (Fabrigar et al., 1999).

Se evaluó la discriminación de los reactivos a través de las cargas factoriales, ya que este indicador muestra la relación del reactivo con el constructo latente que lo explica. De acuerdo con Edwards y Wirth (2009), las cargas deben tener magnitudes moderadas, es decir, superiores a .40 ($r > .40$). También se evaluó la cantidad de varianza explicada como evidencia de validez. Se espera que en estructuras unidimensionales sea mayor que 20 % y en multidimensionales supere el 50 % (Reckase, 2009).

También se realizó un AFC en el *software* R mediante el paquete lavaan (Rosseel, 2012). La especificación del modelo se realizó considerando tres factores, cada uno conformado por cuatro reactivos obtenidos de los jueces en la fase anterior. El proceso técnico de identificación consistió en fijar a uno la carga factorial del primer reactivo para determinar la métrica de la variable latente (Kenny y Milan, 2012). Se usó la estimación de Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente Robustos (DWLS, por sus siglas en inglés), por su capacidad para trabajar con datos ordinales con falta de normalidad (Li, 2016; West et al., 2012).

Para evaluar el ajuste global del modelo, se consideró que la prueba de bondad de ajuste absoluto χ^2 , dividida entre sus grados de libertad o el CFMIN que se espera, tenga un valor menor a 3 (la Du y Tanaka, 1990); que el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) tenga un valor de $\leq .08$ (MacCallum et al., 1996), y que el índice de ajuste comparativo Comparative Fit Index (CFI) tenga un valor de $\geq .95$ (Hu y Bentler, 1999). Para considerar que un reactivo tiene buena capacidad de discriminación, se buscó un valor de lambda o de carga factorial $> .40$ (Whittaker, 2012).

Para la confiabilidad, se calculó el coeficiente de consistencia interna alfa ordinal (Contreras y Novoa-Muñoz, 2018), por ser adecuado para el tipo de datos.

Resultados

Para la adaptación de la escala, los jueces expertos seleccionaron 15 reactivos de forma independiente de los 30 originales, por considerarlos pertinentes para el trabajo con periodistas. Posteriormente, en la reunión por consenso, se calculó el IVC de Lawshe, con el que se eliminaron tres reactivos por no alcanzar el valor mínimo de 0.75 requerido para conservarlos. Así, quedó una versión de 12 reactivos, distribuidos en igual número en cada una de las tres dimensiones de la escala. Los resultados del procedimiento de los jueces expertos se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1

Resultados del procedimiento de jueces expertos para validez de contenido

Dimensión	Reactivo	IVC de Lawshe
Agotamiento	R1 Siento que no puedo reponer la energía que ocupo en mi trabajo	1
	R2 Siento cansancio mental que no me deja concentrarme en mi trabajo	1
	R3 Mi cuerpo me reclama más horas de descanso, porque mi trabajo me tiene agotado	.89
	R4 Al llegar a casa después de mi trabajo lo único que quiero es descansar	.89
	R5 Me cuesta mucho trabajo levantarme por las mañanas para ir a trabajar	.68 eliminado
Despersonalización	R6 Puedo entender los problemas que atiendo en mi trabajo	1
	R7 Aunque me encuentre con gente descortés en mi trabajo, la trato bien	1
	R8 Me comunico fácilmente con la gente en mi trabajo	1
	R9 Es importante para mí tratar bien a la gente en mi trabajo	.89
	R10 La gente respeta más a quien la trata mal	.68 eliminado
Insatisfacción	R11 Hace mucho tiempo que dejé de hacer mi trabajo con pasión	.89
	R12 Aunque realizo bien mi trabajo, lo hago por compromiso	.89
	R13 Siento que mis habilidades y conocimientos están desperdiciados en mi trabajo	.89
	R14 Mis actividades de trabajo han dejado de parecerme importantes	.89
	R15 En mi trabajo he llegado a un momento en que actúo únicamente por lo que me pagan	.68 eliminado

Fuente: Elaboración propia.

El análisis de la distribución de frecuencias de las respuestas a todos los reactivos de la escala mostró que todas las opciones de respuesta fueron seleccionadas por al menos una persona, es decir, todas las opciones de los reactivos generan información. Los estadísticos descriptivos y los resultados de la prueba de normalidad univariada de Anderson-Darling indican que todos los reactivos presentan distribuciones estadísticamente distintas de la normal. La prueba de normalidad multivariada de Henze-Zirkler mostró que los reactivos de la escala no se distribuyen de manera normal en su conjunto ($HZ = 3.40$, $p < .01$). Los resultados del análisis de la distribución de frecuencias de las respuestas se muestran en las Tablas 2 y 3.

Tabla 2

Análisis de frecuencia de respuestas en términos de porcentaje

Reactivo	Porcentaje por opción de respuesta					Totalmente de acuerdo
	Totalmente en desacuerdo	Desacuerdo	Algo en desacuerdo	Algo de acuerdo	Acuerdo	
r1	16,18	19,09	12,03	28,22	10,79	13,69
r2	14,11	12,03	20,75	24,48	17,01	11,62
r3	16,18	13,28	10,37	16,18	17,84	26,14
r4	7,05	7,05	8,71	17,84	20,75	38,59
r6	50,62	19,50	12,45	8,71	4,56	4,15
r7	47,30	23,65	9,54	8,71	7,47	3,32
r8	70,95	15,77	4,56	4,56	2,49	1,66
r9	49,38	18,67	13,28	9,13	5,39	4,15
r11	36,93	13,69	13,69	17,43	9,13	9,13
r12	34,02	18,26	16,18	11,20	9,54	10,79
r13	44,81	15,77	14,11	13,69	6,64	4,98
r14	33,20	14,52	9,96	18,26	11,62	12,45

Fuente: Elaboración propia.

La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin mostró que el tamaño de la muestra con la que se realizó el análisis fue adecuado ($KMO = .88$), y la prueba de esfericidad de Bartlett mostró que la matriz de correlaciones era distinta de cero, es decir, las correlaciones eran adecuadas para el análisis ($\chi^2_{(36)} = 1199.38$, $p < .01$).

Tabla 3

Estadísticos descriptivos y prueba de normalidad univariada de los reactivos

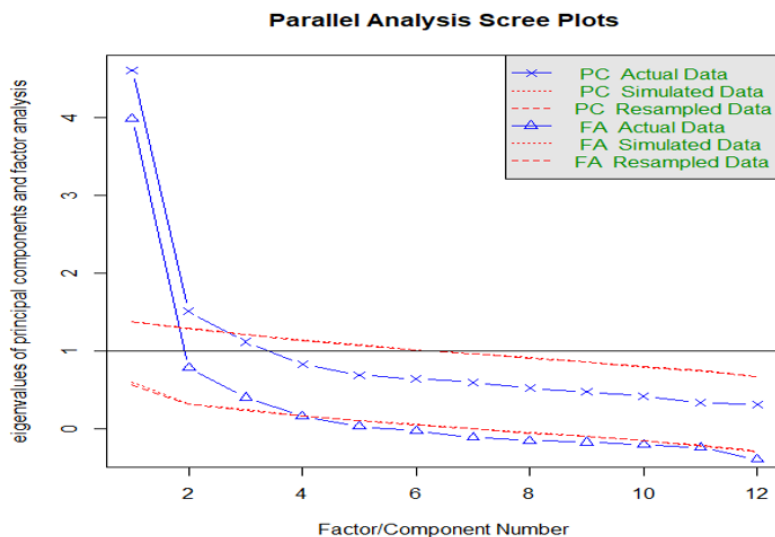
Reactivo	Mínimo	Máximo	Mediana	Coefficiente de asimetría	Curtosis	Prueba de normalidad univariada de Anderson-Darling
r1	1	6	4	0.44	1.89	6.89**
r2	1	6	4	0.12	2.05	5.54**
r3	1	6	4	0.29	1.67	9.84**
r4	1	6	5	0.88	2.68	14.18**
r6	1	6	1	1.23	3.55	21.09**
r7	1	6	2	1.15	3.2	21.03**
r8	1	6	1	2.25	7.6	43.01**
r9	1	6	2	1.14	3.27	20.73**
r11	1	6	2	0.48	1.93	12.37**
r12	1	6	2	0.59	2.04	11.91**
r13	1	6	2	0.83	2.51	16.90**
r14	1	6	3	0.32	1.68	11.62**

Nota. **p < .05. Fuente: Elaboración propia.

Tanto el análisis paralelo como el criterio de Kaiser sugirieron retener tres factores, dado que presentaban autovalores superiores a 1 (ver Figura 1).

Figura 1

Análisis paralelo de la EDO



El AFE con estimación por mínimos cuadrados no ponderados y rotación oblicua generó una solución con tres factores que explicó el 48 % de la varianza. Se conservaron todos los reactivos al tener una carga factorial mayor o igual a .40 (ver Tabla 4).

Tabla 4
AFE EDO

Reactivo	Insatisfacción	Agotamiento	Despersonalización
r11	.78	0	-.03
r12	.76	-.08	.09
r13	.68	.12	-.01
r14	.65	.09	.01
r1	-.07	.82	.06
r2	.03	.66	-.05
r3	.16	.59	.06
r4	.34	.4	.09
r7	-.01	.05	.59
r6	.16	.09	.53
r9	.11	.01	.52
r8	-.06	-.06	.43
Autovalor	2.7	1.78	1.15
Varianza	23	15	10
Varianza acumulada	23	38	48
Correlaciones entre los factores	Insatisfacción	Agotamiento	Despersonalización
Insatisfacción	1		
Agotamiento	.49	1	
Despersonalización	.52	.26	1

Fuente: Elaboración propia.

El modelo tridimensional obtenido del análisis exploratorio presentó un adecuado ajuste en todos los índices ($\chi^2/gl = 2.98$, $p < .01$; CFI = .98; RMSEA = .08, IC del 95 % [.07-.08]). Los resultados de la solución estandarizada del AFC se muestran en la Tabla 5.

Tabla 5
Solución estandarizada del AFC

Reactivo	Agotamiento	Despersonalización	Insatisfacción
r1	.69(.05)**		
r2	.81(.03)**		
r3	.67(.05)**		
r6		.61(.05)**	
r7		.70(.05)**	
r8		.75(.04)**	
r11			.79(.03)**
r12			.79(.03)**
r14			.81(.03)**

Nota. **p < .05. Fuente: Elaboración propia.

La confiabilidad total, tanto de la escala como de sus factores, resultó adecuada de acuerdo con el coeficiente alfa ordinal: total = .86, insatisfacción = .76, agotamiento = .73 y despersonalización = .89.

Discusión

El objetivo de este trabajo fue adaptar y validar psicométricamente la Escala Mexicana de Desgaste Ocupacional (EMEDO) (Uribe y García-Saisó, 2013) para trabajadores de la comunicación en Latinoamérica. La escala es una de las más utilizadas para evaluar este tema en diversas poblaciones laborales en México (Patlán, 2019), por lo que resulta culturalmente relevante en países de Latinoamérica que presentan un contexto especialmente adverso en términos de seguridad y derechos humanos para el ejercicio de esta profesión (Hernández, 2024).

La adaptación mediante jueces permite que el contenido sea el más relevante para los trabajadores de la comunicación que enfrentan condiciones de desgaste diferentes a las de otras profesiones, debido a la inestabilidad propia de algunas de sus actividades, especialmente cuando ejercen de forma independiente, o en lugares y horarios cambiantes. Además, se consideraron solo aquellos reactivos que cumplieron con un valor satisfactorio en el IVC de Lawshe, lo que aporta sustento estadístico a este tipo de validez (Lazcano-Peña et al., 2024).

Los resultados de la validación psicométrica coinciden con la estructura original de la escala (Uribe y García-Saisó, 2013) y con otras estructuras tridimensionales de la escala

(Uribe et al., 2014; Uribe, 2015), así como con las dimensiones teóricas del constructo (Maslach y Leiter, 2016), manteniendo siempre las dimensiones de agotamiento, despersonalización e insatisfacción. Contar con reactivos específicos sobre el agotamiento es particularmente importante en esta población, ya que constituye el factor más reportado por los periodistas (Miret, 2021; Yaguana y Arrobo-Agila, 2024).

La concordancia entre el análisis exploratorio y el confirmatorio, al existir una estructura tridimensional en ambos, permite considerar que dicha estructura es la que mejor representa el constructo en esta población (Ondé, 2020).

Por este motivo, se puede afirmar que se obtuvo una herramienta que apoyará la generación de información para conocer el impacto del desgaste ocupacional en trabajadores de la comunicación en Latinoamérica, lo que, desde la perspectiva de la psicología organizacional, puede considerarse un riesgo psicosocial, ya que se deriva del contexto de la tarea que realizan y aumenta la probabilidad de sufrir diversas enfermedades (Martínez-Mejía, 2023).

Es importante generar herramientas para investigar y, eventualmente, mejorar las condiciones laborales de esta población de trabajadores, ya que hasta la fecha no han sido adecuadamente atendidos debido a la ambigüedad de rol y a las condiciones laborales a las que se enfrentan (Hernández, 2024; Lazcano-Peña et al., 2024; Antonietti et al., 2020).

Entre las limitaciones del presente estudio se encuentra la ausencia de una muestra equilibrada que permitiera comparar entre las diferentes actividades periodísticas, así como contar con la participación de todos los países de la región; sin embargo, se puede mencionar que la participación de personas provenientes de diversas regiones de Latinoamérica, así como la diversidad de puestos y actividades considerados, permite tener un instrumento que constituye un correcto punto de partida para comprender este riesgo en los trabajadores de la comunicación, aunque es necesario realizar más investigaciones al respecto.

En conclusión, la escala final producto de este trabajo es confiable y válida para medir el desgaste ocupacional en periodistas latinoamericanos.

Financiación: Recursos propios.

Referencias

- Acosta, Y. (2025). Condiciones laborales, hábitos de salud y alteraciones del estado de ánimo en periodistas: un análisis cuantitativo. *Human Networks Journal*, 2, 1-10. <https://doi.org/10.5281/zenodo.17946258>
- Antonietti, L., Ortiz, Z., Esandi, M. E., Duré, I. y Cho, M. (2020). Condiciones y medio ambiente de trabajo en salud: modelo conceptual para áreas remotas y rurales. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 44, e111. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2020.111>

- Apreza, S. (2024). Impacto de la vulneración de los derechos de los y las periodistas en un sistema democrático, con énfasis en la jurisprudencia de la Corte IDH. *Revista de la Facultad de Derecho de México*, 74(e), 831-854. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=9837602>
- Aranguren-Romero, J. P. (2022). Escuchar y narrar la guerra: experiencias emocionales de periodistas colombianos. *Revista Mexicana de Sociología*, 84(4), 1077-1104. <https://doi.org/10.22201/iis.01882503p.2022.4.60392>
- Asociación Americana de Psicología. (1 de enero de 2017). *Principios éticos de los psicólogos y código de conducta*. <https://www.apa.org/ethics/code/>
- Beza, L. G. (2019). *Afectaciones en la salud física y mental de los periodistas que cubren noticias sobre violencia y narcotráfico en el área metropolitana de Monterrey, Nuevo León, México* [Tesis de maestría, Universidad Autónoma de Nuevo León]. Repositorio Académico Digital UANL. <http://eprints.uanl.mx/19726/>
- Contreras, S. y Novoa-Muñoz, F. (2018). Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 42, e65. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.65>
- Dragostinov, Y., Harðardóttir, D., McKenna, P. E., Robb, D., Nettet, B., Ahmad, M. I., Romeo, M., Lim, M. Y., Yu, C., Jang, Y., Diab, M., Cangelosi, A., Demiris, Y., Hastie, H. y Rajendran, G. (2022). Preliminary Psychometric Scale Development Using the Mixed Methods Delphi Technique. *Methods in Psychology*, 7, 100103. <https://doi.org/10.1016/j.metip.2022.100103>
- Edwards, M. C. y Wirth, R. J. (2009). Measurement and the Study of Change. *Research in Human Development*, 6(2-3), 74-96. <https://doi.org/10.1080/15427600902911163>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C. y Strahan, E. J. (1999). Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Flores, R., Reyes, V. y Reidl, L. M. (2012). Síntomas de estrés postraumático (EPT) en periodistas mexicanos que cubren la guerra contra el narcotráfico. *Suma Psicológica*, 19(1), 7-17. http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0121-43812012000100001&lng=en&tlng=es
- Flores, R., Reyes, V. y Reidl, L. M. (2019). Eventos personales y periodísticos potencialmente traumáticos en reporteros mexicanos: ¿impactan de la misma forma? En R. Díaz Loving, L. I. Reyes y F. López (Eds.). *La psicología social en México*. (Vol. XVII, pp. 979-998). Asociación Mexicana de Psicología Social (AMEPSO).
- García-Saisó, A., Salvador-Ginez, O. y Velasco-Rojano, A. E. (2024). Factores de riesgo psicosocial en el trabajo durante la pandemia de COVID-19. *Revista de Psicología de la Universidad Autónoma del Estado de México*, 13(39), 244-272. <https://doi.org/10.36677/rpsicologia.v13i39>
- Hernández, A. L. (2024). "Estamos viviendo tiempos oscuros": la intervención estatal en medios de comunicación de la Ciudad de México. *Andamios*, 21(56), 495-519. <https://doi.org/10.29092/uacm.v21i56.1137>
- Hewitt, D. B., Ellis, R. J., Hu, Y.-Y., Cheung, E. O., Moskowitz, J. T., Agarwal, G. y Bilimoria, K. Y. (2020). Evaluating the Association of Multiple Burnout Definitions and Thresholds with Prevalence and Outcomes. *JAMA Surgery*, 155(11), 1043-1049. <https://doi.org/10.1001/jamasurg.2020.3351>
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Kenny, D. A. y Milan, S. (2012). Identification: A Nontechnical Discussion of a Technical Issue. In R. H. Hoyle (Ed.). *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 145-163). The Guilford Press.
- Korkmaz, S., Goksuluk, D. y Zararsiz, G. (2014). MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality. *The R Journal*, 6(2), 151-162. <https://doi.org/10.32614/RJ-2014-031>
- la Du, T. J. y Tanaka, J. S. (1990). "The Influence of Sample Size, Estimation Methods, and Model Specification on Goodness-of-Fit Assessments in Structural Equation Models": Correction to la Du and Tanaka (1989). *Journal of Applied Psychology*, 75(1), 20. <https://doi.org/10.1037/h0090371>
- Lazcano-Peña, D., Galvez-Pereira, M. P. y Paredes-Flores, C. (2024). "Quiero ser mi propio jefe". Luces y sombras del periodismo emprendedor en Chile. *Comunicación y Medios*, 33(49), 65-78. <https://dx.doi.org/10.5354/0719-1529.2024.73997>
- Li, C.-H. (2016). The Performance of ML, DWLS, and ULS Estimation with Robust Corrections in Structural Equation Models with Ordinal Variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369-387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Macleod, M. (2024). Acallar voces incómodas el desplazamiento forzado interno de periodistas en México. *Desacatos, Revista de Ciencias Sociales*, (75), 38-55. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=9747907>
- Martínez-Mejía, E. (2023). Espectro de los factores psicosociales en el trabajo: progresión desde los riesgos psicosociales hasta los protectores psicosociales. *CIENCIA ergo-sum*, 30(2), e204. <https://doi.org/10.30878/ces.v30n2a11>
- Maslach, C. y Jackson, S. (1981). The Measurement of Experienced Burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 2(2), 99-113. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/job.4030020205>
- Maslach, C. y Leiter, M. P. (2016). Understanding the Burnout Experience: Recent Research and Its Implications for Psychiatry. *World Psychiatry: Official Journal of the World Psychiatric Association (WPA)*, 15(2), 103-111. <https://doi.org/10.1002/wps.20311>
- Miret, M. (2021). La salud mental de los periodistas se resiente por los efectos de la pandemia. *Cuadernos de Periodistas*, (42), 31-43. <https://www.cuadernosdeperiodistas.com/la-salud-mental-de-los-periodistas-se-resiente-por-los-efectos-de-la-pandemia/>
- Montero, I. y León, O. G. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 2(3), 503-508. https://www.aepc.es/ijchp/articulos_pdf/ijchp-53.pdf
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Teoría psicométrica* (3.ª ed.). McGraw-Hill.
- Ondé, D. (2020). Revisión del concepto de causalidad en el marco del análisis factorial confirmatorio. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación RIDEP*, 1(54), 103-118. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7234816>
- Organización Mundial de la Salud. (27 de mayo de 2024). *Trastorno de estrés postraumático*. <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/post-traumatic-stress-disorder>
- Organización Mundial de la Salud. (29 de agosto de 2025). *Trastorno depresivo (depresión)*. <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/depression>
- Pascumal, R. (2023). Hitos históricos, normativa y jurisprudencia sobre la definición de "trabajadores de la comunicación" en Ecuador. *Revista Enfoques de la Comunicación*, (9), 23-50. <https://revista.consejodecomunicacion.gob.ec/index.php/rec/article/view/120>
- Patlán, J. (2019). ¿Qué es el estrés laboral y cómo medirlo? *Revista Salud Uninorte*, 35(1), 156-184. <https://www.redalyc.org/journal/817/81762945010/81762945010.pdf>

- Posetti, J., Aboulez, N., Bontcheva, K., Harrison, J. y Waisbord, S. (2020). *Violencia en línea contra las mujeres periodistas: instantánea mundial de la incidencia y las repercusiones*. Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000375136_spa
- Reckase, M. D. (2009). *Multidimensional Item Response Theory*. Springer.
- Revelle, W. (2022). *Psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research* (Version 2.2.9) [Computer software]. Northwestern University.
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rotenstein, L. S., Torre, M., Ramos, M. A., Rosales, R. C., Guille, C., Sen, S. y Mata, D. A. (2018). Prevalence of Burnout among Physicians: A Systematic Review. *JAMA*, 320(11), 1131-1150. <https://doi.org/10.1001/jama.2018.12777>
- Santiago, V. A. (2020). Análisis del impacto de la violencia en la situación económica y el ejercicio de la libertad de expresión en un grupo de periodistas veracruzanos. *Anuario de Investigación de la Comunicación CONEICC*, (XXVII), 22-37. <https://doi.org/10.38056/2020aiccXXVII211>
- Secretaría del Trabajo y Previsión Social. (23 de octubre de 2018). *Norma Oficial Mexicana NOM-035-STPS-2018, Factores de riesgo psicosocial en el trabajo-identificación, análisis y prevención*. Diario Oficial de la Federación. https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5541828&fecha=23/10/2018#gsc.tab=0
- Tejedor, S., Cervi, L. y Tusa, F. (2022). Periodismo en contextos de violencia, principales problemas y posibles vías de solución: percepciones de periodistas latinoamericanos. *Revista de Comunicación*, 21(2), 285-306. <https://doi.org/10.26441/rc21.2-2022-a14>
- Torres-Montesinos, C. y Rivera-Rogel, D. (2022). *Informe de indicadores de salud mental en los periodistas involucrados en la cobertura de situaciones de emergencia en Ecuador*. Fundamedios. https://www.fundamedios.org.ec/wp-content/uploads/2022/09/Utpl_informe-Ecuador-1.pdf
- Uribe, J. F. (2015). *Clima y ambiente organizacional. Trabajo, salud y factores psicosociales*. Editorial Manual Moderno.
- Uribe, J. F. y García-Saisó, A. (2013). La Escala de Desgaste Ocupacional (EDO) y sus propiedades psicométricas con trabajadores en precariedad laboral de la Ciudad de México. *Revista Interamericana de Psicología Ocupacional*, 32(2), 38-55. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8654412>
- Uribe, J. F., López, P. R., Pérez, C. y García, A. (2014). Síndrome de desgaste ocupacional (Burnout) y su relación con salud y riesgo psicosocial en funcionarios públicos que imparten justicia en México, D. F. *Acta de Investigación Psicológica*, 4(2), 1419-1611.
- West, S. G., Taylor, A. B. y Wu, W. (2012). Model Fit and Model Selection in Structural Equation Modeling. In R. H. Hoyle (Ed.). *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 209-231). The Guilford Press.
- Whittaker, A. (2012). *Research Skills for Social Work*. Sage Publications.
- Wijekularathna, D. K., Manage A.W. y Scariano, S. M. (2019). Power Analysis of Several Normality Tests: A Monte Carlo Simulation Study. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 51(3), 757-773. <https://doi.org/10.1080/03610918.2019.1658780>
- Yaguana, H. y Arrobo-Agila, J. P. (2024). Impacto del burnout y estrés laboral en productoras audiovisuales de Ecuador: un enfoque investigativo. *European Public & Social Innovation Review*, 9, 1-16. <https://doi.org/10.31637/epsir-2024-1025>

Escala de Desgaste Ocupacional (EDO) en periodistas latinoamericanos

Instrucciones

A continuación, encontrará una serie de afirmaciones sobre cosas que puede haber sentido o hecho con respecto a su trabajo en el último mes, seleccione la opción que mejor refleje su opinión al respecto opción y no deje ninguna sin contestar.

Ítems	Totalmente en desacuerdo	Desacuerdo	Algo en desacuerdo	Algo de acuerdo	Acuerdo	Totalmente de acuerdo
Siento que no puedo reponer la energía que ocupó en mi trabajo.	1	2	3	4	5	6
Siento cansancio mental que no me deja concentrarme en mi trabajo.	1	2	3	4	5	6
Mi cuerpo me reclama más horas de descanso, porque mi trabajo me tiene agotado.	1	2	3	4	5	6
Puedo entender los problemas que atiendo en mi trabajo.	1	2	3	4	5	6
Aunque me encuentre con gente descortés en mi trabajo los trato bien.	1	2	3	4	5	6
Me comunico fácilmente con la gente en mi trabajo.	1	2	3	4	5	6
Hace mucho tiempo que dejé de hacer mi trabajo con pasión.	1	2	3	4	5	6
Aunque realizo bien mi trabajo lo hago por compromiso.	1	2	3	4	5	6
Mis actividades de trabajo han dejado de parecerme importantes.	1	2	3	4	5	6