

Validez y estructura factorial del Maslach Burnout Inventory en una muestra de servidores públicos mexicanos

Validity and Factor Structure of the Maslach Burnout Inventory in a Sample of Mexican Public Servants

Recibido: julio 06/2022; **Concepto de evaluación:** julio 06/2025; **Aceptado:** julio 23/2025

Francisco Javier Rosas Santiago

Universidad Veracruzana, Xalapa, México

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0987-5930>

Roberto Lagunes Córdoba*

Universidad Veracruzana, Xalapa, México

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0650-4085>

Resumen

Aunque el Inventario de Burnout de Maslach en su versión para servicios humanos (MBI-HSS) ha sido utilizado para estudiar el constructo en poblaciones mexicanas, las versiones empleadas en tales investigaciones no han sido adaptadas específicamente a la población. A partir de esto, el objetivo del presente trabajo fue adaptar y determinar la estructura factorial del MBI-HSS en servidores públicos mexicanos. Para ello, se realizó un estudio instrumental que detalla el proceso de adaptación de la escala y la validación cruzada con una muestra por conveniencia de 1551 servidores públicos. La muestra total se dividió en dos: una parte para realizar un análisis factorial exploratorio, y la otra para hacer un análisis factorial confirmatorio (si la estructura encontrada en la primera muestra se reproducía en la segunda). El procedimiento mostró que el MBI-HSS difiere del original, ya que, aunque mantiene una estructura de tres factores, solo lo hace con 17 reactivos. No obstante, el AFC determinó que los resultados de la primera muestra se reproducen en la segunda con un buen ajuste ($CFI = .952$, $TLI = .949$, $RMSEA = .053$, $IC\ 90\ \% [.049-.057]$, $SRMR = .067$). Además, los índices de confiabilidad fueron adecuados para las tres subescalas —despersonalización ($\omega = .792$), agotamiento emocional ($\omega = .890$) y realización personal ($\omega = .776$)—, y los análisis de invarianza muestran equivalencia de los reactivos respecto al sexo, la edad y el haber cursado estudios universitarios.

Palabras clave

burnout, Inventario de Burnout de Maslach, validación, servidores públicos

Abstract

Although the Maslach Burnout Inventory–Human Services Survey (MBI-HSS) has been used to study the construct in Mexican populations, the versions employed in such research have not been specifically adapted for this population. Based on this, the objective of this study was to adapt and determine the factor structure of the MBI-HSS in Mexican public servants. To this end, an instrumental study was conducted that details the process of scale adaptation and cross-validation using a convenience sample of 1,551 public servants. The total sample was divided into two parts: one to conduct an exploratory factor analysis, and the other to perform a confirmatory factor analysis (to verify whether the structure found in the first sample was reproduced in the second). The procedure showed that the MBI-HSS differs from the original version, as although it retains a three-factor structure, it does so with only 17 items. Nevertheless, the CFA indicated that the results of the first sample were reproduced in the second with good fit (CFI = .952, TLI = .949, RMSEA = .053, IC 90 % [.049-.057], SRMR = .067). Furthermore, the reliability indices were adequate for the three subscales—depersonalization ($\omega = .792$), emotional exhaustion ($\omega = .890$), and personal accomplishment ($\omega = .776$)—and the invariance analyses showed item equivalence regarding sex, age, and university education.

Keywords

burnout, Maslach Burnout Inventory, validation, public servants

Cómo citar [APA]:

Rosas Santiago, F. J., & Lagunes Córdoba, R. (2025). Validez y estructura factorial del Maslach Burnout Inventory en una muestra de servidores públicos mexicanos. *Acta Colombiana de Psicología*, 28, 1-13. <https://doi.org/10.14718/ACP2025.28.11>

.....

* **Datos de contacto:** Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad Veracruzana. Av. Castelazo Ayala S/N Fraccionamiento Industrial Ánimas. C. P. 91100. Xalapa, Veracruz. México.
Correo electrónico: rlc.academico@yahoo.com.mx

Conflicto de intereses: Los autores señalan que los fondos relacionados con la investigación fueron aportados de sus recursos personales.

Introducción

El término *burnout* ha sido empleado tradicionalmente para describir un síndrome compuesto por tres dimensiones —*agotamiento emocional*, *despersonalización*, y *reducida realización personal*—, que puede ocurrir en individuos cuyo objeto de trabajo son otras personas (Maslach et al., 1996). La Organización Mundial de la Salud (OMS) incluye este síndrome en la lista de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-11), pero no como una enfermedad, sino como un problema asociado a aspectos laborales que requiere atención médica (OMS, 2018). En esta dirección, el creciente interés por comprender el agotamiento de los trabajadores ha dado pie al desarrollo de toda una línea de investigación que incluye, desde luego, un amplio debate sobre la definición y medición válida y confiable del constructo en diversas poblaciones.

En distintas partes del mundo se han utilizado diferentes instrumentos para medir el *burnout* en el contexto del trabajo con otras personas, pero existe consenso respecto a que el más utilizado es el *Maslach Burnout Inventory Human Services Survey* (MBI-HSS) (Gómez-García et al., 2019), el cual, específicamente, consiste en un cuestionario que mide las tres dimensiones propuestas por Maslach et al. (1996) por medio de 22 reactivos, diseñado para empleados que trabajan en contacto directo con otras personas en el ámbito de los servicios asistenciales.

La estructura factorial del MBI-HSS ha sido objeto de estudio y discusión desde la creación del instrumento; no obstante, a pesar de que existen algunos trabajos con muestras multinacionales (p. ej., De Beer & Bianchi, 2017; Pogoshyan et al., 2009), la estructura de la prueba presenta amplias variaciones según la población en la que se estudie. En el ámbito internacional, por ejemplo, se han reportado estructuras de dos (Mészáros et al., 2013), tres (Loera et al., 2014), cinco (Densten, 2001) y hasta siete factores (Mukherjee et al., 2019), y en

varias investigaciones —como las antes citadas— fue necesario eliminar reactivos para obtener un ajuste óptimo de la escala. De hecho, en todos estos trabajos se utilizaron muestras que diferían ampliamente en cuanto al número de participantes y la población de la cual se obtuvieron los datos. Debido a ello, parece claro que la estructura factorial del MBI-HSS y los reactivos con propiedades psicométricas óptimas deben ser determinados en cada población en la que serán utilizados.

En México, en particular, el *burnout* se ha estudiado desde hace cerca de tres décadas (Juárez-García et al., 2014), y aunque se han llevado a cabo validaciones de la escala MBI-HSS en médicos residentes (Rivera-Ávila et al., 2017), empleados industriales (Macías-Velasquez et al., 2019), policías (Valdivia-Vázquez et al., 2021) y trabajadores de diversas actividades económicas (Aranda et al., 2016), no se han realizado hasta el momento estudios con muestras de servidores públicos, quienes, como empleados del gobierno, atienden las necesidades de administración de las instituciones y brindan atención directa a la ciudadanía.

Adicional a esto, en los trabajos de validación encontrados para población mexicana solo se han utilizado traducciones y adaptaciones realizadas en otros países (Juárez-García et al., 2014), donde se encuentra, por lo general, una estructura de tres factores en muestras de trabajadores de hospitales y asistencia social (Arvizu-Carreón & Uribe-Reyes, 2017), pero no hay evidencia de que esta estructura se repita en muestras de servidores públicos.

Partiendo de lo anterior, el objetivo del presente estudio fue determinar la estructura factorial del MBI-HSS en una muestra de servidores públicos mexicanos. Se hipotetiza que la estructura tendrá tres factores que, en principio, podrían corresponder a las dimensiones postuladas por la escala original: *despersonalización*, *agotamiento emocional* y *realización personal* (Maslach et al., 1996).

Método

Tipo de estudio y diseño

El presente estudio es de carácter instrumental (Montero & León, 2007). En esta categoría se clasifican los estudios

encaminados al desarrollo de aparatos e instrumentos de medición, incluyendo tanto el diseño (o adaptación) como el estudio de las propiedades psicométricas de los mismos.

Participantes

Se obtuvo una muestra por conveniencia en la que participaron 1551 servidores públicos del Gobierno del Estado de Veracruz, México, dedicados a funciones administrativas y de atención al público. Los criterios de inclusión fueron: ser servidor público, ser mayor de 18 años y aceptar participar en el estudio. No hubo

criterios de exclusión, y se eliminaron del análisis los datos duplicados que mostraban que un mismo participante había respondido en dos ocasiones el cuestionario. También se dejó fuera del análisis a quienes respondieron de forma incompleta los cuestionarios. Las características generales de la muestra se detallan en la Tabla 1.

Tabla 1. Características generales de la muestra (n = 1551)

Variables		n (%)	M (DE)
Sexo	Hombre	693 (44.7)	-
	Mujer	858 (55.3)	-
Estado civil	Casado(a)	613 (39.5)	-
	Soltero(a)	680 (43.9)	-
	Con pareja	258 (16.6)	-
Grado máximo de estudios	Primaria	3 (0.2)	-
	Secundaria	64 (4.3)	-
	Bachillerato	310 (24.3)	-
	Licenciatura	927 (59.8)	-
	Posgrado	247 (15.9)	-
¿Ha recibido atención psicológica?	Sí	471 (30.4)	-
	No	1080 (69.6)	-
¿Cómo considera su estado de salud?	Excelente	367 (23.7)	-
	Bueno	990 (63.8)	-
	Regular	180 (11.6)	-
	Malo	14 (0.9)	-
Edad	-	-	42.9 (10.4)
Antigüedad en el trabajo	-	-	12.5 (9.8)

Instrumentos

Cuestionario de datos sociodemográficos

El cuestionario de datos sociodemográficos fue diseñado específicamente para el estudio, e incluyó preguntas sobre la edad, sexo, estado civil, escolaridad y antigüedad en el puesto, así como una pregunta sobre cómo consideraban su estado de salud actual, para lo cual los participantes debían responder seleccionando alguna de las siguientes opciones: *malo, regular, bueno o excelente*.

Maslach Burnout Inventory Human Services Survey (Maslach et al., 1996)

En su versión original, este inventario está compuesto por 22 ítems distribuidos en tres dimensiones:

- agotamiento emocional* (AE): con nueve reactivos que valoran la pérdida de energía y la desproporción entre el trabajo realizado y el cansancio experimentado (p. ej., “Mi trabajo me tiene devastado”);
- despersonalización* (DP): con cinco preguntas que permiten evaluar una actitud fría e impersonal

- hacia las personas con las que se interactúa en el contexto laboral (p. ej., “Me preocupa que mi trabajo me esté volviendo emocionalmente duro”); y
- (c) *realización personal* (RP): con ocho ítems que permiten valorar los sentimientos de eficacia en la realización del trabajo (p. ej., “En mi trabajo hago cosas que valen la pena”).

Las respuestas se presentan en una escala tipo Likert que va de 0 (*nunca*) a 6 (*diariamente*) para evaluar la frecuencia con la que el sujeto experimenta los síntomas de cada dimensión.

Debido a que en la literatura no se encontró una adaptación específica del MBI-HSS para la cultura y población mexicana que se dedica a actividades de servicio público, consideramos necesario utilizar la versión original de la escala en inglés y adaptarla. La confiabilidad de la escala en el estudio de Maslach et al. (1996) se determinó por medio del coeficiente alfa de Cronbach, donde se obtuvieron: $\alpha = .900$ para *agotamiento emocional*, $\alpha = .790$ para *despersonalización*, y $\alpha = .710$ para *realización personal*.

Procedimiento

El estudio se llevó a cabo de mayo a noviembre de 2021, tiempo en el cual se tradujo el instrumento al español según las recomendaciones de Muñiz et al. (2013). Inicialmente, la versión del cuestionario en inglés fue traducida al español por dos psicólogos con experiencia en investigación sobre *burnout*. Luego, se confrontaron las traducciones y se consensuaron las diferencias de redacción para obtener una versión integrada de los reactivos. Después, otro psicólogo investigador tradujo esta versión de la escala al inglés, con lo cual se obtuvo una nueva versión que se contrastó con la escala original. Las discrepancias de interpretación fueron resueltas por los tres investigadores en conjunto.

A continuación, la versión obtenida se adaptó a la población objetivo mediante la revisión y retroalimentación con cuatro servidores públicos y dos psicólogos investigadores en los campos de psicología de la salud y psicometría. Los criterios empleados fueron *gramática*, *redacción* y *adecuación cultural*, de acuerdo con las preguntas sugeridas por la guía de adaptación de Muñiz et al. (2013). En este paso, las correcciones adicionales fueron mínimas y se limitaron a modificar palabras aisladas de los reactivos.

Posteriormente, se obtuvo la aprobación para la realización del estudio por parte de la Contraloría General

del Estado de Veracruz, institución que se encargó de distribuir electrónicamente la encuesta a los servidores públicos por medio de un enlace en Google Forms, donde también se obtuvo el consentimiento informado de todos los encuestados.

Por otra parte, debido a las diferencias de estructura factorial encontradas en los antecedentes y entre las distintas poblaciones, se decidió utilizar el procedimiento de validación cruzada para determinar la validez de constructo, para lo cual se dividió la muestra obtenida en dos partes: la primera, con aproximadamente un tercio de los participantes ($n = 505$), seleccionados al azar mediante el programa IBM SPSS 20 (Muestra 1); y la segunda, con los 1046 participantes restantes (Muestra 2).

Específicamente, la Muestra 1 se utilizó para llevar a cabo el *análisis factorial exploratorio* (AFE), y la Muestra 2, para confirmar la estructura obtenida en el primer paso, por medio de un *análisis factorial confirmatorio* (AFC). La cantidad de participantes en ambas muestras se considera suficiente para llevar a cabo ambos análisis, de acuerdo con criterios vigentes en la literatura (Kline, 2015; Watkins, 2021). Por último, adicional a los análisis de confiabilidad, se realizaron también análisis de invarianza de la escala por edad (≥ 50 años), sexo y nivel de estudios universitarios.

Análisis de datos

Se corroboró la normalidad de los datos por medio de la prueba de Shapiro-Wilk, con la cual se determinó que las puntuaciones de los reactivos no se ajustaban a la distribución normal ($p > .05$). Posteriormente, se comprobó el cociente de asimetría de los reactivos, pues, de acuerdo con criterios psicométricos vigentes, se considera que los reactivos con un cociente de asimetría mayor a 3.00 o inferior a -3.00 no son adecuados para llevar a cabo el análisis factorial (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010).

Debido a que los datos no se distribuyeron normalmente, se realizó el AFE por medio del método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados. Además, se utilizó el método de rotación de factores oblicuo conocido como oblimín directo, debido a que más del 20 % de las correlaciones encontradas entre los factores fue superior a .32 (Tabachnick & Fidelli, 2001); y se determinó la confiabilidad de los factores mediante los coeficientes omega de McDonald y alfa de Cronbach (Doval et al., 2023).

Por otra parte, el AFC se realizó con la Muestra 2 mediante el método de extracción DWLS (*diagonal-weighted*

least squares) (Mîndrilă, 2010). El grado de ajuste de los datos a la estructura encontrada en la Muestra 1 se valoró por medio de los índices CFI (*comparative fit index*), RMSEA (*root mean square error of approximation*) y SRMR (*standardized root mean square*), de acuerdo con los criterios vigentes en la literatura psicométrica (Kline, 2015): CFI $\geq .95$; RMSEA $\leq .08$, con un intervalo superior de confianza del 90 % que no exceda .08, y SRMR = .08. Al igual que en el AFE, la confiabilidad de las dimensiones obtenidas se determinó mediante los coeficientes omega de McDonald y alfa de Cronbach.

La invarianza de la estructura encontrada se determinó a partir del sexo, la edad (≥ 50 años) y el hecho de tener estudios universitarios, ya que estas tres variables socio-demográficas han demostrado influir en los resultados de estudios previos sobre el *burnout* (Baldeón et al., 2023; Marchand et al., 2018; Yan et al., 2022). Los análisis se realizaron siguiendo criterios psicométricos vigentes (Fischer & Karl, 2019; Svetina et al., 2020), a través de un proceso secuencial en el que se evalúan diferencias entre los grupos, en la configuración del instrumento (invarianza configuracional), la equivalencia de las cargas factoriales (invarianza métrica), los interceptos (invarianza fuerte), y los residuales entre los grupos (invarianza estricta).

Resultados

Con excepción del reactivo 5, los coeficientes de asimetría de los reactivos variaron entre 0.659 (reactivo 2) y 2.65 (reactivo 11), por lo cual todos estuvieron entre los valores que se consideran adecuados para la realización del análisis factorial (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). El reactivo 5 (“Creo que trato a mis compañeros de trabajo como si fueran objetos (como si no tuvieran emociones)”), por su excesiva asimetría (5.803), fue excluido del análisis desde el principio.

Análisis factorial exploratorio

La determinante de la matriz de correlaciones (.001), el coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (.892) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 3613$; $p < .001$) permitieron determinar que la matriz de correlaciones de la escala es factorizable y que tiene niveles de varianza común adecuados para utilizar la técnica del AFE (Beavers et al., 2013).

Mediante este análisis, se eliminaron, en rondas sucesivas, los reactivos 10 (“Creo que tengo un comportamiento más insensible con la gente desde que hago

Finalmente, debido también a la falta de normalidad de los datos, se determinó la confiabilidad por subescalas mediante el coeficiente omega de McDonald (McDonald, 1999). Cabe señalar que los análisis de normalidad y AFE se hicieron por medio del programa IBM SPSS 20; el AFC y las medidas de invarianza se realizaron mediante el paquete *lavaan* del *software* R (Rosseel, 2012), y el coeficiente omega de McDonald se determinó con el programa JASP, versión 0.14.1.

Aspectos éticos

Los aspectos éticos del estudio fueron evaluados por un Comité Revisor de la institución donde laboran los autores, y la investigación fue aceptada por la dirección de la Contraloría General del Estado de Veracruz. Además, el estudio fue dictaminado con nivel de riesgo mínimo según el reglamento de la Ley General de Salud en materia de investigación para la salud en México (Gobierno de México, 2024). Todos los participantes revisaron un consentimiento informado en el que se les dio a conocer el objetivo del estudio y el carácter gratuito, anónimo y confidencial de la participación, así como que los datos obtenidos serían utilizados únicamente con fines científicos y académicos.

este trabajo”), 14 (“Siento que estoy haciendo un trabajo demasiado difícil”), 20 (“En el trabajo siento que estoy al límite de mis capacidades”) y 15 (“Realmente no me importa lo que les ocurra a algunos de mis compañeros de trabajo”), por tener una carga factorial inferior a 0.40. Esto condujo a la obtención de una estructura clara e interpretable de tres factores correlacionados similar a la reportada por Maslach et al. (1996).

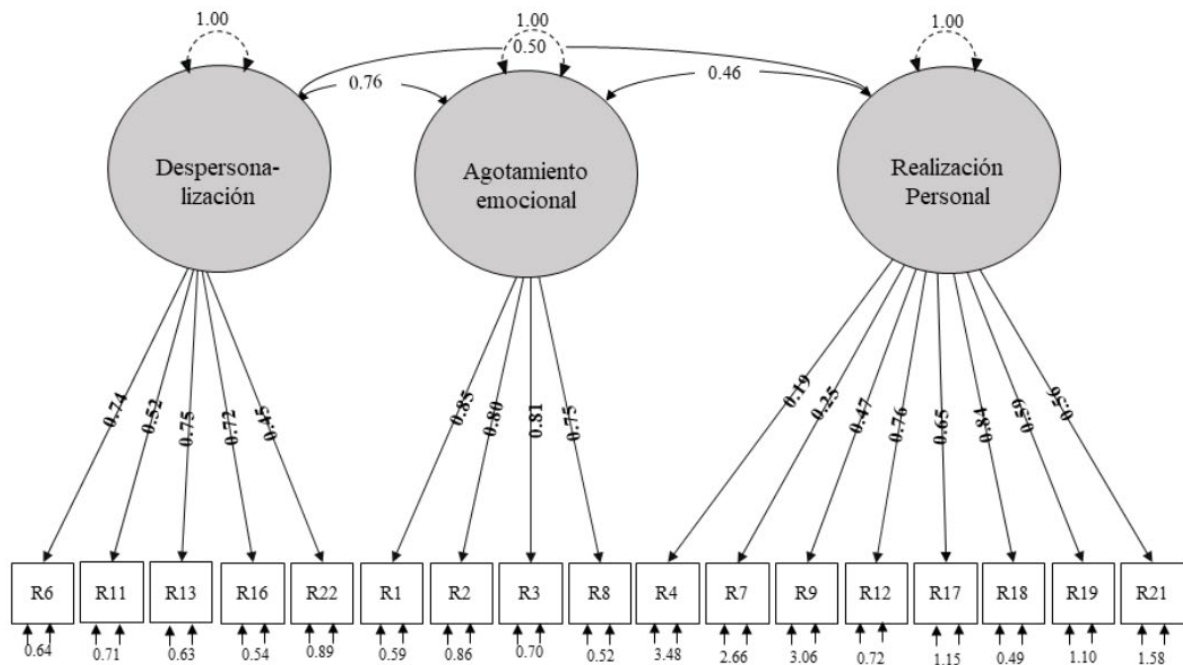
El primer factor incluyó los reactivos 6, 11, 13, 16 y 22, y corresponde a la dimensión *despersonalización*; el segundo factor incluyó los reactivos 1, 2, 3 y 8, y corresponde a la dimensión *agotamiento emocional*; y el tercer factor, que incluyó los reactivos 4, 7, 9, 12, 17, 8, 19 y 21, corresponde a la dimensión *realización personal*. Las tres subescalas mostraron adecuada confiabilidad, la cual fue estimada con los coeficientes omega de McDonald (ω) y alfa de Cronbach (α). Específicamente, la dimensión de *despersonalización* obtuvo $\omega = .775$ y $\alpha = .766$, la dimensión de *agotamiento emocional* presentó $\omega = .881$ y $\alpha = .865$, y la dimensión de *realización personal* obtuvo $\omega = .759$ y $\alpha = .762$.

Análisis factorial confirmatorio

El AFC comprobó que los datos de la Muestra 2 se ajustan adecuadamente a la estructura de tres factores encontrada en la Muestra 1: CFI = .952,

RMSEA = .053 (IC 90 % [.049-.057]) y SRMR = .067. Además, todas las cargas factoriales, varianzas de error e índices de correlación fueron significativos ($p > .001$, véase Figura 1).

Figura 1. Estructura factorial del MBI-HSS en servidores públicos mexicanos



Invarianza de la escala por sexo, edad y educación universitaria

En la Tabla 2 se muestran los índices de ajuste y los análisis de invarianza por sexo, edad y estudios universitarios, donde se observa que el cambio de los índices de ajuste (Δ CFI, Δ RMSEA y Δ SRMR) no superó en ninguno de los

pasos el valor crítico aceptado de .01 (Svetina et al., 2020). La restricción sucesiva de las cargas factoriales (invarianza métrica), la igualdad de los interceptos (invarianza escalar) y la igualdad de los residuales (invarianza estricta) proporcionan indicios sólidos respecto a la invarianza de las medidas que se obtienen con la escala.

Tabla 2. Índices de ajuste y evaluación de la invarianza

Variables		CFI	RMSEA (CI 90 %)	SRMR	Δ CFI	Δ RMSEA (CI 90 %)	Δ SRMR
Sexo	Configural	.956	.049 (.045-.053)	.069			
	Métrica	.953	.050 (.045-.054)	.073	-.003	.001	.004
	Escalar	.953	.048 (.044-.052)	.070	.000	-.002	-.003
	Estricta	.952	.047 (.043-.051)	.073	-.001	-.001	.003

Variables		CFI	RMSEA (CI 90 %)	SRMR	Δ CFI	Δ RMSEA (CI 90 %)	Δ SRMR
Edad (> 50)	Configural	.957	.048 (.044-.053)	.069			
	Métrica	.955	.048 (.044-.052)	.071	– .002	– .000	.002
	Escalar	.954	.047 (.043-.051)	.068	– .001	– .001	– .003
	Estricta	.952	.047 (.043-.051)	.076	– .006	.002	.007
Estudios uni- versitarios	Configural	.964	.045 (.041-.050)	.065			
	Métrica	.957	.047 (.043-.052)	.069	– .007	.002	.004
	Escalar	.951	.049 (.045-.053)	.067	– .006	.002	– .002
	Estricta	.942	.053 (.049-.056)	.075	– .009	– .002	.008

Confiabilidad

En el AFC, las tres subescalas mostraron adecuada confiabilidad, también estimada con los coeficientes omega de McDonald (ω) y alfa de Cronbach (α). La dimensión de *despersonalización* obtuvo $\omega = .792$

y $\alpha = .783$, la dimensión de *agotamiento emocional*, $\omega = .89$ y $\alpha = .875$, y la dimensión de *realización personal*, $\omega = .776$ y $\alpha = .779$. Los reactivos que conforman la estructura final de la escala se muestran en la Tabla 3.

Tabla 3. Reactivos de la versión del MBI-HSS validada en servidores públicos mexicanos

N.º	Ítem
1	Me siento emocionalmente agotado por mi trabajo.
2	Me siento agotado al final de mi turno laboral.
3	Me siento cansado al despertar, desde antes de ir al trabajo.
4	Entiendo con facilidad los pensamientos de las personas con las que trato en el trabajo.
6	Me siento tenso(a) al trabajar con otras personas.
7	En mi trabajo resuelvo bien los problemas.
8	Mi trabajo me tiene devastado.
9	Siento que le hago el bien a las personas con mi trabajo.
11	Me preocupa que mi trabajo me esté volviendo emocionalmente duro.
12	Me siento con mucha vitalidad.
13	Mi trabajo me hace sentir frustrado.
16	Me siento estresado(a) por trabajar con otras personas.
17	Siento que puedo generar un buen ambiente en el trabajo.
18	Me siento motivado después de trabajar.
19	En mi trabajo hago cosas que valen la pena.
21	Enfrento adecuadamente los problemas emocionales en mi trabajo.
22	Siento que en el trabajo las personas me culpan por sus problemas.

Nota. El número que se muestra en cada ítem corresponde al de la versión original en inglés del instrumento.

Discusión

La estructura dimensional de tres factores del MBI-HSS encontrada en la muestra de servidores públicos mexicanos es similar a la propuesta de Maslach et al. (1996); sin embargo, fue necesario eliminar cinco de los 22 reactivos para lograr un ajuste óptimo y tener una estructura clara e interpretable, que se reprodujo en la validación cruzada. De los reactivos eliminados, cuatro fueron descartados por no tener la carga mínima establecida como punto de corte en ningún factor, y otro por tener un coeficiente de asimetría que no permitía incluirlo de manera confiable en el análisis factorial. Se trató de los reactivos 5, 10 y 15 de la versión original del instrumento, que corresponden a la dimensión *despersonalización*, y los reactivos 14 y 20, de la dimensión *agotamiento emocional*. Pensamos que probablemente no funcionaron para esta muestra porque las respuestas se vieron afectadas por la deseabilidad social. Sin embargo, a pesar de que se descartaron cinco reactivos, el instrumento se considera una medida válida y confiable.

Por otra parte, la agrupación de los reactivos en el estudio presenta diferencias con las reportadas en otras muestras mexicanas, que podrían explicarse en gran medida por dificultades metodológicas en dichos reportes. Por ejemplo, en uno de estos estudios, llevado a cabo con médicos residentes (Rivera-Ávila et al., 2017), y en otro, en el cual se validó la escala con trabajadores de diversas actividades económicas en México (Aranda et al., 2016), aunque se encuentran estructuras de tres factores, se hallan reactivos distintos para cada dimensión, y en ambos estudios se utiliza el AFE con el método de extracción de componentes principales, cuyo uso está desaconsejado en la literatura psicométrica actual (Watkins, 2020).

En otro estudio, llevado a cabo con trabajadores administrativos de un hospital (Arvizu-Carreón & Uribe-Reyes, 2017), se utilizó una muestra muy pequeña ($n = 40$), y si bien es cierto que en la literatura psicométrica existen métodos de extracción para llevar a cabo el análisis factorial con muestras de este tamaño (como el método de mínimos cuadrados no ponderados; véase, p. ej., Jung, 2013), el reporte no indica que se haya utilizado alguno de estos métodos.

Asimismo, en el estudio de Hernández-Vargas et al. (2011) se utilizó el AFC, y la estructura que obtuvo mejor ajuste a los datos tenía tres factores correlacionados y 21 reactivos, pero el reporte no menciona detalles

sobre la estructura propuesta y tanto el procedimiento de estimación como los índices de ajuste reportados no se consideran adecuados de acuerdo con criterios psicométricos vigentes (Kline, 2015).

Finalmente, en el estudio de Meda et al. (2008), que se llevó a cabo con psicólogos mexicanos, se utilizó el AFE y el AFC, pero ambos procedimientos fueron aplicados a la misma muestra, y los autores obtuvieron una estructura de tres factores correlacionados con ajuste adecuado a los datos, en la cual no tuvieron que eliminar ningún reactivo. Aunque el método de extracción utilizado en dicho estudio no se considera adecuado de acuerdo con los criterios psicométricos vigentes (Watkins, 2020), la estructura que obtuvieron tiene similitudes con la obtenida en el presente trabajo: la escala de *realización personal* consta de los mismos reactivos que en nuestro caso, pero en nuestro estudio la subescala de *agotamiento emocional* obtenida incluye los reactivos 1, 2, 3 y 8, y no los reactivos 13, 14, 16 y 20 que sí incluye el trabajo de Meda et al. (2008); además, en la subescala de *despersonalización* es donde se encuentran mayores diferencias, pues solo coinciden los reactivos 11 y 22—los tres reactivos restantes son diferentes en ambas estructuras—.

Por otro lado, es importante destacar que en la versión original del instrumento creado por Maslach et al. (1996) los reactivos 6, 13 y 16 correspondían a la dimensión *agotamiento emocional*, pero en nuestro estudio se agruparon en la dimensión *despersonalización*. Varios autores afirman que ambas dimensiones son los elementos centrales del síndrome (Schaufeli & Buunk 2003) y que los límites empíricos y conceptuales entre ellas aún no están claros (Edú-Valsania et al., 2022). Por tanto, consideramos que las diferencias entre nuestros resultados y los reportados en otros estudios no son sorprendentes. Además, debido a las dificultades metodológicas detectadas en las investigaciones antecedentes, no es posible realizar una comparación directa con los hallazgos de este estudio.

Finalmente, destaca que entre los reactivos eliminados había dos que pertenecían a la escala de *agotamiento emocional* y tres a la de *despersonalización*; y que el contenido de los reactivos se refiere a situaciones extremas que podrían presentarse en ambas dimensiones (p. ej.: “Creo que trato a mis compañeros de trabajo como si fueran objetos (como si no tuvieran emociones)” y “En el trabajo siento que estoy al límite de mis capacidades”).

Dado que estos reactivos tuvieron cargas factoriales muy pequeñas en todos los factores, se sugiere que los servidores públicos de esta muestra en particular no encontraban demandas o situaciones extremas en sus tratos con el público o con sus compañeros de trabajo. Este hallazgo refuerza la necesidad de obtener evidencias de validez específicas para las modalidades laborales y las características propias de la actividad laboral de los servidores públicos a quienes se les aplique la escala.

Implicaciones de los resultados

En relación con los resultados, y en concordancia con la teoría de Maslach et al. (1996), los reactivos del factor *despersonalización* aluden a experiencias de malestar emocional relacionadas con la interacción con otras personas en el contexto laboral, que conducen al sujeto a un trato distante e impersonal hacia los demás. Desde hace más de dos décadas se ha propuesto que la *despersonalización* es una dimensión que equivale a la característica conductual central del síndrome del *burnout*, pues consiste en un comportamiento de evitación hacia otras personas. Este comportamiento vuelve menos probable la sensación de apoyo social y, en consecuencia, lleva a una menor probabilidad de adaptación a las actividades ocupacionales donde la interacción social es parte esencial de las funciones del puesto, lo cual favorece el mantenimiento del estrés por periodos indefinidos (Quevedo-Aguado et al., 1999).

Por otro lado, destaca que los ítems de la dimensión *agotamiento emocional* hacen referencia directamente a una sensación de cansancio derivada de las exigencias del trabajo, lo que vuelve al sujeto más susceptible de tener un menor rendimiento laboral y de incurrir en errores que comprometen la calidad de sus funciones.

Finalmente, según la estructura encontrada en este estudio, y en concordancia con la teoría, la dimensión *realización personal* está conformada por reactivos que describen la percepción de autoeficacia individual e interpersonal, la cual se vería afectada como consecuencia del estrés crónico. Dicha afectación constituye una característica del síndrome de *burnout*, ampliamente descrita y documentada.

La investigación sobre la validez de constructo, realizada con metodologías rigurosas y con muestras de profesionales que se enfrentan a diferentes actividades, permitirá una mayor comprensión de las formas en que el síndrome se manifiesta. No debe olvidarse que el *burnout* está estrechamente relacionado con variables

de tipo personal y organizacional que, para una adecuada interpretación de los datos arrojados por la escala, deben ser consideradas para una mejor comprensión del desgaste profesional.

Limitaciones del estudio y sugerencias para futuras investigaciones

La principal limitación del estudio fue haber obtenido una muestra por conveniencia, pues este tipo de muestra, al no ser probabilística, no permite garantizar que los datos sean generalizables a toda la población. No obstante, este defecto se ve atenuado por el tamaño de la muestra, por haber recurrido al procedimiento de validación cruzada, y por el hallazgo de la invarianza de los reactivos cuando se consideran diferencias por sexo, edad y conclusión de estudios universitarios.

Por otra parte, es importante señalar que los datos se obtuvieron en una sola entidad federativa de México, lo cual es otro obstáculo para la generalización de los resultados, pues los aspectos organizacionales y culturales podrían variar en función de las zonas geográficas donde laboran los servidores públicos. En futuras investigaciones puede plantearse la posibilidad de utilizar diseños probabilísticos polietápicos con muestras nacionales representativas para garantizar la reproducibilidad de la estructura factorial encontrada en este reporte.

Finalmente, es de destacar que la redacción de los reactivos eliminados implicaba que la persona reportara la frecuencia con la que trataba en el trabajo a otros como si fueran objetos, de forma insensible y despreocupada (reactivos 5, 10 y 15 de la dimensión *despersonalización*), o que el trabajo les resultaba difícil y que estaba por encima de sus capacidades (reactivos 4 y 20 de la dimensión *agotamiento emocional*). Respecto a esto, debe recordarse que el instrumento fue distribuido por la Contraloría General del Estado, que es un organismo encargado de vigilar que los servidores públicos cumplan con las responsabilidades administrativas que se les han asignado. Pensamos que, aunque la participación fue anónima, esto probablemente influyó en que los sujetos emitieran respuestas deseables a dichos reactivos, lo que llevó a que no cargaran diferencialmente a algún factor y que sus puntajes no tuvieran la asimetría necesaria. Futuros estudios deben considerar la influencia en los resultados que pueda tener el hecho de que una autoridad u organismo encargado de vigilar el cumplimiento de normas sea quien distribuya los instrumentos a los participantes en investigaciones llevadas a cabo con muestras de servidores públicos.

Referencias

- Aranda, C., Pando, M., & Salazar, J. G. (2016). Confiabilidad y validación de la escala Maslach Burnout Inventory (HSS) en trabajadores del occidente de México. *Salud Uninorte*, 32(2), 218-227. <http://dx.doi.org/10.14482/sun.32.2.8828>
- Arvizu-Carreón, O. H., & Uribe-Reyes, A. G. (2017). Confiabilidad, validez factorial y normalización exploratorias del Inventario de Burnout de Maslach en Nayarit. *Revista Electrónica de Psicología de Iztacala*, 20(3), 1235-1251. <https://www.revistas.unam.mx/index.php/rep/article/view/61760>
- Baldeón, M. R., Janampa, L. R., Rivera, J. A., & Santivañez, L. M. (2023). Síndrome de burnout: Una revisión sistemática en Hispanoamérica. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades*, 4(1), 1809-1831. <https://doi.org/10.56712/latam.v4i1.378>
- Beavers, A. S., Lounsbury, J. W., Richards, J. K., Huck, S. W., Skolits, G. J., & Esquivel, S. L. (2013). Practical considerations for using exploratory factor analysis in educational research. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 18(1), 1-13. <https://doi.org/10.7275/qv2q-rk76>
- De Beer, L. T., & Bianchi, R. (2017). Confirmatory Factor Analysis of the Maslach Burnout Inventory. A Bayesian Structural Equation Modeling Approach. *European Journal of Psychological Assessment*, 35(2), 217-224. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000392>
- Densten, I. L. (2001). Re-thinking burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 22(8), 833-847. <https://doi.org/10.1002/job.115>
- Doval, E., Viladrich, C., & Angulo-Brunet, A. (2023). Coefficient Alpha: The Resistance of a Classic. *Psicothema*, 35(1), 05-20. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.321>
- Edú-Valsania, S., Laguía, A., & Moriano, J. A. (2022). Burnout: A review of theory and measurement. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(3), 1780. <https://doi.org/10.3390/ijerph19031780>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Fischer, R., & Karl, J. A. (2019). A Primer to (Cross-Cultural) Multi-Group Invariance Testing Possibilities in R. *Frontiers in Psychology*, 10, 1-18. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01507>
- Gobierno de México. (2024). *Ley General de Salud*. https://salud.gob.mx/unidades/cdi/legis/lgs/LEY_GENERAL_DE_SALUD.pdf
- Gómez-García, R., Alonso, S. M., & Llamazares, M. L. (2019). Factorial Validity of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS) in a Sample of Spanish Social Workers. *Journal of Social Service Research*, 45(2), 207-219. <http://doi.org/10.1080/01488376.2018.1480549>
- Hernández-Vargas, C. I., Llorens-Gumbau, S., & Rodríguez-Sánchez, A. M. (2011). Burnout en el personal sanitario: validación de la escala MBI en México. *Forum de Recerca*, 16. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4833552>
- Juárez-García, A., Idrovo, Á. J., Camacho-Ávila, A., & Placencia-Reyes, O. (2014). Síndrome de burnout en población mexicana: Una revisión sistemática. *Salud mental*, 37(2), 159-176. <https://www.redalyc.org/pdf/582/58231307010.pdf>
- Jung, S. (2013). Exploratory factor analysis with small sample sizes: A comparison of three approaches. *Behavioural Processes*, 97, 90-95. <https://doi.org/10.1016/j.beproc.2012.11.016>
- Kline, R. E. (2015). *Principles and practice of structural equation modelling* (4.ª ed.). The Guilford Press.
- Loera, B., Converso, D., & Viotti, S. (2014). Evaluating the Psychometric Properties of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS) among Italian Nurses: How Many Factors Must a Researcher Consider? *PLoS ONE*, 9(12), e114987. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0114987>

- Macías-Velasquez, S., Baez-Lopez, Y., Maldonado-Macías A.A., Limón-Romero, J., & Tlapa, D. (2019). Burnout Syndrome in Middle and Senior Management in the Industrial Manufacturing Sector of Mexico. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(8), 1467. <https://doi.org/10.3390/ijerph16081467>
- Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (1996). *MBI: Maslach burnout inventory*. Consulting Psychologists Press.
- Marchand, A., Blanc, M. E., & Beauregard, N. (2018). Do age and gender contribute to workers' burnout symptoms? *Occupational Medicine*, 68(6), 405-411. <https://doi.org/10.1093/occmed/kqyo88>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Meda, R. M., Moreno, B., Rodríguez, A., Morante, M. E., & Ortiz, G. R. (2008). Análisis factorial confirmatorio del MBI-HSS en una muestra de psicólogos mexicanos. *Psicología y Salud*, 18(1), 107-116. <https://psicologiaysalud.uv.mx/index.php/psicysalud/article/view/681>
- Mészáros, V., Ádám, S., Szabó, M., Szigeti, R., & Urbán, R. (2013). The Bifactor Model of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS)—An Alternative Measurement Model of Burnout. *Stress and Health*, 30(1), 82-88. <https://doi.org/10.1002/smi.2481>
- Mîndrilă, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) Estimation Procedures: A Comparison of Estimation Bias with Ordinal and Multivariate Non-Normal Data. *International Journal of Digital Society*, 1(1), 60-66. <https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. https://www.aepc.es/ijchp/CNEIP07_es.pdf
- Mukherjee, S., Tennant, A., Beresford, B. (2019). Measuring Burnout in Pediatric Oncology Staff: Should We Be Using the Maslach Burnout Inventory? *Journal of Pediatric Oncology Nursing*, 37(1), 55-64. <https://doi.org/10.1177/1043454219873638>
- Muñiz, J., Elosua, P., Hambleton R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Organización Mundial de la Salud [OMS]. (2018). *International classification of diseases: ICD-11 for mortality and morbidity statistics*. <https://icd.who.int/browse11/lm/en>
- Pogoshyan, L., Aiken, L. H., & Sloane, D. (2009). Factor structure of the Maslach Burnout Inventory: An analysis of data from large scale cross-sectional surveys of nurses from eight countries. *International Journal of Nursing Studies*, 46(7), 894-902. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2009.03.004>
- Quevedo-Aguado, M. P., Delgado, C., Fuentes, J. M., Salgado, A., Sánchez, T., Sánchez, J. F., & Yela, J. R. (1999). Relación entre “despersonalización” (burnout), trastornos psicofisiológicos, clima laboral y tácticas de afrontamiento en una muestra de docentes. *Estudios de Psicología*, 20(63-64), 87-107. <https://doi.org/10.1174/02109399960256784>
- Rivera-Ávila, D. A., Rivera-Hermosillo J. C., & González-Galindo, C. (2017). Validación de los cuestionarios CVP-35 y MBI-HSS para calidad de vida profesional y burnout en residentes. *Investigación en Educación Médica*, 6(21), 25-34. <https://doi.org/10.1016/j.riem.2016.05.010>
- Rosseel, Y. (2012). *lavaan: a brief user's guide*. Ghent University. <https://users.ugent.be/~yrosseel/lavaan/lavaan2.pdf>
- Schaufeli, W., & Buunk, B. (2003). Burnout: An Overview of 25 Years of Research and Theorizing. En M. J. Schabracq, J. A. M. Winnubst & C. Cooper (Eds.), *The Handbook of Work and Health Psychology* (2.ª ed.). Wiley.
- Svetina, D., Rutkowski, L., & Rutkowski, D. (2020). Multiple-Group Invariance with Categorical Outcomes Using Updated Guidelines: An Illustration Using M plus and the lavaan/semTools Packages. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 111-130. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1602776>
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics* (4.ª ed.). Harper & Row.

- Valdivia-Vázquez, J. A., Hernández-Castillo, G. D., & Maíz-García, S. I. (2021). Burnout in Police Officers from Northern Mexico: a Validity Study of the Maslach Burnout Inventory. *Journal of Police and Criminal Psychology*, 36, 558-567. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s11896-021-09452-z>
- Watkins, M. W. (2020). *A step-by-step guide to exploratory factor analysis with R and RStudio*. Taylor & Francis. <https://doi.org/10.4324/9781003120001>
- Yan, L., Zhong, X., Yang, L., Long, H., Ji, P., Jin, X., & Liu, L. (2022). Gender Differences in Job Burnout, Career Choice Regret, and Depressive Symptoms Among Chinese Dental Postgraduates: A Cross-Sectional Study. *Frontiers in Public Health*, 10, 832359. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.832359>