



*Adaptación, Validación y Confiabilidad del Inventario de Burnout de Maslach  
MBI - HSS en policías ecuatorianos*

*Adaptation, Validation and Reliability of the Maslach Burnout Inventory MBI -  
HSS in Ecuadorian police officers*

*Adaptação, validação e confiabilidade do Maslach Burnout Inventory MBI -  
HSS em policiais equatorianos*

Miguel Ángel Camacho Vargas <sup>1</sup>

[miguel.cv@uasb.edu.bo](mailto:miguel.cv@uasb.edu.bo)

<https://orcid.org/0000-0001-6160-130X>

**Correspondencia:** [miguel.cv@uasb.edu.bo](mailto:miguel.cv@uasb.edu.bo)

Ciencias Técnica y Aplicadas

Artículo de Investigación

\* **Recibido:** 23 de julio de 2023 \***Aceptado:** 12 de agosto de 2023 \* **Publicado:** 11 de septiembre de 2023

- I. Doctorando en Administración de Empresas de la Universidad Andina Simón Bolívar, Sucre, Bolivia, Magíster en Seguridad y Prevención de Riesgos del Trabajo, Tecnólogo en Vigilancia y Seguridad Pública y Privada, Ingeniero en Ciencias de la Seguridad, Especialista Superior en Gestión para la Reducción de Riesgos de Desastres, Bolivia



## Resumen

Los policías están propensos a desarrollar el síndrome de burnout, debido a la naturaleza estresante y demandante de su trabajo, este fenómeno puede tener repercusiones significativas en su salud mental y física, así como en su desempeño laboral, lo que a su vez afecta la calidad del servicio que brindan a la comunidad. Evaluar el burnout es crucial para mantener el bienestar y la eficacia de los agentes de policía. Se empleó un diseño transversal para adaptar la versión en castellano del Maslach Burnout Inventory (MBI - HSS) a una muestra de 3735 agentes de policía de diferentes servicios y unidades de la Policía Nacional del Ecuador. De estos, 776 fueron mujeres (20,78%) y 2959 hombres (79,22%), con edades que alcanzaban desde los 20 hasta los 69 años y en todos los grados jerárquicos. Se realizó un análisis de consistencia interna y análisis factorial confirmatorio (AFC). Resultados: En policías ecuatorianos el MBI – HSS en la versión en castellano, mostró un nivel satisfactorio de consistencia interna  $\alpha=0.86$  y el KMO=0,924; el modelo mostró índices de ajuste aceptables (CFI= 0,937; TLI = 0,915; RMSEA = 0,066 y PNFI = 0,691) confirmándose una estructura factorial de tres elementos distintos pero relacionados del burnout que explican el 58,199% de la varianza total. Conclusión: Se concluye que el MBI-HSS en la versión al castellano es una escala fiable y válida para la evaluación del síndrome de burnout en policías ecuatorianos. Se discuten los resultados y sus posibles implicaciones en futuras investigaciones.

**Palabras Clave:** Inventario de Burnout de Maslach; Policías ecuatorianos; Validez; Confiabilidad.

## Abstract

Police officers are prone to developing burnout syndrome, due to the stressful and demanding nature of their work, this phenomenon can have significant repercussions on their mental and physical health, as well as their job performance, which in turn affects the quality of the service they provide to the community. Assessing burnout is crucial to maintaining the well-being and effectiveness of police officers. A cross-sectional design was used to adapt the Spanish version of the Maslach Burnout Inventory (MBI - HSS) to a sample of 3735 police officers from different services and units of the National Police of Ecuador. Of these, 776 were women (20.78%) and 2959 men (79.22%), with ages ranging from 20 to 69 years and in all hierarchical grades. An internal consistency analysis and confirmatory factor analysis (CFA) were performed. Results: In Ecuadorian police officers, the MBI – HSS in the Spanish version showed a satisfactory level of

internal consistency  $\alpha=0.86$  and the KMO=0.924; The model showed acceptable fit indices (CFI = 0.937; TLI = 0.915; RMSEA = 0.066 and PNFI = 0.691), confirming a factorial structure of three different but related elements of burnout that explain 58.199% of the total variance. Conclusion: It is concluded that the MBI-HSS in the Spanish version is a reliable and valid scale for the evaluation of burnout syndrome in Ecuadorian police officers. The results and their possible implications for future research are discussed.

**Keywords:** Maslach Burnout Inventory; Ecuadorian police officers; Validity; Reliability.

## Resumo

Os policiais estão propensos a desenvolver a síndrome de burnout, devido à natureza estressante e exigente do seu trabalho, este fenômeno pode ter repercussões significativas na sua saúde mental e física, bem como no seu desempenho profissional, o que por sua vez afeta a qualidade do serviço que prestam. fornecer à comunidade. Avaliar o esgotamento é crucial para manter o bem-estar e a eficácia dos policiais. Um desenho transversal foi utilizado para adaptar a versão espanhola do Maslach Burnout Inventory (MBI - HSS) a uma amostra de 3.735 policiais de diferentes serviços e unidades da Polícia Nacional do Equador. Destes, 776 eram mulheres (20,78%) e 2.959 homens (79,22%), com idades variando de 20 a 69 anos e em todos os graus hierárquicos. Foram realizadas análise de consistência interna e análise fatorial confirmatória (AFC). Resultados: Nos policiais equatorianos, o MBI – HSS na versão espanhola apresentou um nível satisfatório de consistência interna  $\alpha=0,86$  e o KMO=0,924; O modelo apresentou índices de ajuste aceitáveis (CFI = 0,937; TLI = 0,915; RMSEA = 0,066 e PNFI = 0,691), confirmando uma estrutura fatorial de três elementos de burnout diferentes, mas relacionados, que explicam 58,199% da variância total. Conclusão: Conclui-se que o MBI-HSS na versão espanhola é uma escala confiável e válida para a avaliação da síndrome de burnout em policiais equatorianos. Os resultados e suas possíveis implicações para pesquisas futuras são discutidos.

**Palavras-chave:** Inventário de Burnout de Maslach; Policiais equatorianos; Validade; Confiabilidade.

## 1. Introducción

El síndrome de burnout o síndrome del trabajador quemado, ha sido conceptualizado como una reacción a la exposición continua a factores estresantes crónicos en el entorno laboral y se manifiesta mediante un conjunto de síntomas que generan un impacto significativo en la salud mental y emocional de los individuos, y a su vez, este afecta negativamente a las organizaciones (Jiménez-Padilla et al., 2023). Las profesiones que presentan una mayor predisposición a desarrollar este síndrome son aquellas que involucran la prestación de servicios con un contacto directo y cercano con otras personas, siendo los profesionales de la salud, la educación, fuerzas del orden y personal que desempeña roles esenciales (Maslach, 2009).

En el contexto de la emergencia sanitaria originada por la pandemia del Coronavirus (COVID-19), el síndrome del trabajador quemado progresó como un desafío ineludible para una gran cantidad de profesionales a nivel mundial. Hernández et al., (2022) plantea que en el caso específico de los agentes de policía, se ha establecido una conexión directa entre este síndrome y el incremento de la carga laboral, el temor a la posibilidad de infección, la reducción del tiempo disponible para actividades físicas y momentos de relajación, así como sus repercusiones en el rendimiento y en la calidad del servicio de asistencia proporcionada a la comunidad. Indudablemente, esta situación pone de manifiesto la imperiosa necesidad de implementar estrategias de intervención eficaces con el propósito fundamental de medir, prevenir y disminuir el síndrome de burnout entre los policías. Durante los primeros meses de la pandemia, se realizó un estudio por parte de Gomes et al., (2022) en las Fuerzas de Seguridad de España, el cual reveló la presencia de niveles significativamente elevados de burnout (28,5%), siendo las subescalas de cansancio emocional (53,8%) y despersonalización (58,0%) las más representativas, mientras que la falta de realización personal alcanzó el 46,3%. En un contexto similar, en México, el estudio llevado a cabo por (Torres et al., 2022) identificó una prevalencia del Síndrome de Burnout del 23,36% en el personal policial. Esta prevalencia se asoció a factores como la percepción negativa de la salud personal, la edad, la calidad de la alimentación y la falta de horarios regulares para comer y dormir.

Los estudios llevados a cabo en España y México resultan oportunos para considerar que la profesión policial es una actividad estresante, posicionando a este colectivo como uno de los afectados del síndrome del trabajador quemado. Esta constatación ha impulsado la realización de la presente investigación, la cual busca adaptar, validar y establecer la confiabilidad del Maslach Burnout Inventory (MBI-HSS) en una muestra de agentes de policía ecuatorianos.

## 2.1. Evaluación del Burnout

La detección y evaluación del burnout se considera una prioridad, por lo que existen varios métodos de evaluación del burnout, diseñados para medir y comprender las dimensiones y el alcance de esta compleja condición. Entre estos, destacan la Staff Burnout Scale for Health Professionals (SBS-HP; Jones, 1980), el Burnout Measure (BM; Pines, Aronson y Kafry, 1981) y el Maslach Burnout Inventory (MBI; Maslach et al., 1986), siendo este uno de los instrumentos más conocidos y utilizados para evaluar el burnout, (Gilla et al., 2019).

El Maslach Burnout Inventory, inicialmente fue concebido para su implementación en el ámbito de profesionales de los servicios humanos, consta de una estructura trifactorial compuesta por las dimensiones de cansancio emocional, despersonalización y realización personal. Es importante destacar que estas dimensiones no surgieron a partir de un modelo teórico preexistente, sino que se originaron a partir de elementos exploratorios recopilados mediante entrevistas con profesionales de la salud (Pereira et al., 2021). Este enfoque tenía como propósito profundizar en las experiencias asociadas a este fenómeno, considerándolo como un constructo multidimensional que abarca múltiples facetas relacionadas en un único marco teórico.

A medida que el interés por el síndrome de burnout ha ido incrementándose, han surgido diferentes versiones de este instrumento con el objetivo de continuar explorando y evaluando sus manifestaciones en diversos contextos profesionales (Cañadas-de La Fuente et al., 2014). En la edición más reciente del manual de Maslach, publicada en 1996, se presentan tres versiones del Inventario de Burnout de Maslach: a) La Encuesta de Servicios Humanos (MBI-HSS), aplicada en el ámbito de los profesionales de servicios humanos; b) La Encuesta de Educadores (MBI-ES) utilizada en el ámbito educativo, esta versión cambia la palabra paciente por alumno y c) La Encuesta General (MBI-GS), esta nueva versión del MBI presenta un carácter más genérico, no exclusivo para profesionales cuyo objeto de trabajo son las personas (Gil-Monte & Peiró, 1999).

La estructura trifactorial propuesta por Maslach ha sido respaldada por una serie de estudios llevados a cabo en distintos profesionales del campo de los Servicios Humanos. Por ejemplo, en Vietnam, se realizó un estudio dirigido por Thi Hong et al., (2023) con profesionales de la salud, el cual garantiza esta estructura. En Libano, Bassam et al., (2023) encontró resultados coherentes con esta configuración al investigar con dentistas. En México, tanto el estudio realizado por Jiménez-Padilla et al., (2023) con enfermeras como el estudio llevado a cabo por Valdivia et al.,

(2021) a policías respaldaron esta estructura. Sin embargo, es importante destacar que algunos estudios presentan discrepancias con esta estructura, se ha encontrado un modelo bifactorial (Doherty et al., 2021) y modelos de cuatro factores en estudios como los de (Valente et al., 2018), (Aranda Beltrán et al., 2016) y (Gil-Monte & Peiró, 1999).

En la actualidad, en Ecuador se ha llevado a cabo un estudio acerca de la validez factorial del MBI-HSS en una población multiocupacional, como lo reporta el trabajo de Calle Cabezas et al., (2022), los autores lograron identificar una confiabilidad de 0,90, evidenciando un sólido ajuste del modelo de tres factores a través de un análisis factorial exploratorio. Sin embargo, es importante señalar que este estudio no abarcó a profesionales del ámbito de la seguridad pública, lo que limita la extrapolación de estos resultados a policías. Dado que el síndrome de burnout está influenciado principalmente por factores laborales, no es posible inferir que diferentes grupos de profesionales compartan situaciones laborales y fuentes de estrés similares (Cañadas-de La Fuente et al., 2014). Por lo tanto, resulta dificultoso generalizar los resultados obtenidos en esta investigación a la experiencia de los policías, ya que sus condiciones laborales y estresores pueden variar significativamente en comparación con otros grupos profesionales.

### 3. Método

Se llevó a cabo un estudio transversal dirigido a policías de diversas provincias del Ecuador, en el cual se recopiló información desde los meses de abril de 2020 hasta finales de noviembre de 2022. La muestra en este estudio incluyó un total de 3735 policías en servicio activo que forman parte de diferentes servicios y unidades de la Policía Nacional del Ecuador. De estos, 776 fueron mujeres (20,78%) y 2959 hombres (79,22%), con edades que abarcaban desde los 20 hasta los 69 años, en relación a los grados jerárquicos 354 policías corresponden a directivos que corresponden el 9,48% y 3385 corresponden a policías técnicos operativos que representan el 90,52%.

La elección de la muestra se fundamentó en la disponibilidad de los participantes durante el transcurso de la declaración de la pandemia por COVID-19, y el proceso se llevó a cabo de manera electrónica. A los participantes se les suministró información exhaustiva acerca del propósito de la investigación, el procedimiento, la salvaguardia de la confidencialidad de los datos, así como los posibles riesgos y beneficios a través de documentos proporcionados por la Policía Nacional. Todos los individuos accedieron de manera voluntaria y otorgaron su consentimiento informado mediante plataformas electrónicas.

Los criterios de inclusión para este estudio englobaron a policías en servicio activo con una experiencia laboral superior a dos años. Por otro lado, se aplicaron criterios de exclusión a aquellos con menos de dos años de experiencia, y se descartaron los cuestionarios que presentaron respuestas no comprometidas, como repeticiones en las respuestas proporcionadas. Los procedimientos de esta investigación se adhirieron a las directrices establecidas en la Declaración de Helsinki en lo que respecta a la investigación en seres humanos (Manzini, 2000).

### **3.1. Instrumentos**

Inventario de Burnout de Maslach, en su versión diseñada para profesionales de Servicios Humanos (MBI-HSS), misma que fue desarrollado por Maslach y Jackson en 1996, años más tarde fue adaptado al castellano por Gil-Monte & Peiró, (1999) manteniéndose el mismo formato del Manual y la estructura trifactorial, que expone que el 43,39% corresponde a la varianza total del instrumento (Olivares-Faúndez et al., 2014).

Este instrumento consta de 22 ítems, los cuales son evaluados a través de una escala tipo Likert de seis opciones de respuesta. Estos elementos están organizados en tres dimensiones: Cansancio Emocional (CE), con 9 ítems (1, 2, 3, 6, 8, 13, 14, 16 y 20) que describen el desarrollo de actitudes y sentimientos de cinismo; Despersonalización (D) con 5 ítems (5, 10, 11, 15 y 22), que examina el desarrollo de actitudes y sentimientos de cinismo y Realización Personal (RP) con 8 ítems, (4, 7, 9, 12, 17, 18, 19 y 21) que aborda la tendencia de los profesionales a evaluarse negativamente en relación con su capacidad para llevar a cabo adecuadamente sus tareas laborales (Gil-Monte & Peiró, 1999).

Según el Manual del instrumento, el coeficiente del alfa de Cronbach global para el MBI-HSS establecido es de 0,80, siendo que cada subescala presenta coeficientes alfa específicos de 0,90 (CE), 0,79 (D) y 0,71 (RP), indicativos de una buena consistencia interna. Para interpretar los resultados de las subescalas, se utilizan los siguientes puntos de corte: para Cansancio Emocional, 0-16 se considera bajo, 17-26 medio y  $\geq 27$  alto. En Despersonalización, 0-6 es bajo, 7-12 medio y  $\geq 13$  alto. En cuanto a Realización personal, se considera alto cuando  $\geq 39$ , medio entre 32-38 y bajo cuando  $\leq 31$  (Maslach, 2009).

### 3.2.Procedimiento

En este estudio, se optó por llevar a cabo un proceso de prueba piloto con la participación de 65 policías. El propósito de esta prueba piloto fue evaluar la pertinencia y eficacia de la herramienta MBI-HSS en su versión en castellano. Este proceso de prueba piloto implicó la evaluación de diversos aspectos, como la comprensión de los ítems, las instrucciones proporcionadas, las condiciones de aplicación y los procedimientos involucrados, siguiendo las pautas de Hernández Sampieri & Fernández-Collado, (2014). Tras el análisis de los resultados de la prueba piloto, se identificaron dificultades en la comprensión de la palabra "pacientes" por parte de los policías. En vista de esto, se tomó la decisión de modificar dicha palabra por "ciudadanos", manteniendo la estructura y redacción de las preguntas intactas, para no alterar la sintaxis original.

La administración de la evaluación y el manejo de los datos se realizaron conforme a las políticas éticas establecidas por la institución policial. A lo largo de todo el proceso de recopilación de datos, se aseguró la confidencialidad de la información y se obtuvo el consentimiento de los oficiales de policía para su participación en el estudio.

Los datos recolectados de la muestra seleccionada fueron registrados en una base de datos para su posterior procesamiento y análisis, utilizando el software IBM SPSS® (Statistical Package of the Social Science) en su versión 25.0 y además del módulo AMOS 24.0.

A continuación, se procedió a evaluar la sensibilidad psicométrica de los elementos del MBI-HSS. Se llevó a cabo un análisis de medidas de tendencia central (media y mediana) y de dispersión (desviación estándar), junto con la consideración de la forma de distribución. Además, se realizó la prueba de Shapiro-Wilk para evaluar la normalidad de la distribución, obteniendo un resultado significativo ( $p < 0,05$ ), lo cual indica que la distribución no sigue un patrón normal. En relación a la consistencia interna de cada factor del MBI-HSS, se calculó el coeficiente alfa de Cronbach estandarizado ( $\alpha$ ). Se demostró un valor mayor a 0,80 como indicativo de una consistencia interna adecuada. Asimismo, para verificar la idoneidad de la muestra utilizada, se empleó el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Esta medida permite evaluar la adecuación de los datos para un análisis factorial de las variables. Un valor superior a 0,8 se considera como un indicador de idoneidad para llevar a cabo el análisis, (Mendenhall et al., 2009)

Para evaluar la adecuación de los datos al modelo original de la estructura trifactorial propuesta para el MBI-HSS, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC), utilizando el método de máxima verosimilitud. Se consideraron varios índices para evaluar la calidad del ajuste de los

modelos. Estos índices incluyen la relación chi-cuadrado entre los grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de Tucker Lewis (TLI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA).

Un ajuste considerado adecuado, se da cuando los valores cumplen ciertos criterios específicos:  $\chi^2/gl \leq 5.0$ , CFI y GFI  $\geq 0.90$ , y valores RMSEA  $< 0.08$ . Así, estos criterios ayudan a determinar la conformidad del modelo con los datos observados. Para examinar la posibilidad de correlaciones entre los errores en el modelo, se utilizaron índices de modificación basados en los multiplicadores de Lagrange.

#### 4. Resultados

Como resultado del análisis estadístico, efectuado a través del coeficiente de adecuación de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) ha arrojado un valor excepcionalmente alto, registrando un nivel de relación entre los ítems de  $KMO = 0,924$ . Este resultado no solo se ubica en la categoría de "muy bueno", sino que también proporciona un sólido indicio de la existencia de una estructura subyacente de relaciones entre los ítems sometidos a evaluación. En este sentido, se evidencia de manera inequívoca la conexión interrelacionada entre los factores e ítems de la herramienta de medición. En paralelo, la prueba de esfericidad de Bartlett ha arrojado un valor de alta significación estadística ( $p < 0,001$ ). Este resultado subraya la validez de la matriz de correlaciones, descartando la posibilidad de que esta sea una matriz de identidad. En términos concretos, esta significancia apunta a la presencia de relaciones genuinas y significativas entre los diferentes ítems objeto de análisis. Los valores numéricos que se derivan de esta prueba son los siguientes:  $\chi^2 = 43858,839$  y  $gl = 231$  (véase Tabla 1). Estos valores son indicativos de la robustez de la relación entre los ítems y respaldan de manera cuantitativa las observaciones cualitativas previamente mencionadas.

**Tabla 1:** Pruebas Kaiser- Meyer- Olkin y Esfericidad de Bartlett

Medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo		0,924
Prueba de esfericidad deAprox. Chi-cuadrado		43858,839
Bartlett	gl	231
	Sig.	,000

La Tabla 2, exhibe de manera detallada los resultados correspondientes a las comunalidades, proporcionando una visión más completa de la contribución de cada ítem a la varianza total. En este análisis, resulta especialmente destacable que el ítem 2 ha demostrado el mayor porcentaje de varianza explicada, alcanzando un valor notable de 0,836. Asimismo, los ítems 1 y 3 han revelado comunalidades considerables, con valores de 0,821 y 0,783 respectivamente, lo que indica que estos elementos también contribuyen significativamente a la varianza total.

En contraste, entre los ítems con comunalidades más bajas, se encuentran el ítem 20 con un valor de 0,313, el ítem 15 con 0,334 y el ítem 22 con 0,435. Estos resultados señalan que estos ítems exhiben una menor capacidad para explicar la variación presente en los datos. Es importante destacar que esta variabilidad en las comunalidades puede ofrecer un entendimiento valioso acerca de la relevancia relativa de ciertos ítems en relación con otros en el contexto del análisis.

**Tabla 2:** Comunalidades

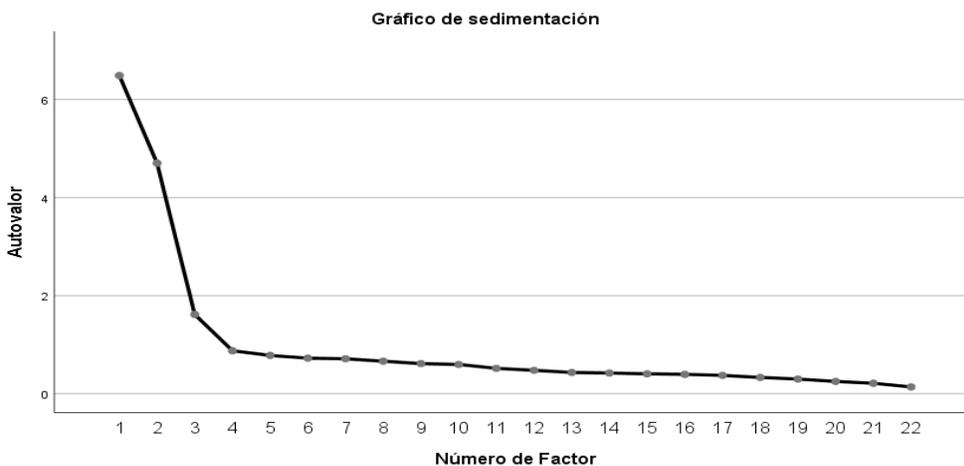
	Inicial	Extracción
Item1	1,000	,821
Item2	1,000	,836
Item3	1,000	,783
Item4	1,000	,418
Item5	1,000	,496
Item6	1,000	,497
Item7	1,000	,490
Item8	1,000	,717
Item9	1,000	,478
Item10	1,000	,485
Item11	1,000	,558
Item12	1,000	,640
Item13	1,000	,611
Item14	1,000	,514
Item15	1,000	,334

Item16	1,000	,571
Item17	1,000	,707
Item18	1,000	,748
Item19	1,000	,719
Item20	1,000	,313
Item21	1,000	,633
Item22	1,000	,435

Método de extracción: análisis de componentes principales.

A partir de los resultados obtenidos del análisis factorial, se procedió a la extracción de tres factores que revelan una concordancia sustancial con el modelo teórico propuesto por el instrumento. Estos factores, en conjunto, capturan y explican un porcentaje significativo del fenómeno evaluado, a incluir el 58,199% de la varianza total. Figura 1.

**Figura 1:** Gráfico de Sedimentación



En lo que respecta a la magnitud de las contribuciones individuales, se identificó que la dimensión preponderante es la de cansancio emocional, la cual engloba un considerable 29,491% de la varianza total. Dentro de esta dimensión, corresponde los ítems 1, 2, 3, 6, 8, 13, 14, 16 y 20, los cuales evidencian una afinidad clara en términos de sus características. El segundo factor, que

representa un 21,368% de la varianza, converge en torno a los ítems 4, 7, 9, 12, 17, 18, 19 y 21, y se alinea con la dimensión de realización personal en el ámbito laboral. Finalmente, el tercer factor, con una contribución menos pronunciada del 7,340% a la varianza total, abarca los ítems 5, 10, 11, 15 y 22, los cuales capturan la esencia de la dimensión de despersonalización.

El conjunto de hallazgos se encuentra sintetizado de manera gráfica en el Tabla 3, proporcionando una representación visual de la distribución de los ítems en los factores y sus respectivas dimensiones. Esta segmentación y categorización de los ítems en base a sus cargas factoriales fortalece la validez del modelo y permite una comprensión más profunda de las relaciones subyacentes entre las distintas dimensiones evaluadas.

**Tabla 3:** Varianza total explicada

Compon ente	Autovalores iniciales			Sumas de cargas al cuadrado de la extracción		
	Total	% varianza	de% acumulado	Total	% varianza	de% acumulado
1	6,488	29,491	29,491	6,488	29,491	29,491
2	4,701	21,368	50,859	4,701	21,368	50,859
3	1,615	7,340	58,199	1,615	7,340	58,199
4	,875	3,979	62,178			
5	,780	3,544	65,722			
6	,724	3,290	69,012			
7	,712	3,236	72,248			
8	,662	3,008	75,255			
9	,613	2,787	78,042			
10	,595	2,707	80,749			
11	,515	2,342	83,091			
12	,476	2,163	85,254			
13	,432	1,962	87,216			
14	,420	1,910	89,126			
15	,404	1,834	90,961			

16	,393	1,787	92,748			
17	,372	1,691	94,439			
18	,330	1,500	95,939			
19	,297	1,350	97,290			
20	,249	1,130	98,420			
21	,211	,959	99,379			
22	,137	,621	100,000			

Método de extracción: análisis de componentes principales.

La matriz factorial desglosa la influencia de cada enunciado en la formación de los factores identificados. Específicamente, los enunciados de los Ítems 2 y 1, “Al final de la jornada me siento agotado ” y “Debido a mi trabajo me siento emocionalmente agotado”, se destacaron con una contribución significativa al factor 1, presentando cargas factoriales de 0,876 cada uno. Estos resultados indican que estos enunciados tienen un peso considerable en la caracterización del factor 1. Por otro lado, el enunciado del ítem 18, "Me encuentro animado después de trabajar junto con mis compañeros", surgió como un contribuyente destacado al factor 2, con una carga factorial de 0,860. Además, el ítem 11, " Me preocupa que este trabajo me esté endureciendo emocionalmente", reveló como un elemento relevante para el factor 3, presentando una carga factorial de 0,591, no obstante esta carga puede ser menor en comparación con otros enunciados, sigue siendo un contribuyente significativo a la formación del factor 3.

La información detallada en el Tabla 4 proporciona una visión esclarecedora de cómo cada enunciado interactúa con los factores y cómo dichas interacciones dan forma a la estructura global del instrumento. Esta segmentación de los enunciados según sus contribuciones fortalece la interpretación de los factores y contribuye a una comprensión más profunda de los patrones que subyacen en los datos evaluados.

**Tabla 4:** Matriz factorial

	Factor		
	1	2	3
Item2	,876		

Item1	,876		
Item3	,833		
Item8	,795		
Item16	,614		
Item14	,602		
Item13	,595		
Item6	,582		
Item6	,582		
Item20	,416		
Item18		,860	
Item19		,846	
Item21		,755	
Item17		,821	
Item12		,727	
Item7		,605	
Item9		,586	
Item4		,527	
Item11			,591
Item22			,490
Item5			,456
Item10			,450
Item15			,427

Método de extracción: máxima verosimilitud.

a. 3 factores extraídos. 5 iteraciones necesarias.

La evaluación de la confiabilidad del instrumento fue evaluada a través del cálculo del coeficiente Alfa de Cronbach. El valor de este coeficiente para la escala total del instrumento fue de (0,860),

lo cual indica un nivel satisfactorio de consistencia interna en el conjunto de ítems evaluados. Además, se realizó un análisis para evaluar cómo la eliminación de ciertos elementos podría afectar la confiabilidad del instrumento. En concreto, si se excluyeran los ítems 12 y 15, los coeficientes Alfa de Cronbach resultantes serían 0,857 y 0,856 respectivamente. Estos valores reflejan un nivel de consistencia interna que sigue siendo robusto incluso con la exclusión de estos ítems particulares, razón por la cual no se eliminaron ningún ítem.

La Tabla 5, facilita una síntesis visual de estos resultados, ofreciendo una visión más completa y detallada de la confiabilidad del instrumento en diferentes escenarios. Estos hallazgos sugieren que, en general, el instrumento muestra un nivel sólido de coherencia interna, lo que respalda su validez y confiabilidad como herramienta de medición para los constructos estudiados.

**Tabla 5:** Estadísticos para la escala total si el ítems se suprime

	Media	Varianza	Alfa de Cronbach
	<b>53,26</b>	<b>373,729</b>	<b>0,860</b>
	Media de escala	de Varianza de escala	de Alfa de Cronbach
Item1	50,96	334,019	,845
Item2	50,79	333,147	,845
Item3	51,50	335,057	,846
Item4	49,29	344,354	,853
Item5	52,71	352,405	,852
Item6	52,18	343,068	,849
Item7	49,18	341,701	,853
Item8	51,73	332,710	,845
Item9	49,20	339,551	,852
Item10	52,17	343,554	,851
Item11	52,04	337,071	,847
Item12	48,84	354,924	,857

Item13	52,54	347,053	,849
Item14	52,10	340,270	,848
Item15	52,03	349,133	,856
Item16	52,21	341,664	,848
Item17	48,92	346,927	,853
Item18	48,80	349,420	,854
Item19	48,65	346,603	,852
Item20	51,58	339,181	,852
Item21	48,90	347,369	,854
Item22	52,21	343,669	,850

Además, al llevar a cabo un análisis desglosado por cada una de las dimensiones se evidencian resultados específicos. En primer lugar, la dimensión de cansancio emocional exhibe un coeficiente de confiabilidad de 0,893, lo que indica un nivel sustancial de consistencia interna dentro de esta categoría. En paralelo, la dimensión de realización personal alcanza un coeficiente de 0,896, reforzando así la confiabilidad de los ítems que la componen. En el caso de la dimensión de despersonalización, el coeficiente de confiabilidad es de 0,741. Aunque este valor es ligeramente menor en comparación con las otras dos dimensiones, sigue siendo aceptable y respalda la coherencia interna de los ítems asociados con esta dimensión.

Los valores destacados en el Tabla 6, brindan una representación detallada de la confiabilidad de cada dimensión individualmente. Estos resultados refuerzan la validez y la solidez global del instrumento, al demostrar que cada dimensión mantiene un grado apropiado de coherencia interna. Esto a su vez respalda la capacidad del instrumento para medir y evaluar con precisión las distintas facetas de los constructos bajo consideración.

**Tabla 6:** Estadísticas de elemento

Ítems	Media de escala	Varianza de escala	Alfa de Cronbach
	<b>13,79</b>	<b>127,678</b>	<b>0,893</b>

<b>Cansancio Emocional</b>	Item1	11,49	98,332	0,870
	Item2	11,32	98,256	0,871
	Item3	12,03	98,200	0,868
	Item6	12,71	105,387	0,882
	Item8	12,26	97,648	0,868
	Item13	13,07	108,081	0,881
	Item14	12,63	104,150	0,880
	Item16	12,73	104,695	0,878
	Item20	12,10	105,680	0,899
	<b>34,32</b>	<b>124,432</b>	<b>0,896</b>	
<b>Realización Personal</b>	Item4	30,35	101,300	0,893
	Item7	30,24	96,049	0,885
	Item9	30,26	96,458	0,888
	Item12	29,90	97,578	0,877
	Item17	29,98	94,400	0,871
	Item18	29,86	95,876	0,870
	Item19	29,71	96,406	0,871
	Item21	29,96	95,774	0,876
	<b>5,15</b>	<b>34,531</b>	<b>0,741</b>	
<b>Despersonalización</b>	Item5	4,60	25,871	0,681
	Item10	4,06	22,227	0,658
	Item11	3,92	21,847	0,647
	Item15	3,92	24,164	0,743
	Item22	4,10	23,815	0,690

Del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), se destaca que la prueba del chi cuadrado proporciona suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula ( $\chi^2 = 2919,37$ ;  $p = 0,000$ ), lo que en consecuencia permite concluir que se ha logrado un ajuste satisfactorio del modelo. Además, se observa que el índice RMSEA alcanza un valor de 0,066, indicando una adaptación adecuada del modelo a los datos. Los índices TLI, NFI y CFI también arrojan valores superiores a 0,9, lo que

indicaría buen ajuste. Finalmente, el valor obtenido para el índice SRMR proporciona una medida más de la bondad de ajuste, y en este caso, también sugiere un ajuste satisfactorio del modelo. En conjunto, estos resultados respaldan la validez y solidez del modelo propuesto en el análisis factorial confirmatorio, subrayando la coherencia y adecuación del modelo teórico a los datos empíricos recopilados.

**Tabla 7:** Resultados comparativos del Análisis Factorial Confirmatorio para el modelo de tres factores de MBI-HSS en policías ecuatorianos

Modelo	Medida de Ajuste Absoluto		Medida de Ajuste Incremental			Medida de Ajuste de la Parsimonia			Chi-cuadrado Normado
	Chi-cuadrado	RMSEA	CFI	TLI	NFI	PCFI	PNFI	AIC	
<b>Trifactorial, 22 ítems</b>	0,000	0,066	0,937	0,915	0,934	0,694	0,691	3127,37	17,072

Se procedió a llevar a cabo una evaluación exhaustiva de la validez del constructo mediante el empleo del coeficiente de evaluación de Pearson. Los resultados de esta evaluación se presentan en el Tabla 8, que exhibe la matriz de correlaciones obtenidas. Dentro de esta matriz, se destacan relaciones de calificación positiva y moderada entre dos constructos específicos: Cansancio Emocional y Despersonalización ( $r = 0,529, p < 0,000$ ). Además, se observa una correlación débil y positiva entre los constructos de Despersonalización y Realización Personal ( $r = 0,072, p < 0,000$ ), lo que sugiere una conexión mínima pero estadísticamente significativa entre estos dos elementos. Un análisis adicional revela la presencia de una correlación leve entre los constructos de Cansancio Emocional y Realización Personal ( $r = 0,109, p < 0,00$ ). Estos hallazgos recalcan la complejidad de las interacciones entre los factores evaluados y apuntan a la posibilidad de relaciones sutiles pero discernibles entre el cansancio emocional y la realización personal en el contexto estudiado. Estos resultados resaltan la importancia de considerar la interrelación de estos constructos al interpretar los datos y sugieren la existencia de caminos interdependientes dentro de la dinámica evaluada.

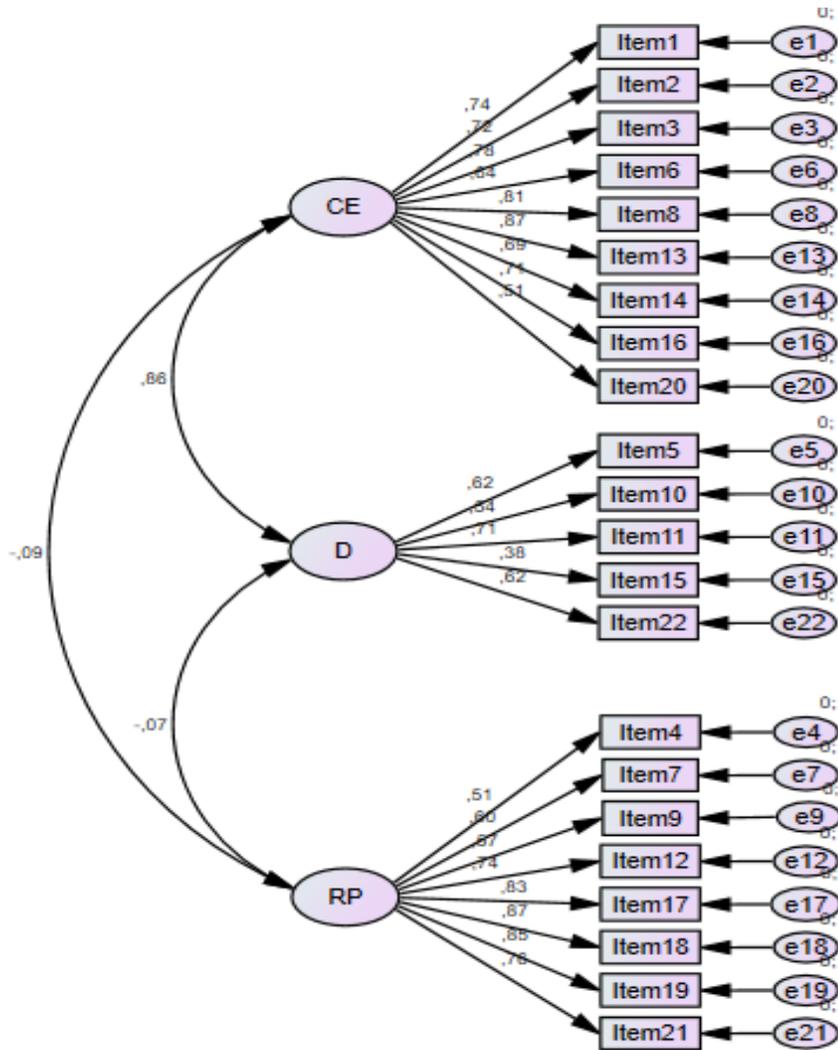
**Tabla 8:** Correlaciones entre dimensiones del MBI-HSS

		Cansancio Emocional	Despersonalización	Realización Personal
Despersonalización	Coefficiente de correlación	,529**	-	-
	Sig. (bilateral)	,000	-	-
	N	3735	-	-
Realización Personal	Coefficiente de correlación	,109**	,072**	-
	Sig. (bilateral)	,000	,000	-
	N	3735	3735	-

\*\* . La correlación es significativa en el nivel 0,01 (bilateral).

La Figura 2 representa las cargas factoriales estandarizadas que corresponden al modelo trifactorial. Los resultados exponen que cada uno de los elementos ha mostrado cargas de considerable relevancia en las dimensiones respectivas que se habían anticipado. Esto refleja una marcada preeminencia en las cargas factoriales. De manera más específica, las cargas estandarizadas han variado en un espectro que se extiende desde 0,51 hasta 0,87 en el caso del constructo de Cansancio Emocional, de 0,38 a 0,71 en lo concerniente a Despersonalización, y de 0,51 a 0,85 en el ámbito de Realización Personal. Tales resultados recalcan una coherencia sólida y una relación intrínseca entre los elementos y sus respectivas dimensiones. Este patrón de hallazgos confirma, refuerza la calidad y confiabilidad del modelo en consideración.

**Figura 2:** Diagrama de ruta factorial confirmatorio, modelo MBI-HSS de tres factores con 22 ítems. **CE:** Cansancio Emocional; **D:** Despersonalización; **RP:** Realización Personal



## 5. Discusión

Los resultados de este estudio respaldan la estructura trifactorial original del Maslach Burnout Inventory - Human Services Survey (MBI-HSS), propuesta Gil-Monte & Peiró, (1999) para su adaptación al castellano. Mediante un análisis de modelos de ecuaciones estructurales llevado a cabo con una muestra de 3735 policías ecuatorianos, se ha confirmado que dicha estructura, que comprende nueve ítems para el Cansancio Emocional (CE), cinco ítems para la Despersonalización (D), y ocho ítems para la Realización Personal (RP), exhibe un nivel de ajuste aceptable a los datos. Esto queda demostrado por la capacidad de estos factores para explicar el 58.199% de la varianza total en la escala, recalando así la solidez de la estructura del MBI-HSS en el contexto específico de los policías ecuatorianos.

Estos hallazgos se alinean con investigaciones previas que han evaluado las propiedades psicométricas del MBI-HSS en diversos contextos profesionales, como el estudio realizado en profesionales de la salud en Vietnam por Thi Hong et al., (2023) y en profesionales de servicios de emergencia en Brasil realizado por Pereira et al., (2021). Además; estos resultados corroboran la capacidad del MBI-HSS para medir tres dimensiones claramente diferenciadas pero interconectadas del síndrome del trabajador quemado. Es importante destacar que investigaciones previas sobre el MBI-HSS han presentado diversos patrones de ajuste en los ítems asignados a cada factor e incluso han propuesto estructuras alternativas. Por ejemplo, se ha planteado una estructura de dos factores con 22 ítems en el contexto de trabajadores sociales (Doherty et al., 2021), una estructura de cuatro factores con 19 ítems en el ámbito de trabajadores bancarios (Valente et al., 2018), y otra estructura de cuatro factores con 22 ítems en diversas ocupaciones laborales (Aranda Beltrán et al., 2016). Sin embargo, la mayoría de estos estudios, realizados en diferentes idiomas y en distintos países, han reafirmado la configuración de tres factores con 22 ítems (Bassam et al., 2023), (Doherty et al., 2021), (Cañadas-de La Fuente et al., 2014) y (Meda Lara et al., 2008).

En tal sentido, el análisis de confiabilidad a través del coeficiente de Cronbach evidenció una consistencia sólida en la totalidad de la herramienta  $\alpha=0.86$ , así como en las dimensiones de Cansancio Emocional y Realización Personal (0.893 y 0.896). Además, se observó una confiabilidad aceptable en la dimensión de Despersonalización (0.741). En concordancia con este hallazgo, la investigación realizada por Calle Cabezas et al., (2022) a una población multiocupacional ecuatoriana, también encontró resultados similares. Por lo tanto, este hallazgo no respalda la hipótesis teórica propuesta por los creadores del MBI-HSS, la cual sostiene que la

dimensión de Cansancio Emocional es el núcleo central del síndrome de burnout (Maslach & Jackson, 1981). No obstante, sostenemos que el burnout no debería ser evaluado de manera unidimensional. Por el contrario, nuestros resultados han confirmado la presencia trifactorial del MBI-HSS.

Además, el presente estudio registró una correlación moderada entre Cansancio Emocional y Despersonalización, una correlación leve entre Despersonalización y Realización Personal y una correlación débil entre Cansancio Emocional y Realización Personal. Este hallazgo fortalece la noción de la relativa independencia entre las tres dimensiones de este constructo.

Consecuentemente, los datos obtenidos, representan una contribución significativa a la versión del instrumento previamente validada en una población multiocupacional ecuatoriana realizada por Calle Cabezas et al., (2022). Esta versión previa carece de estudios confirmatorios que evalúen en detalle su estructura interna y adolece de ciertas limitaciones metodológicas. Los estudios anteriores realizados por Calle Cabezas (2022) se centraron exclusivamente en un análisis factorial exploratorio (AFE), sin proporcionar información detallada sobre la varianza explicada por cada factor y la varianza total de la prueba. Además, es relevante destacar que en nuestro análisis, el índice RMSEA alcanza un valor de 0.066, lo que indica una adaptación adecuada del modelo a los datos recopilados. Los índices TLI, NFI y CFI también arrojan valores superiores a 0.9, lo que sugiere un buen ajuste del modelo. Por último, el valor obtenido para el índice PNFI proporciona una medida adicional de la bondad de ajuste, y en este caso, también respalda un ajuste satisfactorio del modelo.

En consecuencia, esta investigación constituye una valiosa contribución al validar de manera más rigurosa y detallada la estructura interna del instrumento, fortaleciendo así la confiabilidad y validez del MBI-HSS adaptado al castellano en el contexto de los policías ecuatorianos. Es importante considerar que los resultados son coherentes con los hallazgos obtenidos en el estudio realizado con policías mexicanos durante la pandemia de COVID-19 (Valdivia et al., 2021).

## 6. Conclusión

Los resultados de este estudio, respaldan la afirmación de que el instrumento MBI-HSS en su versión al castellano, presenta una estructura psicométrica sólida, compuesta por 22 ítems, distribuidos en un modelo de tres factores distintos pero relacionados del Burnout. Esta estructura cumple con los requisitos esenciales en términos de consistencia interna y validez estructural, lo

que confirma la idoneidad de esta versión para evaluar el síndrome de burnout en policías ecuatorianos.

Recomendamos a los investigadores en este campo, que consideren tanto los estudios previos como la evidencia actualizada para planificar y llevar a cabo nuevas investigaciones utilizando el MBI-HSS. Esto contribuirá a una comprensión más completa y precisa de las características del burnout en contextos específicos, como es el caso de policías.

## 7. Conflicto de intereses

No existen conflictos de intereses en el desarrollo de la presente investigación.

## Referencias

- Aranda Beltrán, C., Pando Moreno, M., & Salazar Estrada, J. G. (2016). Reliability and validation of the scale Maslach Burnout Inventory (Hss) in workers in western México. *Salud Uninorte*, 32(2), 218-227. <https://doi.org/10.14482/sun.32.2.8828>
- Bassam, S., Mohsen, H., Barakat, Z., & Abou-Abbas, L. (2023). Psychometric properties of the arabic version of the maslach burnout inventory-human services survey (MBI-HSS) among lebanese dentists. *BMC Oral Health*, 23(1), 451. <https://doi.org/10.1186/s12903-023-03169-7>
- Calle Cabezas, R., Aguirre Pluas, C. M., Calle Cabezas, J. A., & Izquierdo Cevallos, D. R. (2022). Validez factorial del Maslach Burnout Inventory versión española en una población multiocupacional ecuatoriana. *Sapienza: International Journal of Interdisciplinary Studies*, 3(1), 776-785. <https://doi.org/10.51798/sijis.v3i1.261>
- Cañadas-de La Fuente, G. A., San Luis, C., Manuel Lozano, L., Vargas, C., García, I., & De La Fuente, E. I. (2014). Evidencia de validez factorial del Maslach Burnout Inventory y estudio de los niveles de burnout en profesionales sanitarios. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46(1), 44-52. [https://doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70005-6](https://doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70005-6)
- Doherty, A. S., Mallett, J., Leiter, M. P., & McFadden, P. (2021). Measuring Burnout in Social Work: Factorial Validity of the Maslach Burnout Inventory – Human Services Survey.

- European Journal of Psychological Assessment, 37(1), 6-14. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000568>
- Gilla, M. A., Giménez, S. B., Moran, V. E., & Olaz, F. O. (2019). Adaptación y validación del Inventario de Burnout de Maslach en profesionales argentinos de la salud mental. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 25(2), 179-193. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n2.04>
- Gil-Monte, P. R., & Peiró, J. M. (1999). Validez factorial del Maslach Burnout Inventory en una muestra multiocupacional. Universidad de La Laguna. <https://www.psicothema.com/pdf/319.pdf>
- Gomes, G. P., Ribeiro, N., & Gomes, D. R. (2022). The Impact of Burnout on Police Officers' Performance and Turnover Intention: The Moderating Role of Compassion Satisfaction. *Administrative Sciences*, 12(3), Article 3. <https://doi.org/10.3390/admsci12030092>
- Hernández, M. E., Rojas, J. L., García, B. E. B., & Alcázar, R. (2022). Repercusiones de la pandemia de COVID-19 en oficiales de policía mexicanos: Un estudio sobre burnout, satisfacción con la vida y entusiasmo laboral. 18, 14. <https://doi.org/10.5281/zenodo.4747683>
- Hernández Sampieri, R., & Fernández Collado, C. F. (2014). Metodología de la investigación (P. Baptista Lucio, Ed.; Sexta edición). McGraw-Hill Education.
- Jiménez-Padilla, E. A., Ramírez-Orozco, M., Jiménez-Flores, J., Decat-Bergerot, C., Meneses-García, A., & Galindo-Vázquez, Ó. (2023). Validación del Inventario de Burnout de Maslach en personal mexicano de enfermería. *Psicología y Salud*, 33(2), 291-298. <https://doi.org/10.25009/pys.v33i2.2811>
- Manzini, J. L. (2000). DECLARACIÓN DE HELSINKI: PRINCIPIOS ÉTICOS PARA LA INVESTIGACIÓN MÉDICA SOBRE SUJETOS HUMANOS. *Acta bioethica*, 6(2). <https://doi.org/10.4067/S1726-569X2000000200010>
- Maslach, C. (2009). Understanding Burnout. University of California, 11(32). <https://pesquisa.bvsalud.org/portal/resource/pt/lil-526898>

- Meda Lara, R. M. M., Jiménez, B. M., Muñoz, A. R., & Benadero, M. E. M. (2008). Análisis factorial confirmatorio del MBI-HSS en una muestra de psicólogos mexicanos. *Psicología y Salud*, 18(001). <https://doi.org/10.25009/pys.v18i1.681>
- Mendenhall, W., Beaver, R. J., & Beaver, B. M. (2009). *Introduction to probability and statistics* (13th ed). Brooks/Cole, Cengage Learning.
- Olivares-Faúndez, V., Mena-Miranda, L., Macía-Sepúlveda, F., & Jélvez-Wilke, C. (2014). Validez factorial del Maslach Burnout Inventory Human Services (MBI-HSS) en profesionales chilenos. *Universitas Psychologica*, 13(1), 145-160. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-1.vfmb>
- Pereira, S. D. S., Fornés-Vives, J., Unda-Rojas, S. G., Pereira-Junior, G. A., Juruena, M. F., & Cardoso, L. (2021). Confirmatory factorial analysis of the Maslach Burnout Inventory – Human Services Survey in health professionals in emergency services. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 29, e3386. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.3320.3386>
- Thi Hong, T. B., Thi Minh, D. T., Thi Nhu, T. N., Thy Cam, V., Xuan Diep, N., Thi Hang, P. N., & Thi Le, H. D. (2023). Propiedades psicométricas de la versión árabe de la encuesta de servicios humanos de inventario de agotamiento de Maslach (MBI-HSS) entre dentistas libaneses. *Health Psychology and Behavioral Medicine*. <https://doi.org/10.1080/21642850.2021.2019585>
- Torres, I. N., Pérez-Campos Mayoral, E., Mayoral, M., Pérez-Campos, E. L., Martínez-Cruz, M., Torres-Bravo, I., & Juan. (2022). Burnout Syndrome and Related Factors in Mexican Police Workforces. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(9), Article 9. <https://doi.org/10.3390/ijerph19095537>
- Valdivia, J. A., Hernández, G. D., & Maiz, 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(3), 558-567. <https://doi.org/10.1007/s11896-021-09452-z>
- Valente, M. D. S. D. S., Wang, Y.-P., & Menezes, P. R. (2018). Structural validity of the Maslach Burnout Inventory and influence of depressive symptoms in banking workplace:

Unfastening the occupational conundrum. *Psychiatry Research*, 267, 168-174.  
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.05.069>

© 2023 por los autores. Este artículo es de acceso abierto y distribuido según los términos y condiciones de la licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional (CC BY-NC-SA 4.0) (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>).