



Original

**Validación del constructo y confiabilidad del Maslach Burnout Inventory-
Human Services Survey (MBI-HSS) en médicos peruanos**

**Construct validity and reliability of the Maslach Burnout Inventory-
Human Services Survey (MBI-HSS) in Peruvian physicians**

Alfredo Enrique Oyola-García¹  

Zaida Zagaceta Guevara¹ 

Melisa Pamela Quispe-Ilanzo² 

¹ Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Perú

² Seguro Social de Salud - EsSalud, Perú

Recibido: 15/05/2023

Aceptado: 25/06/2023



Resumen

Introducción: el síndrome del “trabajador quemado” tiene una impresionante lista de consecuencias negativas en los profesionales médicos.

Objetivo: determinar la validez de constructo y confiabilidad del Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS) en médicos peruanos.

Métodos: estudio instrumental del MBI-HSS basado en el análisis secundario de la Encuesta Nacional de Satisfacción de los Usuarios en Salud 2016 en una muestra de 2216 médicos. La confiabilidad fue evaluada con el coeficiente Alfa de Cronbach y la validez de constructo con el coeficiente de correlación Rho de Pearson.

Resultados: El coeficiente Alfa de Cronbach para la escala total fue de 0,908 (IC 95%: .902–.913). Se observaron correlaciones positivas moderadas pero significativas entre los resultados de la escala y el poco interés o placer en hacer las cosas (Rho=.399; p=.000); así como con la percepción de estar desanimado/a, triste, deprimido/a o sin esperanza (Rho=.322; p=.000) en las últimas semanas. **Conclusión:** la estructura factorial del MBI-HSS sigue el modelo original de Maslach y posee propiedades psicométricas satisfactorias, por lo que es un instrumento válido y confiable para su uso en médicos peruanos.

Palabras clave: Burnout, trabajador quemado, validez, confiabilidad, escala de Maslach

Abstract

Introduction: Burnout syndrome has an impressive list of negative consequences for physicians.

Objective: Determine the validation and reliability of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS) in Peruvian physicians.

Methods: Instrumental study of the MBI-HSS based on a secondary analysis from the National Survey of User Satisfaction in Health 2016, in a sample of 2216 physicians. Reliability was assessed with Cronbach's alpha coefficient and construct validation through Pearson's Rho correlation coefficient. **Results:** Cronbach's alpha coefficient for the total scale was 0.908 (95% CI:.902-.913). Moderate but significant positive correlations were observed between the scale results and little interest or pleasure in doing things (Rho=.399; p=.000); as well as with the perception of being discouraged, sad, depressed or hopeless (Rho=.322; p=.000) in the last weeks.

Conclusion: The factorial structure of the MBI-HSS follows the original Maslach model with satisfactory psychometric properties, making it a valid and reliable instrument for Peruvian physicians screening.

Keywords: Burnout syndrome, validation, reliability, Maslach inventory

INTRODUCCIÓN



En los últimos años, la necesidad de establecer nuevos enfoques en relación con la prevención de riesgos profesionales, así como atender los riesgos psicosociales “emergentes” ha aumentado, debido a las consecuencias físicas y psicológicas que genera en el trabajador e impactan en la organización laboral.⁽¹⁾

Muchas de las lesiones ocupacionales podrían estar relacionadas con la sobrecarga laboral debido al deterioro de las condiciones de trabajo que afectan la salud mental del trabajador y ocasionan el síndrome del trabajador quemado. La mayoría de las investigaciones lo definen como una respuesta al estrés laboral crónico que afecta especialmente a los profesionales y se caracteriza por la desmotivación, el desinterés, el malestar interno o la insatisfacción laboral.⁽²⁾ En los médicos, puede tener una variedad de consecuencias negativas: insatisfacción del paciente y baja calidad de la atención, aumento de las tasas de error y mayor riesgo de negligencia, aumento de la rotación de personal, consumo y adicción al alcohol y las drogas, así como suicidio.⁽³⁾ Sin embargo, a pesar de su importancia, existe dificultad para diagnosticar este síndrome por la falta de una definición aceptada universalmente. Esto sucede porque es un proceso complejo y tiene similitud con el concepto de estrés aplicado a las organizaciones (estrés laboral), lo que ha ocasionado el continuo cuestionamiento del constructo que ha afectado el desarrollo de investigaciones en torno a este problema.⁽⁴⁾

Aunque existen variados instrumentos para la detección del síndrome, el Maslach Burnout Inventory — Human Services Survey (MBI-HSS) de Maslach y Jackson (1981), es el instrumento más utilizado.⁽⁵⁾ Valora tres dimensiones: agotamiento emocional, despersonalización y baja realización personal con validación de su constructo y confiabilidad en diferentes países y grupos laborales de habla hispana.^(6,7) Sin embargo, su validez y confiabilidad para la aplicación en población peruana, especialmente en médicos, aún está en discusión.⁽⁸⁻¹⁰⁾

A partir del 2014, el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y la Superintendencia Nacional de Salud (SUSALUD) del Perú ha desarrollado la Encuesta Nacional de Satisfacción de Usuarios en Salud, para explorar la percepción de los usuarios sobre el sistema de salud del Perú, así como algunas características y reacciones psicológicas de médicos y enfermeros en el ámbito laboral. Una de estas está referida al síndrome del trabajador quemado, cuyo tamizaje se realiza a través del Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS).⁽¹¹⁾

Por lo tanto se propone como objetivo determinar la validez del constructo y la confiabilidad del MBI-HSS en médicos peruanos, que laboran en diferentes instituciones prestadoras de servicios y en diferentes niveles de complejidad.

MÉTODOS



Se realizó un estudio instrumental mediante el análisis secundario de datos de la Encuesta Nacional de Satisfacción de los Usuarios en Salud (ENSUSALUD) realizada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI).⁽¹¹⁾

Participantes

La muestra de médicos estuvo conformada por 2216 médicos, de los cuales 1673 (75.5%) eran varones; 1867 (84.3%) eran asistentes, 349 (15.7%) residentes; 1015 (45.8%) laboraban en el Ministerio de Salud o Gobierno Regional, 1029 (46.4%) pertenecían a ESSALUD mientras que 169 (6.3%) pertenecían a clínicas y 33 (1.5%) a la sanidad de las FFAA y PNP.

Instrumentos

El MBI-HSS fue validado por Maslach y Jackson su versión definitiva apareció en 1986. Es un cuestionario de 22 ítems que mide el síndrome del trabajador quemado en educadores y personal de los servicios humanos (enfermeras, médicos, psicólogos, asistentes sociales, etc.)(12). En la ENSUSALUD 2016 corresponde a las preguntas C2P50_1 a C2P50_22 (SUSALUD, 2016). Se valora mediante escala de Likert (1 a 7 puntos) con siete opciones de respuesta (nunca - pocas veces al año o menos - una vez al mes o menos - unas pocas veces al mes - una vez a la semana - varias veces a la semana - todos los días). El puntaje máximo es 154 y el mínimo 7.⁽¹¹⁾

La escala está dividida en subescalas que contienen situaciones que denotan: agotamiento emocional, despersonalización y baja realización personal. La subescala de agotamiento emocional está compuesta por nueve ítems, valora la vivencia de estar agotado emocionalmente debido a las demandas del trabajo y la conforman los ítems 1, 2, 3, 6, 8, 13, 14, 16 y 20. Su puntuación es directamente proporcional a la intensidad del síndrome. La subescala de despersonalización está formada por cinco ítems, que son 5, 10, 11, 15 y 22; valora el grado en que cada uno reconoce actitudes de frialdad y distanciamiento. Cuanto mayor es el puntaje obtenido mayor es la despersonalización y el nivel de síndrome del trabajador quemado. La subescala de baja realización personal en el trabajo está compuesta de ocho ítems que son 4, 7, 9, 12, 17, 18, 19 y 21; evalúa los sentimientos de autoeficacia y realización personal en el trabajo. En este caso, la puntuación es inversamente proporcional al grado del síndrome.⁽¹²⁾ Sin embargo, existen discrepancias en el punto de corte a utilizar para determinar la presencia del síndrome.^(13,14)

Procedimiento

La ENSUSALUD se realizó por muestreo probabilístico, bietápico, estratificado e independiente en 184 establecimientos de salud bajo la administración del Ministerio de Salud (MINSA), Gobiernos Regionales, Seguro Social de Salud (EsSalud), servicios de salud de las Fuerzas Armadas y centros de salud particulares, de categoría I-4 o de mayor complejidad ubicados en zonas rurales y urbanas del país, ubicados en los 24 departamentos del país incluyendo la Provincia Constitucional del Callao. Uno de sus



objetivos era conocer el nivel de percepción y satisfacción de los profesionales médicos respecto a su centro laboral, por lo que entre sus instrumentos incluyeron el MBI-HSS.⁽¹¹⁾

Análisis de datos

La comprobación de la adecuación de los factores al constructo teórico se realizó a través del análisis de factores, como último paso de la fase de desarrollo o diseño de una escala y paso inicial de la fase de evaluación de esta.⁽¹⁵⁾ El método de análisis factorial exploratorio fue utilizado para definir la estructura subyacente en una matriz de datos. Se consideraron las cargas cuyos ítems explicaban al menos 15% de la varianza común con el factor. Se usó el test de Bartlett con un nivel de significación menor de 0,05 y el índice de Kaiser Meyer Olkim (KMO) con un valor mayor de 0,8 para determinar la correlación entre las variables del instrumento.

El análisis factorial confirmatorio permitió validar si la estructura hipotética planteada se ajustaba a los elementos mediante las pruebas estadísticas de ajuste absoluto y de ajuste incremental.⁽¹⁵⁾ El ajuste absoluto se valoró con la razón de verosimilitud (prueba chi cuadrado), que comparó la matriz de covarianza con:

- el modelo nulo y se rechazó esta última con un valor $p < 0,05$
- la raíz del cuadrado medio del error de aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés) que considera un ajuste perfecto a los valores menores a 0,05
- la raíz cuadrada de la media de residuos cuadrados (SRMR, por sus siglas en inglés) se considera como ajuste aceptable valores menores o iguales a 0,08.

El ajuste incremental se valoró mediante el índice de ajuste comparativo (CFI, por sus siglas en inglés) y el índice de ajuste incremental están el de Tucker Lewis (TLI, por sus siglas en inglés), con valores superiores a 0,9.⁽¹⁶⁾

La evaluación de la confiabilidad estadística del instrumento se realizó a través del cálculo del coeficiente Alfa de Cronbach, debido a que es la más utilizada para evaluar la confiabilidad de los instrumentos y otorga solo un valor de consistencia.⁽¹⁵⁾ Los valores del alfa de Cronbach oscilan entre 0 y 1; en salud, los valores iguales o superiores a 0,8 se han considerado como buenos y otorgan confiabilidad para el uso del instrumento en la práctica sanitaria.

La validación de constructo se realizó mediante el análisis de la validez convergente a través de la prueba estadística Rho de Pearson, que permite determinar la relación entre las medidas o variables existentes y las puntuaciones de la escala motivo del estudio.⁽¹⁵⁾ Ante la limitación de poder incluir otro instrumento para comparar los resultados obtenidos por la escala de Maslach,⁽¹²⁾ se usaron las preguntas del ítem C2P51 de la encuesta: C2P51_1 durante las últimas semanas ¿ha tenido poco interés o placer en hacer las cosas? y C2P51_2 durante las últimas semanas ¿se ha sentido desanimado/a, triste, deprimido/a o sin esperanza? (11), como variables proxy para la comparación, debido a que estos estados han sido relacionados como

efectos importantes del síndrome evaluado (6). Las respuestas se valoran mediante escala de Likert (1=nunca; 2=varios días; 3=más de la mitad de los días; 4=casi todos los días).⁽¹¹⁾

RESULTADOS

En el presente estudio el coeficiente KMO determinó el supuesto de que existe fuerza de relación entre los ítems ($KMO = 0,943$) que corresponde a la categoría de muy bueno, lo cual indica la existencia de una estructura subyacente de relaciones entre los ítems. Por su parte, la prueba de esfericidad de Barlett fue significativa ($p < 0,001$) con lo que se concluye que la matriz de correlaciones es diferente a una matriz identidad, por lo tanto, existen relaciones adecuadas entre los ítems ($\chi^2 = 19\ 577,237$; $gl = 231$).

De los resultados obtenidos en el análisis factorial, se extrajeron tres factores con alta concordancia con el modelo teórico que plantea el instrumento. Estos factores explican el 50.58% de la varianza total. La dimensión con mayor carga factorial es la de agotamiento emocional que explica el 35,893% de la varianza total y en ella se ubicaron los ítems 1, 2, 3, 6, 8, 13, 14, 16 y 20. El segundo factor explica el 9.373% de la varianza y allí se agruparon los ítems 4, 7, 9, 12, 17, 18, 19 y 21 pertenecientes a la dimensión baja realización personal en el trabajo; finalmente el factor con menor peso factorial explica el 5.311% de la varianza total y allí se agruparon los ítems 5, 10, 11, 15 y 22 que miden la dimensión despersonalización (tabla 1).

Tabla 1. Varianza total explicada por el MBI-HSS en el análisis factorial exploratorio



Factor	Autovalores iniciales			Sumas de cargas al cuadrado de la extracción			Sumas de cargas al cuadrado de la rotación
	Total	% de varianza	% acumulado	Total	% de varianza	% acumulado	Total
1	7,896	35,893	35,893	7,896	35,893	35,893	6,873
2	2,062	9,373	45,266	9,373	9,373	45,266	4,216
3	1,168	5,311	50,577	5,311	5,311	50,577	3,779

La confiabilidad del instrumento se evaluó a través del cálculo del coeficiente Alfa de Cronbach. El valor de este coeficiente para la escala total fue de .908 (IC 95%: .902–.913), además, si se eliminaran los ítems 6 y 8 se obtendrían coeficientes iguales a 0,899 y 0,898 respectivamente (tabla 2).

Tabla 2. Estadísticos para la escala total si el elemento se ha suprimido

Ítem	Media de escala	Varianza de escala	Alfa de Cronbach
Total	25,68	378,458	0,908
C2P50_1	23,43	331,735	0,901
C2P50_2	24,65	342,392	0,902
C2P50_3	24,13	334,136	0,900
C2P50_4	25,07	364,805	0,909
C2P50_5	25,10	352,513	0,903
C2P50_6	24,20	334,186	0,899
C2P50_7	25,07	365,641	0,908
C2P50_8	23,86	325,224	0,898
C2P50_9	25,02	363,846	0,908
C2P50_10	24,28	334,397	0,900
C2P50_11	24,39	332,882	0,900
C2P50_12	24,86	353,183	0,904
C2P50_13	24,68	341,593	0,902
C2P50_14	23,43	331,170	0,904
C2P50_15	25,22	363,364	0,909
C2P50_16	24,68	342,342	0,901
C2P50_17	25,07	360,256	0,906
C2P50_18	25,11	360,995	0,906
C2P50_19	24,87	355,551	0,906
C2P50_20	24,49	342,953	0,903
C2P50_21	23,05	338,666	0,910
C2P50_22	24,54	348,030	0,905



Por otra parte, al realizar un análisis por cada una de las dimensiones (tabla 3) se demostró que la dimensión agotamiento emocional presenta un coeficiente de 0,897; la dimensión despersonalización de 0,769; mientras que la dimensión baja realización personal en el trabajo presenta un coeficiente igual a 0,722.

Tabla 3. Análisis de confiabilidad de la escala MBI-HSS según dimensiones

Dimensiones	Ítem	Media de escala	Varianza de escala	Alfa de Cronbach
		13.53	126.046	.897
Agotamiento emocional	C2P50_1	11,29	96,623	0,882
	C2P50_2	12,50	104,329	0,887
	C2P50_3	11,99	99,027	0,879
	C2P50_6	12,05	100,774	0,882
	C2P50_8	11,72	94,088	0,875
	C2P50_13	12,53	105,063	0,889
	C2P50_14	11,29	97,253	0,893
	C2P50_16	12,54	105,709	0,887
	C2P50_20	12,34	105,051	0,892
		28,172	28,175	0,769
Despersonalización	C2P50_5	4,28	20,947	0,725
	C2P50_10	3,46	15,834	0,659
	C2P50_11	3,57	16,044	0,679
	C2P50_15	4,40	23,046	0,793
	C2P50_22	3,72	19,476	0,749
			7,29	38,168
Baja realización personal	C2P50_4	6,68	32,312	0,709
	C2P50_7	6,68	32,172	0,698
	C2P50_9	6,63	31,103	0,689
	C2P50_12	6,48	30,051	0,679
	C2P50_17	6,48	30,679	0,676
	C2P50_18	6,72	31,263	0,677
	C2P50_19	6,48	30,064	0,681
	C2P50_21	4,66	25,438	0,759

En el análisis factorial confirmatorio se observó buen ajuste mediante la prueba de chi cuadrado ($\chi^2 = 1921.37; p = .000$), el RMSEA cuyo valor fue 0,061, así como en el TLI y el CFI con valores mayores a 0,9 lo que indicaría buen ajuste. Finalmente, el valor que se obtuvo para el SRMR también sugirió un buen ajuste (tabla 4).



Tabla 4. Índices de bondad de ajuste

Prueba	Valor	sig.
Chi cuadrado	19210,37	0,000
RMSEA	0,061	0,000
CFI	0,912	No Aplica
TLI	0,901	No Aplica
SRMR	0,054	No Aplica

En la tabla 5 se observan correlaciones positivas moderadas pero significativas entre los resultados de la escala y el poco interés o placer en hacer las cosas ($Rho = 0,399; p = 0,000$); así como con la percepción de estar desanimado/a, triste, deprimido/a o sin esperanza ($Rho = 0,322; p = 0,000$) en las últimas semanas.

Tabla 5. Matriz de correlaciones entre los resultados de la escala y variables proxy

	En las últimas semanas ¿Ha tenido poco interés o placer en hacer las cosas?	En las últimas semanas ¿Se ha sentido desanimado/a, triste, deprimido/a o sin esperanza?
r de Pearson	0,399	0,322
valor de P	0,000	0,000

DISCUSIÓN

Los trabajadores de salud son una población con elevado riesgo de experimentar estrés laboral crónico, así como las consecuencias derivadas de este problema, entre ellas el síndrome del trabajador quemado, que pueden afectar su calidad de vida personal y laboral. ^(2,17,18) Debido a la importancia de identificar oportunamente a los recursos humanos afectados por este problema, se han propuesto diferentes instrumentos de tamizaje, entre ellos el MBI-HSS.

La investigación del síndrome del trabajador quemado ha progresado en las últimas décadas con una gran base de evidencia sustentada en numerosos estudios empíricos sistemáticos y modelos teóricos refinados que tienen como marco común el modelo tridimensional desarrollado por Maslach.⁽¹⁹⁾ Sin embargo, era necesaria la verificación empírica de este instrumento en población peruana y, en especial, en profesionales médicos,⁽⁸⁾ debido a que existen cuestionamientos –en otras investigaciones– sobre su validez y confiabilidad.⁽¹⁰⁾



Los resultados de este estudio confirman la confiabilidad de la versión en español del MBI-HSS cuando se aplica a médicos peruanos, al obtener 0,908 mediante la prueba de Alpha de Cronbach, similar al reportado en otro estudio realizado en profesionales de salud de habla hispana.⁽²⁰⁾ Asimismo, se observó que la eliminación de algunos de los ítems que no eran adecuados para los factores esperados no mejoraba la confiabilidad de la escala a nivel global. De igual forma, el análisis por dimensiones demostró confiabilidad solamente para el segmento del agotamiento personal con 0,897 en la prueba de Alpha de Cronbach, pero no se obtuvieron similares resultados en las dimensiones despersonalización y baja realización personal en el trabajo, en las que se registraron valores de 0,769 y 0,722, respectivamente, con la misma prueba. Estos resultados son similares a los observados por Kulakova et al.⁽⁷⁾ que confirman la debilidad en las dimensiones de despersonalización y baja realización personal, a diferencia de la dimensión agotamiento emocional que resultó consistente.

Al evaluar la validez del constructo se observaron correlaciones moderadas con las variables proxy planteadas, lo que permitiría afirmar que la escala evalúa adecuadamente el síndrome del trabajador quemado. Sin embargo, estos resultados debido a que en la ENSUSALUD no se consideran otros instrumentos que permitan una mejor contrastación, los resultados podrían no ser comparables con otros estudios.

El constructo del MBI-HSS está compuesto por tres dimensiones y cada una de ellas está organizada de forma distinta, con un peso de valor igualitario y con mediciones independientes; sin embargo, la dimensión agotamiento emocional es la que tiene mayor cantidad de ítems, mientras que las otras dos no están claramente organizadas. En consecuencia, el reducido número de ítems referidos a los síntomas cognitivo-conductuales, la falta de precisión y/o calidad descriptiva de los síntomas propuestos en cada ítem de las dimensiones que valoran estas dos dimensiones y la incompatibilidad del contenido propuesto con el significado psicológico o la expresión cultural de este síndrome en cada grupo poblacional, limitarían la certeza de los resultados.⁽⁷⁾

Entre las limitaciones del presente estudio se señala que al ser un análisis secundario no existe claridad en la forma como fueron recogidos los datos, lo que podría generar el sesgo de la varianza común. Asimismo, la gran variabilidad de las características de los profesionales médicos podría influir en los resultados individualizados por cada dimensión, por lo que se requieren estudios por especialidades y otras situaciones específicas que permitan replicar los resultados obtenidos.

Finalmente, los resultados de esta investigación apoyarían la validez de constructo y confiabilidad de este instrumento para su uso en médicos peruanos, con el objetivo de identificar a aquellos que se encuentran en riesgo de sufrir este problema y realizar intervenciones costo-efectivas que, finalmente, podrían impactar en la disminución de errores médicos, menor incidencia de negligencia médica y la mayor satisfacción del paciente.



Referencias bibliográficas

1. Organización Internacional del Trabajo. Seguridad y salud en el centro del futuro del trabajo: Aprovechar 100 años de experiencia [Internet]. Primera. Ginebra: OIT; 2019 [cited 2022 Jan 23]. Available from: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_686762.pdf
2. Koutsimani P, Montgomery A, Georganta K. The relationship between burnout, depression, and anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Front Psychol*. 2019 Mar 13;10(MAR):284.
3. Patel RS, Sekhri S, Bhimanadham NN, Imran S, Hossain S. A review on strategies to manage physician burnout. *Cureus* [Internet]. 2019 Jun 3 [cited 2023 Feb 12];11(6):e4805. Available from: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/31404361/>
4. Guseva Canu I, Marca SC, Dell’Oro F, Balázs Á, Bergamaschi E, Besse C, et al. Harmonized definition of occupational burnout: A systematic review, semantic analysis, and Delphi consensus in 29 countries. *Scand J Work Environ Health* [Internet]. 2021 [cited 2023 Feb 12];47(2):95–107. Available from: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33258478/>
5. Shoman Y, Marca SC, Bianchi R, Godderis L, van der Molen HF, Guseva Canu I. Psychometric properties of burnout measures: a systematic review. *Epidemiol Psychiatr Sci* [Internet]. 2021 [cited 2023 Feb 13];30:e8. Available from: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/358057391/>
6. Hederich Martínez C, Caballero Domínguez CC. Validación del cuestionario Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI-SS) en contexto académico colombiano. *CES Psicología* [Internet]. 2016 [cited 2023 Feb 12];9(1):1–15. Available from: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=423545768002>
7. Kulakova O, Jiménez BM, Garrosa E, Hernández MOS, Aragón A. Universalidad del constructo del Maslach Burnout Inventory en un contexto latinoamericano. *Acta Investig Psicol* [Internet]. 2017 Aug [cited 2023 Feb 12];7(2):2680–90. Available from: https://www.revista-psicologia.unam.mx/revista_aip/index.php/aip/article/view/52
8. Merino Soto C, Calderón De La Cruz GA. Validez de estudios peruanos sobre estrés y burnout. *Rev Peru Med Exp Salud Publica* [Internet]. 2018 Apr 1 [cited 2023 Feb 12];35(2):353–4. Available from: http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1726-46342018000200031&lng=es&nrm=iso&tlng=es
9. Yslado Martínez RM, Ramírez Asís EH, García Figueroa ME. Propiedades psicométricas del cuestionario burnout para profesores universitarios en una muestra peruana. *Arch de Med (Col)* [Internet]. 2021 Jun 20 [cited 2023 Feb 12];21(2):425–35. Available from: <https://www.redalyc.org/journal/2738/273868435010/html/>
10. Calderón-De la Cruz GA, Merino-Soto C. Analysis of the internal structure of the Maslach Burnout Inventory (Human service survey) in Peruvian physicians. *Rev Cienc de la Sal*. 2020;18(2):1–17.
11. Superintendencia Nacional de Salud. ENSUSALUD - Base De Datos - 2016 [Internet]. Encuestas de Satisfacción a nivel nacional. 2016 [cited 2023 Feb 12]. Available from: <http://portal.susalud.gob.pe/blog/base-de-datos-2016/>



12. Williamson K, Lank PM, Cheema N, Hartman N, Lovell EO. Comparing the Maslach Burnout Inventory to other well-being instruments in Emergency Medicine residents. J Grad Med Educ [Internet]. 2018 Oct 1 [cited 2023 Feb 13];10(5):536. Available from: /pmc/articles/PMC6194874/
13. O'Connor K, Muller Neff D, Pitman S. Burnout in mental health professionals: A systematic review and meta-analysis of prevalence and determinants. Europ Psych [Internet]. 2018 Sep 1 [cited 2023 Feb 13];53:74–99. Available from: <https://www.cambridge.org/core/journals/european-psychiatry/article/burnout-in-mental-health-professionals-a-systematic-review-and-metaanalysis-of-prevalence-and-determinants/8DE6B29F7AD65E2442726CA8D1F7F876>
14. Maticorena Quevedo J, Beas R, Anduaga Beramendi A, Mayta Tristán P. Prevalencia del síndrome de burnout en médicos y enfermeras del Perú, ENSUSALUD 2014. Rev Peru Med Exp Salud Pública [Internet]. 2014 [cited 2022 Jan 23];33(2):241–8. Available from: <http://www.scielo.org.pe/pdf/rins/v33n2/a07v33n2.pdf>
15. Boateng GO, Neilands TB, Frongillo EA, Melgar Quiñonez HR, Young SL. Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. Front Public Health. 2018 Jun 11;6:149.
16. Rojas Torres L. Robustez de los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio a los valores extremos. Rev de Mat Teor y Aplic [Internet]. 2020 Jun 25 [cited 2023 Feb 13];27(2):383–404. Available from: http://www.scielo.sa.cr/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1409-24332020000200383&lng=en&nrm=iso&tlng=es
17. Jun J, Ojemeni MM, Kalamani R, Tong J, Crecelius ML. Relationship between nurse burnout, patient and organizational outcomes: Systematic review. Int J Nurs Stud [Internet]. 2021 Jul 1 [cited 2023 Feb 12];119. Available from: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33901940/>
18. De Hert S. Burnout in healthcare workers: Prevalence, impact and preventative strategies. Local Reg Anesth [Internet]. 2020 [cited 2023 Feb 12];13:183. Available from: /pmc/articles/PMC7604257/
19. Ng L, Lian C. Burnout in primary care physicians and interventions - An evidence-based review. Singap Fam Physic [Internet]. 2016 Jan 1 [cited 2023 Feb 12];42(1):6–12. Available from: <https://www.cfps.org.sg/publications/the-singapore-family-physician/article/983>
20. Forné C, Yuguero O. Factor structure of the Maslach Burnout Inventory Human Services Survey in Spanish urgency healthcare personnel: a cross-sectional study. BMC Med Educ [Internet]. 2022 Dec 1 [cited 2023 Feb 12];22(1). Available from: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/35962362/>

Conflicto de intereses

Los autores no tienen conflictos de intereses morales, económicos, laborales o de investigaciones relacionadas al presente estudio.



Declaración de autoría

Los autores reconocen su participación en el presente estudio, según las siguientes contribuciones:

AEOG: concepción y diseño del estudio; obtención, análisis e interpretación de los datos; redacción y revisión crítica del manuscrito; aprobación de la versión final del artículo.

ZZG: diseño del estudio; revisión crítica del manuscrito; aprobación de la versión final del artículo.

MPQI: diseño del estudio; redacción y revisión crítica del manuscrito; aprobación de la versión final del artículo.

Responsabilidad ética

El presente estudio no involucró experimentación humana o animal y se realizó haciendo uso de una base de datos disponible en el portal de la Superintendencia Nacional de Salud del Perú. Al ser datos secundarios que no consignan la identificación de los encuestados por lo que no se vulneró el anonimato de los entrevistados.

Financiamiento

Autofinanciado

