



ARTÍCULO ORIGINAL

Estructura factorial del Inventario de Burnout de Maslach (MBI-GS) en personal de enfermería de instituciones públicas de salud peruanas

Factor structure of Maslach Burnout Inventory (MBI-GS) in nursing staff of public health institutions

Ronald W. Castillo Blanco ^{1*} y Mildred Paredes Tarazona ²

¹ Universidad del Pacífico, Lima, Perú.

² Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.

* Correspondencia: rw.castillob@up.edu.pe; ronald.castilloblanco@gmail.com.

Recibido: 23 de diciembre de 2019; Revisado: 21 de febrero de 2020; Aceptado: 14 de marzo de 2020; Publicado Online: 15 de marzo de 2020.

CITARLO COMO:

Castillo Blanco, R. W. & Paredes Tarazona, M. (2020). Estructura factorial del Inventario de Burnout de Maslach (MBI-GS) en personal de enfermería de instituciones públicas de salud peruanas. *Interacciones*, 6(1), e220. <http://dx.doi.org/10.24016/2020.v6n1.220>

PALABRAS CLAVE

Inventario de Burnout de Maslach;

Análisis factorial confirmatorio;

Profesionales de enfermería.

RESUMEN

Introducción: Este estudio evalúa la dimensionalidad del Inventario de Burnout de Maslach (MBI-GS). **Método:** La muestra fue de 204 profesionales de enfermería de instituciones de salud públicas peruanas. El análisis estructural se realizó con el análisis factorial confirmatorio haciendo uso de estimador acorde a la naturaleza ordinal de los ítems de la escala. La estructura evaluada fue la de tres dimensiones correlacionadas: agotamiento, cinismo y eficacia profesional. **Resultados:** Se obtuvo un ajuste adecuado luego de remover dos ítems de la dimensión de cinismo y permitir la covarianza de errores de la dimensión de eficacia profesional, $\chi^2(73) = 156.61$, CFI = .97, TLI = .93, RMSEA = .075. Los coeficientes de consistencia interna fueron adecuados para cada una de las dimensiones ($\Omega > .80$). **Conclusión:** El MBI-GS es un instrumento que presenta evidencias de estructura interna y confiabilidad en una muestra de personal de enfermería.



KEYWORDS

Maslach Burnout Inventory;

Confirmatory factor analysis;

Nursery professionals.

ABSTRACT

Introduction: This study examines the dimensionality of the Maslach Burnout Inventory (MBI-GS).

Method: The sample was composed of 204 professional nurses from Peruvian health public institutions. The structural evaluation was conducted with confirmatory factor analysis using a estimator appropriate for the ordinal nature of the scale items. The assessed structure comprised of three correlated dimensions of exhaustion, cynicism and professional efficacy. **Results:** An acceptable fit was reached after removing two items from cynicism and allowing correlated errors in professional efficacy, $\chi^2(73) = 156.61$, CFI = .97, TLI = .93, RMSEA = .075. The internal consistency coefficients were adequate for each of the dimensions ($\Omega > .80$). **Conclusion:** The MBI-GS is an instrument that presents evidence of internal structure and reliability in a sample of nursing staff.

INTRODUCCIÓN

El concepto de *burnout* fue inicialmente propuesto por Freudenberg (1974, 1975) para definir el agotamiento de la actividad en profesionales de servicio humano. Los síntomas del *burnout* incluyen fatiga, insensibilidad, deseos de retiro, disminución del ánimo por el trabajo y deterioro en la efectividad (Bakker, Demerouti y Sanz-Vergel, 2014). A esta condición también se le ha vinculado con sintomatologías como interrupciones del sueño, desórdenes musculoesqueléticos, hipertensión, entre otros (Peterson et al., 2008; Sorour y El-Maksoud, 2012). Es importante hacer el apunte de que el concepto de *burnout* ha evolucionado de manera empírica más que teórica (Byrne, 1994).

Son numerosos los instrumentos para medir el *burnout*, y entre estos, el más usado es el Inventario de Burnout de Maslach (Maslach y Jackson, 1981), el que ha sido el instrumento más ampliamente usado en la literatura empírica (Worley, Vassar, Wheeler y Barnes, 2008). El MBI considera al *burnout* como un síndrome que ocurre en respuesta a permanentes, especialmente interpersonales, estresores en el trabajo (Maslach, Schaufeli y Leiter, 2001).

Aunque la investigación sobre *burnout* inicialmente se desarrolló orientada hacia profesionales en servicios humanos o atención a personas, el *burnout* no se encuentra restringido a ellos (Maslach y Pines, 1977; Maslach y Schaufeli, 1993). Luego, este fenómeno también se describe en otros grupos laborales como lo son educadores, administrativos e incluso deportistas. Por ello, evaluar el *burnout* con el instrumento original planteó la dificultad que este se concibió inicialmente para profesionales de servicios y, en consecuencia, sus ítems hacen alusión a estos y los altos niveles de interacción con personas que su trabajo demanda. Para sobrellevar esta dificultad, Maslach, Jackson y Leiter (1996) desarrollaron el Maslach Burnout Inventory – General Survey (MBI-GS) para evaluar el síndrome en cualquier tipo de trabajadores con ítems con un carácter más genérico. El MBI-GS se volvió la versión de MBI más usada por su mayor aplicabilidad (Mäkikangas, Härtinen, Kinnunen y Pekkonen, 2011).

Sobre la estructura del MBI-GS, esta se mantiene, al igual que su antecesora, en tres dimensiones correlacionadas,

aunque se dirige a una mayor amplitud de contextos ocupacionales (Maslach, Leiter y Schaufeli, 2009). Se conforma por 16 ítems, seis menos que la anterior versión. Las tres dimensiones se denominan agotamiento, cinismo y eficacia profesional. La subescala de agotamiento emocional considera aspectos de fatiga física y emocional sin referenciar, necesariamente, a las personas como causas de estas. La subescala de cinismo refleja indiferencia o actitudes de distanciamiento del trabajo en sí mismo y representa un manejo disfuncional en respuesta a demandas exigentes (Leiter y Schaufeli, 1996). La subescala de eficacia profesional se focaliza en el grado en el que las expectativas individuales conllevan a la efectividad en el trabajo (Leiter y Schaufeli, 1996).

Leiter y Schaufeli (1996) realizaron un primer amplio estudio de la estructura interna del MBI-GS en 3312 profesionales de la salud de hospitales centrales en Canadá, entre los que se tuvo miembros de atención y cuidado terciario, administrativos, técnicos, terapeutas y enfermeras. El modelo propuesto de tres factores correlacionados otorgó el mejor ajuste para los distintos grupos estudiados, todos en comparación de los otros modelos evaluados, uno o dos factores correlacionados. El estudio confirmó empíricamente la estructura de tres factores correlacionados del instrumento en muestras que no se restringen a los rubros de atención y cuidado directo a personas.

La misma estructura de tres dimensiones se confirma en el estudio de Taris, Schreurs y Schaufeli (1999), quienes evaluaron una muestra holandesa de 463 ingenieros y personal universitario. Es importante, también, hacer notar el estudio de Schutte, Toppinen, Kalimo y Schaufeli (2000) en el que se confirma la estructura de tres factores correlacionados, además de resultados favorables de invarianza de la medición en 9055 trabajadores de una compañía multinacional en Finlandia, Suecia y Holanda. En ese estudio se concluye en la recomendación de excluir el tercer ítem de la subescala de cinismo (“Quiero simplemente hacer mi trabajo y no ser molestado”). En una similar conclusión resulta del estudio de Briă, Spănu, Băban y Dumitrașcu (2014) quienes concluyen por no considerar ese mismo ítem, además de permitir la correlación entre errores de los ítems: “Dudo de la significancia de mi trabajo” y “He llegado a ser más cínico acerca de que mi trabajo pueda contribuir en algo”. Son numerosas

las investigaciones en las que se expresan las dificultades con el segundo de los ítems mencionados en investigaciones de contextos con lenguas no castellanas (Bakker, Demerouti y Schaufeli, 2002; Chirkowska-Smolak y Kleka, 2011; Schutte et al., 2000).

Con respecto investigaciones en el habla hispana, Gil-Monte (2002) explora la estructura factorial de la adaptación al castellano del MBI-GS en una muestra de 149 policías municipales de la ciudad de Tenerife en España. El autor usó el análisis de componentes principales con rotación varimax. En su resultado inicial obtuvo cuatro factores, el último de los cuales se conformó por dos ítems de cinismo. Cuando el autor fijó el número de dimensiones a tres, obtuvo la misma estructura planteada en el manual del instrumento: tres dimensiones correlacionadas. Con este mismo proceder, en cuanto a la técnica factorial, Oramas, Gonzáles y Vergara (2007) en 125 trabajadores de diferentes ocupaciones confirmaron las escalas teóricas del instrumento a excepción de los ítems “Me siento quemado por mi trabajo” y “Solo quiero hacer mi trabajo y que no me molesten”.

Aunque son numerosos los estudios sobre *burnout* en Perú, no se tenía estudios peruanos publicados con análisis de propiedades psicométricas satisfactorias del MBI-GS (Fernández-Arata, Juárez y Merino, 2015), lo cual también ocurre con la versión MBI-HSS (Merino-Soto y Calderón-De la Cruz, 2018). Un primer estudio en contexto peruano con estándares altos en cuanto al análisis empírico es el de Fernández-Arata et al. (2015). En este se estudió una muestra de 940 trabajadores peruanos de varias ocupaciones. Los resultados, obtenidos mediante la metodología del análisis factorial confirmatorio, evidencian un modelo final similar al teórico, pero en el que prescinde, nuevamente, del ítem 13 (“Quiero simplemente hacer mi trabajo y no ser molestado”), además de que la estructura factorial presenta errores correlacionados (ítems 14 y 15).

A partir de lo anterior se plantea como objetivo de la presente investigación determinar las evidencias de validez basadas en la estructura interna de la escala del MBI-GS, lo que implicará evaluar la pertinencia de las re-especificaciones sugeridas por otros estudios. Como participantes del estudio se elige a los profesionales de enfermería, ya que en su labor estos profesionales se encuentran con altas demandas emocionales que los sitúan en una continua exposición de estresores laborales, lo que les hace vulnerables al *burnout* (García y Ríos, 2012).

MÉTODO

Participantes

La muestra se constituyó de 204 trabajadores del personal de enfermería de cuatro centros hospitalarios públicos de la ciudad de Lima. En la muestra se tuvo un mayor número de mujeres (89%) en comparación de hombres (11%). Las edades de los participantes se encontraron entre los 24 y los 58 años ($M = 39.3$, $DE = 8.2$). El estado civil casado fue el que prevaleció (62%), seguido por el de solteros (27%); el 11%

restante se distribuyó entre “divorciados”, “conviviente” y “viudo”. Con respecto a la categoría laboral, el 63% fue personal enfermería, mientras que el 37% restante fueron auxiliares de enfermería. El muestreo realizado fue por conveniencia y se buscó la heterogeneidad de los participantes en cuanto las variables demográficas mencionadas anteriormente.

Procedimiento

En el momento inicial de la aplicación de los instrumentos la confidencialidad y el anonimato de los resultados de la investigación fueron mencionados a los participantes del estudio, a los que seguidamente se otorgó las escalas de autoinforme en los que se agregó en la primera página el consentimiento informado para su aceptación. Se buscó garantizar que no haya interferencias del medio ambiente o del contexto, y los evaluados entregaron los cuestionarios sin que estos sean apresurados en cuanto al tiempo de llenado de estos. No se les entregó a los participantes alguna forma de retribución económica. Con respecto a los aspectos éticos y de implicancia del estudio, estos fueron evaluados y aprobados por la Unidad de Postgrado de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de San Marcos en el marco de la evaluación de proyectos de tesis para la obtención del grado de magister.

Mediciones

El cuestionario total dado a los participantes consistió en el MBI-GS, además de preguntas referidas a aspectos demográficos.

El *burnout* se midió con el Maslach Burnout Inventory – Inventario General (Maslach et al., 1996). Los 16 ítems de esta escala se agrupan en tres dimensiones. Agotamiento se conforma por cinco ítems tales como “Me siento cansando de mi trabajo”. La dimensión de cinismo consiste en cinco ítems, uno de ellos es “Me he vuelto menos entusiasta de mi trabajo”. Los seis ítems restantes corresponden a la dimensión de eficacia profesional, uno de ellos “En mi opinión soy bueno en mi puesto”. Todos los ítems tienen puntuaciones tipo Likert de siete opciones entre 0 (“nunca”) a 6 (“siempre”). Se utilizó la versión española y adaptada de este instrumento de Salanova, Schaufeli, Llorens, Peiro y Grau (2000). Con respecto a las propiedades psicométricas reportadas por estos últimos autores se tiene que para el análisis de validez se realizó un análisis de la estructura interna encontrándose un buen ajuste, $\chi^2(93) = 319.0$, CFI = .92, TLI = .90, RMSEA = .070. Para el análisis de confiabilidad, los autores optaron por el método de consistencia interna mediante el coeficiente alfa encontrando los valores de .85, .78 y .80 para las dimensiones de agotamiento, cinismo y eficacia profesional, respectivamente.

Análisis de datos

Para el análisis del ajuste del modelo hipotetizado se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el paquete Lavaan de R. El estimador usado fue el WLSMV (mínimos

cuadrados ponderados con media y varianza ajustadas). Este estimador tiene su importancia en la robustez de sus resultados en escalas con indicadores de tipo ordinal (Kline, 2016; Lei y Wu, 2012). La evaluación del ajuste del modelo se realizó con el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Se interpretan los valores ≥ 90 en CFI y TLI como evidencia favorable de ajuste al modelo (Bentler, 1990), así como de $\leq .08$ en RMSEA (MacCallum, Browne y Sugawara, 1996). Para el análisis de confiabilidad se consideró el análisis de consistencia con el coeficiente omega (McDonald, 1999). Este coeficiente es una alternativa ante las limitaciones ampliamente discutidas del coeficiente alfa (Cho, 2016; Sijtsma, 2009). En el caso de errores correlacionados, la modificación en el cálculo del coeficiente omega se da agregando en el denominador de esta fórmula el doble de la correlación entre estos errores (Raykov, 2004).

RESULTADOS

Inicialmente, en la Tabla 1 se muestra la matriz de correlaciones policóricas, donde para una mejor visualización se resalta aquellos grupos de intercorrelaciones de las dimensiones de agotamiento, cinismo y eficacia profesional del MBI-GS, en ese mismo orden. Se observan correlaciones menores a .30 debido a los ítems 13 y 14 dentro de la dimensión de

cinismo. Esto último y los resultados de los antecedentes anteriormente descritos se toman en cuenta para las reespecificaciones.

El análisis factorial confirmatorio para la estructura original de tres dimensiones correlacionadas otorga un ajuste no adecuado, $\chi^2(101) = 282.6$, CFI = .945, RMSEA = .094. El análisis localizado mediante índice de modificación indica la pertinencia de no considerar a los ítems 13 (Quiero simplemente hacer mi trabajo y no ser molestado) y 14 (Me he vuelto más cínico respecto a la utilidad de mi trabajo). Además, se tiene que el modelo muestra un ajuste satisfactorio, $\chi^2(73) = 156.61$, CFI = .971, RMSEA = .075, tal como se observa en la Tabla 2, si permite la correlación entre los errores de los ítems 11 (Me estimula conseguir objetivos en mi trabajo) y 12 (He conseguido muchas cosas valiosas en este puesto).

Las cargas factoriales se encuentran entre .61 y .90., y en cuanto a las correlaciones entre las dimensiones se tienen valores entre .34 y .57 (en valor absoluto), lo cual indica una relación significativa entre estas (Tabla 3). Además, la correlación entre los errores de los ítems 11 y 12 es de .56.

El resultado del análisis de consistencia interna con el coeficiente omega para el último de los modelos indica adecuados coeficientes de .87, .92 y .84 para las tres dimensiones de agotamiento, cinismo y eficacia profesional. Téngase en

Tabla 1. Correlaciones policóricas de los ítems del MBI-GS.

Ítem	1	2	3	4	6	8	9	13	14	15	5	7	10	11	12	16
1	-															
2	.58	-														
3	.48	.55	-													
4	.41	.44	.55	-												
6	.43	.46	.59	.54	-											
8	.23	.13	.21	.08	.21	-										
9	.12	.11	.23	.08	.17	.70	-									
13	.06	.01	.28	.20	.13	.16	.18	-								
14	.21	.35	.45	.34	.33	.22	.27	.28	-							
15	.15	.14	.22	.06	.17	.64	.67	.16	.39	-						
5	-.05	-.04	-.08	-.05	-.08	-.09	-.05	-.10	-.26	-.15	-					
7	-.17	-.06	-.03	-.05	-.10	-.24	-.23	.02	-.24	-.25	.47	-				
10	-.11	-.26	-.13	-.15	-.14	-.15	-.08	-.06	-.28	-.17	.39	.40	-			
11	-.03	-.25	-.19	-.10	-.18	-.04	-.14	-.03	-.29	-.15	.43	.47	.57	-		
12	-.14	-.07	-.10	-.09	-.04	-.03	-.13	.06	-.22	-.18	.38	.38	.29	.60	-	
16	-.04	-.17	-.16	.05	-.14	-.22	-.19	-.01	-.35	-.27	.34	.36	.40	.41	.22	-

Nota: En negrita se resaltan las intercorrelaciones entre ítems de una misma dimensión.

Tabla 2. Índices de bondad de ajuste de dos modelos alternativos para el MBI-GS y el modelo original.

Modelo	χ^2	gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Modelo original	282.59*	101	.945	.934	.094	.095
Modelo sin los ítems 13 y 14	181.08*	74	.963	.955	.084	.077
Modelo sin los ítems 13 y 14 adicionando las correlaciones entre errores de los ítems 11 y 12	156.61*	73	.971	.964	.075	.072

Nota: CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

* $p < .001$.

cuenta que en la tercera dimensión se consideró una modificación en el cálculo a partir de la correlación entre errores.

DISCUSIÓN

El propósito primario del estudio fue determinar si la estructura factorial del MBI-GS mantiene su estructura de tres factores correlacionados en enfermeras de instituciones públicas peruanas. Se trata de un primer estudio de este grupo poblacional de trabajadores de la salud en el que se evalúa dicho instrumento mediante la técnica del análisis factorial confirmatorio. Estos resultados significarán una línea base de contribución empírica de análisis psicométrico para el contexto en referencia.

Los resultados confirmaron el modelo de tres dimensiones correlacionadas de agotamiento, cinismo y eficacia profesional. Sin embargo, a fin de tener índices de ajuste adecuados se tuvo que hacer una serie de especificaciones en el modelo. Es así que se concluyó por presentar estas modificaciones en cuanto a la pertinencia de ítems y la presencia de errores correlacionados.

El análisis factorial confirmatorio indicó un mejor ajuste al prescindir del ítem 13 ("Quiero simplemente hacer mi trabajo y no ser molestado"), lo que se encuentra en congruencia con el resultado previo de Fernández-Arata et al. (2015). Aunque estos autores mostraron la pertinencia de correlacionar los ítems 14, "Me he vuelto más cínico respecto a la utilidad de mi trabajo", y 15, "Dudo de la trascendencia y valor de mi trabajo", en este estudio se prefirió prescindir del ítem 13 y 14. El primero de estos, particularmente, por la

palabra "cínico", el que estaría sesgando las respuestas de los evaluados por aspectos de deseabilidad social. Estos procedimientos se basan, también, en la consideración de los índices de modificación.

La correlación directa significativa entre las dimensiones de agotamiento y cinismo, y la significativa correlación negativa entre las dimensiones de cinismo y eficacia profesional, y el menor valor de correlación entre las dimensiones de agotamiento y eficacia profesional brindan soporte al modelo de burnout desarrollado y descrito por Leiter y Maslach (1988). Se verificó la estructura de tres factores correlacionados, modelo para el que Taris et al. (1999) ya habían demostrado su mejor ajuste en comparación de otros modelos con menos factores. Esto también se observa de manera más reciente en Bria et al. (2014).

Con respecto al modelo final en el que se propone la covarianza de los errores de los ítems 11, "Me estimula conseguir objetivos en mi trabajo" y 12, "He conseguido muchas cosas valiosas en este puesto", esto se podría deber al fraseo sobre "conseguir objetivos o cosas". Esto representa una fuente de varianza no deseada y sería el argumento para que un próximo estudio se evalúe la unión, reescritura o eliminación de alguno de estos.

Una de las mayores fortalezas del estudio se da en los procedimientos de análisis de resultados, el cual es especialmente crítico al ser el objetivo de investigación el análisis estructural mediante el uso de técnicas del análisis factorial. Es así que los análisis se realizaron con procedimientos actuales que hacen consideración de la naturaleza ordinal de los

Tabla 3. Cargas factoriales de la solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio para el modelo final.

Ítem	F1	F2	F3
01. Estoy emocionalmente agotado por mi trabajo.	.72		
02. Estoy "consumido" al final de un día de trabajo.	.76		
03. Estoy cansado cuando me levanto por la mañana y tengo que afrontar otro día en mi trabajo.	.86		
04. Trabajar todo el día es una tensión para mí.	.66		
06. Siento que estoy "quemado" por el trabajo.	.74		
08. He perdido interés por mi trabajo desde que empecé en este puesto.		.89	
09. He perdido entusiasmo por mi trabajo.		.90	
15. Dudo de la trascendencia y valor de mi trabajo.		.87	
05. Puedo resolver de manera eficaz los problemas que surgen en mi trabajo.			.64
07. Contribuyo efectivamente a lo que hace mi organización.			.79
10. En mi opinión soy bueno en mi puesto.			.83
11. Me estimula conseguir objetivos en mi trabajo.			.79
12. He conseguido muchas cosas valiosas en este puesto.			.61
16. En mi trabajo, tengo la seguridad que soy eficaz en la finalización de las cosas.			.78
Correlaciones entre factores			
F1. Agotamiento	-		
F2. Cinismo	.45	-	
F3. Eficacia profesional	-.34	-.57	-

ítems: cálculo de correlaciones policóricas entre los ítems y estimador WLSMV. También, con respecto a la reespecificación de la estructura original se usó la lectura de los índices de modificación a consideración de los aspectos teóricos correspondientes.

Sobre las limitaciones del estudio, en un primer aspecto se tiene que no se evaluó la validez de la interpretación de la dimensión de cinismo luego del retiro de los ítems 13 y 14. Un segundo aspecto se refiere a la generalizabilidad de los resultados de la escala hacia el sector hospitalario, ya que, aunque se evaluó participantes de diversos hospitales y distritos, la muestra no adquiere el carácter de representatividad de la totalidad de hospitales peruanos. De la misma forma, un mayor número de participantes hubiera permitido el análisis de invarianza de la medición a fin de evaluar la equidad de las mediciones del instrumento en cuanto a sexo y categoría de los participantes, así como el tiempo en la posición laboral. Además, los datos analizados se obtuvieron con escalas de autoinforme, con las consecuentes posibilidades de respuestas sesgadas por deseabilidad social. Como conclusión, se determinó la estructura factorial de tres dimensiones correlacionadas en el MBI-GS en una muestra de personal de enfermería. También se evidenció, de la misma forma como en anteriores estudios, la no pertinencia de dos ítems en la dimensión de cinismo (13 y 14), así como la correlación entre errores de los ítems 11 y 12. Se sugiere la revisión en próximos estudios de estos cuatro ítems a partir de la evidencia empírica del presente estudio. Finalmente, el análisis de confiabilidad mediante el coeficiente de consistencia interna indica adecuados valores para las mediciones en el instrumento de estudio.

CONFLICTOS DE INTERÉS

Los autores declaran que no existen conflictos de interés en la elaboración del manuscrito.

FINANCIAMIENTO

Autofinanciado.

ORCID

Ronald W. Castillo Blanco <https://orcid.org/0000-0003-2945-3583>

Mildred Paredes Tarazona <https://orcid.org/0000-0002-9632-0927>

MATERIAL SUPLEMENTARIO

Los autores adjuntan la base de datos y el script con el que realizaron los análisis con el fin de que el estudio pueda ser replicado.

Se adjunta la base de datos en formato SAV el material suplementario 1.

Se adjunta el script en R para los análisis realizados en el material suplementarios 2.

REFERENCIAS

- Bakker, A. B., Demerouti, E. y Sanz-Vergel, A. I. (2014). Burnout and Work Engagement: The JD-R Approach. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 1(1), 389–411. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-031413-091235>
- Bakker, A. B., Demerouti, E. y Schaufeli, W. B. (2002). Validation of the Maslach Burnout Inventory - General Survey: An Internet Study. *Anxiety, Stress & Coping*, 15(3), 245–260. <https://doi.org/10.1080/1061580021000020716>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bria, M., Spănu, F., Băban, A. y Dumitracu, D. L. (2014). Maslach Burnout Inventory – General Survey: Factorial validity and invariance among Romanian healthcare professionals. *Burnout Research*, 1(3), 103–111. <https://doi.org/10.1016/j.burn.2014.09.001>
- Byrne, B. M. (1994). Burnout: Testing for the validity, replication, and invariance of causal structure across elementary, intermediate, and Secondary Teachers. *American Educational Research Journal*, 31(3), 645–673. <https://doi.org/10.3102/00028312031003645>
- Chirkowska-Smolak, T. y Kleka, P. (2011). The Maslach Burnout Inventory-General Survey: validation across different occupational groups in Poland. *Polish Psychological Bulletin*, 42(2), 86–94. <https://doi.org/10.2478/v10059-011-0014-x>
- Cho, E. (2016). Making Reliability Reliable. *Organizational Research Methods*, 19(4), 651–682. <https://doi.org/10.1177/1094428116656239>
- Fernández-Arata, M., Juárez, A. y Merino, C. (2015). Análisis estructural e invarianza de medición del MBI-GS en trabajadores peruanos. *Liberabit*, 21(1), 9–20.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff Burn-Out. *Journal of Social Issues*, 30(1), 159–165. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1974.tb00706.x>
- Freudenberger, H. J. (1975). The staff burn-out syndrome in alternative institutions. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, 12(1), 73–82. <https://doi.org/10.1037/h0086411>
- García-Izquierdo, M. y Ríos-Risquez, M. I. (2012). The relationship between psychosocial job stress and burnout in emergency departments: an exploratory study. *Nursing outlook*, 60(5), 322–329. <https://doi.org/10.1016/j.outlook.2012.02.002>
- Gil-Monte, P. R. (2002). Validez factorial de la adaptación al español del Maslach Burnout Inventory-General Survey. *Salud Pública de México*, 44(1). <https://doi.org/10.1590/S0036-36342002000100005>
- Kline, R. B. (2016). Principles and practice of structural equation modeling (Fourth edition). *Methodology in the social sciences*. New York: The Guilford Press.
- Lei, P.-W. y Wu, Q. (2012). Estimation in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 164–180). New York: Guilford Press.
- Leiter, M. P. y Maslach, C. (1988). The impact of interpersonal environment on burnout and organizational commitment. *Journal of Organizational Behavior*, 9(4), 297–308. <https://doi.org/10.1002/job.4030090402>
- Leiter, M. P. y Schaufeli, W. B. (1996). Consistency of the burnout construct across occupations. *Anxiety, Stress & Coping*, 9(3), 229–243. <https://doi.org/10.1080/10615809608249404>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W. y Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological methods*, 1(2), 130–149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Mäkikangas, A., Härtinen, M., Kinnunen, U. y Pekkonen, M. (2011). Longitudinal factorial invariance of the Maslach Burnout Inventory-General Survey among employees with job-related psychological health problems. *Stress and Health*, 27(4), 347–352. <https://doi.org/10.1002/smi.1381>
- Maslach, C., Schaufeli, W. B. y Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual review of psychology*, 52, 397–422. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- Maslach, C. y Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 2(2), 99–113. <https://doi.org/10.1002/job.4030020205>
- Maslach, C., Jackson, S. E. y Leiter, M. P. (1996). Maslach burnout inventory manual (3. ed.). [Menlo Park, CA]: Mind Garden.

- Maslach, C., Leiter, M. P. y Schaufeli, W. (2009). Measuring burnout. En S. Cartwright y C. L. Cooper (Eds.), *The Oxford handbook of organizational well-being* (pp. 86–108). Oxford: Oxford University Press.
- Maslach, C. y Pines, A. (1977). The burn-out syndrome in the day care setting. *Child Care Quarterly*, 6(2), 100–113. <https://doi.org/10.1007/BF01554696>
- Maslach, C. y Schaufeli, W. B. (1993). Historical and conceptual development of Burnout. En W. Schaufeli, C. Maslach y T. Marek (Eds.), *Series in Applied Psychology: Social issues and questions. Professional burnout. Recent developments in theory and research* (pp. 1–16). Philadelphia, Pa.: Taylor & Francis.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment* / Roderick P. McDonald. Mahwah, N.J., London: L. Erlbaum Associates.
- Merino-Soto, C. y La Calderón-De Cruz, G. (2018). Validez de estudios peruanos sobre estrés y burnout [Validity of peruvian studies on stress and burnout]. *Revista peruana de medicina experimental y salud pública*, 35(2), 353–354. <https://doi.org/10.17843/rpmesp.2018.352.3521>
- Oramas, A., Gonzáles, A. y Vergara, A. (2007). El desgaste profesional. Evaluación y factorialización del MBI-GS. *Revista Cubana de Salud y Trabajo*, 8(1), 37–45.
- Peterson, U., Demerouti, E., Bergström, G., Samuelsson, M., Asberg, M. y Nygren, A. (2008). Burnout and physical and mental health among Swedish healthcare workers. *Journal of advanced nursing*, 62(1), 84–95. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2007.04580.x>
- Raykov, T. (2004). Point and Interval Estimation of Reliability for Multiple-Component Measuring Instruments via Linear Constraint Covariance Structure Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 342–356. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_3
- Salanova, M., Schaufeli, W., Llorens, S., Peiro, J. y Grau, R. (2000). Desde el burnout al engagement: ¿una nueva perspectiva?, 16(2), 117–134.
- Schutte, N., Toppinen, S., Kalimo, R. y Schaufeli, W. (2000). The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory-General Survey (MBI-GS) across occupational groups and nations. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73(1), 53–66. <https://doi.org/10.1348/096317900166877>
- Sijtsma, K. (2009). On the Use, the Misuse, and the Very Limited Usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107–120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Sorour, A. S. y El-Maksoud, M. M. A. (2012). Relationship between musculoskeletal disorders, job demands, and burnout among emergency nurses. *Advanced emergency nursing journal*, 34(3), 272–282. <https://doi.org/10.1097/TME.0b013e31826211e1>
- Taris, T. W., Schreurs, P. J. G. y Schaufeli, W. B. (1999). Construct validity of the Maslach Burnout Inventory-General Survey: A two-sample examination of its factor structure and correlates. *Work & Stress*, 13(3), 223–237. <https://doi.org/10.1080/026783799296039>
- Worley, J. A., Vassar, M., Wheeler, D. L. y Barnes, L. L. B. (2008). Factor Structure of Scores From the Maslach Burnout Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 68(5), 797–823. <https://doi.org/10.1177/0013164408315268>