



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2679–2690

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Universalidad del constructo del *Maslach Burnout Inventory* en un contexto latinoamericano

Universality of the construct Maslach Burnout Inventory in a Latin American context

Olga Kulakova^{a,*}, Bernardo Moreno Jiménez^b, Eva Garrosa^b,
Milagros Ocalin Sánchez Hernández^a y Aurora Aragón^c

^a Departamento de Psicología, Facultad de Ciencias Médicas, Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua (UNAN), León, Nicaragua

^b Departamento de Psicología Biológica y de la Salud, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Madrid, Madrid, España

^c Centro de Investigación Salud, Trabajo y Ambiente (CISTA), Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua (UNAN), León, Nicaragua

Recibido el 28 de enero de 2017; aceptado el 23 de mayo de 2017

Disponible en Internet el 14 de octubre de 2017

Resumen

El uso universal del *Maslach Burnout Inventory* (MBI), y sus versiones, ha creado un marco de inferencias polémicas sobre el cimiento anglosajón del MBI. El estudio analiza la universalidad del constructo de *burnout* del MBI en un contexto latinoamericano, examinando su validez, mediante análisis factorial exploratorio, confirmatorio y de fiabilidad. Un total de 505 docentes nicaragüenses participaron en el estudio. El 41% de los ítems no superaron las cargas factoriales. El mayor cuestionamiento acopia las inferencias de las dimensiones Despersonalización y Realización personal, apuntando a la probable falta de correspondencia cultural del constructo. El Agotamiento emocional resultó consistente y con la fiabilidad aceptable. El modelo del análisis factorial confirmatorio con el mejor ajuste mostró que el *burnout* puede ser interpretado como parte de una sola variable latente. Se concluyó que el constructo del MBI, tal como se plantea, no muestra suficiente peso para asumir su universalidad entre culturas heterogéneas. Las inconsistencias encontradas en la Despersonalización y la Realización personal dan indicios que se trata de un fenómeno específico ligado a contextos culturales determinados.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Constructo *burnout*; Validez del constructo; *Maslach Burnout Inventory*-MBI; Contexto latinoamericano; Nicaragua

Abstract

The universal use of the Maslach Burnout Inventory (MBI) and its versions has created a framework of controversial inferences about the MBI's Anglo-Saxon foundation. The study analyzes the universality of the MBI burnout construct in a Latin American context, examining its validity, through exploratory, confirmatory factor analysis plus reliability; 505 Nicaraguan teachers participated in the study; 41% of the items did not surpass the factorial loads. The major inquiring points out to the inferences of the Depersonalization and Personal Realization dimensions, directing to the probable lack of cultural correspondence of the construct.

* Autor para correspondencia. Departamento de Psicología, Campus Médicos, UNAN-León, León, Nicaragua, 505, Tel.: (505) 88686177; fax: +(505) 23116690.

Correo electrónico: ok.unanleon@gmail.com (O. Kulakova).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aipr.2017.05.001>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Emotional exhaustion was consistent and with acceptable reliability. The model of Confirmatory Factor Analysis with the best fit showed that burnout can be interpreted as part of a single latent variable. It was concluded that the MBI construct, as proposed, does not show enough weight to assume its universality among heterogeneous cultures. The inconsistencies found in Depersonalization and Personal Realization give indications that it is a specific phenomenon linked to particular cultural contexts.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Burnout construct; Validity of the construct; Maslach Burnout Inventory-MBI; Latin-American context; Nicaragua

La urgencia de erradicar las patologías psicosociales en el ámbito laboral está ligada a la detección e intervenciones eficaces basadas en diagnósticos acertados. Un riesgo psicosocial emergente del trabajo, que requiere un abordaje especial, es el desgaste profesional o síndrome de *burnout* (en adelante, *burnout*). El fenómeno es ampliamente estudiado y la trascendencia de sus daños a nivel personal, organizacional y social es alertada a nivel mundial (Organización Internacional del Trabajo [OIT], 2010); sin embargo, el debate sobre la medición del *burnout*, que fundamenta el diagnóstico, aún es vigente y sin acuerdos unánimes.

Las estrategias de intervención del *burnout*, en gran medida, están sujetas a la evidencia obtenida de las mediciones psicométricas. A partir de la publicación del *Maslach Burnout Inventory* (MBI) de Maslach y Jackson (1981a, 1986), se han establecido criterios de medida y evaluación del *burnout*, y se ha extendido el uso de la medición estandarizada del síndrome. La escala MBI ha tenido un rol protagónico en el desarrollo teórico y empírico del fenómeno. La operacionalización del MBI dio origen a la denominación de síndrome de *burnout* (*burnout syndrome*) y al constructo tridimensional, definido como «un síndrome psicológico de agotamiento emocional, despersonalización y reducida realización personal que puede ocurrir en los individuos normales que trabajan de alguna manera con las personas» (Maslach, 1993). Debido a que el constructo del MBI no fue fundamentado teóricamente a priori, este se ha convertido en un referente polémico sobre la sintomatología y la conceptualización del síndrome. Sin embargo, a pesar del cuestionamiento de los componentes definitorios del MBI y de la propuesta de planteamientos alternativos, sigue estando presente la dificultad para delimitar el concepto, lo que ha conducido a que, hoy en día, el constructo tridimensional del MBI siga vigente y utilizado como una referencia universalizada (Gil-Monte y Moreno-Jiménez, 2007).

La dimensión Agotamiento emocional del *burnout* se entiende por la disminución y pérdida de la energía o los recursos emocionales. Una experiencia de

estar emocionalmente agotado producida por las continuas interacciones con las personas que hay que atender (usuarios) y mantener las relaciones entre los trabajadores. Es la sensación descrita como «no poder dar más de sí mismo a los demás». La dimensión Despersonalización (o Cinismo) es definida como el desarrollo de actitudes y sentimientos negativos hacia las personas destinatarias del trabajo. Los profesionales endurecen afectivamente y muestran actitudes deshumanizantes, distantes y frías culpando de sus problemas a los receptores del servicio. La dimensión Falta de realización personal (o de eficacia profesional) se entiende como la tendencia de los profesionales a evaluarse negativamente. Aparecen sentimientos de incompetencia profesional, desilusión con sentimientos de fracaso y baja autoestima. Los trabajadores se sienten descontentos consigo mismos e insatisfechos con los resultados de su trabajo.

Actualmente, las escalas psicométricas del *burnout* totalizan alrededor de 40 versiones: de origen anglosajón, adaptadas y traducidas al español, alternativas y complementarias desarrolladas en España. A pesar de que en las últimas décadas se han publicado diferentes medidas, la frecuencia con la que se ha utilizado a nivel global el MBI y sus versiones (*Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey* [MBI-HSS] y *Maslach Burnout Inventory-General Survey* [MBI-GS]) (Maslach, Jackson y Leiter, 1996) ratifica esta medida como predominante y su constructo tridimensional, como un modelo clásico del síndrome. Los criterios diagnósticos basados en el MBI son, básicamente, los principales puntos de referencia para identificar la patología.

En general, la medición psicométrica refleja un «nivel básico», común a todas las personas, y se presenta como *acultural* (Preiss y Peña, 2011). Desde la psicometría se espera que los datos del mismo fenómeno estudiado, procedentes de diferentes culturas, respondan a los supuestos teóricos generalizados. Sin embargo, el hecho de asumir sin más la universalidad de los constructos entre culturas, pasando por alto marcos conceptuales y culturales, produciría inevitables sesgos

diagnósticos, aunque las puntuaciones de las medidas demuestren la equivalencia métrica (Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013).

Uno de los mayores problemas de los países latinoamericanos, especialmente en vías de desarrollo, es recurrir al uso de las pruebas psicológicas ya publicadas, pese a que su origen proviene de condiciones y culturas desiguales. No obstante, la forma más rápida y económica de obtener una herramienta psicométrica, popularizada en las últimas décadas, es adaptar los instrumentos de medida extraídos de otros países (Elosua y Ilescu, 2012; Evers et al., 2012). El problema, en la mayoría de los casos, radica en que la adaptación de las herramientas de medición se centra más en las directrices metodológicas y métricas, sin cubrir en forma exhaustiva los aspectos sustantivos; se comprueba la validez y fiabilidad de los instrumentos, dejando vacíos respecto a la equivalencia cultural de los constructos.

Se entiende que el síndrome de *burnout* ha surgido en una época de la economía globalizada y en sistemas formales de trabajo con exigencias y demandas análogas impuestas por la crisis económica mundial. Bajo estas circunstancias, se espera que los grupos profesionales afectados por el *burnout*, de cualquier sociedad, manifiesten síntomas comunes. Pese a algunas coincidencias entre organizaciones y sistemas de trabajo formal, cada grupo social, además, se rige por sistemas culturales, que son unidades heterogéneas; construyen rasgos culturales particulares y distintas formas de ver y de practicar el mundo. Esto implica que, además de presentar un denominador sintomático común, cada cultura tendría componentes propios y desiguales de la patología. Resulta erróneo suponer que lo que se mide en una nación es lo mismo que se mide en otra (Salzberger y Sinkovics, 2006). Consecuentemente, el uso de instrumentos psicométricos desarrollados en culturas distintas a las de su aplicación, necesariamente requiere de un proceso de equivalencia cultural de exigencia científica.

La necesidad universal de detectar e intervenir en el *burnout* en América Latina ha impulsado el uso indiscriminado del MBI, principalmente de la versión MBI-HSS, traducida y validada en España (Gil-Monte, 2005). El MBI y sus versiones han sido traducidas, estudiadas y sistematizadas en sociedades occidentales; los sesgos culturales que podría presentar el constructo del *burnout* en países latinoamericanos han sido tácitamente relegados. Los esfuerzos de adaptar el MBI y sus versiones en algunos países de América Latina, generalmente, se han limitado a validar las propiedades psicométricas de los instrumentos, creando la duda razonable sobre la equivalencia cultural del constructo.

Sirva de ejemplo el estudio de Pando, Aranda y López (2015) en el que se validó el MBI-GS mediante el análisis factorial exploratorio (AFE) con una muestra de 8 países latinoamericanos. Más que las dificultades de algunos ítems de la escala encontradas y de los resultados no concluyentes, llama la atención el contraste de los datos de la fiabilidad de la escala entre los países de la misma comunidad latinoamericana; el alfa de Cronbach osciló entre 0.44 (Costa Rica) y 0.93 (Bolivia), algunos países obtuvieron la fiabilidad regular, 0.76 (Ecuador), y otros, apenas aceptable, 0.60 (Perú, Venezuela, Colombia y México). Ese dato muestra un claro indicador: que el contexto cultural tiene mucho que ver con el sentido particular de la interpretación del constructo desde la vivencia de cada grupo étnico procedente de diferentes países, a pesar de que comparten el mismo idioma.

En la misma línea, otros estudios en países de América Latina, que validaron el MBI, mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC) —también evidenciando sus limitaciones psicométricas—, dieron origen a un debate sobre el constructo y el número de dimensiones a considerar en el *burnout* (Alvarado Calderón, 2009; Buzzeti-Bravo, 2005; Córdoba, Tamayo, González, Martínez, Rosales y Barbato, 2011; Grajales, 2000). Por otro lado, existen evidencias empíricas de orden cualitativo, que han reforzado el cuestionamiento sobre el alcance universal de las propiedades «definitorias» clásicas del *burnout* (Kulakova, Moreno-Jiménez, Garrosa-Hernández y Aragón, 2016).

Desde la perspectiva transcultural, las investigaciones han revelado que las pruebas psicológicas estructuradas no siempre aportan información útil, debido a que reflejan un contexto cultural particular que no es generalizable (Golembiewski, Scherb y Boudreau, 1993). Las inferencias transculturales del *burnout* permitieron constatar que no se trata solo de un fenómeno de tipo genérico, sino que es un fenómeno específico que se manifiesta de forma particular en diferentes culturas (Moreno-Jiménez, Garrosa-Hernández, Benavides-Pereira y Gálvez-Herrer, 2003). De allí, surgen las advertencias sobre las discrepancias que pueden existir entre las equivalencias métrica, conceptual y cultural del MBI.

De esta manera, la dimensión cultural se convierte en un dominio vital a considerar en la medición del *burnout*, asumiendo que el contenido de esta patología transita por «el sentido de la realidad» particular, con referentes propios de los significados, que se construyen en torno a las experiencias en un contexto sociocultural determinado. Razón por la cual la incertidumbre entre lo universal y lo particular del constructo, derivado del

MBI, incita un importante debate sobre su «verdadera» configuración. El presente estudio tiene por objetivo analizar la universalidad del constructo de *burnout* del MBI en un contexto latinoamericano, examinando su validez, mediante el AFE, el AFC y el análisis de la fiabilidad.

Métodos

Muestra

Un total de 505 docentes de educación media y educación básica de Nicaragua, procedentes de 112 centros educativos rurales y urbanos, participaron en el estudio. El muestreo entre docentes, que fue intencional, se eligió por ser un grupo ocupacional de riesgo, con una mayor representatividad en el mercado laboral y relativa accesibilidad; 381 fueron mujeres (75%) y 124 varones (25%). El 93.5% tenían contratación fija y el 6.5%, temporal. La edad media fue de 40 años, siendo la edad mínima de 20 años y la máxima de 71 años.

Instrumento

Se aplicó la versión clásica del MBI (Maslach y Jackson, 1981a), adaptada al castellano, el MBI-HSS, elaborado por Gil-Monte (1994) y Gil-Monte y Peiró (1997), dirigido a profesionales de servicios humanos (Maslach, Jackson y Leiter, 1996).

El MBI-HSS, con 22 ítems, evalúa la variable *burnout* mediante 3 dimensiones clásicas: Agotamiento emocional (9 ítems), Despersonalización (5 ítems) y Realización personal (8 ítems). Los ítems son de tipo Likert con 7 categorías de respuesta, que van de 0 (nunca) a 6 (todos los días). La fiabilidad reportada en el manual del cuestionario fue: 0.90 para Agotamiento emocional, 0.72 para Realización personal y 0.79 para Despersonalización ($N=1,200$).

Procedimiento

La investigación fue apoyada por el Ministerio de Educación de Nicaragua (MINED). Los datos se recolectaron durante talleres metodológicos organizados por el MINED en la región del Occidente del país en 3 encuentros. Los instrumentos se aplicaron simultáneamente a maestros reunidos en grupos de 10-15 personas aproximadamente, en condiciones de privacidad y sin interrupciones. Los datos fueron recolectados con el consentimiento informado de los participantes, cumpliendo garantías de anonimato y confidencialidad de la información.

Análisis de datos

Para valorar el grado en que las escalas miden lo que pretenden medir (validez del constructo) se realizaron el AFE y el AFC. Para el AFC se aplicó el procedimiento de «validación cruzada», recomendado por distintos autores (Hair, Black, Babin y Anderson, 2014; Huck, 2012; Meyers, Gamst y Guarino, 2013). Para tal fin, la muestra se dividió aleatoriamente en 2 mitades, 40-50% aproximadamente. Así, la primera muestra de 205 docentes se utilizó para el AFE, y la segunda muestra, de 300 docentes, para el AFC. En el AFE se replicó el método de extracción de factorización de ejes principales con rotación varimax que fue utilizado originalmente por los autores de la escala (Maslach y Jackson, 1981b). Los modelos hipotetizados del AFC se evaluaron a través de índices de bondad de ajustes absolutos y comparativos (Hair et al., 2014; Meyers et al., 2013).

Para estimar el grado de estabilidad y consistencia interna (fiabilidad), se calculó el índice de alfa de Cronbach. Los índices alfa aceptables fueron considerados por encima de 0.60 (Abad, Olea, Ponsoda y García, 2011). Se utilizó el paquete estadístico SSPS 22.0 y el programa AMOS 22.0.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

El preanálisis mostró normalidad de los datos; sin valores perdidos, ni *outliers*. Los datos fueron adecuados para el análisis de componentes principales ($KMO=0.80$). La prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ($p<0.0001$), señalando una correlación apropiada entre los ítems para proceder con el análisis.

Con la extracción libre, sin fijar el número de factores a priori, se obtuvieron 7 factores con autovalores mayores que 1, explicando un 39.49% de la varianza total (tabla 1).

Siguiendo el criterio de asignar un ítem al factor en el que presentara una carga factorial mayor de 0.40, en el *factor I* (14.60% de la varianza) se agruparon los ítems 1, 2, 3, 6, 8, 14 que estiman Agotamiento emocional. En el *factor II* (5.40% de la varianza) se agruparon los ítems 21, 18, 19, 17 y 12 diseñados para medir Realización personal. En el *factor III* (4.78% de la varianza) se agruparon los ítems 10 y 11 diseñados para medir Despersonalización. El *factor IV* (3.78% de la varianza) lo formaron los ítems restantes correspondientes a la Realización personal: 9, 4 y 7. En el *factor V* (3.77% de la varianza) se ubicó el ítem 16 de Agotamiento emocional y el 5 de Despersonalización. El *factor VI* (3.63% de la

Tabla 1

Matriz de cargas factoriales del MBI-HSS para la solución de factores con *eigenvalue* superior a 1, utilizando factorización de ejes principales y rotación varimax ($n=204$)

| Número de ítems | Factor I | Factor II | Factor III | Factor IV | Factor V | Factor VI | Factor VII |
|-----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| p1_AE | 0.749 | -0.007 | 0.024 | -0.144 | 0.072 | 0.065 | 0.050 |
| p8_AE | 0.723 | -0.131 | 0.140 | 0.109 | 0.188 | -0.014 | 0.225 |
| p2_AE | 0.683 | -0.187 | 0.044 | 0.105 | 0.009 | 0.065 | -0.001 |
| p6_AE | 0.626 | -0.010 | 0.163 | -0.033 | 0.257 | -0.134 | 0.025 |
| p3_AE | 0.611 | -0.201 | 0.002 | 0.005 | -0.135 | 0.082 | 0.277 |
| p14_AE | 0.585 | 0.037 | 0.039 | -0.033 | 0.093 | 0.030 | 0.196 |
| p21_RP | -0.333 | 0.221 | 0.043 | 0.062 | -0.052 | -0.090 | 0.256 |
| p18_RP | -0.087 | 0.666 | 0.080 | 0.085 | -0.303 | 0.040 | 0.032 |
| p19_RP | -0.088 | 0.503 | 0.054 | 0.103 | 0.003 | 0.000 | -0.027 |
| p17_RP | -0.091 | 0.381 | -0.189 | 0.303 | 0.046 | -0.062 | -0.123 |
| p12_RP | -0.070 | 0.320 | -0.147 | -0.020 | 0.084 | -0.123 | 0.059 |
| p10_D | 0.057 | 0.017 | 0.788 | -0.059 | 0.133 | 0.012 | 0.112 |
| p11_D | 0.330 | -0.089 | 0.464 | 0.008 | 0.340 | 0.083 | 0.141 |
| p9_RP | 0.048 | 0.111 | -0.034 | 0.665 | -0.037 | -0.049 | 0.005 |
| p4_RP | -0.080 | 0.031 | -0.007 | 0.305 | 0.052 | -0.242 | -0.019 |
| p7_RP | 0.043 | 0.234 | 0.045 | 0.289 | -0.181 | 0.070 | -0.116 |
| p16_AE | 0.329 | -0.110 | 0.154 | -0.002 | 0.442 | 0.202 | -0.056 |
| p5_D | 0.099 | -0.004 | 0.132 | -0.035 | 0.411 | 0.073 | 0.191 |
| p15_D | 0.000 | -0.054 | 0.034 | -0.116 | 0.171 | 0.729 | 0.055 |
| p13_AE | 0.283 | -0.083 | 0.191 | 0.097 | 0.157 | 0.253 | 0.461 |
| p20_AE | 0.301 | -0.048 | 0.122 | -0.160 | 0.053 | 0.141 | 0.369 |
| p22_D | 0.062 | 0.013 | 0.014 | -0.035 | 0.042 | -0.025 | 0.294 |
| Autovalores | 4.65 | 1.91 | 1.64 | 1.28 | 1.19 | 1.12 | 1.06 |
| % de varianza | 14.60 | 5.40 | 4.78 | 3.78 | 3.77 | 6.63 | 3.54 |

En negrita, los valores ≥ 0.40 .

AE: agotamiento emocional; D: despersonalización; MBI-HSS: *Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey*; RP: realización personal.

varianza) lo formó únicamente el ítem 15 de Despersonalización y el *factor VII* (3.54% de la varianza) agrupó los ítems 13 y 20 de Agotamiento emocional y 22 de Despersonalización.

Siguiendo recomendaciones de significación práctica de las saturaciones en la matriz factorial (Hair et al., 2014), se eliminaron 9 ítems, los que no superaron la carga factorial mayor de 0.50 y se ubicaron fuera de las dimensiones teóricamente correspondientes, quedando 13 ítems (de los 22 propuestos). Al rotar esta nueva solución, la varianza total explicada fue del 38.52%. Las comunalidades aceptables oscilaron entre 0.236 y 0.640 (Hair et al., 2014, p. 115).

La tabla 2 compara resultados entre matrices de cargas factoriales y comunalidades aceptables de la muestra nicaragüense y de la muestra reportada en el manual del MBI-HSS. La mayoría de las cargas fueron más elevadas en la nueva solución rotada con la muestra nicaragüense que las cargas reportadas en el MBI-HSS. La excepción fueron los ítems: 8 (Agotamiento emocional), 5 (Despersonalización) y 9, 17, 18, 19 (Realización personal).

Análisis factorial confirmatorio

En el AFC se contrastaron 4 modelos: (1) de una única variable latente de segundo orden formado por los 3 factores; (2) modelo de 3 factores correlacionados; (3) modelo de una estructura de 3 factores independientes; (4) modelo de un solo factor. La tabla 3 muestra los índices de bondad de los 4 modelos. El mejor ajuste lo obtuvo el modelo de segundo orden, seguido por el de 3 factores correlacionados, lo que indica que el constructo puede ser interpretado como parte de una sola variable latente o formado por 3 dimensiones relacionadas. En ambos los valores de GFI, AGFI, GFI, CFI se situaron por encima del valor de 0.90; SRMR y RMSEA obtuvieron un valor de 0.05, que indica buen ajuste. En cuanto a X^2/gl , se encontró por debajo de 2, indicando un ajuste muy bueno. Los modelos de factores independientes y de un solo factor no obtuvieron un buen ajuste (tabla 3).

La figura 1 muestra la representación gráfica del modelo de *burnout* como factor de segundo orden y la figura 2, la del modelo de 3 factores correlacionados. El modelo de *burnout* como factor de segundo orden

Tabla 2

Matriz de cargas factoriales, comunalidades y varianza explicada por cada factor del MBI-HSS de la muestra nicaragüense ($n = 204$) y reportadas en el manual ($N = 1,025$)

| úmero de índice | Agotamiento emocional | | Despersonalización | | Realización personal | | Comunalidades |
|-----------------|-----------------------|------|--------------------|------|----------------------|------|---------------|
| 8_AE | 0.77 | 0.84 | | | | | 0.667 |
| 1_AE | 0.71 | 0.74 | | | | | 0.529 |
| 2_AE | 0.69 | 0.73 | | | | | 0.488 |
| 3_AE | 0.64 | 0.66 | | | | | 0.429 |
| 14_AE | 0.60 | 0.56 | | | | | 0.386 |
| 6_AE | 0.58 | 0.61 | | | | | 0.404 |
| 11_D | | | 0.66 | 0.55 | | | 0.546 |
| 10_D | | | 0.65 | 0.66 | | | 0.421 |
| 5_D | | | 0.33 | 0.67 | | | 0.130 |
| 19_RP | | | | | 0.55 | 0.57 | 0.320 |
| 18_RP | | | | | 0.54 | 0.55 | 0.311 |
| 17_RP | | | | | 0.46 | 0.51 | 0.254 |
| 9_RP | | | | | 0.33 | 0.58 | 0.121 |
| Autovalores | 3.816 | | 1.588 | | 1.422 | | Total |
| % de varianza | 21.758 | | 9.253 | | 7.505 | | 38.51% |

Los valores en cursiva situados a la derecha corresponden a las cargas factoriales de los mismos ítems reportadas en el manual del MBI-HSS (Maslach y Jackson, 1986; $N = 1,025$).

AE: agotamiento emocional; D: despersonalización; MBI-HSS: *Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey*; RP: realización personal.

Tabla 3

Índices de bondad de ajuste de los modelos de la escala de burnout-MBI-HSS en una muestra nicaragüense ($n = 300$)

| Modelos | X^2/df | GFI | AGFI | CFI | TLI | SRMR | RMSEA |
|----------------------------|----------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| Un solo factor | 3.37 | 0.89 | 0.85 | 0.81 | 0.78 | 0.0774 | 0.09 |
| 3 Factores independientes | 2.763 | 0.915 | 0.880 | 0.852 | 0.822 | 0.1240 | 0.077 |
| 3 Factores correlacionados | 1.356 | 0.959 | 0.940 | 0.972 | 0.965 | 0.0488 | 0.035 |
| Factor de 2.º orden | 1.645 | 0.949 | 0.925 | 0.952 | 0.939 | 0.0528 | 0.046 |

MBI-HSS: *Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey*.

presentó cargas factoriales más altas que el modelo de los factores correlacionados. En este último, se puede observar que, además de presentar covarianzas negativas muy bajas entre la Despersonalización (-0.40) y la Realización personal (-0.27), con el Agotamiento Emocional fue poco satisfactorio (-0.59). En el modelo de *burnout* como factor de segundo orden, la carga factorial más baja fue en el constructo Realización personal (-0.47).

Análisis de fiabilidad

La tabla 4 muestra la comparación de valores alfa de Cronbach de las dimensiones del *burnout* entre valores obtenidos con las versiones iniciales del MBI-HSS, valores de la escala corregida (suprimiendo los ítems problemáticos) y valores reportados en el manual. La versión corregida del MBI-HSS, con 13 ítems, mostró índices un poco más elevados que con 22 ítems, sin embargo, los índices de consistencia interna en la Realización personal ($\alpha = 0.56$) y Despersonalización

($\alpha = 0.58$) continuaron siendo más bajos que los reportados por el manual MBI-HSS y por debajo de los recomendados.

Discusión

Según Maslach y Jackson (1986), el constructo de *burnout* del MBI-HSS está compuesto por 3 dimensiones y cada dimensión está configurada de maneras distintas, con un peso de valor igualitario y con mediciones independientes. Sin embargo, se explora la carga emocional (Agotamiento emocional) con más claridad y con un número mayor de ítems, mientras que las otras 2 dimensiones no quedan claramente configuradas en el conjunto de la escala (Gil-Monte, 2005; Gil-Monte y Moreno-Jiménez, 2007; Halbesleben y Demerouti, 2005; Kristensen, Borritz, Villadsen y Christensen, 2005). Al asignar un reducido número de ítems a los síntomas cognitivo-conductuales, como en el caso de la Despersonalización, y carecer de suficiente claridad expositiva, se limita la certeza de los resultados

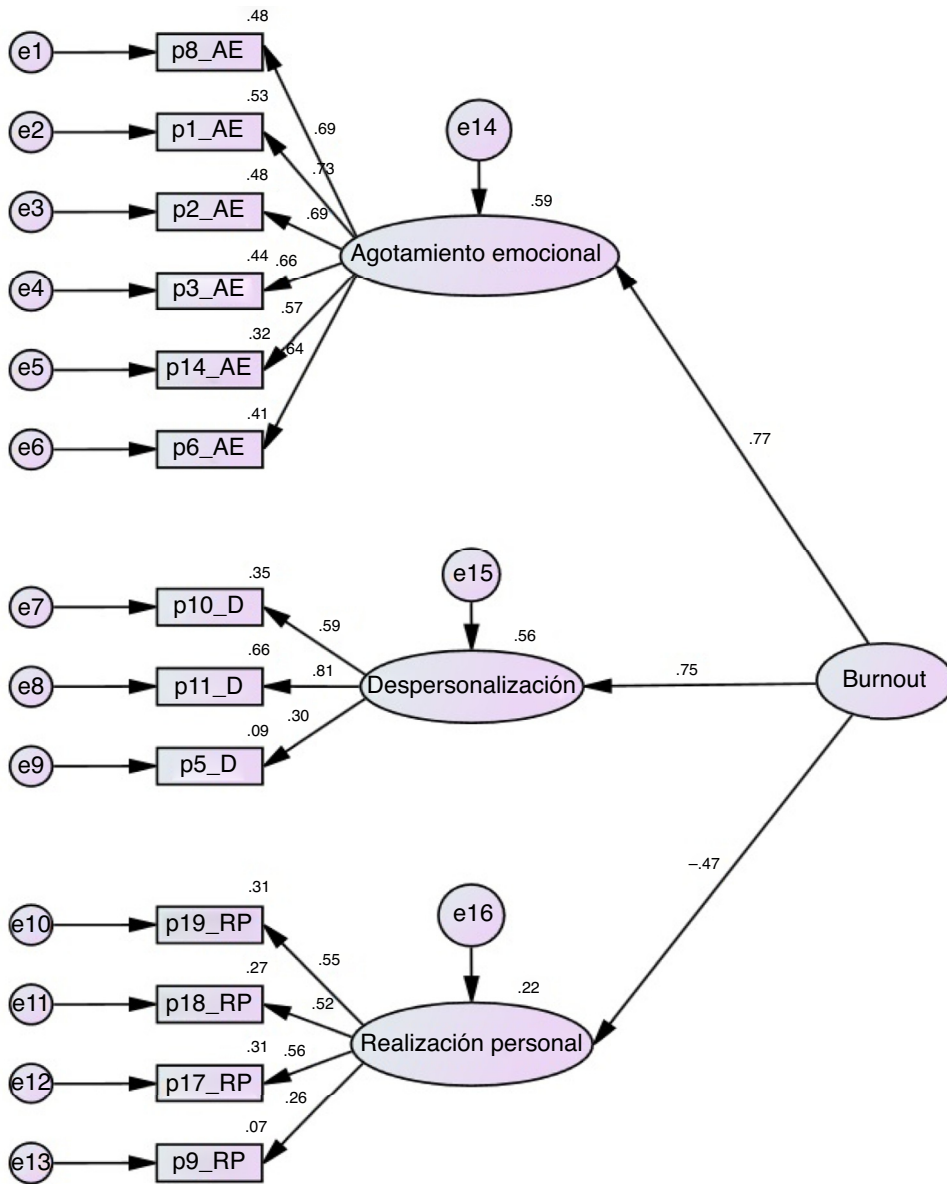


Figura 1. Representación gráfica (diagrama de senderos) del modelo de *burnout*-MBI-HSS como factor de segundo orden con pesos estandarizados, varianza y errores de medición ($n=300$).

cuantificados. En consonancia con varios estudios de América Latina, que han mostrado inconsistencias y la ambigüedad factorial de varios ítems del MBI-HSS (Alvarado Calderón, 2009; Buzzeti-Bravo, 2005; Córdoba et al., 2011; Grajales, 2000), los resultados de este estudio confirman las debilidades de las dimensiones, poco exploradas, de Despersonalización y Realización personal. En cambio, el Agotamiento emocional resultó consistente con el planteamiento teórico.

El AFE no mostró suficientes pruebas a favor de la consistencia y justificación del constructo; la escala

arrojó 7 factores en lugar de 3 que era de esperar. La solución factorial de la escala de *burnout* sigue siendo aún un debate científico abierto (Densten, 2001; Shirom, Melamed, Toker, Berliner y Shapira, 2006). Hay estudios factoriales de carácter exploratorio que han reproducido una estructura de 3 factores similar a la del manual para las diferentes versiones del MBI (Aluja, 1997; Bakker, Demerouti y Schaufeli, 2002; Shirom y Melamed, 2006). Y también hay otros que han obtenido 4 factores (Gil-Monte, Peiró y Valcárcel, 1998), 6 factores (Buzzeti-Bravo, 2005) y 7 factores (Alvarado Calderón,

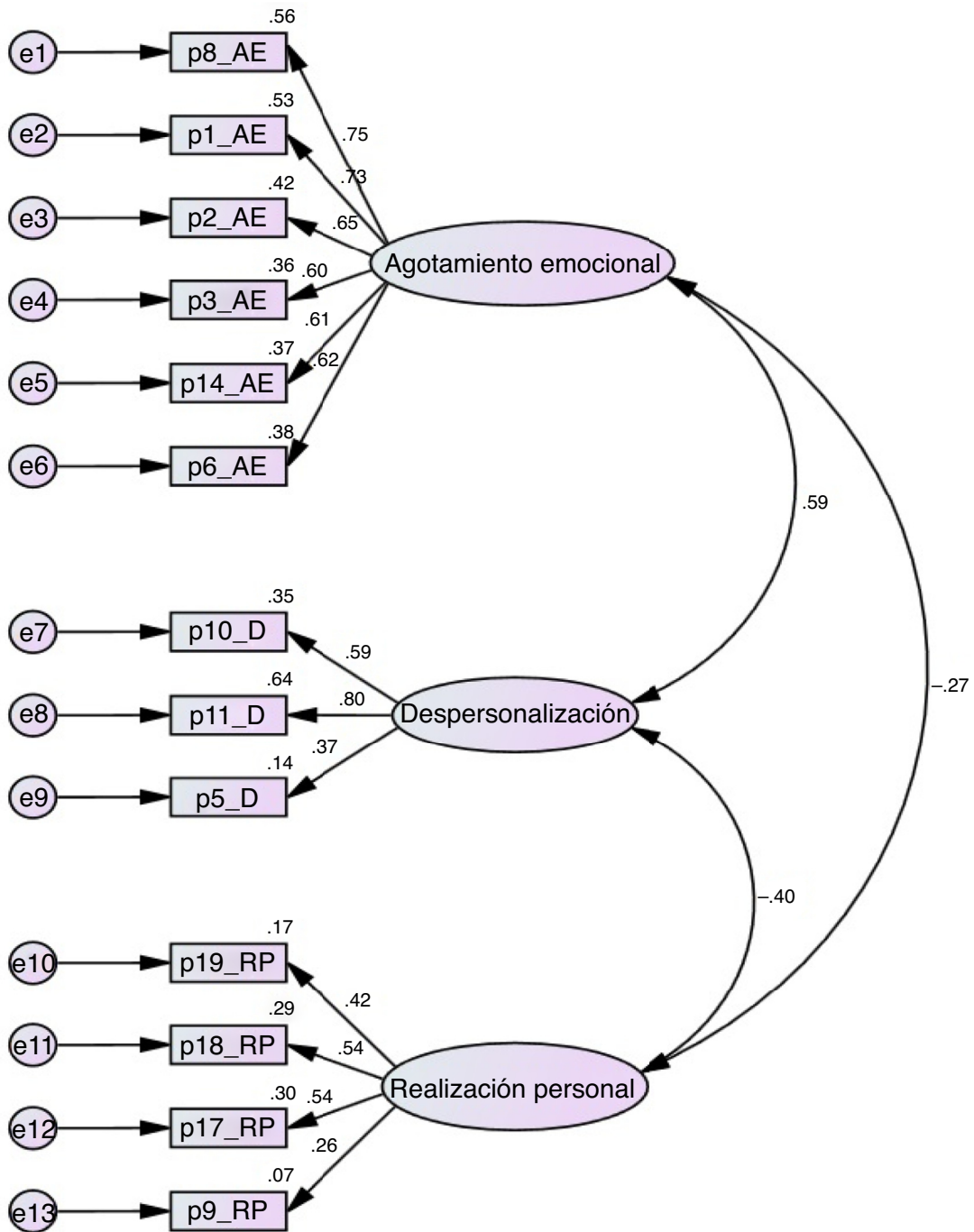


Figura 2. Representación gráfica (diagrama de senderos) del modelo de 3 factores correlacionados de burnout-MBI-HSS con pesos estandarizados, varianza y errores de medición ($n = 300$).

2009; García Izquierdo, Llor y Sáez, 1994). Así mismo, hay autores que proponen la solución de 2 factores (Chan y Hui, 1995; Kalliath, O’Driscoll, Gillespie y Bluedorn, 2000). La disparidad de resultados de las factorizaciones obtenidas con distintas muestras y en diferentes países se

debe a la inconsistencia y ambigüedad de ciertos ítems, los cuales se saturan en las dimensiones no correspondientes a su propósito. Es la misma dificultad que ha ocurrido con los resultados de la muestra nicaragüense. Varios autores admiten que algunos ítems planteados en

Tabla 4

Coefficientes de fiabilidad del MBI-HSS de versiones: original, escala corregida de la muestra nicaragüense ($N=505$) y coeficientes reportados en el manual (Maslach, Jackson y Leiter, 1996, $N=1,025$)

| Escala de burnout | Coeficientes de fiabilidad | | |
|---|----------------------------|--------------------|----------------------|
| | Agotamiento emocional | Despersonalización | Realización personal |
| Alfas reportadas en el manual | 0.90 | 0.79 | 0.72 |
| Alfas versión original (muestra nicaragüense) | 0.82 | 0.50 | 0.52 |
| Alfas eliminando ítems que no cumplieron criterios (muestra nicaragüense) | 0.84 | 0.58 | 0.56 |

MBI-HSS: *Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey*.

la operacionalización del MBI no se adecuan a la estructura tridimensional y que se requiere su mejor ajuste o eliminación para potenciar la estructura interna (Byrne, 1994; Gil-Monte, 2005).

Se debe agregar que el 41% de los ítems del MBI-HSS no saturaron correctamente en los factores esperados y no superaron las cargas factoriales establecidas en la muestra nicaragüense. Esto significa que un buen porcentaje de los ítems deben ser revisados. Consideramos que la cantidad de los ítems no interpretada, como se esperaba por la población de estudio, fue bastante elevada para que quede al margen de un tratamiento arbitrario; es un importante indicio de falta de equivalencia conceptual y/o cultural del constructo. O sea, no se trata solamente de una adecuación de los ítems, sino de una revisión global del constructo en sí desde la experiencia cultural del fenómeno. De estos datos deducimos que: (1) los ítems en cuestión no logran aportar suficiente contenido para medir con rigor todos los componentes que pueden manifestarse en el síndrome y (2) que el constructo de *burnout* tiene contenido particular y sigue siendo discutible, aún más, para las inferencias de los ambientes socioculturales desiguales.

La variable Despersonalización, escasamente considerada en la medición, pone en duda su rasgo o incluso su existencia. La baja consistencia, la poca fiabilidad demostrada, ($\alpha=0.58$) y las bajas cargas factoriales entre los ítems en el AFC redundan en la necesidad de aumentar el número de ítems y/o reestudiar su contenido para confirmar su pertinencia e idoneidad en contextos culturales determinados. En muchos estudios de validación del MBI, la Despersonalización ha figurado como un componente poco convincente; existen evidencias de obtener coeficientes de alfa de Cronbach con muestras de habla no inglesa de entre $\alpha=0.42$ y $\alpha=0.64$ (Bouman, Te Brake y Hoogstraten, 2002; Gabassi, Cervai, Rozbowski, Semeraro y Gregori, 2002; Richardsen y Martinussen, 2004). De igual modo, varias muestras latinoamericanas, así como españolas, reflejaron poca

estabilidad de los ítems de la Despersonalización y coeficientes de fiabilidad por debajo del límite aceptable, o llegando al límite inferior. Sirva de ejemplo algunas alfas obtenidas en diferentes países: profesionales cubanos, $\alpha=0.62$ (Faúndez y Gil-Monte, 2008); educadores costarricenses, $\alpha=0.59$ (Alvarado Calderón, 2009); educadores mexicanos, $\alpha=0.57$ (Grajales, 2000); psicólogos mexicanos $\alpha=0.53$ (Meda-Lara, Moreno-Jiménez, Rodríguez-Muñoz, Morante-Benadero y Ortiz-Viveros, 2008); profesionales sanitarios colombianos, $\alpha=0.52$ (Córdoba et al., 2011); profesionales españoles, $\alpha=0.57$ (Gil-Monte et al., 1998). Lo anterior da fuerza a la idea de que el *burnout* es un fenómeno cultural, y lo que observamos es la falta de precisión y/o calidad descriptiva de los síntomas enunciados con cada ítem, o la incompatibilidad del contenido propuesto con el significado psicológico o la expresión cultural del *burnout*.

Caso parecido también sucede con la variable Realización personal. La baja fiabilidad mostrada ($\alpha=0.56$) y la mitad de los ítems (4 de 8), que carecen de criterios de cargas factoriales aceptables, indican que la población en cuestión no interpretó estos ítems tal como fueron diseñados, o que estos no forman parte de su experiencia intersubjetiva. Lo interesante fue que los ítems que cumplieron los criterios (9, 17, 18 y 19) refieren aspectos conductuales que generan algún aporte positivo de la acción profesional (crear buena atmósfera, influir positivamente, realizar cosas que merecen, etc.), y aquellos que no los cumplieron se dirigen a los problemas (relación del evaluado con los problemas de los usuarios y la comprensión de sus estados, así como problemas emocionales del trabajo). Consideramos que podría tratarse de manifestaciones conductuales de índole cultural; los atributos evaluados en las escalas que no tienen correspondencia cultural son «rechazados». El peso que tengan unos aspectos u otros para la población evaluada estará en dependencia del sentido y valor que se les atribuye a estos aspectos desde la experiencia particular. Como podemos observar, para esta población, tiene más sentido

evaluar sus acciones en términos de beneficios o resultados positivos que evaluar su relación con los usuarios y problemas, que podría «comprometer la imagen social» de los evaluados. En términos de subjetividad cultural, simplemente podría sobreentenderse que la asistencia hacia los usuarios es un valor social que no necesita ser juzgado (evaluado), por tanto, estos tipos de ítems no son comprensibles de manera homogénea.

Por otra parte, la baja carga factorial de la Realización personal, casi al límite inferior de los criterios aceptables, en el AFC, (-0.47), apunta que esta variable podría tener vida propia. De hecho, hay estudios que sugieren que esta dimensión pudiese no ser parte del constructo de *burnout*, sino una variable independiente del síndrome (Evans y Fischer, 1993; Grajales, 2000; Schutte, Toppinen, Kalimo y Schaufeli, 2000). Así mismo, hay autores que insisten en que el núcleo del síndrome lo constituyen únicamente el Agotamiento emocional y la Despersonalización (o Cinismo) (Aguayo, Vargas, de la Fuente y Lozano, 2011; Danhof-Pont, van Veen y Zitman, 2011; Lee y Ashforth, 1993; Lourel y Gueguen, 2007; Tomei, Cinti, Palitti, Rosati, Tria, Monti y Fioravanti, 2008; Worley, Vassar, Wheeler y Barnes, 2008). Los aspectos de la Realización personal podrían desarrollarse de forma independiente del desgaste (Schutte et al., 2000) y podría interpretarse más como consecuencia que como un elemento estructural (Gil-Monte y Moreno-Jiménez, 2007).

La estructura de 3 factores fue posible replicarla reduciendo el número de ítems de 22 a 13, suprimiendo los ítems que no superaron las cargas factoriales. El modelo con un mejor ajuste mostró que el constructo del *burnout* puede ser parte de una sola variable latente. En la misma línea, varios autores postulan que el síndrome de *burnout* es un solo fenómeno global (Gil-Monte y Moreno-Jiménez, 2007; Grajales, 2000).

La cuestionable validez del constructo del MBI y sus versiones, evidenciada repetidamente y ratificada por este estudio, conlleva un reanálisis del constructo de *burnout* desde un marco cultural en cuanto a la configuración de su sintomatología. Existen evidencias de que las debilidades psicométricas, generalmente, se acentúan cuando las medidas se adaptan a otros idiomas y contextos (Olmedo, Santed, Jiménez y Gómez, 2001; Peeters y Rutte, 2005; Shirom, 2009). Las escalas del MBI reflejan una cultura «depurada», conceptual y abstracta, más acorde al contenido de las culturas que «deciden» sobre el repertorio significativo de las propiedades a incluir en las medidas, que puede estar distanciado de las realidades y contextos locales de otras culturas evaluadas. En la misma línea que Moreno-Jiménez et al. (2003), sostenemos que el *burnout* se manifiesta de forma particular en

diferentes culturas. En este sentido, es importante explorar «modelos culturales» que construyen repertorios conductuales del *burnout*. Razonablemente, es preciso que la medición del síndrome salga del dominio absoluto de los supuestos generalizables y circunscriba componentes específicos del fenómeno, producto de vivencias culturales y de construcción social de la realidad. En caso contrario, no solo se pierde la sensibilidad de medición, sino que también se desprenden diagnósticos erróneos e intervenciones mal elaboradas.

Se puede concluir que los resultados de los AFE, AFC y análisis de fiabilidad evidenciaron inconsistencias significativas, así como insuficiente peso para asumir la universalidad del constructo operacionalizado en el MBI. La única dimensión consistente, y parece ser que universal, fue Agotamiento emocional. Las debilidades encontradas en la configuración de las dimensiones Despersonalización y Realización personal generan interrogantes que requieren respuestas sustantivas y estudios a profundidad sobre el contenido sintomático del síndrome. Estas interrogantes pueden resolverse mediante metodologías cualitativas, las que permitirían descubrir la configuración específica del síndrome moduladas por contextos socioculturales.

Financiación

Ninguna.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Abad, F., Olea, J., Ponsoda, V. y García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid: Síntesis.
- Aguayo, R., Vargas, C., de la Fuente, E. I. y Lozano, L. M. (2011). A meta-analytic reliability generalization study of the Maslach Burnout Inventory. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 11(2), 343–361.
- Aluja, A. (1997). Burnout profesional en maestros y su relación con indicadores de salud mental. *Boletín de Psicología*, 55, 47–61.
- Alvarado Calderón, K. (2009). Validez factorial del Maslach Burnout Inventory (versión castellana) en educadores costarricenses. *Actualidades Investigativas en Educación*, 9, 1–22. Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44713054004>
- Bakker, A. B., Demerouti, E. y Schaufeli, W. B. (2002). Validation of the Maslach Burnout Inventory — General Survey: An Internet study. *Anxiety, Stress, and Coping*, 15, 245–260.
- Bouman, A. M., Te Brake, H. y Hoogstraten, J. (2002). Significant effects due to rephrasing the Maslach Burnout Inventory's personal accomplishment items. *Psychological Reports*, 91(3), 825–826.

- Buzzetti-Bravo, M. (2005). *Validación del Maslach Burnout Inventory (MBI), en dirigentes del colegio de profesores A.G. de Chile* (Tesis de grado). Santiago de Chile: Universidad de Chile.
- 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.
- Chan, D. W. y Hui, E. K. (1995). Burnout and coping among Chinese secondary school teachers in Hong Kong. *British Journal of Educational Psychology*, 65(1), 15–25.
- Córdoba, L., Tamayo, J. A., González, M. A., Martínez, M. I., Rosales, A. y Barbato, S. H. (2011). Adaptation and validation of the Maslach Burnout inventory-human services survey in Cali, Colombia. *Colombia Médica*, 42(3), 286–293.
- Danhof-Pont, M. B., van Veen, T. y Zitman, F. G. (2011). Biomarkers in burnout: A systematic review. *Journal of Psychosomatic Research*, 70(6), 505–524.
- Densten, I. (2001). Re-thinking burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 22(8), 833–840.
- Elosua, P. y Ilescu, D. (2012). Tests in Europe. Where we are and where we should go? *International Journal of Testing*, 12, 157–175.
- Evans, B. y Fischer, D. (1993). The nature of burnout: A study of the three-factor model of burnout in human service and non-human service samples. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 66(1), 29–38.
- Evers, A., Muñoz, J., Bartram, D., Boben, D., Egeland, J., Fernández-Hermida, J. R. y ... Urbánek, T. (2012). Testing practices in the 21st century: Developments and European psychologists' opinions. *European Psychologist*, 17(4), 300–319.
- Faúndez, V. E. y Gil-Monte, P. R. (2008). Prevalencia del síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en trabajadores de servicios en Chile. *Información Psicológica*, 91-92, 43–52.
- Gabassi, P. G., Cervai, S., Rozbowski, P., Semeraro, A. y Gregori, D. (2002). Burnout syndrome in the helping professions. *Psychological Reports*, 90(1), 309–314.
- García Izquierdo, M., Llor, B. y Sáez, C. (1994). Estudios de dos medidas de burnout en personal sanitario. *Anales de Psiquiatría*, 10(5), 180–184.
- Gil-Monte, P.R. (1994). *El síndrome de burnout: un modelo multicausal de antecedentes y consecuentes en profesionales de enfermería* (Tesis doctoral). La Laguna: Universidad de La Laguna.
- Gil-Monte, P. R. (2005). Factorial validity of the Maslach Burnout Inventory (MBI-HSS) among Spanish professionals. *Revista de Saúde Pública*, 39(12), 1–8.
- Gil-Monte, P. R., y Moreno-Jiménez, B. (Eds.). (2007). *El síndrome de quemarse por el trabajo (burnout): grupos profesionales de riesgo*. Madrid: Pirámide.
- Gil-Monte, P. R. y Peiró, J. M. (1997). *Desgaste psíquico en el trabajo: el síndrome de quemarse*. Madrid: Síntesis.
- Gil-Monte, P. R., Peiró, J. M. y Valcárcel, P. (1998). A model of burnout process development: An alternative from appraisal models of stress. *Comportamento Organizacional e Gestão*, 4(1), 165–179.
- Golembiewski, R., Scherb, K. y Boudreau, A. (1993). Burnout in cross-national settings: Generic and model-specific perspective. En W. B. Schaufeli, C. Maslach, y T. Marek (Eds.), *Professional burnout: Recent developments in theory and research*. Londres: Taylor & Francis.
- Grajales, T. (2000). Estudio de validación factorial del Maslach Burnout Inventory versión española en una población de profesionales mexicanos. Disponible en: <http://tgrajales.net/mbivalidez.pdf>
- Hair, J., Black, W., Babin, B. y Anderson, R. (2014). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Estados Unidos: Pearson.
- Halbesleben, J. R. B. y Demerouti, E. (2005). The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translation of the Oldenburg Burnout Inventory. *Work and Stress*, 19(3), 208–220.
- Huck, S. W. (2012). *Reading statistic and research*. Boston: Pearson.
- Kalliath, T. J., O'Driscoll, M. P., Gillespie, D. F. y Bluedorn, A. C. (2000). A test of the Maslach Burnout Inventory in three samples of healthcare professionals. *Work and Stress*, 14(1), 35–50.
- Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsen, E. y Christensen, K. B. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work and Stress*, 19(3), 192–207.
- Kulakova, O., Moreno-Jiménez, B., Garrosa-Hernández, E. y Aragón, A. (2016). *Congreso Internacional de Psicología del Trabajo y de Recursos Humanos*. Madrid, España.
- Lee, R. T. y Ashforth, B. E. (1993). A further examination of managerial burnout: Toward an integrate model. *Journal of Organizational Behavior*, 14(1), 3–20.
- Lourel, M. y Gueguen, N. (2007). A meta-analysis of job burnout using the MBI scales. *Encephale*, 33(6), 947–953.
- Maslach, C. (1993). Burnout: A multidimensional perspective. En W. B. Schaufeli, C. Maslach, y T. Marek (Eds.), *Professional burnout: Recent developments in theory and research* (pp. 19–32). Londres: Taylor & Francis.
- Maslach, C. y Jackson, S. (1981a). *MBI: Maslach Burnout Inventory manual* (1st ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C. y Jackson, S. (1981b). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 2(2), 99–113.
- Maslach, C. y Jackson, S. (1986). *MBI: Maslach Burnout Inventory manual* (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C., Jackson, S. y Leiter, M. P. (1996). *Maslach Burnout Inventory manual* (3rd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Meda-Lara, R. M., Moreno-Jiménez, B., Rodríguez-Muñoz, A., Morante-Benadero, E. y Ortiz-Viveros, G. R. (2008). Análisis factorial confirmatorio del MBIHSS en una muestra de psicólogos mexicanos. *Psicología y Salud*, 18, 107–116.
- Meyers, L. S., Gamst, G. y Guarino, A. J. (2013). *Applied multivariate research design and interpretation* (2nd ed.). Estados Unidos: SAGE Publications.
- Moreno-Jiménez, B., Garrosa-Hernández, E., Benavides-Pereira, A. y Gálvez-Herrer, M. (2003). Estudios transculturales del burnout: los estudios transculturales Brasil-España. *Revista Colombiana de Psicología*, 12, 9–18.
- Muñoz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157.
- Olmedo, M., Santed, M. A., Jiménez, R. y Gómez, M. D. (2001). El síndrome de burnout: variables laborales, personales y psicopatológicas asociadas. *Psiquis*, 22(3), 117–129.
- Organización Internacional del Trabajo. (2010). Riesgos emergentes y nuevos modelos de prevención en un mundo de trabajo en transformación. Disponible en: http://www.ilo.org/safework/info/publications/WCMS_124341/lang-es/index.htm
- Pando, M., Aranda, C. y López, M. (2015). Validez factorial del Maslach Burnout Inventory-General Survey en ocho países latinoamericanos. *Ciencia & Trabajo*, 17(52), 28–31.
- Peeters, M. A. y Rutte, C. G. (2005). Time management behavior as a moderator for the job demand-control interaction. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10(1), 64–75.
- Preiss, D. y Peña, T. E. (2011). Psicología cultural: una disciplina necesaria. *Revista de Estudios Sociales*, 40, 136–141.

- Richardsen, A. M. y Martinussen, M. (2004). The Maslach Burnout Inventory: Factorial validity and consistency across occupational groups in Norway. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77(3), 377–384.
- Salzberger, T. y Sinkovics, R. (2006). Reconsidering the problem of data equivalence in international marketing research: Contrasting approaches based on CFA and the Rasch model for measurement. *International Marketing Review*, 23(4), 390–417.
- Schutte, N., Toppinen, S., Kalimo, R. y Schaufeli, W. B. (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.
- Shirom, A. (2009). Acerca de la validez del constructo, predictores y consecuencias del burnout en el lugar de trabajo. *Ciencia & Trabajo*, 11(32), 44–54.
- Shirom, A. y Melamed, S. (2006). A comparison of the construct validity of two burnout measures in two groups of professionals. *International Journal of Stress Management*, 13(2), 176–200.
- Shirom, A., Melamed, S., Toker, S., Berliner, S., & Shapira, I. (2006). Burnout and Health Review: Current Knowledge and Future Research Directions. En G. Hodgkinson & J. K. Ford (Eds.), *International Review of Industrial and Organizational Psychology 2005* (Vol. 20, pp. 269–308). Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/0470029307.ch7>
- Tomei, G., Cinti, M. E., Palitti, T., Rosati, M. V., Tria, M., Monti, C. y Fioravanti, M. (2008). L'evidenza scientifica in medicina del lavoro: studio meta-analitico sulla sindrome del burnout. *La Medicina del Lavoro*, 99(5), 327–351.
- Worley, J. A., Vassar, M., Wheeler, D. L. y Barnes, L. (2008). Factor structure of scores from the Maslach Burnout Inventory: A review and meta-analysis of 45 exploratory and confirmatory factor-analytic studies. *Educational and Psychological Measurement*, 68(5), 797–823.