

VALIDEZ FACTORIAL DEL MASLACH BURNOUT INVENTORY EN UNA MUESTRA MULTIOCCUPACIONAL

Pedro R. Gil-Monte y José M^a Peiró*

Universidad de La Laguna y * Universidad de Valencia

Este estudio explora la estructura factorial de una adaptación al castellano del «Maslach Burnout Inventory» (MBI). La muestra la integraron 559 profesionales de diferentes sectores ocupacionales. Se realizó un análisis factorial mediante Componentes Principales y rotación Varimax que presentó 4 factores con eigenvalues mayor que 1. En el primer factor se agruparon los ítems de agotamiento emocional, en el segundo los de despersonalización, y en los factores tres y cuatro los ítems de realización personal en el trabajo. Posteriormente se realizó otro análisis ajustando a tres la extracción de factores. La solución factorial reprodujo la distribución de los ítems del manual, aunque los ítems 6, 12 y 16 se encontraban en más de una subescala. A la luz de los resultados obtenidos y de las conclusiones ofrecidas en estudios similares, el cuestionario se puede considerar válido y fiable en la versión adaptada al castellano.

Testing for the Factorial Validity of the MBI: results for a multioccupational sample. This study was designed to assess the structure of the Maslach Burnout Inventory (MBI) for 559 professionals from diverse occupational services sectors (health, education, police, hotels and banks). Responses were factor analysed using principal components and Varimax rotation. Exploratory factor analysis offered four factors with eigenvalues exceeding unity. Items of Emotional Exhaustion loaded on Factor I, items of Depersonalisation on Factor II, and items of Personal Accomplishment on both Factor III and Factor IV. A second factor analysis was carried out with a specification to extract three factors. This factor analysis showed a factor structure consistent with the original. However, Items 6 and 16 loaded on Emotional Exhaustion and Depersonalisation dimensions, and item 12 on Emotional Exhaustion and Personal Accomplishment dimensions. As a whole, results show that the MBI appears to be valid and reliable for Spanish professionals.

Desde que Freudenberger (1974) acuñó el término «burnout» (quemarse por el trabajo) para referirse al proceso de deterioro

en los cuidados y atención profesional a los usuarios de las organizaciones de servicios (organizaciones de voluntariado, sanitarias, servicios sociales, educativas, etc.) se han desarrollado una gran variedad de instrumentos para medir este fenómeno (ver Gil-Monte y Peiró, 1997b, p. 47 y ss.). Algunos de estos instrumentos han tenido una aplicación limitada. Sin embargo, otros, entre los

Correspondencia: Pedro R. Gil-Monte
Depart. de Psicología Cognitiva, Social y Organizacional
Universidad de La Laguna
38205 La Laguna - Tenerife (Spain)
E-mail: Pedro.Gil.Monte@ull.es

que se encuentran el «Staff Burnout Scale for Health Professionals (SBS-HP) (Jones, 1980), el Burnout Measure (BM) (Pines y Arosón, 1988) y el Maslach Burnout Inventory (MBI) (Maslach y Jackson, 1981/1986) han sido empleados de manera continua, sistemática y rigurosa, propiciando estudios y resultados que han contribuido a entender el fenómeno de quemarse por el trabajo.

De entre estos instrumentos de medida, no cabe duda que el MBI se ha utilizado con mayor frecuencia para medir el síndrome de quemarse por el trabajo, independientemente de las características ocupacionales de la muestra y de su origen. Como señalan Schaufeli, Enzmann y Girault (1993), el éxito del MBI puede que radique en el trabajo de Perlman y Hartman (1982), quienes tras una revisión de más de 48 definiciones sobre el síndrome de quemarse por el trabajo concluyen que éste se debe definir como «una respuesta al estrés crónico que tiene tres componentes: a) agotamiento emocional y/o físico, b) baja productividad laboral, y c) una excesiva despersonalización». Esta definición resultó muy similar a la elaborada por Maslach y Jackson (1981/1986) como resultado de la factorización del MBI, y probablemente generalizó su empleo y aceptación hasta el punto que, hoy en día, el síndrome se define, en base a este instrumento, como un síndrome caracterizado por sentimientos de agotamiento emocional, despersonalización y baja realización personal en el trabajo. Por ello, la definición que manejamos no es el resultado del análisis teórico del fenómeno y algo que haya servido como punto de referencia para abordar su medida sino, todo lo contrario, el fenómeno ha sido definido desde una de sus múltiples estimaciones psicométricas: el MBI.

Según la última edición del manual (Maslach, Jackson y Leiter, 1996), en la actualidad existen tres versiones del MBI: a) el MBI-Human Services Survey (MBI-HSS), dirigido a los profesionales de la sa-

lud, es la versión clásica del MBI (Maslach y Jackson, 1986). Está constituido por tres escalas que miden la frecuencia con que los profesionales perciben *baja realización personal en el trabajo* (tendencia a evaluarse negativamente, de manera especial con relación a la habilidad para realizar el trabajo y para relacionarse profesionalmente con las personas a las que atienden), *agotamiento emocional* (no poder dar más de sí mismo en el ámbito emocional y afectivo) y *despersonalización* (desarrollo de sentimientos y actitudes de cinismo y, en general, de carácter negativo hacia las personas destinatarias del trabajo). b) El MBI-Educators Survey (MBI-ES), es la versión del MBI-HSS para profesionales de la educación (Schwab, 1986). Esta versión cambia la palabra paciente por alumno, reproduce la misma estructura factorial del MBI-HSS, y mantiene el nombre de las escalas. Y c) el MBI-General Survey (MBI-GS). Elaborado por Schaufeli, Leiter, Maslach y Jackson (1996), esta nueva versión del MBI presenta un carácter más genérico, no exclusivo para profesionales cuyo objeto de trabajo son personas (Leiter y Schaufeli, 1996). Aunque se mantiene la estructura tridimensional del MBI, esta versión sólo contiene 16 ítems y las dimensiones se denominan *eficacia profesional* (6 ítems), *agotamiento* (5 ítems) y *cinismo* (5 ítems).

Diferentes estudios factoriales de carácter exploratorio han reproducido una estructura de *tres factores* similar a la del manual para las diferentes versiones del MBI, ya sea mediante rotación ortogonal (v.g., Firmian y Blanton, 1987; Belcastro, Gold y Hays, 1983; Gold, Bachelor y Michael, 1989; Söderfeldt, Söderfeldt, Warg y Ohlson, 1996) o rotación oblicua (v.g., Abu-Hilal, 1995; Gold, Bachelor y Michael, 1989). Asimismo, algunos estudios que han utilizado análisis factorial confirmatorio recomiendan asumir una estructura de tres fac-

tores (v.g., Gold, Roth, Wrigth, Michael y Chen, 1992; Holland, Michael y Kim, 1994; Schaufeli y Dierendonck, 1993).

No obstante, otros estudios han obtenido que el MBI puede presentar debilidades psicométricas con relación a la validez factorial con muestras de diferentes colectivos ocupacionales. Algunos de estos estudios recomiendan asumir una solución factorial de tan sólo *dos factores* (v.g., Brookings, Boltob, Brown y McEvoy, 1985; Chan y Hui, 1995; Dignam, Barrera y West, 1986). En este resultado el primer factor está integrado por los ítems de agotamiento emocional más los ítems de despersonalización (lo que se ha dado en llamar «el núcleo del síndrome de quemarse por el trabajo») y el segundo factor aparece integrado por los ítems de realización personal en el trabajo. Por el contrario, en otros estudios aparecen *cuatro factores* (v.g., Firth, McIntee, McKeown y Britton, 1985; Green y Walkey, 1988; Iwanicki y Schwab, 1981; Powers y Gose, 1986), e incluso *seis factores* (Pedrabissi, Santinello y Vialetto, 1994).

Además, ciertos ítems son ambiguos factorialmente (Byrne, 1992; 1993) Byrne (1992) presenta un análisis factorial confirmatorio en el que el ajuste global del modelo mejora sustancialmente eliminando los ítems 2, 12, 16 y 20. El ítem 12, elaborado para medir realización personal en el trabajo, saturaba en agotamiento emocional, los ítems 16 y 20, elaborados para medir agotamiento emocional, saturaban en despersonalización, y el ítem 2 presentaba multicolinearidad con el ítem 1. El ítem 6, indicador de agotamiento emocional, también ha presentado problemas de ambigüedad factorial en varios estudios, pues carga factorialmente en la escala de despersonalización (v.g., Belcastro y col., 1983; Holland y col., 1994; Lahoz y Mason, 1989). A la luz de estos resultados, Maslach y col. (1996) sugieren en la última edición del manual del MBI que, para evitar problemas a la hora de reprodu-

cir la estructura trifactorial, no se considere el ítem 12 ni el ítem 16 en los estudios factoriales confirmatorios que se resuelven mediante modelos de ecuaciones estructurales.

Los resultados sobre la validez factorial del MBI obtenidos en nuestro país no son muy diferentes a los obtenidos por la comunidad internacional. Olmedo (1993), con una muestra de profesionales de la salud (N = 205), ha obtenido *siete factores* que explican el 58.1% de la varianza total. En este estudio, un análisis factorial de segundo orden presentó sólo dos factores que explicaron el 56.2% de la varianza. En base a los ítems que los componían, el primero de ellos fue denominado «Cansancio emocional y despersonalización» y el segundo «Realización profesional». Por otra parte, García, Llor y Sáez (1994), también han obtenido siete factores que explican el 61% de la varianza para una muestra de personal hospitalario (N = 238). Ambos estudios emplearon el método de componentes principales con rotación varimax, no obstante, la distribución de los ítems por factores fue totalmente diferente.

Respecto a las adaptaciones españolas del MBI que han reproducido la estructura trifactorial cabe citar la realizada por Moreno y colaboradores (Moreno y Oliver, 1992; Oliver, Pastor, Aragoneses y Moreno, 1990; Oliver, 1993). La versión de estos autores mantiene los 9 ítems de la escala de agotamiento emocional y los 8 ítems de la escala de realización personal en el trabajo pero, a diferencia de la versión original, en el análisis factorial la escala de despersonalización queda reducida a 3 ítems (ítems 5, 10 y 11). También es similar a la del manual original la estructura factorial que se presenta en el manual español del MBI (Seisdedos, 1997).

Otro de los problemas psicométricos del MBI tiene que ver con los valores *alfa de Cronbach* relativamente bajos que con cierta frecuencia se obtienen para la subescala de *despersonalización*. Estos valores se en-

cuentran entre $\alpha = .42$ y $\alpha = .64$ (v.g., Bha-na y Haffee, 1996; Gorp y Schaufeli, 1993; Kantas y Vassilaki, 1997; Leiter y Maslach, 1988; Nelson, Pratt, Carpenter y Walter, 1995; Van Yperen, 1995; etc.). Los resultados son muy similares en España, como presentan los estudios de Ferrando y Pérez (1996)¹ ($\alpha = .55$ y $\alpha = .61$), García y col. (1994) ($\alpha = .34$), Gil-Monte y Peiró (1996) ($\alpha = .52$) y Oliver (1993) ($\alpha = .56$).

Estos problemas han contribuido a que en nuestro país se hayan elaborado diferentes escalas para intentar estimar de manera fiable el síndrome de quemarse por el trabajo. Es el caso del «*Cuestionario Breve de Burnout*» (CBB) elaborado por Moreno y colaboradores (v.g., Oliver, 1993) y de la escala denominada «*Efectos Psíquicos del Burnout*» (EPB), elaborada por García y colaboradores (v.g., García y col., 1994). Los estudios realizados con estas escalas presentan que ambas alcanzan valores adecuados de validez y fiabilidad. No obstante, consideramos que junto a ellas se debe emplear también el MBI pues, dada su difusión, nos permite realizar estudios comparativos y de carácter transcultural sobre el fenómeno de quemarse por el trabajo.

Dada la disparidad de resultados revisados sobre la estructura factorial del MBI, el objetivo del presente estudio es explorar esa estructura factorial para la adaptación de los ítems realizada por nuestro equipo de investigación, sin asumir, a priori, ningún modelo factorial.

Método

Muestra

La muestra del estudio está compuesta por 559 sujetos. Por sectores ocupacionales, está formada por 140 profesionales de la educación (v.g., maestros, profesores, monitores de educación especial, etc.) (25.10%), 293 profesionales de enfermería (52.4%),

73 policías municipales (13.1%), 22 empleados de hostelería (v.g., camarero, recepcionista, camarera de piso, etc.) (3.9%) y 31 empleados de banca (5.5%). Por sexos, 199 sujetos son varones (36.1%) y 352 mujeres (63%). Con relación a las variables estado civil y número de hijos, 245 sujetos estaban solteros, separados o viudos (43.8%) y 308 casados (55.1%), 240 tenían algún hijo (42.9%) y 278 no tenían hijos (49.7%). La media de edad de la muestra fue $M = 33.9$ ($dt = 8.12$, $max. = 60$, $min. = 17$). Según el tipo de contrato, 404 sujetos eran fijos (72.3%) y 150 eventuales (26.8%).

Instrumentos

Los datos fueron recogidos mediante la adaptación al castellano del «Maslach Burnout Inventory» (MBI) (Maslach y Jackson, 1986) elaborada por Gil-Monte y colaboradores (Gil-Monte, 1994; Gil-Monte y Peiró, 1997b). El cuestionario consta de 22 ítems que según señala el manual se distribuyen en tres escalas denominadas realización personal en el trabajo (8 ítems), agotamiento emocional (9 ítems) y despersonalización (5 ítems). En el estudio se empleó la forma de frecuencia. Según esta forma, los sujetos valoran cada ítem del cuestionario con una escala tipo Likert en la que indican la frecuencia con la que han experimentado la situación descrita en el ítem durante el último año. Esta escala de frecuencia tiene 7 grados que van de 0 («Nunca») a 6 («Todos los días»). Los valores de fiabilidad de las escalas según alfa de Cronbach en nuestro estudio fueron .72 para realización personal en el trabajo, .87 para agotamiento emocional y .57 para despersonalización.

Procedimiento

El MBI fue traducido al castellano por los investigadores. Posteriormente fue traducido de nuevo al inglés por personas bilingües

(«back-translation»). Con esta versión del cuestionario se realizaron dos estudios piloto para analizar su validez factorial y la consistencia interna de las subescalas. La versión definitiva del instrumento empleada en el presente estudio fue el resultado de los análisis de la versión inicial en la que se modificó la expresión de algunos ítems para mejorar la validez del instrumento.

Los datos fueron recogidos por los autores y colaboradores seleccionando a los sujetos de manera no aleatoria (v.g.: Gil-Monte y Peiró, 1996; Gil-Monte y Peiró, 1997a; Gil-Monte, Peiró y Valcárcel, 1998). Dado que la muestra del presente estudio está integrada por la unión de las respuestas emitidas por los sujetos de diferentes estudios, los porcentajes de respuesta son diferentes, situándose entre el 26% (Gil-Monte y Peiró, 1997a) y el 76% (Gil-Monte y Peiró, 1996).

El análisis de los datos se realizó mediante el paquete estadístico SPSS 6.1.2 para Windows. Se empleó el método de Componentes Principales con rotación Varimax para la extracción de los factores, y se retuvieron aquellos factores con eigenvalue mayor que 1.00 (Kaiser, 1960; Tabachnick y Fidell, 1989). Para asignar los ítems a los factores se consideraron las cargas factoriales iguales o mayores que $|\cdot 40|$ (Maslach y Jackson, 1986; Nunnally, 1978).

Resultados

Antes de realizar el análisis factorial se consideraron algunos criterios para valorar la viabilidad del mismo: el determinante de la matriz de correlaciones presentó un valor de $\cdot 001$, la prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa, y el test KMO de adecuación de la muestra alcanzó un valor $> \cdot 80$. Estos valores indican que es pertinente realizar un análisis factorial de la matriz de correlaciones (Tabachnick y Fidell, 1989, p. 604).

En base al manual del MBI que asume la independencia de los factores, se empleó

para factorizar el método de Componentes Principales con rotación Varimax. Como se aprecia en la Tabla 1 se obtuvieron 4 factores con eigenvalue mayor que 1 que explicaron un 48.90% de la varianza total. Siguiendo el criterio de asignar un ítem al factor en el que presentara una carga factorial mayor de $\cdot 40$, en el Factor I (25.80% de la varianza) se agruparon los ítems 1, 2, 3, 6, 8, 13, 14, 16 y 20, que estiman agotamiento emocional, y el ítem 12 que corresponde en el manual a la subescala de Realización personal en el trabajo. En el Factor

Número de ítem	Factor I	Factor II	Factor III	Factor IV
1	.79	.09	.02	-.03
2	.78	.01	.06	-.03
3	.74	.08	.11	-.11
4	.09	-.00	.68	.07
5	.17	.50	-.05	-.25
6	.50	.52	.03	-.10
7	.01	-.05	.71	.08
8	.76	.15	-.03	-.11
9	-.00	-.04	.24	.62
10	.10	.69	-.20	.03
11	.35	.47	-.30	.22
12	-.46	.09	.34	.34
13	.57	.18	-.07	-.36
14	.67	.17	-.10	.02
15	-.14	.50	-.07	-.06
16	.56	.47	-.01	-.01
17	-.02	-.15	.55	.36
18	-.29	-.23	.29	.52
19	.01	-.05	.08	.81
20	.62	.05	.24	.13
21	-.20	-.08	.50	.20
22	.19	.53	.11	-.07
Eigenvalue	5.69	2.47	1.47	1.15
Porcentaje de varianza explicada	25.80	11.20	6.70	5.20
<i>Nota.</i> Valores ≥ 40 en negrita				

II (11.20% de la varianza) se agruparon los ítems 5, 10, 11, 15 y 22, diseñados para medir despersonalización, junto con los ítems 6 y 16 que en el manual estiman agotamiento emocional. Los ítems de la subescala de Realización personal en el trabajo, con excepción del ítem 12, se distribuyeron en dos factores: en el Factor III (6.70% de la varianza) se agruparon los ítems 4, 7, 17 y 21, y en el Factor IV (5.20% de la varianza) los ítems 9, 18 y 19.

Tabla 2
Matriz de cargas factoriales para la estructura de tres factores utilizando Componentes Principales y rotación Varimax (N= 559)

Número de ítem por escalas según manual	Factor I (EE)	Factor II (PA)	Factor III (D)			
1	.79	.74	.00	.02	.10	<i>.06</i>
2	.78	.73	.03	.03	.02	<i>.04</i>
3	.76	.66	.01	.15	.06	<i>.18</i>
6	.50	.61	-.05	-.10	.50	<i>.22</i>
8	.76	.84	-.08	-.09	.16	<i>.19</i>
13	.59	.65	-.29	-.12	.14	<i>.23</i>
14	.66	.56	-.04	.07	.20	<i>.08</i>
16	.56	.54	-.01	-.06	.47	<i>.31</i>
20	.58	.65	-.07	-.08	.12	<i>.21</i>
4	.13	<i>.11</i>	.54	.50	-.09	<i>-.06</i>
7	.06	-.01	.57	.54	-.14	<i>-.07</i>
9	-.04	-.02	.60	.58	.03	<i>-.17</i>
12	-.47	-.30	.47	.43	.08	<i>-.04</i>
17	-.01	-.06	.65	.51	-.17	<i>-.08</i>
18	-.32	.00	.57	.55	-.20	<i>-.23</i>
19	-.06	-.10	.62	.57	.07	<i>-.17</i>
21	-.18	-.07	.49	.59	-.13	<i>.07</i>
5	.19	<i>.11</i>	-.21	-.09	.46	<i>.67</i>
10	.08	<i>.23</i>	-.13	-.13	.71	<i>.66</i>
11	.30	<i>.37</i>	-.06	-.10	.55	<i>.55</i>
15	-.14	<i>.12</i>	-.10	-.16	.49	<i>.62</i>
22	.20	<i>.13</i>	.03	-.04	.49	<i>.41</i>

Nota 1. EE: Agotamiento emocional, PA: Realización personal en el trabajo, D: Despersonalización.
Nota 2. Valores ≥.40 en negrita
Nota 3. Valores en cursiva situados a la derecha corresponden a las cargas factoriales del manual del MBI (Maslach y Jackson, 1986, n = 1.025).

En un segundo paso, se realizó un análisis factorial ajustando a tres el número de factores a extraer, para contrastar con qué grado de ajuste nuestros datos reproducían la distribución de los ítems ofrecida en la solución trifactorial del manual. El procedimiento seguido fue también el de Componentes Principales con rotación Varimax. Este resultado aparece reflejado en la Tabla 2. Los tres factores explicaron de manera conjunta un 43.7% de la varianza total. El *Factor I* quedó integrado por los ítems de la subescala de Agotamiento emocional, junto con el ítem 12 que alcanzó una carga factorial de *-.47*. El *Factor II* lo formaron los ítems de la subescala de Realización personal en el trabajo en la que el ítem 12 presentó también una carga factorial de *.47*. Y el *Factor III* lo configuraron los ítems de la subescala de Despersonalización junto con los ítems 6 (carga factorial *.50*) y 16 (carga factorial *.47*) que estiman agotamiento emocional.

En la Tabla 3 se recogen la media, desviación típica y valor alfa de Cronbach para las subescalas del MBI junto con las intercorrelaciones obtenidas. La media para la subescala de Realización personal en el trabajo fue de 36.39 (dt = 6.88), para Agota-

Tabla 3
Estadísticos descriptivos, valores de fiabilidad alfa de Cronbach y valores de correlación para las escalas del MBI

	M	Dt	α	PA	EE	D
PA	36.39	34.58	6.88	7.11	.72	.71
EE	20.34	20.99	11.03	10.75	.87	.90
D	6.04	8.73	5.18	5.89	.57	.79

Nota 1. PA: Realización personal en el trabajo, EE: Agotamiento emocional, D: Despersonalización.
Nota 2. Valores en cursiva situados a la derecha de las columnas y correlaciones sobre la diagonal corresponden al manual (Maslach y Jackson, 1986).
 * p < .001

miento emocional 20.34 ($dt = 11.03$) y para Despersonalización 6.04 ($dt = 5.18$). La correlación r de Pearson más intensa se estableció entre Agotamiento emocional y Despersonalización (.44, $p < .001$), siendo su valor inferior y similar para la correlación entre Realización personal en el trabajo y Agotamiento emocional (-.29, $p < .001$) y entre aquella y Despersonalización (-.28, $p < .001$).

Discusión

Como se desprende de los resultados del análisis factorial inicial (ver Tabla 1) nuestra adaptación al castellano del MBI presenta cuatro factores, aunque de manera global la estructura y composición de la solución factorial puede ser considerada similar a la ofrecida por el manual y a la obtenida en otros países. Esto es, hemos obtenido un factor que agrupa los ítems que miden agotamiento emocional, un factor donde se agrupan los ítems que miden despersonalización y dos factores que miden realización personal en el trabajo. Sobre la base de las cargas factoriales de los ítems, el Factor I estima agotamiento emocional y el Factor II estima despersonalización, ambos de manera similar a las subescalas del manual del MBI. Asimismo, en base a la distribución de las cargas factoriales de los ítems se puede considerar que los factores 1 y 2 aparecen diferenciados de manera clara con relación a su unidimensionalidad y ortogonalidad.

Con relación a los factores 3 y 4 que miden realización personal en el trabajo, se puede apreciar que el Factor III, definido por los ítems 4, 7, 17 y 21, tiene un *componente de competencia profesional autopercebida* -entender con facilidad lo que piensan otros, enfrentarse muy bien con los problemas que presentan las personas hacia las que se trabaja, tener facilidad para crear una atmósfera relajada entre las personas a las que se atiende o tratar de forma adecuada

sus problemas emocionales-. Esta composición nos permite entender que la etiología del síndrome pueda ser explicada en base a la teoría sociocognitiva del yo (v.g., Harrison, 1983; Cherniss, 1993; Thompson, Page y Cooper, 1993). Por otra parte, el Factor IV definido por los ítems 9, 18 y 19 —influir positivamente en la vida de otros mediante el trabajo, encontrarse animado después de trabajar para las personas y haber realizado muchas cosas que merecen la pena en el trabajo—, incorpora el *componente de sentido existencial* que los sujetos de estas profesiones otorgan al trabajo, en la línea de lo argumentado en el modelo de Pines (1993). No obstante, según presenta la solución factorial ajustada a tres factores (ver Tabla 2), estos dos factores pueden ser considerados como dos componentes de una misma dimensión (Realización personal en el trabajo). Asimismo, esta solución factorial sugiere que los tres factores obtenidos son prácticamente idénticos a los ofrecidos por Maslach y Jackson (1986) en el manual.

Nuestro resultado de cuatro factores es parcialmente similar al obtenido por Powers y Gose (1986) quienes presentan una solución de 4 factores que explican el 55% de la varianza. En este estudio, el Factor II estaba definido por los ítems 9, 12, 17, 18 y 19; y el Factor IV lo integraban los ítems 4, 7 y 21. Por otra parte Gold (1984), obtuvo que los ítems 4, 7 y 21 sólo presentaban cargas factoriales superiores a .30 si se consideraba un cuarto factor ($eigenvalue = .47$) en el que se agrupaba también el ítem 17 (.36). En este estudio el Factor III lo definían los ítems 9, 12, 17, 18 y 19. El ítem 17 con una carga factorial de .39.

El porcentaje de varianza explicado por los cuatro factores (48.90%) de nuestro estudio está dentro del intervalo que, de manera general, se ha obtenido en otros estudios revisados, y que oscila entre el 59% y el 40.1% (v.g., Abu-Hilal, 1995; Belcastro y col., 1983; Green y Walkey, 1988; Gup-

chup, Lively, Holiday-Goodman, Sisanga y Black, 1994; Iwanicki y Schwab, 1981; Kantas y Vassilaki, 1997; Koeske y Koeske, 1989; Lahoz y Mason, 1989; Oliver y col., 1990; Pedrabissi y col., 1994; Pelsma, Roland, Tollefson y Wigington, 1989; Powers y Gose, 1986; Söderfeldt y col., 1996).

Con relación a las cargas factoriales de los ítems, como se aprecia en la Tabla 1 y en la Tabla 2, prácticamente son factorialmente puros en su totalidad, es decir, al considerar las puntuaciones superiores a .40 se asocian a un solo factor. Al igual que ocurre en otros estudios revisados, la excepción la constituyen los ítems 6 y 16, que se encuentran en la dimensión de Agotamiento emocional y en la de Despersonalización (v.g., Belcastro y col., 1983; Byrne, 1992; 1993; Chan y Hui, 1995; Gold, 1984; Gupchup y col., 1994; Holland y col., 1994; Iwanicki y Schwab, 1981; Lahoz y Mason, 1989), y el ítem 12 que en el análisis factorial inicial no se encuentra en ninguno de los dos factores que estiman realización personal en el trabajo, y cuando la solución factorial se ajusta a tres factores se encuentra en las dimensiones de Agotamiento emocional y de Realización personal en el trabajo (v.g., Chan y Hui, 1995; Byrne, 1992; 1993; Holland y col., 1994; Lahoz y Mason, 1989; Pierce y Molloy, 1989; Powers y Gose, 1986), con idéntica puntuación (.47) aunque de signo contrario.

Como ya se ha indicado en la introducción, en la última edición del manual del MBI, Maslach y col. (1996) recomiendan no considerar los ítems 12 y 16 al realizar análisis factorial confirmatorio, pues de manera sistemática se obtienen resultados similares a los de este estudio.

A la espera de futuros estudios en los que mediante el análisis factorial confirmatorio se ponga a prueba la solución factorial obte-

nida, podemos considerar que nuestros resultados ofrecen tres dimensiones similares a las del manual. Como aparece en la Tabla 3, las medias, desviaciones típicas y valores de consistencia interna para las subescalas de Realización personal en el trabajo y Agotamiento emocional, son similares a las obtenidas por Maslach y Jackson (1986), aunque los valores de la media y el alfa de Cronbach para la subescala de Despersonalización resultaron algo más bajos en nuestro estudio. Asimismo, las correlaciones entre las escalas del cuestionario son parecidas a las del manual. No obstante, hay que señalar que nuestra adaptación presenta algunas debilidades. Por una parte, es necesario considerar que la dimensión de Realización personal en el trabajo se desdobló en dos constructos (competencia profesional autopercebida y sentido existencial del trabajo). Por otra parte, están los resultados obtenidos para los ítems 6, 12 y 16 que aparecen factorialmente ambiguos. Aunque el problema con los ítems 12 y 16 desaparece al no ser considerados para la factorización, el ítem 6 continúa agrupándose con los ítems que miden agotamiento emocional (.50) y con los de despersonalización (.40). Asimismo, estos resultados deben ser replicados mediante estudios factoriales confirmatorios.

Como conclusión podemos afirmar que, en base a la muestra de nuestro estudio, la adaptación al castellano del MBI reúne los suficientes requisitos de validez factorial y consistencia interna como para ser empleada en la estimación del síndrome de quemarse por el trabajo en nuestro contexto sociocultural.

Nota

- ¹ Los resultados de este estudio están referidos a la adaptación catalana del MBI.

Referencias

- Abu-Hilal, M. M. (1995). Dimensionality of burnout: Testing for invariance across Jordanian and Emirati teachers. *Psychological Reports*, 77, 1367-1375.
- Abu-Hilal, M. M. y Salameh, K. M. (1992). Validity and reliability of the Maslach Burnout Inventory for a sample of non-western teachers. *Educational and Psychological Measurement*, 52(1), 161-169.
- Belcastro, P. A., Gold, R. S. y Hays, L. C. (1983). Maslach Burnout Inventory: Factor structures for samples of teachers. *Psychological Reports*, 53, 364-366.
- Bhana, A. y Haffejee, N. (1996). Relation among measures of burnout, job satisfaction, and role dynamics for a sample of South African child-care social workers. *Psychological Reports*, 79, 431-434.
- Brookings, J. B., Boltob, B., Brown, C. E. y McEvoy, A. (1985). Self-reported job burnout among female human service professionals. *Journal of Occupational Behaviour*, 6, 143-150.
- Byrne, B. (1992). The Maslach Burnout Inventory: Validating factorial structure and invariance across intermediate, secondary, and university educators. *Multivariate Behavioral Research*, 26(4), 583-605.
- Byrne, B. (1993). The Maslach Burnout Inventory: Testing for factorial validity and invariance across elementary, intermediate and secondary teachers. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 66, 197-212.
- 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, 15-25.
- Cherniss, C. (1993). The role of professional self-efficacy in the etiology of burnout. En W. B. Schaufeli, C. Maslach y T. Marek (eds.), *Professional burnout: Recent developments in theory and research* (pp. 135-149). London: Taylor & Francis.
- Dignam, J. T., Barrera, M., Jr., y West, S. G. (1986). Occupational stress, social support, and burnout among correctional officers. *American Journal of Community Psychology*, 14(2), 177-193.
- Ferrando, J. y Pérez, J. (1996). Un instrumento para medir quemazón profesional en los docentes: adaptación catalana del «Maslach Burnout Inventory (MBI)». *Revista de Psiquiatria de la Facultad de Medicina de Barcelona*, 23(1), 11-18.
- Fimian, M. J. y Blanton, L. P. (1987). Stress, burnout, and role problems among teachers trainees and first-year teachers. *Journal of Occupational Behaviour*, 8(2), 157-165.
- Firth, H., McIntee, J., McKeown, P. y Britton, P. G. (1985). Maslach Burnout Inventory: Factor structure and norms for British nursing staff. *Psychological Reports*, 57, 147-150.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30(1), 159-165.
- García, M., Llor, B. y Sáez, C. (1994). Estudio comparativo de dos medidas de burnout en personal sanitario. *Anales de Psiquiatria*, 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, Facultad de Psicología, Universidad de La Laguna.
- Gil-Monte, P. R. y Peiró, J. M. (1996): Un estudio sobre antecedentes significativos del «síndrome de quemarse por el trabajo» («burnout») en trabajadores de centros ocupacionales para discapacitados psíquicos. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 12(1), 67-80.
- Gil-Monte, P. R. y Peiró, J. M. (1997a): A longitudinal study on burnout syndrome in nursing professionals. *Quaderni di Psicologia del Lavoro*, 5(*Feelings work in Europe*), 407-414.
- Gil-Monte, P. R. y Peiró, J. M. (1997b). *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 Gestao*, 4(1), 165-179.
- Gold, Y. (1984). The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory in a sample of California elementary and junior high school classroom teachers. *Educational and Psychological Measurement*, 44, 1009-1016.
- Gold, Y., Bachelor, P. y Michael, W. B. (1989). The dimensionality of a modified form of the Maslach Burnout Inventory for university students in a teachers-training program. *Educa-*

tional and Psychological Measurement, 49(3), 549-561.

Gold, Y., Roth, R. A., Wrighth, C. R., Michael, W. B. y Chen, C. (1992). The factorial validity of a teacher burnout measure (Educators Survey) administered to a sample of beginning teachers in elementary and secondary schools in California. *Educational and Psychological Measurement*, 52(3), 761-768.

Gorp, K. y Schaufeli, W. B. (1993, septiembre). *Burnout and cognitive withdrawal: A social exchange perspective*. Trabajo presentado en el «Third ENOP workshop on Personnel Psychology in Health Care Organizations, Cracovia (Polonia).

Green, D. E. y Walkey, F. H. (1988). A confirmation of the three-factor structure of the Maslach Burnout Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 48, 579-585.

Gupchup, G. H., Lively, B. T., Holiday-Goodman, M., Sisanga, W. W. y Black, C. D. (1994). Maslach Burnout Inventory: Factor structures for Pharmacists in health maintenance organizations and comparison with normative data for USA Pharmacists. *Psychological Reports*, 74, 891-895.

Harrison, W. D. (1983). A social competence model of burnout. En B. A. Farber (ed.), *Stress and burnout in the human services professions* (1985, 2ª ed., pp. 29-39). New York: Pergamon Press.

Holland, P. J., Michael, W. B. y Kim, S. (1994). Construct validity of the Educators Survey for a sample of middle school teachers. *Educational and Psychological Measurement*, 54(3), 822-829.

Iwanicki, E. F. y Schwab, R. L. (1981). A cross validation study of the Maslach Burnout Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 41, 1167-1174.

Jones, J. W. (1980). *The Staff Burnout Scale for Health Professionals (SBS-HP)*. Park Ridge, Illinois: London House.

Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to analysis factorial. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.

Kantas, A. y Vassilaki, E. (1997). Burnout in Greek teachers: Main findings and validity of the Maslach Burnout Inventory. *Work & Stress* 11(1), 94-100.

Koeske, G. F. y Koeske, R. D. (1989). Construct validity of the Maslach Burnout Inventory:

A critical review and reconceptualization. *Journal of Applied Behavioral Science*, 25(2), 131-144.

Lahoz, M. R. y Mason, H. L. (1989). Maslach Burnout Inventory: Factor structures and norms for USA pharmacists. *Psychological Reports*, 64(3), 1059-1063.

Leiter, M. P. y Maslach, C. (1988). The impact of interpersonal environment on burnout and organizational commitment. *Journal of Organizational Behavior*, 9, 297-308.

Leiter, M. P. y Schaufeli, W. B. (1996). Consistency of the burnout construct across occupations. *Anxiety, Stress, and Coping*, 9, 229-243.

Maslach, C. y Jackson, S. E. (1986). *Maslach Burnout Inventory* (2ª ed, 1981 1ª ed.). Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.

Maslach, C., Jackson, S. E. y Leiter, M. P. (1996). *Maslach Burnout Inventory manual* (3ª ed.). Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.

Moreno, B. y Oliver, C. (1992, julio). *El MBI como escala de estrés en profesionales asistenciales: adaptación y nuevas versiones*. Trabajo presentado en el «Congreso Iberoamericano de Psicología, Madrid.

Nelson, H. W., Pratt, C. C., Carpenter, C. E. y Walter, K. L. (1995). Factor affecting volunteer long-term care ombudsman organizational commitment and burnout. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 24(3), 213-233.

Nunnally, N. C. (1978). *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw-Hill.

Oliver, C. (1993). *Análisis de la problemática de estrés en el profesorado de enseñanza media: el burnout como síndrome específico*. Tesis doctoral, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Madrid.

Oliver, C., Pastor, J., Aragonese, A. y Moreno, B. (1990). Una teoría y una medida del estrés laboral asistencial. En Colegio Oficial de Psicólogos (ed.), *II Congreso del Colegio Oficial de Psicólogos: Vol. 5'. Psicología y salud: Psicología de la salud* (pp. 291-297). Madrid: COP.

Olmedo, E. (1993). *Propiedades psicométricas del constructo burnout*. Tesis de licenciatura, Facultad de Psicología, Universidad de La Laguna.

Pedrabissi, L., Santinello, M. y Vialetto, A. (1994). *La síndrome del burnout: Una ricerca tra gli insegnanti e gli operatori dei servizi psichiatrici del Friuli-Venezia Giulia*. Pordedone: Biblioteca dell'Immagine.

- Pelsma, D. M., Roland, B., Tollefson, N. y Wigington, H. (1989). Parent burnout: Validation of the Maslach Burnout Inventory with a sample of mothers. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 22(2), 81-87.
- Perlman, B. y Hartman, E. A. (1982). Burnout: Summary and future research. *Human Relations*, 35(4), 283-305.
- Pierce, C. M. y Molloy, G. N. (1989). The construct validity of the Maslach Burnout Inventory: Some data from down under. *Psychological Report*, 65, 1340-1342.
- Pines, A. M. (1993). Burnout: An existential perspective. En W. B. Schaufeli, C. Maslach y T. Marek (eds.), *Professional burnout: Recent developments in theory and research* (pp. 33-51). London: Taylor & Francis.
- Pines A. y Aronson, E. (1988). *Career burnout: Causes and cures*. New York: The Free Press.
- Powers, S. y Gose, K. F. (1986). Reliability and construct validity of the Maslach Burnout Inventory in a sample of university students. *Educational and Psychological Measurement*, 46, 251-255.
- Schaufeli, W. B. y Dierendonck, D. (1993). The construct validity of two burnout measures. *Journal of Organizational Behavior*, 14, 631-647.
- Schaufeli, W. B., Enzmann, D. y Girault, N. (1993). Measurement of burnout: A review. En W. B. Schaufeli, C. Maslach y T. Marek (eds.), *Professional burnout: Recent developments in theory and research* (pp. 199-215). London: Taylor & Francis.
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., Maslach, C. y Jackson, S. E. (1996). The Maslach Burnout Inventory: General Survey. En C. Maslach, S. E. Jackson y M. P. Leiter, *Maslach Burnout Inventory manual* (3^a ed.). Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.
- Schwab, R. L. (1986). Burnout in education. En C. Maslach y S. E. Jackson, *Maslach Burnout Inventory* (2^a ed., pp. 18-22). Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.
- Seisdedos, N. (1997). MBI. Inventario «Burnout» de Maslach: manual. Madrid: TEA.
- Söderfeldt, M., Söderfeldt, B., Warg, L. y Ohlson, C. (1996). The factor structure of the Maslach Burnout Inventory in two Swedish human service organizations. *Scandinavian Journal of Psychology*, 37, 437-433.
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (1989). *Using multivariate statistics*. Nueva York: Harper Collins.
- Thompson, M. S., Page, S. L., Cooper, C. L. (1993). A test of Caver and Scheier's self-control model of stress in exploring burnout among mental health nurses. *Stress Medicine*, 9, 221-235.
- Van Yperen, N. W. (1995). Communal orientation and the burnout syndrome among nurses: A replication and extension. *Journal of Applied Psychology*, 26(4), 338-354.

Aceptado el 17 de diciembre de 1998

