



Revista Colombiana de Psiquiatría

ISSN: 0034-7450

revista@psiquiatria.org.co

Asociación Colombiana de Psiquiatría  
Colombia

Simancas-Pallares, Miguel Angel; Fortich Mesa, Natalia; González Martínez, Farith  
Damián

Validez y consistencia interna del Inventario Maslach para burnout en estudiantes de  
Odontología de Cartagena, Colombia

Revista Colombiana de Psiquiatría, vol. 46, núm. 2, abril-junio, 2017, pp. 103-109

Asociación Colombiana de Psiquiatría  
Bogotá, D.C., Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80650840008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



# REVISTA COLOMBIANA DE PSIQUIATRÍA

www.elsevier.es/rcp



## Artículo original

# Validez y consistencia interna del Inventario Maslach para burnout en estudiantes de Odontología de Cartagena, Colombia



Miguel Angel Simancas-Pallares<sup>a,\*</sup>, Natalia Fortich Mesa<sup>b</sup>  
y Farith Damián González Martínez<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Investigación, Facultad de Odontología, Universidad de Cartagena, Cartagena, Colombia

<sup>b</sup> Área de Investigación, Programa de Odontología, Corporación Universitaria Rafael Núñez, Cartagena, Colombia

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 10 de julio de 2015

Aceptado el 28 de febrero de 2016

On-line el 1 de abril de 2016

Palabras clave:

Análisis factorial

Burnout

Escalas

Estudios de validación

## R E S U M E N

**Objetivo:** Determinar la consistencia interna y la validez de contenido del Inventario Maslach para burnout-Encuesta para estudiantes (IMB-EE) en estudiantes de Odontología de Cartagena, Colombia.

**Material y métodos:** Estudio de validación de una escala en 886 estudiantes de Odontología de Cartagena (Colombia). Se determinó la estructura de factores a través de análisis factorial exploratorio y confirmatorio, y la consistencia interna, con el coeficiente alfa de Cronbach. El análisis estadístico se realizó empleando Stata v.13.2 para Windows (StataCorp., Estados Unidos) y Mplus v.7.31 (Muthén & Muthén, Estados Unidos).

**Resultados:** La consistencia interna general fue  $\alpha = 0,806$ . La solución factorial mostró tres factores que explican el 56,6% de la varianza. El análisis factorial confirmatorio mostró:  $\chi^2 = 926,036$ ;  $gl = 85$ ;  $RCEMA = 0,106$  (intervalo de confianza del 90%, 0,100-0,112);  $ICA = 0,947$ ;  $ITL = 0,934$ .

**Conclusiones:** El IMB muestra adecuada consistencia interna y una estructura factorial coherente con la propuesta original, pero con ajuste pobre, lo cual no refleja adecuada validez de contenido en esta muestra.

© 2016 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

## Validity and internal consistency of the Maslach Burnout Inventory in Dental Students from Cartagena, Colombia

## A B S T R A C T

**Objective:** To determine the internal consistency and content validity of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI-SS) in dental students from Cartagena, Colombia.

**Keywords:**

Factor analysis

Burnout

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: msimancasp@unicartagena.edu.co (M.A. Simancas-Pallares).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.rcp.2016.02.003>

0034-7450/© 2016 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Scales  
Validation studies

**Materials and methods:** Scale validation study in 886 dental students from Cartagena, Colombia. Factor structure was determined through exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA). Internal consistency was measured using the Cronbach's alpha coefficient. Analyses were performed using the Stata v.13.2 for Windows (Statacorp., USA) and Mplus v.7.31 for Windows (Muthén & Muthén, USA) software.

**Results:** Internal consistency was  $\alpha=.806$ . The factor structure showed three that accounted for the 56.6% of the variance. CFA revealed:  $\chi^2 = 926.036$ ;  $df = 85$ ;  $RMSEA=.106$  (90%CI, .100-.112);  $CFI=.947$ ;  $TLI=.934$ .

**Conclusions:** The MBI showed an adequate internal consistency and a factor structure being consistent with the original proposed structure with a poor fit, which does not reflect adequate content validity in this sample.

© 2016 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

## Introducción

*Burnout* es un término históricamente empleado para referirse a un síndrome caracterizado por agotamiento emocional y cinismo (desarrollo de indiferencia y/o actitudes distantes hacia otras personas) que ocurre frecuentemente entre individuos que de algún modo «trabajan con personas». Un aspecto fundamental del síndrome de *burnout* (SB) es la percepción incrementada de agotamiento emocional, y estas dos características del SB están relacionadas de alguna forma. Un tercer aspecto del SB es la tendencia a autoevaluarse negativamente, en particular con respecto al trabajo propio con otras personas. Los trabajadores se sienten poco felices consigo mismos y con sus logros laborales<sup>1</sup>.

Por cuanto el personal de salud y los estudiantes de Odontología en particular incluyen esta categoría de atención a humanos, la intensidad de estos síntomas puede verse incrementada y afectar a diversos aspectos de la vida personal y profesional. Mafla et al<sup>2</sup> determinaron en 2014 que el 7% de los estudiantes de Odontología en Colombia cumplen criterios de SB. Así, la medición de este constructo se convierte en aspecto de importancia para garantizar el adecuado bienestar psicológico.

La medición de este constructo originalmente tuvo su justificación para profesionales que trabajan en instituciones para la atención de seres humanos. El instrumento constaba de 25 ítems, una estructura de tres factores (agotamiento emocional, realización personal, despersonalización) y un cuarto factor opcional (participación)<sup>1</sup>. El hecho que el SB se encontrara inicialmente solo en los trabajadores de servicios humanos se debe en gran medida a un hecho artificial resultante del uso universal del Inventario Maslach para *Burnout* (IMB). A saber, este cuestionario se puede aplicar solamente al grupo poblacional mencionado anteriormente, debido a que incluye dimensiones que se definen en términos de las interacciones con los encuestados.

Aun cuando el IMB ha sido el instrumento más universalmente aceptado, en la actualidad se cuenta con otras alternativas como el Inventario Oldenburg para *Burnout* (IOB)<sup>3</sup>, el *Burnout Measure* (BM)<sup>4</sup> y el Inventario Copenhagen para *Burnout* (ICB)<sup>5</sup>. El IOB tiene dos subescalas (agotamiento y desvinculación), se basa en el argumento de que el IMB tiene

limitaciones psicométricas debido a que los ítems se evalúan todos en la misma dirección (positivos o negativos). El BM se diseñó solo para la medición exclusiva de agotamiento. Los ítems están escritos de forma general, por lo que se puede aplicar a cualquier grupo poblacional. El estudio de las propiedades psicométricas de esta medición ha revelado problemas teóricos subyacentes<sup>6</sup>. Por su parte, el ICB permite evaluar SB libre de contexto (grupo poblacional específico).

Debido al creciente interés en la medición de este fenómeno, la aparición temprana de trastornos mentales comunes en población joven, y teniendo en cuenta que los estudiantes de ciencias de la salud dedican al menos un 40-60% de su tiempo de entrenamiento profesional y dedicación horaria en atención de seres humanos, respectivamente, lo cual puede conllevar a agotamiento emocional y, por lo tanto, *burnout*, se diseñó una versión para cribar SB en estudiantes (IMB-Encuesta para estudiantes [IMB-EE]). Esta versión consiste de 15 ítems con enunciados afirmativos, cuya redacción se modificó en algunos ítems para adecuarlos al contexto de estudiantes, y se cuenta con diversos idiomas para su aplicación, entre ellos el español<sup>7,8</sup>.

Rostami et al. evaluaron en 2013 las propiedades psicométricas del IMB-EE en 238 estudiantes de sexo femenino de una universidad en Isfahán. La consistencia interna se evaluó con el coeficiente alfa de Cronbach según las subescalas y reveló valores entre  $\alpha=0,84$  y  $\alpha=0,90$ ; la estructura factorial determinada mediante análisis factorial exploratorio (AFE) mostró tres factores, llamados agotamiento emocional, cinismo y eficacia académica. Concluyeron que este instrumento presenta adecuadas validez y consistencia interna para la medición del constructo<sup>9</sup>. Sin embargo, este estudio se llevó a cabo solo en mujeres, y su validez se determinó a través de AFE, por lo que es necesario reportar análisis factorial confirmatorio (AFC) para realizar adecuadas inferencias sobre la validez de contenido de este fenómeno.

Diversas investigaciones describen el uso de IMB-EE para la evaluación de SB en estudiantes de Odontología en diversos idiomas. Sin embargo, actualmente en Colombia no se cuenta con estudios que describan las propiedades psicométricas incluyendo AFC del IMB-EE en español. Por lo tanto, el objetivo del presente estudio es determinar la validez de contenido y la consistencia interna del IMB-EE en estudiantes de Odontología de Cartagena, Colombia.

## Material y métodos

Estudio de validación de una escala de cribado sin criterio de referencia. Debido a que en Cartagena existen solo tres facultades de Odontología, lo cual se considera una población cautiva, geográfica y espacialmente bien definida, se decidió realizar un censo. En este sentido, los estudiantes de las tres universidades diligenciaron el instrumento anónimamente después de conocer los objetivos de la investigación, teniendo en cuenta las consideraciones éticas descritas en la Resolución 008430 para investigación en salud en Colombia.

La muestra del presente estudio pertenece a otro estudio más amplio y desarrollado en 2011 en Colombia: The STRESSCODE Study<sup>2</sup>, liderado por la Universidad Cooperativa de Colombia, sede Pasto, cuyo protocolo contó con la aprobación del Comité de Ética de dicha institución. No obstante, los comités de investigación en odontología de las tres facultades de Odontología participantes en este estudio aprobaron el protocolo posteriormente. Asimismo, los participantes aceptaron su participación firmando un consentimiento informado escrito.

### Características de la población

Se invitó a participar a todos los estudiantes de pregrado de Odontología de tres facultades de Odontología en Cartagena, Colombia. Los criterios de inclusión fueron: estudiantes que aceptaran participar voluntariamente y estuvieran matriculados y activos académicamente en el segundo periodo académico de 2011 y el primer periodo académico de 2012 durante la ejecución del STRESSCODE Study.

El STRESSCODE Study es un estudio multicéntrico realizado entre 2011 y 2012 sobre 5.647 estudiantes de Odontología en Colombia. Aplicando una batería de pruebas, permitió conocer la prevalencia de estrés, angustia psicológica, *burnout*, autorregulación general y factores relacionados. Sin embargo, por consideraciones técnicas y de investigación, el presente estudio describe solo la validez y la consistencia interna del IMB-EE en estudiantes de Cartagena que cumplieran los criterios de inclusión mencionados.

### Instrumento

El IMB es una escala que consta de 15 ítems expresados en forma de afirmaciones que indagan sobre la presencia de aspectos relacionados con SB, como «Me siento emocionalmente agotado por mis estudios» o «yo he llegado a ser más cínico acerca de la utilidad potencial de mis estudios», medidos en tres factores: agotamiento emocional, cinismo y eficacia académica reducida. El tiempo total requerido para la aplicación de esta escala es de unos 5-8 min.

La puntuación de sus respuestas tipo Likert permite conocer la frecuencia de aparición de estos aspectos. Varían en una escala de 0 (nunca) a 6 (diariamente) y se considera dimensional por cuanto no tiene un punto de corte. Por lo tanto, sus puntuaciones pueden variar desde 0 (menor intensidad) a 90 (mayor intensidad del constructo).

La versión en español empleada en este estudio deriva de la ya utilizada en The STRESSCODE Study y a la que se aplicó

un proceso de adaptación transcultural previo incluyendo traducción inglés-español y luego español-inglés por personal científico calificado<sup>2</sup>.

### Análisis estadístico

Inicialmente se realizó estadística descriptiva. Para las variables cualitativas se calcularon proporciones y para variables cuantitativas, media  $\pm$  desviación estándar o mediana [intervalo intercuartílico], dependiendo de la simetría de la distribución. La consistencia interna se estimó con el coeficiente alfa de Cronbach en general y también en cada una de las subescalas (dominios).

Para la evaluación de la validez de contenido, se determinó la factorizabilidad de la matriz con la prueba de esfericidad de Barlett y la prueba de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin. Posteriormente, se realizó AFE para conocer la estructura de factores. El número de factores a extraer se determinó a través de los valores propios y un gráfico de sedimentación de Catell. Para definir la conformación de los factores, se tomaron en cuenta las cargas factoriales con valor  $\geq 0,40$ . Se empleó rotación oblicua (promax), puesto que se consideró que los posibles factores estarían correlacionados entre sí.

Para proceder con el AFC, inicialmente se verificó la normalidad multivariable empleando el test de Mardia. Aunque no se encontró normalidad multivariable, el AFC es robusto para este tipo de supuestos cuando se tienen tamaños de muestra amplios ( $> 200$ ) y no hay normalidad multivariable<sup>10</sup>. El AFC se realizó para confirmar la estructura de factores previamente determinado en el AFE, y así, la validez de contenido a través de Mínimos Cuadrados Parciales con Media y Varianza Ajustada (MCPMVA). Para la evaluación del ajuste del modelo, se determinaron los siguientes estadísticos:  $\chi^2$ , grados de libertad (gl), raíz cuadrada del error medio de aproximación (RCEMA) e intervalo de confianza del 90% (IC90%), índice comparativo de ajuste (ICA) e índice de Tucker-Lewis (ITL). La evaluación de estos estadísticos (ajuste del modelo) se realizó empleando los criterios propuestos por Hu y Bentler así:  $p > 0,05$ , RCEMA  $\leq 0,06$ , ICA  $\geq 0,95$  e ITL  $\geq 0,95$ <sup>11</sup>.

El análisis estadístico descriptivo y el AFE se realizaron en el paquete Stata v.13.2 para Windows (StataCorp.; College Drive Station, Texas, Estados Unidos); el AFC se realizó empleando Mplus v.7.31 para Windows (Muthén & Muthén, Los Ángeles, California, Estados Unidos).

## Resultados

La escala IMB-EE se aplicó a un total de 886 sujetos; de ellos, el 59,3% eran mujeres, el 44,1% cursaba semestres de ciclo académico clínico, en su mayoría pertenecientes al estrato 3, y el 54,39% provenía de universidad privada. La media de edad era  $20,42 \pm 2,8$  años. La figura 1 muestra el flujograma de ingreso al estudio. La tasa de respuesta a la encuesta varió del 88 al 100% (media, 92,5%).

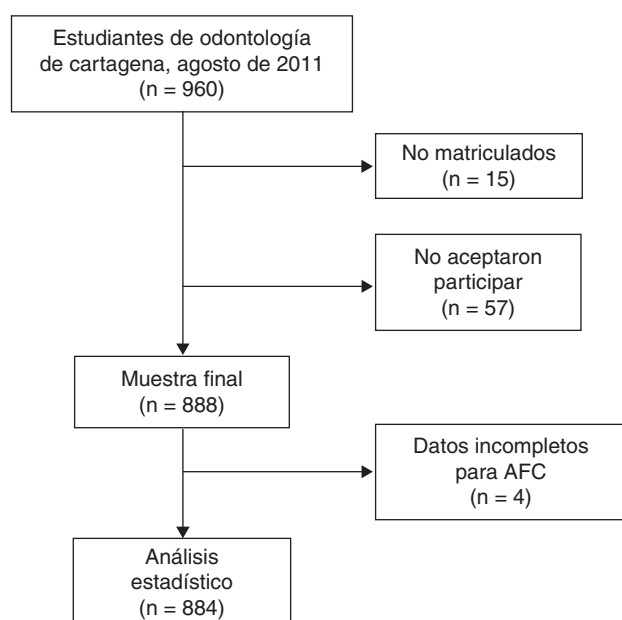
Las puntuaciones del IMB-EE se encontraron entre 0 y 90. Las puntuaciones más altas en la escala correspondieron a medias de 5,11 y 4,93, que se encontraron en los ítems «Yo he aprendido muchas cosas interesantes durante el curso de

**Tabla 1 – Estadística descriptiva de cada uno de los reactivos componentes de la escala IMB-EE (Cartagena de Indias, febrero a agosto de 2011, estudiantes encuestados)**

Ítem	Media ± DE	CIPT	CIO
Me siento emocionalmente agotado por mis estudios	3,650 ± 1,800	0,286	0,805
Me siento agotado al final del día en la universidad	4,370 ± 1,680	0,102	0,818
Me siento cansado cuando me levanto en la mañana y tengo que enfrentar otro día en la universidad	3,660 ± 1,950	0,336	0,801
Estudiar y asistir a clase es realmente una tensión para mí	2,490 ± 1,960	0,519	0,788
Me siento quemado por mis estudios	2,250 ± 1,950	0,572	0,784
Yo he llegado a estar menos interesado en mis estudios desde que me inscribí en la universidad	1,310 ± 1,690	0,569	0,784
Yo he llegado a estar menos entusiasmado acerca de mis estudios	1,390 ± 1,690	0,618	0,781
Yo he llegado a ser más cínico acerca de la utilidad potencial de mis estudios	1,230 ± 1,680	0,515	0,788
Yo dudo de la significancia de mis estudios	1,230 ± 1,820	0,465	0,792
Yo puedo resolver efectivamente los problemas que surgen en mis estudios	3,980 ± 1,980	0,210	0,810
Yo creo que realizo una efectiva contribución a las clases a las que asisto	3,900 ± 1,800	0,310	0,803
En mi opinión, yo soy un buen estudiante	4,540 ± 1,640	0,455	0,793
Yo me siento estimulado cuando yo logro mis metas de estudio	4,930 ± 1,590	0,436	0,794
Yo he aprendido muchas cosas interesantes durante el curso de mis estudios	5,110 ± 1,500	0,419	0,796
Durante las clases yo me siento confiado de que soy efectivo en hacer las cosas	4,700 ± 1,480	0,468	0,792

CIO: consistencia interna si el ítem se omitiera; CIPT: correlación ítem-puntuación total; DE: desviación estándar.

mis estudios» y «Yo me siento estimulado cuando yo logro mis metas de estudio». Las más bajas se encontraron en los ítems «Yo dudo de la significancia de mis estudios» y «Yo he llegado a ser más cínico acerca de la utilidad potencial de mis estudios», con una media de 1,23. Las puntuaciones obtenidas en cada uno de los dominios de la escala se presentan en la tabla 1. Por dominios, la más baja correspondió a cinismo.

**Figura 1 – Flujograma del estudio. AFC: análisis factorial confirmatorio.**

### Validez de contenido

La prueba de esfericidad de Barlett aplicada en el AFE arrojó  $\chi^2=6.924,232$ ,  $gl=105$  y  $p<0,001$ ; la prueba de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin: 0,8529. La estructura factorial indica tres factores: el factor I se denominó «agotamiento emocional» y mostró un autovalor de 3,96 que explicaba el 26,41% de la varianza total; el factor II, que se denominó «cinismo», alcanzó un autovalor de 3,45, que daba cuenta del 23% de la varianza total, y el factor III, que se denominó «eficacia académica reducida», alcanzó un autovalor de 1,08, que explicó el 7,26% de la varianza total. En la tabla 2 se muestra la solución factorial obtenida.

El AFC arrojó como resultado los siguientes índices de ajuste:  $\chi^2=1.137,38$ ,  $gl=87$ ,  $RCEMA=0,117$  (IC90%, 0,111-0,123),  $ICA=0,934$  e  $ITL=0,920$ . No obstante, después de aplicar dos índices de modificación, se obtuvieron los siguientes índices de ajuste:  $\chi^2=926,036$ ,  $gl=85$ ,  $RCEMA=0,106$  (IC90%, 0,100-0,112),  $ICA=0,947$  e  $ITL=0,934$ .

### Consistencia interna

En general, la escala arrojó  $\alpha=0,806$  (IC95%, 0,787-0,819). Por factores, el estadístico estuvo representado así: factor I, 0,839 (IC95%, 0,825-0,854); factor II, 0,859 (IC95%, 0,839-0,866), y factor III, 0,871 (IC95%, 0,850-0,8744).

### Discusión

Diversos estudios han empleado el IMB-EE en su versión en español para cuantificación del SB, e indican prevalencias que varían del 7 al 28%<sup>2,12,13</sup>. Sin embargo, pocos estudios han

**Tabla 2 – Resultados del análisis factorial exploratorio (AFE). Cargas para los ítems y unidades (Cartagena de Indias, febrero a agosto de 2011, estudiantes encuestados)**

Ítem	Factor I	Factor II	Factor III	Unidad
Me siento emocionalmente agotado por mis estudios	0,7394			0,4330
Me siento agotado al final del día en la universidad	0,6909			0,4615
Me siento cansado cuando me levanto en la mañana y tengo que enfrentar otro día en la universidad	0,7030			0,4573
Estudiar y asistir a clase es realmente una tensión para mí	0,6459			0,3484
Me siento quemado por mis estudios	0,6175			0,3443
Yo he llegado a estar menos interesado en mis estudios desde que me inscribí en la universidad		0,7569		0,3251
Yo he llegado a estar menos entusiasmado acerca de mis estudios		0,7724		0,2749
Yo he llegado a ser más cínico acerca de la utilidad potencial de mis estudios		0,8075		0,3525
Yo dudo de la significancia de mis estudios		0,6621		0,4991
Yo puedo resolver efectivamente los problemas que surgen en mis estudios			0,5585	0,6692
Yo creo que realizo una efectiva contribución a las clases a las que asisto			0,6812	0,5259
En mi opinión, yo soy un buen estudiante			0,8128	0,3477
Yo me siento estimulado cuando yo logro mis metas de estudio			0,7996	0,2757
Yo he aprendido muchas cosas interesantes durante el curso de mis estudios			0,7443	0,2771
Durante las clases, yo me siento confiado de que soy efectivo en hacer las cosas			0,7938	0,3775

explorado su validez y su consistencia interna en este idioma y para poblaciones en Colombia<sup>2</sup>. En este sentido, los resultados de este estudio proveen el primer acercamiento a la validez de contenido y la consistencia interna de esta escala en español en estudiantes de Odontología de Cartagena, Colombia.

En estudios de validación, es necesario tener en cuenta las características de la población, en especial cuando la prueba se aplica a población general; la edad y el sexo de los participantes podrían suponer un obstáculo para generalizar los resultados obtenidos<sup>14</sup>, debido a que el riesgo de sufrir SB puede ser distinto según esas características sociodemográficas; este es uno de los principales motivos para desarrollar el IMB-EE, dado que el contexto al que la versión general de la escala se aplicaba tradicionalmente no era apropiado para estudiantes y suponía sesgos de medición.

En este sentido, los resultados de este estudio son solamente aplicables a estudiantes matriculados de las tres facultades de Odontología de la ciudad de Cartagena de los semestres de ciclo académico clínico, de estrato 3, en su mayoría, y de universidades privadas, lo que limita la aplicación del instrumento a otras áreas de la salud o a poblaciones con características diferentes de las de la muestra aquí incluida.

El IMB-EE es fácil de aplicar por la reducida cantidad de preguntas, y la escala empleada para la cuantificación del constructo permite hacer una medición rápida y confiable. Estas preguntas exploran los elementos mayores que pueden definir la presencia de SB, lo cual se refleja en una adecuada consistencia interna según el alfa de Cronbach calculado en general y también por los tres dominios propuestos, lo cual también concuerda con otros estudios que han validado el IMB-EE en otros idiomas<sup>10</sup>. Es importante tener en cuenta que la confiabilidad es un paso necesario para iniciar el proceso de estimación de validez, pero no necesariamente un instrumento confiable es válido y, a su vez, un instrumento válido carece de utilidad si no es lo suficientemente confiable, lo

cual refleja la necesidad de estimar la consistencia interna en estudios de validación para expresar la interrelación entre los ítems del constructo<sup>15-17</sup>.

Los resultados del presente estudio muestran que el IMB-EE en los estudiantes de pregrado de Odontología en Cartagena ofrece una estructura factorial duplicable en comparación con la versión originalmente propuesta<sup>1,11,18</sup> y estudios sobre la validez de contenido de esta escala en otros idiomas, como el portugués<sup>19</sup>. Los tres factores encontrados explican más de la mitad de la varianza; esto permite afirmar que el constructo está presente en los ítems que incluye esta escala. Este proceso es importante para la recolección de datos con adecuadas validez y confiabilidad y se debe realizar antes de iniciar cualquier estudio. Sin embargo, al evaluar los índices de ajuste ofrecidos, el AFC reflejó que el modelo presenta pobre ajuste. En este sentido, es necesario seguir investigando algunos ítems que en esta población no estén reflejando completamente la naturaleza del constructo a pesar que su estructura factorial se pudo duplicar en el análisis factorial exploratorio.

Una investigación en Isfahán para determinar la validez de la versión de la escala en persa mostró una estructura de tres factores, pero con dos ítems menos en el factor cinismo, que fueron incluidos en el factor de agotamiento emocional. Sin embargo, esos autores no desarrollaron AFC, aproximación imprescindible para determinar la validez de una escala<sup>9,20</sup>. Esta discordancia entre los hallazgos se puede explicar además porque en ese estudio se incluyó a mujeres exclusivamente, estudiantes con diversos niveles académicos (maestría y doctorado), lo cual puede suponer mayores fuentes de variación en la medición del constructo.

La justificación para la inclusión de índices de modificación (IM) en los modelos de AFC es que, identificando «áreas de tensión» en el modelo, se puedan aplicar estrategias estadísticas para mejorar la validez de contenido del instrumento, lo cual se refleja en la mejora de los índices de ajuste del modelo.

La modificación introducida al modelo se fundamenta en la similar redacción de los ítems «Me siento emocionalmente agotado por mis estudios» y «Me siento agotado al final del día en la universidad»; además, al pertenecer al mismo dominio, estos ítems pueden compartir la covarianza del error. Además, este fenómeno también se pudo observar en los ítems «Yo he llegado a ser más cínico acerca de la utilidad potencial de mis estudios» y «Yo dudo de la significancia de mis estudios». La utilidad de la inclusión de IM puede reflejarse entonces en la mejora estadísticamente significativa que se obtuvo del modelo al comparar los dos modelos en AFC<sup>10,20</sup>.

En este sentido, para el caso del IMB-EE, se aplicaron dos IM que resultaron en una mejora estadísticamente significativa del ajuste del modelo; sin embargo, aun así la escala presenta pobre ajuste con respecto a su validez de contenido. Estos hallazgos no concuerdan con lo reportado en otros estudios, que indican buen ajuste al emplear técnicas de AFC<sup>19</sup>. Las diferencias radican fundamentalmente en los criterios empleados para la evaluación del ajuste del modelo obtenido, que apuntan valores de ICA  $\geq 0,90$  y RCEMA  $< 0,10$ <sup>21,22</sup>. Sin embargo, en la presente investigación se emplearon criterios de evaluación más estrictos y universalmente acordes con la literatura científica estadística sobre AFC y modelado estructural de ecuaciones, que consideran ajuste «aceptable» del modelo si RCEMA  $\leq 0,06$ ,  $\chi^2$  con  $p > 0,05$  e ICA e ITL  $\geq 0,95$ . Aunque el modelo resultó con ajuste pobre, la significancia de la prueba de la  $\chi^2$  resulta esperable, debido a que su uso en las técnicas de AFC es sensible al tamaño de la muestra; al incrementar el tamaño muestral, este tenderá a ser significativo. Dado esto, se debe tener en cuenta otros estadísticos de ajuste como ICA, RCEMA e ITL para la evaluación del modelo<sup>6</sup>.

La medición del SB resulta importante debido a que permite la detección temprana de posibles casos, y así su intervención propende a disminuir sus graves consecuencias para la salud física y mental. En este sentido, históricamente pocos instrumentos se han propuesto para la medición de este constructo, de modo que el IMB es el más empleado; más del 90% de la investigación mundial sobre *burnout* se ha realizado con este instrumento<sup>5</sup>. Aunque se han propuesto varias versiones, entre ellas IMB-EE, con la finalidad de mejorar la detección del constructo en diferentes grupos poblacionales, diversos autores señalan las marcadas debilidades en el diseño del instrumento, lo cual puede comprometer los resultados del instrumento cuando se aplica a poblaciones diferentes de aquella para la que se desarrolló originalmente<sup>3</sup>. El agotamiento es el aspecto central de este síndrome, y el IMB al considerar los otros dos factores caracteriza erróneamente el concepto de *burnout*; dadas esas dimensiones, representan una estrategia de afrontamiento y una consecuencia de este síndrome respectivamente. Esto puede explicar parcialmente el pobre ajuste observado al evaluar su validez de contenido. Aunque estas hipótesis se derivan de investigaciones con el instrumento original para profesionales, se debe tener en cuenta que la versión para estudiantes es una adaptación.

Esto creó la necesidad de obtener nuevos instrumentos para la medición del SB, como el Inventario Copenhagen para *Burnout*<sup>5</sup> y la escala unidimensional del *burnout* estudiantil<sup>23</sup>. El primero de ellos está destinado para la medición del constructo en profesionales y el segundo, en estudiantes (diseñado originalmente en español). Este último aún no cuenta con

evidencia científica sobre su validez de contenido, pero los resultados del AFE evidencian que hay dos dimensiones divergentes respecto al IMB-EE: indicadores conductuales e indicadores actitudinales.

Esos hallazgos ponen de manifiesto la importancia de realizar estudios más profundos sobre la validez de contenido del IMB-EE y explorar otros instrumentos para esta población que puedan reflejar adecuada validez de contenido. Habrá que hacer futuros esfuerzos para mejorar este aspecto de su desempeño psicométrico, y así mejorar la calidad de las mediciones que se hacen con el instrumento y, por lo tanto, la posibilidad de generalizar los resultados derivados de estas investigaciones.

---

## Responsabilidades éticas

**Protección de personas y animales.** Los autores declaran que los procedimientos seguidos se conformaron a las normas éticas del comité de experimentación humana responsable y de acuerdo con la Asociación Médica Mundial y la Declaración de Helsinki.

**Confidencialidad de los datos.** Los autores declaran que han seguido los protocolos de su centro de trabajo sobre la publicación de datos de pacientes.

**Derecho a la privacidad y consentimiento informado.** Los autores han obtenido el consentimiento informado de los pacientes y/o sujetos referidos en el artículo. Este documento obra en poder del autor de correspondencia.

---

## Conflicto de intereses

Ninguno.

---

## Agradecimientos

A los estudiantes de pregrado pertenecientes a los grupos de investigación, quienes generosamente auxiliaron en el proceso de recolección de información. A las directivas de la Universidad de Cartagena por el apoyo académico y administrativo aportado durante la recogida de los datos de la presente investigación.

---

## BIBLIOGRAFÍA

1. Maslach C, Jackson SE. The measurement of experienced burnout. *J Occup Behav*. 1981;2:99-113.
2. Mafla AC, Villa-Torres L, Polychronopoulou A, Polanco H, Moreno-Juvinao V, Parra-Galvis D, et al. Burnout prevalence and correlates amongst Colombian dental students: the STRESSCODE study. *Eur J Dental Educ*. 2015;19:242-50.
3. Demerouti E, Bakker AB, Nachreiner F, Schaufeli WB. The job demands-resources model of burnout. *J Applied Psychol*. 2001;86:499-512.
4. Pines A, Aronson E. *Career burnout: Causes and cures*. 1.<sup>a</sup> ed. New York: Free Press; 1988.

5. Kristensen TS, Borritz M, Villadsen E, Christensen KB. The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work & Stress*. 2005;19:192-207.
6. Schaufeli WB, Van Dierendonck D. The construct validity of two burnout measures. *J Organ Behav*. 1993;14:631-47.
7. Salanova M, Schaufeli W. Exposure to burnout and its relationship to burnout. *Behav Inform Technol*. 2000;19:385-92.
8. Schaufeli WB, Salanova M, González-Romá V, Bakker AB. The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *J Happiness Studies*. 2002;3:71-92.
9. Rostami Z, Reza Abedi M, Schaufeli W, Ahmadi A, Sadeghi AH. The psychometric characteristics of Maslach Burnout Inventory Student Survey: Among students of Isfahan university. *Zahedan Journal of Research in Medical Sciences*. 2013;15:29-32.
10. Brown T. Confirmatory factor analysis for applied research. 2.a ed. New York: Guilford Press; 2015.
11. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 1999;6:1-55.
12. Bastidas CdRC, Ceballos OOD, Delgado LO. Síndrome de Burnout en estudiantes de pregrado de la Universidad de Nariño. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*. 2011;14:223.
13. Rísquez MIR, García CC, Tebar EDLAS. Resilience and burnout syndrome in nursing students and its relationship with sociodemographic variables and interpersonal relationship. *Int J Psychol Res*. 2012;5:86.
14. Campo-Arias A, Miranda-Tapia GA, Cogollo Z, Herazo E. Reproducibilidad del Índice de Bienestar General (WHO-5 WBI) en adolescentes estudiantes. *Revista Científica Salud Uninorte*. 2015:31.
15. Streiner DL. A checklist for evaluating the usefulness of rating scales. *Can J Psychiatry*. 1993;38:140-8.
16. Campo-Arias A, Herazo E, Oviedo HC. Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Rev Colomb Psiquiatr*. 2012;41:659-71.
17. Oviedo HC, Campo-Arias A. Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Rev Colomb Psiquiatr*. 2005;34:572-80.
18. Schaufeli WB, Martínez IM, Pinto AM, Salanova M, Bakker AB. Burnout and engagement in university students. A cross-national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*. 2002;33:464-81.
19. Carlotto MS, Câmara SG. Características psicométricas do Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI-SS) em estudantes universitários brasileiros. *Psico-USF*. 2006;11:167-73.
20. Harrington D. Confirmatory factor analysis. Oxford: Oxford University Press; 2008.
21. Byrne BM. Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming. New York: Routledge; 2013.
22. Marôco J. Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações. Sao Paulo: ReportNumber; 2010.
23. Macías AB. Validación psicométrica de la escala unidimensional del *burnout* estudiantil. *Rev Intercont Psicol Educ*. 2011;13:51-74.