



Acta universitaria

ISSN: 0188-6266

ISSN: 2007-9621

Universidad de Guanajuato, Dirección de Investigación y
Posgrado

Ornelas Contreras, Martha; Jurado García, Perla Jannet; Blanco Vega,
Humberto; Peinado Pérez, Jesús Enrique; Blanco Ornelas, José René
Composición factorial del Inventario de Burnout de Maslach para Estudiantes en universitarios mexicanos
Acta universitaria, vol. 30, e2516, 2020, Diciembre
Universidad de Guanajuato, Dirección de Investigación y Posgrado

DOI: <https://doi.org/10.15174/au.2020.2516>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41669751024>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Composición factorial del Inventario de Burnout de Maslach para Estudiantes en universitarios mexicanos

Factorial composition of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey in Mexican university students

Martha Ornelas Contreras¹, Perla Jannet Jurado García¹, Humberto Blanco Vega¹, Jesús Enrique Peinado Pérez¹, José René Blanco Ornelas^{1*}

¹Facultad de Ciencias de la Cultura Física, Universidad Autónoma de Chihuahua. Circuito Universitario Fracc. Campo Bello, C.P. 31124, Chihuahua, Chihuahua, México. jblanco@uach.mx

*Autor de correspondencia

Resumen

El presente estudio pretende indagar si se replican los resultados psicométricos propuestos por Schaufeli y colaboradores del Inventario de Burnout de Maslach para Estudiantes (MBI-SS, por sus siglas en inglés). La muestra total fue de 1222 estudiantes de las licenciaturas de Educación Física y Motricidad Humana que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua, México, con una edad media de 20.67 años (DE = 1.91). La muestra fue aleatoriamente dividida en dos partes con el fin de realizar estudios paralelos que permitieran corroborar y verificar los resultados obtenidos. La estructura factorial del inventario se analizó a través de análisis factoriales confirmatorios. Los análisis muestran que una estructura de tres factores es viable y adecuada. Los tres factores (agotamiento, cinismo y eficacia), atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, han mostrado adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Además, los resultados de los análisis factoriales llevados a cabo con las submuestras indican la existencia de fuertes evidencias de la estabilidad de la estructura factorial.

Palabras clave: Análisis factorial; instrumento de medida; psicometría; validez.

Abstract

The present study aims to investigate the psychometric results proposed by Schaufeli and collaborators for the Maslach Burnout Inventory-Student Survey. The total sample comprised 1222 participants; all of them are students of a degree in Physical Education and Human Motricity offered at the Autonomous University of Chihuahua, Mexico, with a mean age of 20.67 years (SD = 1.91). The sample was randomly divided into two parts to be able to carry out parallel studies that would corroborate and verify the results obtained. The factorial structure of the questionnaire was analyzed with confirmatory factor analysis. Psychometric analysis showed that a three-factorial structure was viable and adequate. The structure of the three factors (exhaustion, cynicism and efficiency), attending to substantive and statistic criteria, showed adequate indicators of validity and reliability adjustment. In addition, the factor analysis conducted with subsamples indicated the presence of strong evidence of factor structure stability.

Keywords: Factor analysis; measuring instrument; psychometry; validity.

Recibido: 13 de febrero de 2019

Aceptado: 16 de mayo de 2019

Publicado: 16 de septiembre de 2020

Como citar: Ornelas Contreras, M., Jurado García, P. J., Blanco Vega, H., Peinado Pérez, J. E., & Blanco Ornelas, J. R. (2020). Composición factorial del Inventario de Burnout de Maslach para Estudiantes en universitarios mexicanos. *Acta Universitaria* 30, e2516. doi: <http://doi.org/10.15174/au.2020.2516>

Introducción

El concepto de *burnout* fue usado por primera vez en 1960 en una novela de Graham Greene titulada *A Burnout case*; sin embargo, el psicoanalista Freudenberger (1974) es quien relaciona esta expresión al estado de fatiga y frustración obtenido de la dedicación a una causa, estilo de vida o relación que no contribuye en el refuerzo esperado por el sujeto que lo desarrolla. Freudenberger (2014) define el *burnout* como una combinación de cansancio emocional crónico, fatiga física, pérdida de interés por la actividad laboral, baja realización personal y deshumanización en el cuidado y atención. El *burnout* es un término inglés que se utiliza como una metáfora para explicar que la energía de las personas se drena; las personas que experimentan *burnout* pierden la capacidad de proporcionar contribuciones que impacten en su entorno (Schaufeli, Leiter & Maslach, 2009).

Existen dos perspectivas para definir el *burnout*: la primera corresponde a la perspectiva clínica, la cual considera al *burnout* como un estado al que llega la persona como consecuencia del estrés laboral; la segunda perspectiva es de carácter psicosocial, esta señala que las dimensiones del *burnout* (agotamiento, cinismo y baja realización personal) no aparecen como respuesta a un estrés determinado sino que surgen como un proceso continuo (Caballero, Hederich & Palacio, 2010). Los primeros en realizar estudios empíricos sobre el *burnout* con la perspectiva clínica fueron Maslach & Jackson (1981).

Sin embargo, el *burnout* no se ha limitado únicamente al entorno laboral, en diversos estudios se ha reportado que el *burnout* trasciende a otros ámbitos, entre ellos el contexto académico (González, Souto, Fernández & Freire, 2011; Moneta, 2011; Palacio, Caballero, González, Gravini & Contreras, 2012; Vizoso & Arias, 2016). Otros autores concluyen que los estudiantes sufren de *burnout* académico (Barraza, Ortega & Ortega, 2013; Casanova, Benedicto, Luna & Maldonado, 2016; González et al., 2011; Hinrichs, Ortiz & Pérez, 2016; Martínez, Bresó, Llorens & Grau, 2005; Morgan, De Bruin & De Bruin, 2014; Pepe-Nakamura, Míguez & Arce, 2014).

En relación con el *burnout* académico, se describe como la presencia simultánea de manifestaciones tales como: sensación de no poder dar más de sí mismo, física y psíquicamente; una actitud negativa de crítica; desvalorización; la pérdida de interés por trascender y del valor de estudiar; percibirse incompetente para realizar algo; presión por obtener logros académicos; angustia, entre otros (Caballero et al., 2010; Lee, Puig, Lea & Lee, 2013; Palacio et al., 2012; Rosales, 2012). Como consecuencia de lo anterior, se puede presentar una disminución en el rendimiento o el fracaso académico (Palacio et al., 2012; Rosales & Rosales, 2013; Rostami, Reza, Schaufeli, Ahmadi & Sadeghi, 2014).

Dos grandes enfoques predominan en el campo de estudio del *burnout*; por un lado, se aborda como un constructo tridimensional (Bresó, Salanova & Schaufeli, 2007; Maslach & Jackson, 1981) y por otro, como un constructo unidimensional (Barraza, 2011). Por su parte, los investigadores Mészáros, Ádám, Szabó, Szigeti & Urbán (2013) probaron un modelo bifactorial de *burnout*. En cuanto al *burnout* académico, algunos autores afirman que es un constructo tridimensional caracterizado por agotamiento, eficacia personal y cinismo (Arango et al., 2010; Moneta, 2011). También se ha probado un modelo de cuatro factores: agotamiento, antipatía, cinismo e ineficacia (Lee et al., 2013); mientras que Barraza (2011) propone un modelo unidimensional para el *burnout* académico.

En cuanto a la medición del *burnout* académico, esta se ha realizado a partir de la estandarización del Inventario de Burnout General de Maslach, del cual se generó el Inventario de Burnout de Maslach para Estudiantes Universitarios (MBI-SS, por sus siglas en inglés) (Galán, Sanmartín, Polo & Giner, 2011; Morgan et al., 2014). También existen otros instrumentos para medir el *burnout* académico, como la Escala Unidimensional del Burnout Estudiantil (EUBE) planteada por Barraza (2011) con dos componentes:

indicadores comportamentales del *burnout* e indicadores actitudinales del *burnout*; el cual fue implementado en una muestra de estudiantes mexicanos de diferentes niveles educativos (51 de licenciatura, 60 de educación secundaria y 201 de nivel medio superior); y el *Korean Academic Burnout Inventory* (KABI) propuesto por Lee et al. (2013), dividido en cuatro factores: agotamiento, ineeficacia, antipatía y cinismo; aplicado en una muestra de 1530 jóvenes coreanos con niveles educativos desde primaria (33.5%), secundaria (32.1%) y nivel medio superior (34.4%).

Por ello, el presente estudio instrumental (Montero & León, 2005) se ha dirigido a proporcionar apoyo empírico a la división factorial del MBI-SS en universitarios mexicanos, lo cual es justificado por la importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos; ya que en el contexto de la comparación intergrupal es indispensable plantearse la necesidad de llevar a cabo la adaptación de un instrumento de medida psicológica que cumpla con todos los criterios de equivalencia, pero sobre todo plantearse si la misma estructura factorial es aplicable a distintos grupos de sujetos o, de modo más genérico, a distintas poblaciones (Abalo, Lévy, Rial & Varela, 2006).

Por tanto, este trabajo pretende, por una parte, indagar si se replican o no los resultados psicométricos propuestos por Schaufeli, Martínez, Marques, Salanova & Bakker (2002) para el MBI-SS y, por otra, ampliar esos resultados. Para ello, en primer lugar, se comprobará el grado de congruencia de la estructura factorial de dicho inventario obtenida en el presente estudio y la reportada por Schaufeli et al. (2002). En segundo lugar, se calculará la invarianza factorial entre las submuestras del presente estudio.

Materiales y métodos

Participantes

La muestra de 1222 participantes (637 mujeres y 585 hombres) se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia, tratando de abarcar la representatividad de las diferentes licenciaturas que se ofrecen en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua, México. La edad de los participantes fluctuó entre los 18 y 28 años, con una media de 20.67 y una desviación estándar de 1.91 años.

La muestra fue aleatoriamente dividida en dos partes utilizando el *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) en su versión 21.0, con el fin de realizar estudios paralelos que permitieran corroborar los resultados obtenidos (validación cruzada). La submuestra 1 quedó constituida por 625 participantes (290 hombres y 335 mujeres), las edades fluctúan entre los 18 y 28 años, con una media de 20.66 y una desviación estándar de 1.96 años. La submuestra 2 quedó compuesta por 597 participantes (295 hombres y 302 mujeres), las edades fluctúan entre los 18 y 28 años, con una media de 20.68 y una desviación estándar de 1.84 años.

Instrumento

Se utilizó el Inventario de Burnout de Maslach para Estudiantes (MBI-SS, por sus siglas en inglés), que fue adaptado por Schaufeli et al. (2002) e implementado a una muestra de 623 españoles, 727 portugueses y 311 sujetos de los países bajos. Schaufeli et al. (2002) reportaron que los análisis factoriales confirmatorios mostraron que la estructura de tres factores del modelo se ajustó razonablemente bien en las tres muestras, con valores en el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) de 0.90, 0.95 y 0.93; y en el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) de 0.07, 0.07 y 0.06. El MBI-SS consta de 15 reactivos agrupados en tres

subescalas: agotamiento (cinco reactivos), donde este factor se mide por elementos que se refieren a la fatiga, pero no hacen referencia directa a otras personas como la fuente de esos sentimientos; cinismo (cuatro reactivos), el cual refleja la indiferencia o una actitud distante hacia el trabajo en general, no necesariamente con otras personas; y eficacia (seis reactivos), el cual abarca los aspectos sociales y no sociales de los logros profesionales, donde puntuaciones altas son indicativas de mayor *burnout*. Este instrumento se tradujo al español con la ayuda de expertos y se volvió a traducir a su idioma original (inglés) para corroborar su adecuada traducción.

Para este estudio se hicieron dos adaptaciones a la versión original de Schaufeli *et al.* (2002):

La primera adaptación se hizo de la siguiente manera. En la versión original se puntúa con siete opciones de respuesta, donde 0 se refiere a *nunca* haber percibido esa condición descrita en el reactivo y 6 se refiere a *siempre*, la cual hace mención a percibir dicha condición continuamente. En la versión utilizada en la presente investigación el sujeto elige entre 11 posibles respuestas. Se conjugó la escala original con la versión de este estudio para que quedara de la manera siguiente: *nunca* (0), *casi nunca* (1, 2 y 3), *a veces* (4, 5 y 6), *casi siempre* (7, 8 y 9) y *siempre* (10) (figura 1). Esta primera adaptación se llevó a cabo con la intención de obtener una mayor variabilidad en las respuestas, además de que los estudiantes del sistema de educación mexicano están acostumbrados a ser evaluados en una escala de 0 a 10.

La segunda adaptación consistió en aplicar el instrumento por medio de una computadora (figura 1); esto con el fin de permitir el almacenamiento de los datos sin etapas previas de codificación, con una mayor precisión y rapidez.

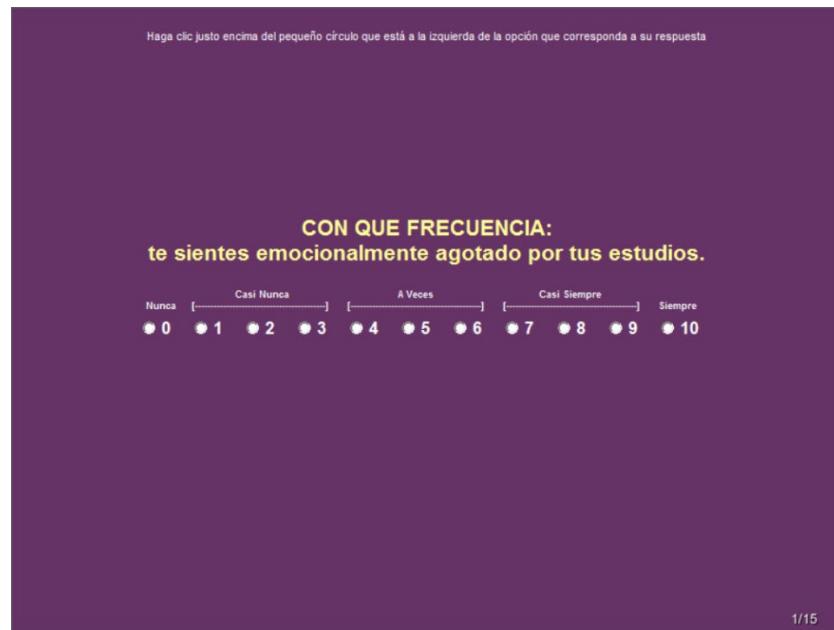


Figura 1. Ejemplo de respuesta para los reactivos del inventario. Fuente: Elaboración propia.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los alumnos de las licenciaturas que se ofrecen en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física (FCCF) de la Universidad Autónoma de Chihuahua, México. El cuestionario se aplicó de manera informatizada, pero antes de ingresar al instrumento aparece en la pantalla el consentimiento informado. Para firmar se presiona el botón "Sí quiero"; si se presiona el botón "No quiero",

inmediatamente el sistema abandona la sesión. También se les aclaró a los estudiantes que en cualquier momento que no quisieran continuar con el llenado del cuestionario podían abandonarlo. Luego se aplicó el instrumento por medio de una computadora personal a través del módulo administrador del instrumento del editor de escalas de ejecución típica, en una sesión que duró aproximadamente 30 minutos, en los laboratorios o centros de cómputo de la FCCF. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento. Se les solicitó la máxima sinceridad y se les garantizó la confidencialidad de los datos que se obtuvieran. Las instrucciones de cómo responder se encontraban en las primeras pantallas, antes del primer reactivo del instrumento. Al término de la sesión se les agradeció su participación. Una vez aplicado el instrumento, se procedió a recopilar los resultados por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2.0 (Blanco *et al.*, 2013).

Análisis de datos

El primer paso del análisis de las propiedades psicométricas del inventario consistió en calcular la media, la desviación estándar, la asimetría, la curtosis y los índices de discriminación de cada reactivo, para luego eliminar de la escala aquellos que obtienen una curtosis o asimetría extremas, o un índice de discriminación por debajo de 0.30.

Después, se sometieron a comparación dos modelos de medida: el modelo 1 (IBEM-3), modelo de tres factores acorde a la distribución original de los reactivos dentro del inventario, y el modelo 2 (IBEM-3b), que responde a la estructura factorial del modelo anterior, eliminando los reactivos que no fueron suficientemente bien explicados por ese modelo y que obtuvieron un índice de discriminación bajo.

Para conducir los análisis factoriales confirmatorios se utilizó el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012). Las varianzas de los términos de error fueron especificadas como parámetros libres. En cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a 1 para que su escala sea igual a la de una de las variables observables (reactivos). El método de estimación empleado fue el de máxima verosimilitud, con la aplicación de procedimientos de remuestreo *bootstrap* para los casos de no normalidad (Byrne, 2010; Kline, 2011). Se siguió la recomendación de Thompson (2004) en el sentido de que, cuando se emplea análisis factorial confirmatorio, se debe corroborar no solo el ajuste de un modelo teórico sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon como medidas absolutas de ajuste el estadístico chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI) y RMSEA. El índice de bondad ajustado (AGFI), el índice Tucker-Lewis (TLI) y CFI se emplearon como medidas de ajuste incremental. La razón de chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el criterio de información de Akaike (AIC) se emplearon como medidas de ajuste de parsimonia (Byrne, 2010; Gelabert *et al.*, 2011) con los siguientes valores de referencia: RMSEA < 0.08, los índices GFI, TLI, AGFI y CFI ≥ 0.95 y CMIN/GL < 3 (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010).

Posteriormente, siguiendo las recomendaciones de Abalo *et al.* (2006), se llevó a cabo un análisis de la invariancia factorial del inventario para las submuestras, tomando como base el mejor modelo de medida obtenido en la etapa anterior. Por último, se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones, de los modelos de medida obtenidos en cada submuestra, a través del coeficiente Alfa de Cronbach (Elosua & Zumbo, 2008; Nunnally & Bernstein, 1995) y del coeficiente Omega (Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

Resultados

Análisis descriptivos e índices de discriminación

Los resultados de los análisis descriptivos y los índices de discriminación (correlación elemento-total corregida) de cada uno de los 15 reactivos del inventario en la muestra total reflejan puntuaciones medias que oscilan entre 1.31 y 5.89, y la desviación estándar ofrece, en todos los casos, valores mayores a 1.60 (dentro de un rango de respuesta entre 0 y 10). Los valores de asimetría y curtosis de todos los reactivos se encuentran dentro del rango ± 2.00 , por lo que se infiere que las variables se ajustan razonablemente a una distribución normal.

En cuanto a los índices de discriminación de los 15 reactivos del inventario, 14 discriminan satisfactoriamente y el restante (reactivo 6) obtiene un índice de discriminación de 0.34.

Análisis factoriales confirmatorios

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la submuestra 1 ($GFI = 0.904$; $RMSEA = 0.082$; $CFI = 0.904$) y la submuestra 2 ($GFI = 0.916$; $RMSEA = 0.077$; $CFI = 0.916$) para el modelo IBEM-3, que corresponde a una estructura de tres factores acorde a la distribución original de los reactivos dentro del inventario, indican que el modelo de medición en ambas submuestras es aceptable (tabla 1).

Tabla 1. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Submuestras 1 y 2.

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Primera solución factorial (submuestra 1)								
IBEM-3	448.665*	0.904	0.082	0.868	0.884	0.904	5.157	514.665
IBEM-3b	47.240*	0.984	0.039	0.969	0.980	0.987	1.968	89.240
Segunda solución factorial (submuestra 2)								
IBEM-3	391.403*	0.916	0.077	0.885	0.899	0.916	4.499	457.403
IBEM-3b	50.474*	0.982	0.043	0.967	0.978	0.985	2.103	92.474

Nota. * $p < 0.05$; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; AGFI = índice de bondad ajustado; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de bondad de ajuste comparativo; CMIN/DF = índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike.

Fuente: Elaboración propia.

Los tres factores del modelo IBEM-3 explican aproximadamente el 59% de la varianza en la primera submuestra y el 61% de la varianza en la segunda submuestra. Por otro lado, nueve de los 15 reactivos poseen saturaciones iguales o mayores a 0.70 en su dimensión prevista (reactivos 1, 2, 4, 7, 8, 9, 10, 12, 14) en la primera submuestra y 10 (reactivos 1, 2, 3, 5, 7, 8, 9, 10, 14, 15) en la segunda submuestra (tabla 2). Se observaron, además, en ambas submuestras, intercorrelaciones de bajas a moderadas entre los factores, evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Tabla 2. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el modelo IBEM-3.
Submuestra 1 y 2.

Ítem	Submuestra 1			Submuestra 2		
	F1	F2	F3	F1	F2	F3
Pesos Factoriales						
1 Te sientes emocionalmente agotado por tus estudios.	0.75			0.72		
4 Te sientes agotado al final de un día en la universidad.	0.73			0.66		
7 Te sientes agotado por tus estudios.	0.86			0.86		
10 Te sientes cansado cuando despiertas en la mañana y tienes que enfrentar otro día en la universidad.	0.70			0.70		
13 Estudiar o asistir a una clase es realmente estresante para ti.	0.54			0.52		
2 Te sientes sin interés en tus estudios.	0.70			0.70		
5 Te sientes sin entusiasmo para estudiar.	0.63			0.72		
11 Haces comentarios burlones sobre la utilidad de lo que estudias.	0.65			0.59		
14 Dudas sobre la importancia de tus estudios.	0.75			0.70		
3 Puedes resolver eficazmente los problemas que surgen en tus estudios.		0.64			0.70	
6 Crees que puedes hacer una contribución efectiva en las clases a las que asistes.		0.56			0.66	
8 Te consideras un buen estudiante.	0.75			0.78		
9 Has aprendido cosas interesantes a lo largo de tus estudios.	0.76			0.73		
12 Te sientes entusiasmado cuando alcanzas tus metas estudiantiles.	0.71			0.69		
15 Durante la clase te sientes seguro de que eres competente.	0.64			0.71		
Correlaciones Factoriales						
	F1	-			-	
	F2	0.66	-		0.75	-
	F3	0.21	0.55	-	0.28	0.49

Nota. F1 = agotamiento; F2 = cinismo; F3 = eficacia.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la primera ($GFI = 0.984$; $RMSEA = 0.039$; $CFI = 0.987$) y segunda submuestra ($GFI = 0.982$; $RMSEA = 0.043$; $CFI = 0.985$), del segundo y último modelo sometido a prueba (IBEM-3b) que corresponde a la estructura del modelo anterior sin los reactivos (2, 3, 4, 5, 9, 12, 13) de más bajo índice de discriminación, indican que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo, de acuerdo con Ruiz et al. (2010) (tabla 1). Los factores de este modelo explican en conjunto, en ambas submuestas, aproximadamente el 70% de la varianza. Por otro lado, de acuerdo con la tabla 3, todos los reactivos en ambas submuestas saturan por encima de 0.60 en su dimensión prevista. Observándose nuevamente intercorrelaciones de bajas a moderadas entre los factores, evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Tabla 3. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el modelo IBEM-3b.
Submuestra 1 y 2.

Ítem	Submuestra 1			Submuestra 2		
	F1	F2	F3	F1	F2	F3
Pesos Factoriales						
1 Te sientes emocionalmente agotado por tus estudios.	0.77			0.72		
7 Te sientes agotado por tus estudios.	0.85			0.88		
10 Te sientes cansado cuando despiertas en la mañana y tienes que enfrentar otro día en la universidad.	0.69			0.67		
11 Haces comentarios burlones sobre la utilidad de lo que estudias.	0.66			0.66		
14 Dudas sobre la importancia de tus estudios.	0.87			0.82		
6 Crees que puedes hacer una contribución efectiva en las clases a las que asistes.			0.65		0.72	
8 Te consideras un buen estudiante.			0.62		0.68	
15 Durante la clase te sientes seguro de que eres competente.			0.71		0.79	
Correlaciones Factoriales						
	F1	-				
	F2	0.51	-		0.60	-
	F3	0.24	0.41	-	0.30	0.41
						-

Nota. F1 = agotamiento; F2 = cinismo; F3 = eficacia.

Fuente: Elaboración propia.

Invarianza de la estructura factorial entre las submuestras

Los índices de ajuste obtenidos (tabla 4) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos submuestras. Aunque el valor de chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, los índices GFI = 0.983, CFI = 0.986, RMSEA = 0.029 y AIC = 181.714 contradicen esta conclusión, lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales, se caracterizó la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la tabla 4 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI = 0.985) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA = 0.028) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC = 179.156) y el índice comparativo de Bentler (CFI = 0.985) no sufren grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung & Rensvold (2002), quienes sugieren que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en 0.01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y, por tanto, el cumplimiento de la invarianza factorial; la diferencia entre los CFI obtenida permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos submuestras.

Una vez demostrada la invariancia métrica entre las submuestras, pasamos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (tabla 4) muestran un ajuste óptimo de este modelo, tanto evaluándolo de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler es de 0.001, el índice de ajuste general es 0.980 y el error cuadrático medio de aproximación es 0.027. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Tabla 4. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial.

Modelo	Índice de Ajuste						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	97.714*	48	0.983	0.973	0.986	0.029	181.714
Invarianza métrica	107.156*	54	0.981	0.970	0.985	0.028	179.156
Invarianza factorial fuerte	113.446*	60	0.980	0.969	0.985	0.027	173.446

Nota. * $p < 0.05$; GFI = índice de bondad de ajuste; NFI = índice de ajuste normado; CFI = índice de bondad de ajuste comparativo; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; AIC = criterio de Información de Akaike.

Fuente: Elaboración propia.

Los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios alcanzan valores de consistencia interna por encima de 0.70 en ambas submuestras, evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera un número reducido de reactivos (tabla 5).

Tabla 5. Coeficiente omega y alfa para los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios. Submuestras 1 y 2.

Factor	Submuestra 1		Submuestra 2	
	Ω	α	Ω	α
Agotamiento	0.814	0.806	0.802	0.795
Cinismo	0.741	0.726	0.711	0.702
Eficacia	0.776	0.773	0.818	0.817

Fuente: Elaboración propia.

Discusión

El objetivo principal del estudio fue indagar sobre las propiedades psicométricas del MBI-SS, adaptado por Schaufeli et al. (2002), utilizando el análisis factorial confirmatorio. Los análisis factoriales confirmatorios realizados en cada submuestra por separado apoyan la estructura factorial de tres factores: agotamiento, cinismo y eficacia. El factor agotamiento caracteriza a los elementos que miden la fatiga sin hacer referencia a otras personas como fuente de esos sentimientos; el cinismo refleja una actitud de indiferencia o una actitud distante en general hacia los estudios, no necesariamente con otras personas; y la eficacia se refiere a los logros académicos, es decir, considerarse que puede hacer una contribución efectiva en clase,

ser un buen estudiante y además competente. Los factores obtenidos presentan en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas, evidenciando además una consistencia interna aceptable, particularmente si se considera el número reducido de reactivos en cada uno de ellos.

Los factores de ambas submuestras evidenciaron una alta congruencia entre pares de factores, esto significa que los resultados del modelo son plenamente confirmatorios, por lo que se cuenta con un instrumento válido y confiable para medir el *burnout* académico en universitarios mexicanos. Sin embargo, el modelo obtenido no coincide con el planteado por Schaufeli *et al.* (2002), ya que para lograr un mejor ajuste y una mayor capacidad de discriminación fue necesario eliminar siete de los 15 reactivos analizados y cambiar la saturación original de algunos reactivos; esto último en base a los índices de modificación y a su justificación teórica. A diferencia del estudio transversal realizado por Wickramasinghe, Dissanayake & Abeywardena (2018) con una muestra de 194, donde la mayoría de los sujetos fueron mujeres (107) de las áreas de ciencia, arte, comercio y tecnología de flujo, encontraron que la versión del MBI-SS de Sinhala de 15 reactivos es válido y confiable para evaluar el estado de agotamiento entre los estudiantes de ciclo universitario de Sri Lanka; sin embargo, los autores eliminaron el reactivo 13 por considerar que obtuvo propiedades psicométricas pobres, quedando el modelo de mejor ajuste con los siguientes índices de ajuste: RMSEA = 0.064; GFI = 0.911; AGFI = 0.868; y CFI = 0.988. Así mismo, los autores Portoghese *et al.* (2018) en su estudio transversal con una muestra de 3879 universitarios italianos, donde el 73% fueron mujeres y el resto fueron hombres, sin especificar el área de estudios de los sujetos, encontraron el modelo de mejor ajuste de tres factores con índices de CFI = 0.92, TLI = 0.90 y RMSEA = 0.076, para los 15 reactivos; sin embargo, la varianza explicada fue del 46.3% en el análisis factorial exploratorio.

Las discrepancias observadas entre el modelo de Schaufeli *et al.* (2002), Wickramasinghe *et al.* (2018), Portoghese *et al.* (2018) y el aquí propuesto pueden atribuirse a diferencias sociales o culturales de los participantes, como el ser estudiantes universitarios del área de la actividad física. En todo caso, la validación de un inventario es un proceso lento y continuo, por lo que futuras investigaciones deberán contrastar estos hallazgos en muestras más amplias (Holgado, Soriano & Navas, 2009).

Conclusiones

El análisis de las propiedades psicométricas del MBI-SS ha mostrado que una estructura trifactorial es viable y adecuada de acuerdo con los requisitos psicométricos establecidos. La estructura de tres factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez. Sin embargo, el alcance de estos resultados es limitado, y es necesario que en investigaciones futuras se confirme la estructura obtenida en otro tipo de población, como sujetos con un nivel educativo diferente u otras áreas de estudio, lo cual permitirá contar con evidencia más robusta respecto a la estructura factorial de la escala. Específicamente, debe demostrarse si la invariancia de la estructura de la escala se cumple por género, edad, entre estudiantes universitarios de distintas culturas, entre otras; de tal manera que se considera que más estudios son necesarios que permitan corroborar o refutar los datos obtenidos en las investigaciones realizadas hasta el momento. Asimismo, es indispensable comprobar si la escala resulta útil para estudiar la relación entre *burnout*, calidad de vida, bienestar psicológico y rendimiento académico.

Agradecimientos

Este estudio es parte de un proyecto financiado por la Secretaría de Educación Pública, Subsecretaría de Educación Superior-Dirección General de Educación Superior Universitaria de México (DE-13 -6,894).

Referencias

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy (Ed.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.
- Arango, S., Castaño, J. J., Henao, C. J., Jiménez, D. P., López, A. F., & Páez, M. L. (2010). Síndrome de Burnout y factores asociados en estudiantes de I a X semestre de la Facultad de Medicina de la Universidad de Manizales (Colombia), 2009. *Archivos de Medicina*, 10(2), 110-126.
<https://doi.org/10.30554/archmed.10.2.1291.2010>
- Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.
- Barraza, A. (2011). Validación psicométrica de la escala unidimensional del burnout estudiantil. *Revista Intercontinental de Psicología y Educación*, 13(2), 51-74.
<https://www.redalyc.org/pdf/802/80220774004.pdf>
- Barraza, A., Ortega, F., & Ortega, M. (2013). Síndrome de burnout en alumnos de doctorado en educación de la ciudad de Durango. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 18(1), 85-94.
<https://www.redalyc.org/pdf/292/29228948006.pdf>
- Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., López-Walle, J., & Viciana, J. (2013). Editor for creating and applying computerise surveys. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 106, 935-940. doi: <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105>
- Bresó, E., Salanova, M., & Schaufeli, W. B. (2007). In search of the "Third Dimension" of burnout: Efficacy or ineffectiveness? *Applied Psychology: An International Review*, 56(3), 460-478. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2007.00290.x>
- Byrne, B. M. (2010). Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming. New York, NY: Routledge.
- Caballero, C. C., Hederich, C., & Palacio, J. E. (2010). El burnout académico: Delimitación del síndrome y factores asociados con su aparición. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 42(1), 131-146.
<http://publicaciones.konradlorenz.edu.co/index.php/rlipsi/article/download/403/289>
- Casanova, J., Benedicto, S., Luna, F., & Maldonado, C. (2016). Burnout, inteligencia emocional y rendimiento académico: Un estudio en alumnado de medicina. *Revista Electrónica de Investigación Docencia Creativa*, 5(2), 1-6. <https://www.ugr.es/~reidocrea/5-2-1.pdf>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. doi: https://doi.org/10.1207/s15328007SEM0902_5
- Elosua, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. <https://www.redalyc.org/pdf/727/72720458.pdf>
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30(1), 159-165. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1974.tb00706.x>
- Galán, F., Sanmartín, A., Polo, J., & Giner, L. (2011). Burnout risk in medical students in Spain using the Maslach Burnout Inventory-Student Survey. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 84, 453-459. doi: <https://doi.org/10.1007/s00420-011-0623-x>
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A., & Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139. <https://www.redalyc.org/pdf/727/72717207021.pdf>
- González, R., Souto, A., Fernández, R., & Freire, C. (2011). Regulación emocional y burnout académico en estudiantes universitarios de fisioterapia. *Revista de Investigación en Educación*, 9(2), 7-18.
<http://reined.webs.uvigo.es/index.php/reined/article/view/111>
- Hinrichs, C. P., Ortiz, L. E., & Pérez, C. E. (2016). Relación entre el bienestar académico de estudiantes de kinesiología de una universidad tradicional de Chile y su percepción del ambiente educacional. *Formación Universitaria*, 9(1), 109-116. doi: <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062016000100012>
- Holgado, F. P., Soriano, J. A., & Navas, L. (2009). El cuestionario de autoconcepto físico (CAF): Análisis factorial confirmatorio y predictivo sobre el rendimiento académico global y específico del área de educación física. *Acción Psicológica*, 6(2), 93-102. <https://doi.org/10.4067/S0718-50062016000100012>

- Kline, R. B. (2011). Principles and practice of structural equation modeling. New York: Guilford Press.
- Lee, J., Puig, A., Lea, E., & Lee, S. M. (2013). Age-related differences in academic burnout of Korean adolescents. *Psychology in the Schools, 50*(10), 1015-1031. doi: <https://doi.org/10.1002/pits.21723>
- Martínez, I., Bresó, E., Llorens, S., & Grau, R. (2005). Bienestar psicológico en estudiantes universitarios: Facilitadores y obstaculizadores del desempeño académico. *Anales de Psicología, 21*(1), 170-180. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/27261>
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behaviour, 2*(2), 99-113. doi: <https://doi.org/10.1002/job.4030020205>
- Mészáros, V., Ádám, S., Szabó, M., Szigeti, R., & Urbán, R. (2013). The bifactor model of Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS)-An alternative measurement model of burnout. *Stress & Health, 30*(1), 82-88. doi: <https://doi.org/10.1002/smj.2481>
- Moneta, G. B. (2011). Need for achievement, burnout, and intention to leave: Testing an occupational model in educational settings. *Personality and Individual Differences, 50*(2), 274-278. doi: <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.10.002>
- Montero, I., & León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 5*(1), 115-127. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33701007.pdf>
- Morgan, B., De Bruin, G. P., & De Bruin, K. (2014). Operationalizing burnout in the Maslach Burnout Inventory-Student Survey: Personal efficacy versus personal inefficacy. *South African Journal of Psychology, 44*(2), 216-227. doi: <https://doi.org/10.1177/0081246314528834>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1995). *Teoría psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Palacio, J., Caballero, C., González, O., Gravini, M., & Contreras, K. (2012). Relación del burnout y las estrategias de afrontamiento con el promedio académico en estudiantes universitarios. *Universitas Psychologica, 11*(2), 535-544. <https://doi.org/10.11144/javeriana.upsy11-2.rbea>
- Pepe-Nakamura, A., Míguez, C., & Arce, R. (2014). Equilibrio psicológico y burnout académico. *Revista de Investigación en Educación, 12*(1), 32-39. <http://reined.webs4.uvigo.es/index.php/reined/article/view/267>
- Portoghese, I., Leiter, M. P., Maslach, C., Galletta, M., Porru, F., D'Aloja, E., Finco, G., & Campagna, M. (2018). Measuring burnout among university students: Factorial validity, invariance, and latent profiles of the Italian version of the Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS). *Frontiers in psychology, 9*, 2105. doi: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02105>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika, 74*(145). doi: <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Rosales, Y. (2012). Estudio unidimensional del síndrome de burnout en estudiantes de medicina de Holguín. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría, 32*(116), 795-803. http://scielo.isciii.es/scielo.php?pid=S0211-57352012000400009&script=sci_arttext&tlang=en
- Rosales, Y., & Rosales, F. R. (2013). Burnout estudiantil universitario. Conceptualización y estudio. *Salud Mental, 36*(4), 337-345. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2013.041>
- Rostami, Z., Reza, M., Schaufeli, W. B., Ahmadi, S. A., & Sadeghi, A. H. (2014). The psychometric characteristics of Maslach Burnout Inventory Student Survey: A study students of Isfahan University. *Zahedan Journal of Research in Medical Sciences, 16*(9), 55-58. <https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=382478>
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo, 31*(1), 34-45. <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441004.pdf>
- Schaufeli, W., Leiter, M., & Maslach, C. (2009). Burnout: 35 years of research and practice. *Career Development International, 14*(3), 204-220. doi: <https://doi.org/10.1108/13620430910966406>
- Schaufeli, W., Martínez, I., Marques, A., Salanova, M., & Bakker, A. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 33*(5), 464-481. doi: <https://doi.org/10.1177/0022022102033005003>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika, 74*(107). doi: <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>

Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis. Understanding concepts and applications.* Washington, DC: American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10694-000>

Vizoso, C. M., & Arias, O. (2016). Estresores académicos percibidos por estudiantes universitarios y su relación con el burnout y el rendimiento académicos. *Anuario de Psicología*, 46(2), 90-97. doi: <https://doi.org/10.1016/j.anpsic.2016.07.006>

Wickramasinghe, N. D., Dissanayake, D. S., & Abeywardena, G. S. (2018). Validity and reliability of the Maslach Burnout Inventory-Student survey in Sri Lanka. *BMC psychology*, 6(52). doi: <https://doi.org/10.1186/s40359-018-0267-7>