

Invarianza factorial del Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS) en estudiantes universitarios chilenos y españoles

María Pía Valdés Castro¹; Kevin Rodrigo Mancilla Mancilla²; Javiera Ignacia Morales Olivares³; Gabriela Belén Acevedo Meza⁴; Ricardo Jorquera Gutiérrez ⁵*

^{1,2,3,4,5}Universidad de Atacama, Chile; ¹<https://orcid.org/0000-0001-5395-8313> mvaldes097@gmail.com ²<https://orcid.org/0000-0002-1801-019X> kevinmancilla7@hotmail.com ³<https://orcid.org/0000-0001-9009-1943> javieram.olivares@hotmail.com ⁴<https://orcid.org/0000-0002-9347-156X> Gabiacevedo1517@gmail.com ⁵<https://orcid.org/0000-0002-7059-8488> ricardo.jorquera@uda.cl

Citar como: Valdés Castro, M., Mancilla Mancilla, K., Morales Olivares, J., Acevedo Meza, G., & Jorquera Gutiérrez, R. (2023). Invarianza factorial del Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS) en estudiantes universitarios chilenos y españoles. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 17(2), e1694. <https://doi.org/10.19083/ridu.2023.1694>

Recibido: 31/08/2022. **Revisado:** 25/09/2022. **Aceptado:** 10/06/2023. **Publicado:** 30/06-2023.

Resumen

Introducción. El Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI SS) es uno de los instrumentos más reconocidos en todo el mundo para evaluar el burnout en población estudiantil. **Objetivo.** Estimar las propiedades psicométricas del Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS) en estudiantes universitarios chilenos y españoles. **Método.** Se efectuó un estudio instrumental en una muestra no probabilística por cuotas en 103 estudiantes universitarios chilenos y 104 estudiantes españoles. Se realizó un análisis factorial confirmatorio, se analizó la confiabilidad del instrumento y su invarianza factorial para la muestra española y chilena. **Los resultados** confirman su estructura factorial de tres factores y muestran que el instrumento presenta una adecuada confiabilidad y una invarianza factorial en su versión propuesta de 12 ítems. **Discusión.** Se concluye que este instrumento y sus propiedades psicométricas permiten evaluar el burnout académico en estudiantes chilenos y españoles.

Palabras clave: Burnout; MBI SS; Maslach Burnout Inventory Student Survey; estudiantes universitarios.

Factorial Invariance of the Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS) in Chilean and Spanish University Students

Abstract

Introduction. The Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI SS) is one of the most recognized instruments worldwide to assess burnout in the student population. **Objective:** To estimate the psychometric properties of the Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS) in Chilean and Spanish university students. **Method:** An instrumental study was carried out in a non-probabilistic sample by quotas in 103 Chilean university students and 104 Spanish students. A confirmatory factorial analysis was performed, the reliability of the instrument and its factorial invariance for the Spanish and Chilean samples were analyzed. **Results:** The results confirm its three-factor factor structure and show that the instrument has adequate reliability and factor invariance in its proposed 12-item version. **Discussion:** It is concluded that this instrument and its psychometric properties allow the evaluation of academic burnout in Chilean and Spanish students.

*Correspondencia:

Ricardo Jorquera Gutiérrez
ricardo.jorquera@uda.cl

Keywords: Burnout; MBI SS; Maslach Burnout Inventory Student Survey; university students.

Introducción

El estrés es considerado el primer paso dentro de un proceso paulatino conocido como *Burnout*, que comienza en el momento que las demandas personales sobrepasan los recursos materiales y humanos que posea un individuo ([Álvarez y Fernández, 1991](#)). [Freudenberger \(1980\)](#) lo describió como un estado de fatiga o frustración dada la devoción a una causa, modo de vida o relación que no produce la recompensa deseada. [Pines, Aaronson y Kafry \(1981\)](#) lo asemejaron a un estado de agotamiento físico, emocional y mental causado por estar implicada la persona durante largos periodos de tiempo en situaciones que le afectan emocionalmente.

[Maslach y Jackson \(1981\)](#) poco después lo definieron como respuesta al estrés laboral crónico que conlleva la vivencia de encontrarse emocionalmente agotado, el desarrollo de actividades y sentimientos negativos hacia las personas con las que se trabaja (actividades de despersonalización), y la aparición de procesos de devaluación del propio rol profesional. Entienden que el *burnout* se configura como un síndrome tridimensional caracterizado por: a) agotamiento emocional, b) despersonalización y c) reducida realización personal.

Una de las etapas de la investigación del *burnout* está caracterizada por la ampliación de la población afectada por el síndrome, hasta considerar a los estudiantes en sus procesos académicos. Es aquí donde es posible hablar propiamente del síndrome del *burnout* académico. Vale la pena distinguir en esta línea dos vertientes: la primera de ellas, que corresponde al estudio del síndrome en alumnos universitarios de carreras de medicina y enfermería y, la segunda, que corresponde a estudiantes de diferentes carreras ([Caballero, et al., 2010](#)). La segunda vertiente mencionada es la generalización del síndrome a todo el ámbito académico, y surge ante la presunción de que los estudiantes universitarios, así como cualquier profesional, se encuentran con presiones y sobre-

cargas propias de la labor académica ([Garcés de los Fayos, 1995](#)).

[Bresó \(2008\)](#) señala que los estudiantes, y cualquier trabajador, mantienen una relación de compensación directa e indirecta con la institución universitaria, evidenciada en apoyos económicos, becas, reconocimientos o premios. Esta presunción permite investigar las respuestas del individuo ante la tensión y sus implicaciones en su sensación de bienestar frente a los estudios ([Bresó, 2008](#); [Caballero, Abello y Palacio, 2007](#)).

En cuanto a los estudios realizados en *burnout* académico, el enfoque tridimensional es el más predominante. En este enfoque, el agotamiento emocional se refiere al sentimiento de haber agotado los recursos emocionales propios, y es considerado como el componente de estrés individual básico del *burnout*. La despersonalización se refiere a las respuestas negativas, cínicas o excesivamente desinteresadas hacia otras personas en el trabajo, este es el componente interpersonal del síndrome. Y finalmente, la baja realización personal que alude a sentimientos de disminución de la competencia de uno mismo, así como la productividad, y representa el componente de autoevaluación del *burnout* ([Moneta, 2011](#)).

Las variables asociadas al síndrome son muy diversas y, en el ámbito académico se han estudiado los factores que pueden restringir o facilitar el desempeño académico del estudiante. [Salanova, et al. \(2005\)](#) diferencian entre las variables consideradas "obstáculos" (factores del contexto académico que dificultan el desempeño del estudiante), y los llamados "facilitadores" (factores del contexto académico que posibilitan el buen funcionamiento y ayudan a mitigar los obstáculos). Entre las primeras se destacan las dificultades en el servicio de reprografía, el realizar o dejar demasiadas tareas, los horarios de clase muy cargados y muchos créditos por programa. Entre los facilitadores anotan el adecuado servicio de biblioteca, el compañerismo, el apoyo social de la familia y los amigos, así como recibir becas de estudio.

La operacionalización del *burnout* académico ha sido posible a partir de la estandarización del MBI-GS en estudiantes universitarios, lo cual dio origen al cuestionario de Burnout Inventory-Student Survey (MBI-SS) de [Schaufeli et al. \(2002\)](#).

El Inventario de Burnout de Maslach (MBI) se ha constituido en el *gold standard* para la medición del *burnout*, puesto que es el instrumento más utilizado con estos fines y ha sido validado en múltiples contextos culturales y laborales (Dyrbye et al; 2009; Aguayo et al; 2011; Gil-Monte y Olivares, 2011). Para entender el impacto de este instrumento sobre la investigación en *burnout*, hay que mencionar que la aparición del MBI como técnica e instrumento de evaluación probablemente constituye el hecho diferencial que marca el paso de un período inicial de formulación a otro riguroso y sistemático (Hernández et al., 2005).

El MBI se ha aceptado extensamente en todos los países de América Latina, UE y en los EE.UU. Esto es una ventaja porque permite comparar resultados y desarrollar estrategias de prevención y tratamiento del trastorno, a la vez que impulsa el desarrollo de adaptaciones del cuestionario (Shirom, 2003). Sin embargo, el hecho de que el MBI sea el instrumento utilizado con mayor frecuencia para medir el *burnout* no implica necesariamente que su validez y confiabilidad haya sido consolidada (Grajales, 2001).

El inventario que se examinará es el Maslach Burnout Inventory - Student Survey (MBI-SS), de Schaufeli, et al. (2002), este es un cuestionario para la evaluación del síndrome de *burnout* académico de aplicación colectiva y diligenciamiento individual. Evalúa la sensación de no poder dar más de sí mismo, tanto física como psíquicamente (agotamiento), la presencia de una actitud negativa de desvalorización y pérdida del interés por el estudio (cinismo) y la existencia de dudas acerca de la propia capacidad para realizar el trabajo académico (autoeficacia académica) (Bresó, 2008). Todos los ítems de cada una de estas tres subescalas se puntúan en una escala de frecuencia de siete puntos, que va desde 0 (nunca) a 6 (siempre). Cinco ítems evalúan agotamiento, cuatro evalúan cinismo y seis ítems evalúan autoeficacia académica, para un total de 15 reactivos.

Es importante señalar que a pesar de que este instrumento originalmente se diseñó en inglés ya se ha traducido al español en muchas ocasiones para su aplicación en poblaciones latinoamericanas y españolas (Aguilar-Bustamante et al., 2013; Boada et al., 2015; Merino et al., 2013; Moyano y

Riaño-Hernández, 2013; citado en Hederich-Martínez y Caballero-Domínguez, 2016).

En México, Banda, Robles y Lussier (2021), encontraron alfas de Cronbach de .856 para Agotamiento Emocional, .851 para Cinismo y .717 para Eficacia Académica, realizando además un análisis factorial exploratorio que evidenció sus tres dimensiones. Resultados consistentes con esto obtuvieron Ornelas, Jurado, Blanco, Peinado y Blanco (2020) quienes evidenciaron una estructura de tres factores (agotamiento, cinismo y eficacia) con adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Sus indicadores de ajustes mostraron resultados aceptables para una submuestra 1 (GFI = .904; RMSEA = .082; CFI = .904) y una submuestra 2 (GFI = .916; RMSEA = .077; CFI = .916), pero que mejora eliminando siete reactivos, con menor carga factorial, encontrando indicadores de ajuste adecuados en la primera submuestra (GFI = .984; RMSEA = .039; CFI = .987) y también en la segunda (GFI = .982; RMSEA = .043; CFI = .985). Los indicadores de confiabilidad omega son de .814 en agotamiento, .741 en cinismo y .776 en eficacia en la primera submuestra y de .802 en agotamiento, .711 en cinismo y .818 en eficacia en la segunda submuestra. En España (Pérez-Fuentes, Molero Jurado, Simón Márquez, Oropesa Ruiz, & Gázquez Linares, 2020), en una muestra de 1,209 estudiantes de la comunidad autónoma de Andalucía mediante una factorial exploratorio y confirmatorio, los autores encontraron que una versión de 12 ítems del instrumento presentaba los mejores niveles de ajuste, de acuerdo con un modelo de tres factores ($\chi^2/df = 3.155$, CFI = .966, TLI = .953, GFI = .961, RMR = .167, RMSEA = .061). En relación con la confiabilidad sus resultados muestran para el factor agotamiento emocional = .83, para el factor cinismo = .82 y para el factor eficacia académica = .79. Un reciente estudio con estudiantes universitarios españoles (Aguayo-Estremera, Cañadas, Ortega-Campos, Ariza & De la Fuente-Solana, 2023) concluye que la estructura interna del MBI-SS queda bien reflejada por el modelo oblicuo congénico de tres factores, alcanzando buenos valores de fiabilidad y validez convergente y discriminante.

Mientras que en Chile refiriendo al área estudiantil, Pérez et al. (2012) dicen que no existe un

instrumento validado para evaluar el síndrome en universitarios chilenos, es por esto por lo que evaluó la estructura factorial y la confiabilidad de una versión del MBI adaptada a estudiantes. En este estudio, mediante Análisis Factorial Exploratorio, se identificaron tres factores próximos a los propuestos por Maslach, los que mostraron –junto con la escala general– confiabilidades adecuadas. Estos resultados indican que el instrumento tiene una apropiada estructura factorial y consistencia interna, siendo útil para evaluar el desgaste emocional, particularmente interpersonal, en población universitaria. El estudio coincidió con la estructura trifactorial del *burnout* propuesta originalmente por Maslach y Jackson (1981), evidenciando concordancia entre el comportamiento empírico del instrumento y el modelo teórico que lo fundamenta. Sin embargo, los autores confirman que la distribución de los ítems no es exactamente igual a la propuesta originalmente. Donde factores como los ítems 6 (“Estar todo el día con otras personas es un esfuerzo”) y 16 (“Trabajar directamente con personas me produce estrés”) –ambos factores del agotamiento emocional– fueron asignados al factor Cinismo o Despersonalización al presentar mayores cargas factoriales. Por otro lado, los ítems muestran capacidades discriminativas adecuadas de correlación con el resto de los ítems de la escala superiores a $r = .30$, lo que demuestra que presentan una relación suficiente con el factor al que pertenecen.

En esta línea, la presente versión modificada del MBI para estudiantes universitarios, ha mostrado tener una estructura factorial definida y confiabilidades adecuadas que permiten su utilización para estos fines en población universitaria chilena (Perez et al., 2012).

Es importante mencionar que el MBI como instrumento de evaluación para *burnout* tiene una estructura sistémica que beneficia su aplicación debido a que constituye el paso inicial para formar otros instrumentos rigurosos y sistemáticos. (Hernández et al., 2005).

La mayoría de las investigaciones coinciden en destacar que el *burnout* correlaciona negativamente la satisfacción frente a los estudios (Caballero, et al., 2007), la intención de abandonar los estudios y la felicidad frente a los estudios (Sala-

nova, et al., 2005) y las menores expectativas de éxito en los mismos (Martínez y Marques-Pinto, 2005). Estos datos muestran que, si bien es poco clara aún la consecuencia del síndrome en el rendimiento académico, aquel sí tiene un valor predictivo importante en el deterioro de diversas variables relevantes relacionadas con el desempeño académico y con la satisfacción en los estudios, así como con la prevención del abandono de estos por parte del estudiante universitario (Caballero, Bresó y González, 2015).

Faye Dumanget (2017) analizó este instrumento en una muestra de estudiantes universitarios de diversas carreras. Utilizó un análisis factorial confirmatorio para probar la idoneidad del modelo, evidenciando que la versión francesa del modelo MBI-SS tiene un ajuste aceptable. De igual forma, Mostert et. al (2007) evaluaron el instrumento en estudiantes de habla afrikaans y setswana. Este estudio reveló, mediante un análisis factorial confirmatorio, un buen ajuste para los modelos de referencia de dos factores, apoyando la tesis de que la estructura de dos factores del MBI-SS es equivalente para ambos idiomas.

El objetivo general de este trabajo es describir las propiedades psicométricas del instrumento MBI-SS en estudiantes universitarios chilenos y españoles. En concreto se busca: a) estimar la estructura factorial del instrumento MBI-SS en estudiantes universitarios chilenos y españoles, b) estimar la confiabilidad del instrumento de evaluación aplicado en estudiantes universitarios chilenos y españoles y c) estimar la invarianza factorial del instrumento de evaluación aplicado en estudiantes universitarios chilenos y españoles.

Respecto de lo anterior, se busca proporcionar información del concepto *burnout* frente a futuras investigaciones sobre el instrumento Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS) a través de comprobar la estructura factorial del instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en grupos de estudiantes españoles y chilenos; ya que en el contexto de la comparación intergrupala 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 so-

bre todo plantearse si la misma estructura factorial es aplicable a distintos grupos de sujetos o, de modo más genérico, a distintas poblaciones ([Abalo et al., 2006](#)).

Método

Diseño

La metodología empleada en esta investigación es de carácter cuantitativo con un diseño transversal. Además, este estudio se define como instrumental ya que “en esta categoría se incluyen todos aquellos trabajos que analizan las propiedades psicométricas de instrumentos de medida psicológicos” ([Ato, López-García & Benavente, 2013, p. 5](#)). También el objetivo de las investigaciones instrumentales es proponer la creación de un nuevo instrumento o la adaptación de una herramienta ya existente a un nuevo contexto de aplicación pertinente al momento actual ([Argumedo et al., 2016](#)).

Participantes

El muestreo es de tipo no probabilístico y por cuotas. La muestra estuvo conformada por 207 estudiantes, de los cuales 103 pertenecían a una universidad pública del norte de Chile (49.8%) y 104 a una universidad pública española ubicada en Cataluña (50.2%). Según sexo 127 (61.4%) eran mujeres y 80 (38.6%) hombres. Sus edades fluctuaban entre los 18 y los 45 años ($M = 22.37$; $DS = 4.13$).

Los criterios de inclusión que se consideraron para los participantes fueron el cumplimiento de la mayoría de edad establecida por su país de residencia, el contar con la matrícula vigente en diferentes semestres o grados académicos, contemplados desde primer año hasta sexto año, dentro de una carrera de nivel universitario en las universidades consideradas en este estudio. Mientras que en los criterios de exclusión fueron ser estudiantes de intercambio o encontrarse circunstancialmente en la universidad.

Instrumentos

El instrumento que se utilizó en este estudio fue el Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS) el cual es una versión modificada a estudian-

tes del Maslach Burnout Inventory General Survey (MBI-GS) ([Schaufeli et al., 1996](#)). Para esto se modificó y adaptó la actividad académica en el rol del estudiante universitario como el equivalente al rol de un trabajador formal. Inicialmente el instrumento tenía 16 preguntas, pero se adaptó a 15 preguntas luego del proceso de validación de [Schaufeli et al., \(2002\)](#).

El cuestionario que mide el Síndrome de Burnout Académico en estudiantes evalúa tres dimensiones: Agotamiento, Cinismo y Eficacia.

En este instrumento el estudiante debe responder a través de la frecuencia en que ha experimentado las descripciones de los ítems y dimensiones mencionados, para esto debe usar una escala en formato Likert de seis alternativas (0 = Nunca; 1 = Pocas veces al año o menos; 2 = Una vez al mes o menos; 3 = Unas pocas veces al mes; 4 = Una vez a la semana; 5 = Pocas veces a la semana; 6 = Todos los días). Los puntajes altos en Agotamiento y Cinismo y las puntuaciones bajas en Eficacia son indicativos de *burnout*.

[Schaufeli](#) y colaboradores publicaron en el 2002 las características psicométricas del MBI-SS en 1,661 estudiantes universitarios de tres países: España, Portugal y Holanda. Los resultados mostraron, por análisis factorial, que tres factores se ajustaban perfectamente a los dominios de estudio (Agotamiento, Cinismo y Rendimiento académico), con buenos niveles de confiabilidad según el alfa de Cronbach (Agotamiento entre .74 y .80 dependiendo del país; Cinismo entre .79 a .86 y Rendimiento académico entre .67 y .76) ([Loayza-Castro et al., 2016](#)).

Procedimientos

Para acceder a los 207 participantes estipulados en este estudio, se realizó como primer paso un contacto con ambas universidades, con la finalidad de tener un acceso formal a la realización del cuestionario en los estudiantes. Posterior a este permiso, a los estudiantes que accedieron participar de la investigación se les otorgó un enlace con un cuestionario en la plataforma Google Form, el cual le mostró inicialmente un consentimiento informado, donde se dio conocimiento y se detallaron los criterios éticos de la investigación, los objetivos de esta y la metodología utilizada. Una vez que el participante aceptó su participa-

ción mediante el consentimiento informado, rellenando sus datos y garantizando que lo estaba realizando bajo su voluntad. Posterior a esto se le presentó el cuestionario Maslach Burnout Inventory-Student con 15 ítems.

El estudio consideró como guía los estándares éticos de la ANID (Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo), el cual cuenta con leyes de protección a la integridad de un individuo dentro de Chile. En España, este estudio se apegó a los estándares éticos de CSIC (Consejo Superior de Investigaciones Científicas), que consta del cuidado de datos personales de personas que participan en investigaciones científicas. También se apegó a un formato universal con los Principios éticos de los psicólogos y código de conducta American Psychological Association (APA, 2017).

Análisis de datos

En primer lugar, se analizaron los ítems del MBI-SS a través de estadísticos descriptivos: media, desviación estándar, asimetría y curtosis. Se verificó su normalidad considerando valores de asimetría y curtosis entre -1 y 1 (Darlington y Hayes, 2017). La normalidad multivariante se corroboró mediante el coeficiente de Mardia (Esnaola et al., 2011).

El método de cálculo de la fiabilidad del instrumento se realizó mediante el coeficiente Omega de McDonald, dado que este indicador logra superar diversas falencias que tiene el Alpha de Cronbach (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

Para la evaluación de la validez del instrumento se usó el análisis factorial confirmatorio que por su marco estadístico permite evaluar y corroborar empíricamente la validez y la estructura conceptual del constructo (Herrero, 2010). Se usó un procedimiento basado en el método de Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalizados (DWLS Diagonal Weighted Least Squares), recomendado cuando el número de opciones de respuesta decrece, el tamaño de la muestra es pequeño, o cuando los datos observados no poseen una distribución normal (Rigo y Donolo, 2019).

En esta investigación se utiliza la invarianza factorial, que se conceptualiza como el proceso de verificación en que las propiedades de medida de los instrumentos o sus ítems son independientes de las características de los grupos evaluados,

pero no del constructo que el instrumento está midiendo (Byrne, 2008).

Los índices que se consideraron en el análisis factorial confirmatorio, como en la estimación de la invarianza factorial fueron: Chi2/gl, el índice de Tucker-Levis (TLI), el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI). Se tomaron en cuenta las recomendaciones de Hu y Bentler (1999), quienes recomiendan valores superiores a 0,95 en CFI y TLI para considerar un ajuste adecuado. Así mismo, valores inferiores a 0,06 en RMSEA se estima como adecuado. Al comparar los modelos, se estima como mejor aquel que posee valores más altos en CFI y TLI y valores más bajos en RMSEA en comparación a los otros.

Se efectuó un análisis factorial confirmatorio multigrupo, la cual se entiende como una herramienta analítica que se puede utilizar para examinar la validez y la equivalencia/invarianza de las mediciones de las puntuaciones en diversos grupos. Es necesario señalar que este es un proceso progresivo en donde, en el caso de la presente investigación, se exploró en primer lugar la equivalencia de la estructura del MBISS en las muestras chilena y española (invarianza configural), luego se constató la igualdad estadística de las cargas factoriales (invarianza métrica), posteriormente de los thresholds o umbrales (invarianza fuerte), y de los residuales (invarianza estricta) (Pendergast, von der Embse, Kilgus & Eklund, 2017). Para lo anterior, se estimó las diferencias entre los modelos (configural, métrico, escalar y estricto), empleando las variaciones de los índices CFI (Δ CFI) y RMSEA (Δ RMSEA), considerando valores Δ CFI \leq .01 y Δ RMSEA \leq .015 (Cheung & Rensvold, 2002).

Resultados

En primera instancia se efectuó el análisis descriptivo de los ítems. Al respecto, es posible señalar que las medias más altas se encontraron en los ítems "Con qué frecuencia te sientes entusiasmado cuando alcanzas tus metas estudiantiles" ($M = 4.21$; $DS = 1.22$), perteneciente a la dimensión Agotamiento, y los ítems "Con qué frecuencia has aprendido cosas interesantes a lo largo de tus estu-

dios" ($M = 4.79$; $DS = 1.11$) y "Con qué frecuencia te sientes agotado al final de un día en la universidad" ($M = 4.42$; $DS = 1.34$), pertenecientes a la dimensión Eficacia académica. En cuanto a las medias más bajas destacamos "Con qué frecuencia haces comentarios burlones sobre la utilidad de lo que estudias" ($M = 2.49$; $DS = 2.20$) y "Con qué frecuencia dudas sobre la importancia de tus estudios" ($M = 1.92$; $DS = 1.78$) ambas de la subescala de Cinismo.

Se analizaron los ítems de la escala a fin de establecer el comportamiento normativo de estos. Se consideró que valores de asimetría y curtosis entre -1 y 1 indican normalidad de la variable (Darlington y Hayes, 2017). Los reactivos presentaron valores menores a 1, a excepción del ítem "Con qué frecuencia te sientes entusiasmado cuando alcanzas tus metas estudiantiles", lo que concluiría en una variable anormal.

La normalidad multivariada fue evaluada mediante un análisis Mardia para la asimetría y cur-

tosis multivariada. Se evidenció un coeficiente de asimetría de 19.76 ($X^2 = 681,54$, $gl = 364$, $p < ,001$) y un coeficiente de curtosis de 185.98 ($z = 7.06$; $p < .001$), con lo que se constató la ausencia de una distribución normal multivariada de los datos. Dado lo anterior, y considerando también el sistema de respuesta tipo Likert del instrumento, se decidió desarrollar el análisis factorial confirmatorio a través del método de mínimos cuadrados ponderados diagonalizados (DWLS).

La confirmación de la estructura del instrumento se verificó por medio de análisis factorial confirmatorio (AFC). En este caso, se efectuó la estimación de bondad de ajuste del modelo mediante el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalizados (DWLS). Los índices que se consideraron en el AFC fueron: χ^2 , χ^2/gl , el Índice de Bondad de Ajuste (GFI), el Índice de Tucker-Lewis (TLI), y el Índice de Bondad de Ajuste Comparativo (CFI).

Tabla 1
Estadísticos Descriptivos Ítems

Ítem	Media	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis
Ítem 1	4.29	1.36	-.91	.26
Ítem 2	4.42	1.34	-.73	.13
Ítem 3	3.93	1.60	-.37	-.82
Ítem 4	3.24	1.55	-.19	-.42
Ítem 5	3.95	1.40	-.54	-.07
Ítem 6	2.88	1.62	.06	-.73
Ítem 7	3.56	1.58	-.17	-.81
Ítem 8	2.49	2.20	.26	-1.47
Ítem 9	1.92	1.78	.53	-.93
Ítem 10	4.35	1.10	-.36	-.14
Ítem 11	3.56	1.40	-.40	-.22
Ítem 12	3.77	1.47	-.42	-.33
Ítem 13	4.82	1.22	-1.18	1.29
Ítem 14	4.79	1.11	-.85	.70
Ítem 15	3.87	1.38	-.55	.09

El modelo de tres factores evidenció indicadores de ajustes adecuados para la muestra total ($X^2 = 159.30$, $gl = 87$, $p < .001$; $X^2/gl = 1.83$; $TLI = .959$; $CFI = .962$; $RMSEA = .064$) y para la muestra chilena y española por separado (Ver tabla 2). Sin embargo, se evidenciaron bajas cargas factoriales (inferiores a ,4) en algunos ítems de la muestra chilena y española (Ver tabla 3). En este caso se encontró el ítem 8 (“ Con qué frecuencia haces comentarios burlones sobre la utilidad de lo que estudias”) en la muestra chilena y los ítems 11 y 13 (“Con qué frecuencia crees que puedes hacer una contribución efectiva en las clases que asistes”, “Con qué frecuencia te sientes entusiasmado cuando alcanzas tus metas estudiantiles”) en la muestra española.

Considerando lo planteado en el párrafo anterior, se realizó la verificación de un nuevo modelo con base en un instrumento de 12 ítems, evidenciándose una mejora en los indicadores de bondad de ajuste en la muestra total ($X^2 = 82.04$, $gl = 51$, $p < .01$; $X^2/gl = 1.609$; $TLI = .972$; $CFI = .979$; $RMSEA = .054$). Las cargas factoriales estandarizadas y confiabilidad de este modelo se puede apreciar en la Tabla 4.

También se consideró la confiabilidad de las dimensiones del instrumento en la muestra chilena y española a través del ω de McDonald, considerando valores de .70 o mayores para una fiabilidad aceptable (George y Mallery, 2003), apreciándose valores superiores a este rango en todas las dimensiones en la muestra chilena y española (ver Tabla 4).

Tabla 2
Modelos Estructurales Muestra Total, Muestra Chilena y Muestra Española

	X2	DF	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Tres Factores 15 ítems	159.298	87	.000	.962	.954	.064 [.048-.079]	.084
Tres Factores 12 ítems	82.038	51	.004	.979	.972	.054 [.031-.075]	.077
Tres Factores 15 ítems (Chile)	102.519	87	.122	.985	.982	.042 [.000-.071]	.103
Tres Factores 12 ítems (Chile)	59.411	51	.196	.989	.986	.040 [.000-.078]	.077
Tres Factores 15 ítems (España)	82.930	87	.604	1.000	1.005	.000 [.000-.048]	.082
Tres Factores 12 ítems (España)	51.792	51	.443	.999	.999	.012 [.000-.065]	.082

Tabla 3

Cargas Factoriales Estandarizadas y Confiabilidad del Instrumento Original en la Muestra Chilena y Española

	Chile			España		
	Agotamiento	Cinismo	Eficacia	Agotamiento	Cinismo	Eficacia
Ítem 1	.828			.808		
Ítem 2	.601			.580		
Ítem 3	.674			.760		
Ítem 4	.811			.774		
Ítem 5	.873			.830		
Ítem 6		.863			.744	
Ítem 7		.875			.864	
Ítem 8		.358			.642	
Ítem 9		.672			.562	
Ítem 10			.603			.511
Ítem 11			.724			.379
Ítem 12			.775			.801
Ítem 13			.540			.349
Ítem 14			.406			.522
Ítem 15			.757			.626
McDonald's ω	.869	.792	.831	.865	.783	.739
IC del 95%	[.828-.909]	[.727-.856]	[.781-.881]	[.823-.906]	[.715-.852]	[.664-.813]

Tabla 4

Cargas Factoriales Estandarizadas y Confiabilidad del Instrumento de 12 Ítems en la Muestra Chilena y Española

	Chile			España		
	Agotamiento	Cinismo	Eficacia	Agotamiento	Cinismo	Eficacia
Ítem 1	.839			.799		
Ítem 2	.605			.600		
Ítem 3	.671			.764		
Ítem 4	.799			.781		
Ítem 5	.878			.811		
Ítem 6		.837			.738	
Ítem 7		.884			.853	
Ítem 9		.624			.506	
Ítem 10			.571			.531
Ítem 12			.672			.718
Ítem 14			.449			.447
Ítem 15			.739			.622
McDonald's ω	.869	.838	.772	.865	.750	.726
IC del 95%	[.828-.909]	[.785-.891]	[.702-.841]	[.823-.906]	[.674-.826]	[.641-.811]

Invarianza factorial según país

Al efectuar el procedimiento de invarianza factorial en el instrumento de 15 ítems (Ver tabla 5), comparando los modelos respectivos, los resultados de la invarianza métrica y configural muestran diferencias significativas ($\Delta CFI = .018$ y $\Delta RMSEA = -.022$), por lo cual, no es posible constatar una equivalencia de las cargas factoriales de ambos instrumentos. Igual cosa ocurre al comparar el modelo métrico y escalar ($\Delta CFI = .016$ y $\Delta RMSEA = -.011$), lo que permite señalar que los interceptos sí son invariantes. Con lo anterior, no existiría evidencia para afirmar que el instrumento de 15 ítems sea invariante en ambas muestras.

Como se aprecia en la Tabla 6, los índices de ajuste orientados a determinar la invarianza factorial del instrumento de 12 ítems en la muestra de la universidad chilena y española evidencian valores que permiten reconocer su equivalencia en ambos grupos. Los ajustes del modelo con el cual se determinó la invarianza configural mostró valores adecuados ($TLI = .992$; $CFI = .994$; $RM-$

$SEA = .030$). Igual panorama se aprecia en los valores que representan el ajuste de la invarianza métrica ($TLI = .993$; $CFI = .994$; $RMSEA = .028$). Al comparar los resultados de la invarianza métrica y configural no se aprecian diferencias significativas ($\Delta CFI = .000$ y $\Delta RMSEA = .002$). Los resultados permiten establecer que las cargas factoriales son invariantes entre ambos grupos. El modelo con el cual se determinó la invarianza escalar también evidenció valores favorables ($TLI = .983$; $CFI = .985$; $RMSEA = .043$). Al comparar los resultados de la invarianza métrica y escalar no se constatan cambios importantes ($\Delta CFI = .009$ y $\Delta RMSEA = -.015$), lo que permite señalar que los interceptos son invariantes. Finalmente, el modelo con el cual se determinó la invarianza estricta también evidenció valores adecuados ($TLI = .987$; $CFI = .987$; $RMSEA = .037$). Las diferencias entre los valores de ajuste del modelo escalar y estricta fueron adecuadas ($\Delta CFI = -.002$ y $\Delta RMSEA = .006$), permitiendo entregar un soporte empírico a la invarianza estricta.

Tabla 5

Invarianza Factorial del Instrumento de 15 Ítems entre la Muestra Chilena y Española

	X^2	gl	p	CFI	TLI	RMSEA	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural	185.449	171	.213	.993	.991	.029		
Métrico	232.148	183	.008	.975	.971	.051	.018	-.022
Escalar	277.102	198	.000	.959	.957	.062	.016	-.011
Estricto	296.005	213	.000	.957	.958	.062	.002	.000

Tabla 6

Invarianza Factorial del Instrumento de 12 Ítems entre la Muestra Chilena y Española

	X^2	gl	p	CFI	TLI	RMSEA	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural	111.203	102	.251	.994	.992	.030		
Métrico	119.969	111	.264	.994	.993	.028	.000	.002
Escalar	142.734	120	.077	.985	.983	.043	.009	-.015
Estricto	151.026	132	.123	.987	.987	.037	-.002	.006

Discusión

El presente estudio tenía como objetivo constatar las propiedades psicométricas del Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS) en estudiantes de España y Chile. Si bien el instrumento original evidenció adecuadas propiedades psicométricas, en cuanto a su confiabilidad y su estructura factorial, fue posible apreciar un mejoramiento de sus indicadores, especialmente estructurales, al acortar su extensión a solo 12 ítems. En otras investigaciones se han encontrado excepciones a esto, demostrando que el comportamiento de los elementos de la escala es inestable, sugiriendo corregir o eliminar ítems del instrumento (Grajales, 2001). Asimismo, otros autores como Pérez-Fuentes, Molero Jurado, Simón Márquez, Oropesa Ruiz, & Gázquez Linares (2020) también lograron visualizar un mejor ajuste del instrumento en una versión de 12 ítems.

Con respecto al instrumento, todas las dimensiones que lo componen presentan una adecuada confiabilidad (Agotamiento, Cinismo y Eficacia académica). En esta línea, la versión tanto de 15 como la de 12 ítems del MBI-SS para estudiantes universitarios, han mostrado tener una estructura factorial definida y confiabilidades adecuadas que permiten su utilización para estos fines en población universitaria tanto chilena como española, evidenciando valores omegas de McDonald superiores a ,70 en todos los factores del instrumento. Asimismo, se aprecia una adecuada bondad de ajuste del modelo de tres factores del instrumento.

Conforme a la potencial fuente de sesgo evidenciada en el instrumento original de 15 ítems, este fenómeno se podría asociar a la procedencia cultural de los evaluados y al sistema universitario en el cual están inmersos. Aunque esto se aplicaría a las muestras que consideraron estudiantes europeos y latinoamericanos (Campos y Marôco, 2012), no se replica en Charry y colaboradores (2018) cuyos grupos tenían esas características (Colombia y España).

Si bien no se logró constatar la invarianza factorial de la versión del instrumento original de 15 ítems, sí se logró verificar la invarianza estructural del instrumento para la muestra de estudiantes de Chile y España considerando la versión

propuesta de 12 ítems. Los resultados de otras investigaciones no han mostrado lo mismo (Campos y Marôco, 2012; Schaufeli et al., 2002). También ha habido cuestionamientos al MBI, creando una duda razonable sobre la equivalencia cultural del constructo (Kulakova et al., 2017). Es por esto la importancia de los estudios transculturales, en diferentes continentes, con distintas costumbres y culturas, como son Europa y Latinoamérica (Kulakova et al., 2017).

Para concluir, este estudio permitió conocer que el instrumento MBI-SS de 12 ítems muestra un mejor ajuste estructural que el original de 15 ítems. A su vez, que el instrumento de 12 ítems permite la equivalencia de su aplicación tanto en Chile como en España. Además, se comprobó que todas las dimensiones, Agotamiento, Cinismo y Eficacia, tienen una buena y/o adecuada confiabilidad. En cuanto al modelo, este es invariante tanto para la muestra española como chilena en estricto rigor, con los 12 ítems, es posible comparar los resultados.

En cuanto a las limitaciones que se presentan, son que este estudio consta de una muestra no probabilística, y es acotada en cada una de las poblaciones estudiadas. Sin embargo, permite visualizar al instrumento comparativamente en ambas realidades, por lo tanto, en futuras investigaciones se sugiere el uso de muestras más grandes, de carácter representativas. Es importante contar con instrumentos válidos para el diagnóstico y la investigación en salud mental en estudiantes universitarios en países como Chile y España, para, de esta forma contribuir a su bienestar.

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). Netbiblio.
- Aguayo, R., Vargas, C., de la Fuente, E. & Lozano, L. (2011). A meta-analytic reliability generalization study of the Maslach Burnout Inventory. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 11 (2), 343-361.
- Aguayo-Estremera, R., Cañadas, G., Ortega-Campos, E., Ari-

- za, T. & De la Fuente-Solana, E. (2023). Validity Evidence for the Internal Structure of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey: A Comparison between Classical CFA Model and the ESEM and the Bifactor Models. *Mathematics*, 11(6), 1-21. <https://doi.org/10.3390/math11061515>
- Aguilar-Bustamante, M., & Riaño-Hernández, D. (2013). Propiedades psicométricas del "School Burnout Inventory" SBI en población colombiana adolescente. Paper presented at the 34th Interamerican Congress of Psychology, 15-19 July, Brasilia (Brazil).
- Álvarez Gallego, E., & Fernández Ríos, L. (1991). El Síndrome de "Burnout" o el desgaste profesional. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, 11(39), 257-265.
- APA (2017). Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct. <https://www.apa.org/ethics/code>
- Argumedo, D., Nóbrega, M., Bárrig, P. & Otiniano, F. (2016). Criterios Homologados de Investigación en Psicología (CHIP). Investigaciones instrumentales. Versión 1.0. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059.
- Banda, J., Robles, V., & Lussier, R. (2021). Validación del Maslach Burnout Inventory en estudiantes universitarios de El Bajío mexicano. *RIDE. Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*, 12(23), e052. <https://doi.org/10.23913/ride.v12i23.1092>
- Boada, J., Merino, E., Sánchez, J. C., Prizmic, A. J., & Vigil, A. (2015). Adaptation and psychometric properties of the SBI-U scale for Academic Burnout in university students. *Anales de Psicología*, 31(1), 290-297.
- Bresó, E (2008). Well-being and performance in academic settings: The predicting role of self-efficacy. *Disertación doctoral no publicada*, Universidad Jaume I de Castellón, Castellón, España.
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8744>
- Caballero, C., Abello, R., & Palacio, J. (2007). Relación del burnout y rendimiento académico con la satisfacción frente a los estudios. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 25(2), 98-111.
- Caballero, C., Bresó, E, & González. (2015) Burnout en estudiantes universitarios. *Psicología desde el Caribe*. 32 (3), 424-441.
- Caballero, C., Hederich, C. & Palacio, J. (2010). El burnout académico: delimitación del síndrome y factores asociados con su aparición. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 42(1), 131-146
- Charry, C., Garzón, A., Pozo, C., & Bretones, B. (2018). Invarianza factorial del burnout académico para estudiantes hispanohablantes. *Revista mexicana de investigación educativa*, 23(79), 1195-1215. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-66662018000401195&lng=es&tling=es
- Campos, J. A. D. B., & Marôco, J. (2012). Maslach Burnout Inventory – Student Survey: Portugal – Brazil cross – cultural adaptation. *Revista de Saúde Pública*, 46(5), 816-824.
- Cheung, G.W., & Rensvold, RB. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Darlington, R. B., & Hayes, A. F. (2017). *Regression Analysis and Linear Models: Concepts, Applications, and Implementation*. The Guilford Press
- Dyrbye, L., Thomas, M., Harper, W., Massie, F.S., Power, D., Eacker, A., Durning, S., Moutier, C., Szydlo, D., Novotny, P., Solan, J. y Shanafelt, T. (2009). The learning environment and medical student burnout: a multicentre study. *Medical Education*, 43, 274-282
- Esnaola, I., Infante, G. & Zulaika, L. (2011). The multidimensional structure of physical self-concept. *The Spanish Journal of Psychology*, 14(1), 304-312.
- Faye Dumanget, C., Carré, J., Le Borgne, M., & Boudoukha, P. A. H. (2017). French validation of the Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI SS). *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 23(6), 1247-1251.
- Freudenberger, H. J. (1980). Burnout: The high cost of high achievement. *Doubleday*.
- Garcés de los Fayos, E. (1995). Burnout en niños y adolescentes: Un nuevo síndrome en psicopatología infantil. *Psicothema*, 7 (1), 33-40.
- George, D., y Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. 11.0 update (4th ed.). Allyn y Bacon.
- Gil-Monte, P. y Olivares, V. (2011) Psychometric properties of the "Spanish Burnout Inventory" in Chilean professionals working to physically disabled people. *The Spanish Journal of Psychology*, 14 (1), 441-451
- Grajales, T. (2001). Estudio de la validez factorial del Maslach Burnout Inventory versión española en una pobla-

- ción de profesionales mexicanos. *Memorias del CIE*, 2, 63-82. <http://tgrajales.net/mbivalidez.pdf>
- Hernández, E. G., Jiménez, B. M., Muñoz, A. R., & Benadero, M. E. M. (2005). Breve historia del Burnout a través de sus instrumentos de evaluación. En *Quemarse en el trabajo: 11 perspectivas del burnout* (pp. 161-182). Egado Editorial.
- Hederich, M. C., & Caballero, D.C. (2016). Validación del cuestionario Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI-SS) en contexto académico colombiano. *Revista CES Psicología*, 9(1), 1-15.
- Herrero, J. (2010). El Análisis Factorial Confirmatorio en el estudio de la Estructura y Estabilidad de los Instrumentos de Evaluación: Un ejemplo con el Cuestionario de Autoestima CA-14. *Psychosocial Intervention*, 19(3), 289-300. http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1132-05592010000300009&lng=es&tlng=es
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.
- Kulakova, O., Moreno Jiménez, B., Garrosa, E., Sánchez Hernández, M. O., & Aragón, A. (2017). Universalidad del constructo del Maslach Burnout Inventory en un contexto latinoamericano. *Acta de investigación psicológica*, 7(2), 2681-2688. <https://doi.org/10.1016/j.ai-pprr.2017.05.001>
- Loayza-Castro, J. A., Correa-López, L. E., Cabello-Vela, C. S., Huamán-García, M. O., Cedillo-Ramírez, L., Vela-Ruiz, J. M., Pérez-Acuña, L. M., Gonzales-Menéndez, M. J. M., & De La Cruz-Vargas, J. A. (2016). Síndrome de Burnout en estudiantes universitarios: tendencias actuales. *Revista De La Facultad De Medicina Humana*, 16(1). <https://revistas.urp.edu.pe/index.php/RFMH/article/view/333>
- Maslach, C & Jackson, C. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 2, 99-113.
- Martínez, I., & Marques-Pinto, A. (2005). Burnout en estudiantes universitarios de España y Portugal y su relación con variables académicas. *Aletheia* (21), 21-30. http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-03942005000100003&lng=pt&tlng=es
- Merino, C., Delgadillo, A., & Caballero, R. (2013). ¿Burnout en adolescentes?: Validez estructural del inventario de burnout escolar (SBI) (Burnout in adolescents: Structural validity School Burnout Inventory (SBI)). Paper presented at the 34th Interamerican Congress of Psychology, 15-19 July, Brasilia (Brazil).
- Moneta G. B. (2011) Need for Achievement, Burnout, and Intention to Leave: Testing an Occupational Model in Educational Settings. *Personality and Individual Differences*, 50, 274-278. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.10.002>
- Mostert, K., Pienaar, J., Gauche, C., & Jackson, L. (2007). Burnout and engagement in university students: A psychometric analysis of the MBI-SS and UWES-S. *South African Journal of Higher Education*, 21(1), 147-162. <https://doi.org/10.4314/sajhe.v21i1.25608>
- Moyano, N., & Riaño-Hernández, D. (2013). Burnout escolar en adolescentes españoles: Adaptación y validación del School Burnout Inventory. *Ansiedad y Estrés*, 19, 95-103.
- Ornelas, M., Jurado, P. J., Blanco, H., Peinado, J. E., & Blanco, J. R. (2020). Composición factorial del Inventario de Burnout de Maslach para Estudiantes en universitarios mexicanos. *Acta Universitaria* 30, e2516. <http://doi.org/10.15174.au.2020.2516>
- Pendergast, L. L., von der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of school psychology*, 60, 65-82. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2016.11.002>
- Pérez, V.C., Parra, P.P., Fasce, H.E., Ortiz, M., Bastías, V.N., & Bustamante, D.C. (2012). Estructura Factorial y Confiabilidad del Inventario de Burnout De Maslach En Universitarios Chilenos. *Revista Argentina De Clínica Psicológica*, 21, 255-263.
- Pérez-Fuentes, M. C., Molero Jurado, M. M., Simón Márquez, M. M., Oropesa Ruiz, N. F., & Gázquez Linares, J. J. (2020). Validation of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey in Spanish adolescents. *Psicothema*, 32(3), 444-451. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.373>
- Pines-Malakh, A., Aronson, E., y Kafry, D. (1981). *Burnout: from tedium to personal growth*. Free Press. http://books.google.com/books?id=9_NGAAAMAAJ
- Rigo, D. Y., & Donolo, D. (2019). Modelos de ecuaciones estructurales usos en investigación psicológica y educativa. *Revista Interamericana De Psicología/Interamerican Journal of Psychology*, 52(3), 345-357. <https://doi.org/10.30849/rip.ijp.v52i3.388>
- Salanova, M., Martínez, I., Bresó, E., Llorens, S. & Grau, R. (2005). Bienestar psicológico en estudiantes universitarios: Facilitadores y obstaculizadores del desempeño aca-

- démico. *Anales de Psicología*. 21(1), 170-180.
- Schaufeli WB, Leiter MP, Maslach, C, Jackson SE. (1996). The Maslach Burnout Inventory: General Survey (MBI-GS). En: Maslach C, Jackson SE, Leiter MP, ed. *Maslach Burnout Inventory Test Manual*, Consulting Psychologists Press, 19-26.
- Schaufeli, W., Martínez, I., Marques Pinto, 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.
- Schaufeli, W., Salanova, M., González-Romá, V. & Bakker, A. (2002). The measurement of burnout and engagement: A confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71-92.
- Shirom, A. (2003). Job-related burnout: A review. En Quick J. C. y Tetrick L. E. (Eds), *Handbook of occupational health psychology* (pp. 245-264). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10474-012>
- Ventura-León, J. & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista latinoamericana de ciencias sociales, niñez y juventud*, 15 (1), 625-627.