

INVARIANZA FACTORIAL DEL BURNOUT ACADÉMICO PARA ESTUDIANTES HISPANOHABLANTES

CLAUDIA CHARRY / ANGÉLICA GARZÓN / CARMEN POZO / BLANCA BRETONES

Resumen:

El objetivo de este estudio fue recoger evidencia de las propiedades psicométricas del Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI-SS) en una muestra de 359 estudiantes universitarios, 152 colombianos y 207 españoles. Se realizó un análisis factorial confirmatorio a fin de comprobar la estructura de la prueba y la invarianza del modelo entre las dos muestras, igualmente se obtuvieron los coeficientes de confiabilidad de cada dimensión y se obtuvo evidencia de validez discriminante frente a una medida de *Flourishing*. Los resultados mostraron que el modelo se ajustó bien en ambas muestras, con un nivel aceptable de parsimonia. Se alcanzó el nivel de invarianza factorial estricta e índices de fiabilidad superiores a 0.8. Se obtuvieron correlaciones inversas moderadas frente al constructo estado de flujo. Los resultados evidencian la fiabilidad y validez, del constructo y discriminante, de la MBI-SS así como su estabilidad en ambas muestras.

Abstract:

The objective of this study was to collect evidence of the psychometric properties of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI-SS) in a sample of 359 university students: 152 Colombians and 207 Spaniards. Factorial analysis confirmed the structure of the test and the invariance of the model in the two samples; reliability coefficients were obtained for each dimension, along with evidence of discriminating validity on the Flourishing Scale. The results showed that the model adjusted well to both samples, at an acceptable level. Strict factorial invariance and reliability indexes greater than 0.8 were reached. Moderate inverse correlations were obtained with regard to the construct of state of flux. The results demonstrated the reliability and validity of the construct and the discriminant, of MBI-SS as well as stability in both samples.

Palabras clave: validez de pruebas; instrumentos de evaluación; estrés; estudiantes; educación superior.

Keywords: test validity; evaluation instruments; stress; students; higher education.

Claudia Charry: profesora de la Universidad Santo Tomás, Facultad de Psicología. Campus San Alberto Magno. Autopista Norte calle 205, vía Arrayanes km 1.6; 110151, Bogotá, Colombia. CE: claudia.charry@usantotomas.edu.co
Angélica Garzón: profesora de la Universidad El Bosque, Facultad de Psicología. Bogotá, Colombia. CE: garzonangelica@unbosque.edu.co

Carmen Pozo: profesora catedrática de la Universidad de Almería, Departamento de Psicología. Almería, España. CE: cpozo@ual.es

Blanca Bretón: doctora por la Universidad de Almería y miembro del Grupo de Investigación Intervención Psicosocial y Salud. Almería España. CE: bbretones@ual.es

Introducción

La investigación sobre el síndrome de *burnout* ha tenido diferentes giros desde el momento en que Freudenberger (1974) y Maslach (1976) introdujeron el término. En general, se entiende como el resultado de la exposición a estrés crónico laboral unido al uso de estrategias poco eficaces para afrontarlo (Martínez Pérez, 2010). El *burnout* genera síntomas de agotamiento emocional, distanciamiento de otras personas y falta de sentido de realización personal (Rosales y Rosales, 2014). El agotamiento ha sido descrito como desgaste, pérdida de energía, debilitación y fatiga; por su parte el distanciamiento tiene que ver con actitudes negativas o inapropiadas hacia otros, la pérdida del idealismo y la irritabilidad; y la falta de sentido de realización personal ha sido explicada en términos de capacidad o productividad reducida, baja moral, deserción e incapacidad de afrontamiento (Schaufeli, Maslach y Marek, 2017).

Del enfoque clínico inicial y posterior matiz psicosocial que se le ha dado al *burnout*, se ha asistido además a una generalización del concepto a otras ocupaciones, incluyendo estudiantes universitarios. En este contexto se incorpora el concepto de *burnout* académico para referirse al conjunto de manifestaciones a consecuencia de estrategias poco efectivas de afrontamiento frente a las exigencias de este ambiente (Caballero, Hederich y Palacio, 2010; Salanova y Llorens, 2008). Esto tiene, entre otros, efectos de tipo emocional (indefensión, irritabilidad, hostilidad), social (aislamiento, conflictos interpersonales) y físico (cefaleas, problemas de sueño, quejas psicosomáticas, fatiga crónica) (Caballero, Breso y González Gutiérrez, 2015; Caballero, Hederich y Palacio, 2010).

En el contexto académico se ha encontrado que el *burnout* es predictor del desempeño, las expectativas de éxito y la tendencia a la deserción en la educación superior (agotamiento y cinismo se relacionan positivamente con la tendencia al abandono y negativamente con el desempeño y las expectativas de éxito) (Martínez y Marques, 2005). En tanto, su componente de agotamiento emocional puede predecirse a partir del estrés percibido por los estudiantes cuando se presentan exámenes y en el trabajo (Carlotto, Câmara y Borges, 2005). Por ejemplo, una investigación reciente con estudiantes de medicina norteamericanos, carrera con la que se ha analizado exhaustivamente este síndrome, mostró entre los que lo padecían mayores niveles de abuso o dependencia al alcohol; el agotamiento emocional y la despersonalización, fueron predictores del

abuso de alcohol; siendo un factor de riesgo mayor cuando los alumnos tienen una deuda por sus estudios de entre 50 y 100 mil dólares (Jackson *et al.*, 2016).

Es necesario tener en cuenta, sin embargo, que los factores asociados al éxito/deserción en universitarios son diversos, incluyen al menos tres aspectos: variables personales, institucionales y circunstanciales (ver Garzón Umerenkova y Gil Flores, 2017). El *burnout* se puede situar entre las variables de tipo personal-individual, junto con características como la autorregulación, personalidad, motivación, entre otras.

Desde las actuales perspectivas de la investigación educativa, en las que se aborda la calidad educativa no solo como el desempeño exitoso del alumnado sino considerando su bienestar y calidad de vida, el *burnout* académico cobra más interés. Esto debido a que este síndrome es lo contrario al bienestar psicológico de los estudiantes; también puede ser una medida empleada por cualquier institución educativa para evaluar un indicador de la calidad de vida del alumnado y, no menos importante, puede ayudarle a identificar dinámicas inapropiadas en el contexto académico que generan insatisfacción con la formación y vida académica de sus estudiantes (Cabantuero, Hederich y Palacio, 2010; Schaufeli *et al.*, 2002a).

Por otra parte, el debate sobre la estructura o dimensionalidad del constructo *burnout* aparece desde el inicio en los estudios clásicos realizados sobre el tema. Por ejemplo, Maslach y Jackson (1981) defendieron una estructura tridimensional: agotamiento emocional, despersonalización/cinismo y falta de logro personal/eficacia. Esta postura ha sido compartida por varios autores (Borda *et al.*, 2007; Carlotto y Câmara, 2008). Por su parte, Pines, Aronson y Kafry (1981) plantean que el *burnout* es un constructo unidimensional definido exclusivamente por el agotamiento emocional. Estudios posteriores han apoyado esta propuesta (Barraza, Carrasco y Arreola, 2009; Knudsen, Ducharme y Roman, 2009; Melamed *et al.*, 2006), y también existe evidencia sobre el posible orden causal de estas dimensiones, es decir, sobre cómo el agotamiento emocional predice la dimensión de cinismo y esta, a su vez, la eficacia (Toppinen-Tanner, Kalimo, y Mutanen, 2002).

Existe también evidencia empírica que apunta a la bidimensionalidad del *burnout*, especialmente en el contexto educativo (Rosales y Rosales, 2014). Schaufeli *et al.* (2002b) se refirieron al agotamiento y el cinismo como el núcleo del síndrome; mientras que Marôco y Campos (2012) encontraron

que el constructo *burnout* en estudiantes universitarios se define mejor a través de dos dimensiones que incluyen agotamiento y cinismo.

Estas diferencias pueden deberse tanto a los distintos contextos en los que se emplea el constructo como a los diversos instrumentos empleados para su evaluación. Por ello, la ausencia de un único modelo que relacione las tres dimensiones definidas desde el inicio del estudio de este constructo (agotamiento emocional, despersonalización/cinismo y falta de logro personal/eficacia) con los diferentes instrumentos existentes para evaluar el *burnout* se refleja no solo en el planteamiento del número de dimensiones que lo definen, sino también en el comportamiento diferencial de cada dimensión en relación con otras variables estudiadas, por ejemplo, en el caso de constructos como soporte social y optimismo (Otero-López, Santiago y Castro, 2008).

Uno de los instrumentos que ha permitido operacionalizar el constructo *burnout* es el Maslach Burnout Inventory-General Survey (MBI-GS) que puede ser aplicado a todas las ocupaciones (Schaufeli y Leiter, 1996), y que a su vez dio origen al Burnout Inventory-Student Survey (MBI-ss) de Schaufeli *et al.*, 2002a.

Existe poca evidencia sobre la estructura del *burnout* en la educación superior, especialmente con estudiantes universitarios latinoamericanos. Hay una investigación previa de la prueba para el contexto colombiano (Hederich-Martínez y Caballero-Domínguez, 2016), sin embargo, se centra en establecer un comparativo con las normas de calificación de la versión española del instrumento. Igualmente, no analiza previamente el contenido lingüístico de las preguntas, realiza un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) frente a un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) y carece de evidencia de validez concurrente con otras medidas.

Lo anterior, a pesar de que existen datos, tanto en España como en Colombia, sobre la prevalencia del síndrome de *burnout* en estudiantes que nos dan una idea de la importancia del trabajo investigativo alrededor de este tema. En Colombia, Paredes y Sanabria-Ferrand (2008) reportaron niveles medios de *burnout* en 12.6% de los residentes de especialidades médica quirúrgicas de la Universidad Militar Nueva Granada (Bogotá); Guevara, Henao y Herrera (2004) encontraron que 85.3% de los médicos residentes y especialistas en el área clínica y quirúrgica de la ciudad de Cali mostraron una intensidad moderada y severa del síndrome; y Borda *et al.* (2007) realizaron un análisis en estudiantes de internado

de medicina en la ciudad de Barranquilla y encontraron que las dimensiones del *burnout* tuvieron una prevalencia de 41.8% para agotamiento emocional, 30.9% para despersonalización/cinismo y 12.7% para falta de logro personal/eficacia.

Por su parte, en España, Salanova Soria, Martínez Martínez, Breso Esteve, Llorens Gumbau, *et al.* (2005) realizaron una investigación con estudiantes de los últimos cursos de las facultades de Ciencias Jurídicas y Economía de la Universidad Jaume I de Castellón y encontraron una prevalencia de 8% para el síndrome; mientras que Galán, Sanmartín, Polo y Giner (2011) evaluaron a 270 estudiantes de la Facultad de Medicina de Sevilla y encontraron que las puntuaciones en el MBI-SS de los alumnos de sexto curso (37.5% de prevalencia) doblaban a las de los de tercero (14.8% de prevalencia).

Por otra parte, siendo un área de investigación educativa que cada vez despierta mayor interés, contar con instrumentos validados para nuestras culturas y en población hispanohablante cobra más relevancia. En ese sentido, este estudio pretende obtener un instrumento adaptado entre hispanohablantes de España y Colombia, a fin de que se fomente el desarrollo de la investigación transcultural teniendo medidas comparativas.

Con base en lo anterior, los objetivos de este estudio son, en primer lugar, aportar evidencia de la invarianza factorial del constructo en las dos muestras de universitarios hispanohablantes. Se parte del supuesto de la bidimensionalidad de la escala MBI-SS, eliminando el factor de eficacia profesional, ya que este se considera cercano al desempeño académico, y una consecuencia de los otros dos factores (agotamiento y cinismo). Se plantea, además, la hipótesis de que dicha estructura bidimensional es invariante en las muestras de los dos países.

El segundo objetivo es establecer las propiedades psicométricas de la MBI-SS en las dos muestras de estudiantes universitarios de España y Colombia, aportando evidencia de la validez de constructo, discriminante y de confiabilidad.

Método

Participantes

La muestra fue conformada por 359 estudiantes (68% de mujeres y 32% hombres, con una media de edad de 22 años), de los cuales 152 pertenecían a una universidad de Bogotá (Colombia) y 207 a una del sur de España.

Se realizó un muestreo por conveniencia, pero buscando heterogeneidad considerando las variables de programa y semestre (año). Los participantes estaban matriculados en diferentes semestres académicos (años para los españoles) y programas relacionados con áreas de la salud, educación e ingeniería. En el caso de la muestra española, 49% estaban en cuarto año (séptimo y octavo semestres), los demás participantes se encontraban en semestres inferiores. En la muestra de estudiantes colombianos la mayor proporción se encontraba cursando tercer semestre (33%) (segundo año), seguida de los de segundo (27%) y primero (20%) (primer año).

En cuanto al desempeño académico, más de 80% de los participantes afirmó haber aprobado todos los exámenes durante los diferentes semestres o años en su programa. El promedio de notas autorreportadas por los estudiantes hasta ese momento fue muy similar en ambos grupos (7.13 para los españoles y 7.44 para los colombianos).

Instrumentos

El *burnout* fue evaluado mediante la versión adaptada del Maslach Burnout Inventory-Student Survey (Schaufeli *et al.*, 2002a) del que fueron aplicadas las subescalas de agotamiento emocional y cinismo, las cuales involucran un conjunto de nueve ítems evaluados mediante una escala Likert con valores de 0 (nunca), 1 (a veces), 2 (habitualmente) y 3 (siempre) (anexo 1).

La validez, confiabilidad e invarianza transcultural del MBI-ss han sido evaluadas en estudios previos para lengua portuguesa en una muestra de 958 estudiantes brasileños y 556 portugueses (Campos y Marôco, 2012). El instrumento mostró buenas cualidades psicométricas (valores para alfa de Cronbach entre 0.83 y 0.88), sin embargo, su estructura factorial no se mantuvo estable entre las muestras. Por su parte, Hederich-Martínez y Caballero-Domínguez (2016) examinaron la estructura factorial del MBI-ss en una muestra de 820 estudiantes colombianos del área de la salud, analizando las tres subescalas del instrumento y obteniendo resultados satisfactorios en el análisis factorial luego de la eliminación de uno de los ítems de la subescala de autoeficacia académica (porcentaje de varianza explicada 55.8%; alfa de Cronbach entre 0.72 y 0.82 para las diferentes subescalas).

Adicionalmente, fue aplicada la versión española de la Flourishing Scale (FS) (Diener y Biswas-Diener, 2011; Diener *et al.*, 2010), con la intención

de obtener evidencia de la validez discriminante del MBI-SS con base en otras variables (Goodwin y Leech, 2003). La FS tiene como objetivo medir el flujo o estado de flujo (*flourishing*) y consta de ocho ítems, los cuales son respondidos en una escala Likert de cinco opciones que van desde 1 (muy en desacuerdo) a 5 (muy de acuerdo). Este instrumento cuenta con diversos estudios en los cuales se ha recogido evidencia de la estabilidad de su estructura factorial, así como de su validez y confiabilidad, en muestras de países como Japón (Sumi, 2014), Nueva Zelanda (Hone, Jarden y Schofield, 2014), China (Duan y Xie, 2016; Tang, Duan, Wang y Liu, 2016), Irán (Ghasemi y Ghamarani, 2015), Brasil (Da Fonseca *et al.*, 2015), Portugal (Silva y Caetano, 2013), España y Colombia (Pozo-Muñoz, Garzón-Umerenkova, Bretones-Nieto y Charry, 2016). Este último indicó que las propiedades psicométricas de la FS fueron satisfactorias confirmando la unidimensionalidad de la escala y su invarianza factorial en las muestras evaluadas. Por lo tanto, la FS empleada para este estudio fue el validado por Pozo-Muñoz, Garzón-Umerenkova, Bretones-Nieto y Charry 2016.

Procedimiento

El contenido de los ítems de la MBI-SS fue analizado por dos expertos nativos (uno colombiano y otro español) y se verificó que no eran necesarios ajustes en la redacción o en el vocabulario. Previamente a su aplicación definitiva, se pidió cumplimentar el cuestionario a seis estudiantes de los dos países, tres colombianos y tres españoles, en el que se incluyeron las instrucciones y las preguntas sociodemográficas. Siguiendo las recomendaciones de Smith-Castro y Molina (2011), se realizó una entrevista cognitiva a fin de detectar las posibles ambigüedades o cambios en el vocabulario a tener en cuenta para modificar en el instrumento. De esta manera, se identificaron preguntas sociodemográficas que fueron adaptadas para mantener la equivalencia de la información obtenida en ambos países, por ejemplo, en Colombia a los participantes se les pregunta sobre la “carrera” que está cursando, mientras en España por el “título”; mientras en Colombia se les pregunta por el “semestre” en el que se encuentran, en España se hace por el “curso”. Sin embargo, en cuanto al instrumento MBI-SS entre los participantes de los dos países no se detectaron diferencias en la comprensión de los términos empleados, por lo que se les aplicó exactamente la misma versión del instrumento.

Los estudiantes participaron de manera voluntaria en el estudio. Teniendo en cuenta el código deontológico y ético del psicólogo en Colombia –título 9: Investigación y docencia, artículo 50–, se obtuvo un consentimiento informado de los participantes, previamente aprobado por el Comité de Investigación de la Facultad de Psicología de la Universidad El Bosque y por el Comité de Bioética para la Investigación Humana de la Universidad de Almería, cumpliendo con los requerimientos del Código de Ética en Psicología y el Acto de Protección de Datos de España.

Se utilizó un cuestionario en línea creado para el estudio que contenía una sección inicial de ítems relacionados con variables sociodemográficas y posteriormente se presentaban los instrumentos a aplicar junto con el consentimiento informado. Para este fin se utilizó la aplicación LimeSurvey (versión 9.1).

Análisis de datos

Se realizaron análisis descriptivos para las puntuaciones obtenidas en el MBI-SS, para cada muestra (estudiantes universitarios españoles y colombianos) y se calculó el coeficiente H para evaluar la confiabilidad del instrumento (Domínguez-Lara y Rodríguez, 2017). Se verificó la dimensionalidad del MBI-SS mediante Análisis Factorial Confirmatorio en los dos grupos, esto considerando que ya existía evidencia y teoría sobre la posible estructura que subyace al instrumento. Para ello se utilizó el método de máxima verosimilitud (MV) dadas las características de nuestros datos, pues aunque la escala de respuesta que se utilizó para el MBI-SS es de cuatro categorías –caso en el que suelen recomendarse otros tipos de análisis (Finney y DiStefano, 2006)–, la no normalidad de los datos y el tamaño de la muestra nos llevaron a acogernos a la sugerencia de Rhemtulla, Brosseau-Liard y Savalei (2012), quienes evidenciaron que es preferible el uso de MV cuando los datos categóricos presentan condiciones poco ideales (como falta de distribución normal o tamaño muestral pequeño). En esos casos, el MV se muestra mucho más apropiado y robusto. Finalmente, fue analizada la invarianza factorial del MBI-SS, mediante análisis multi-grupo y su validez discriminante, mediante el cálculo de índices de correlación de Pearson entre las puntuaciones del MBI-SS y del FS.

Todos los análisis fueron llevados a cabo con el programa SPSS (versión 22 para Windows).

Resultados

Análisis descriptivo

Los resultados obtenidos para la MBI-SS arrojaron una media de 0.84 para las dos muestras, con una desviación típica de 0.63 para la española y de 0.65 para la colombiana. Estos valores pueden ser considerados bajos y muestran una tendencia de la mayoría de los participantes a ubicarse en las primeras dos categorías de respuesta (nunca y a veces). También fueron calculadas la media y desviación típica para cada una de las subescalas, en cada una de las muestras (tabla 1). Aquí también se observaron valores similares en ambas muestras.

TABLA 1

Media y desviación típica para las subescalas de la MBI-SS (agotamiento emocional y cinismo), en cada una de las muestras

| País | Subescalas MBI-SS | M | DT | n |
|----------|-------------------|------|-----|-----|
| España | Agotamiento | 1.01 | .68 | 207 |
| | Cinismo | .62 | .71 | 207 |
| Colombia | Agotamiento | 1.08 | .71 | 149 |
| | Cinismo | .50 | .68 | 148 |

Respecto de la fiabilidad de la MBI-SS, los resultados para la prueba completa fueron satisfactorios con un coeficiente H de 0.93 en la muestra colombiana y 0.92 en la española. De la misma manera, para la subescala de agotamiento emocional se obtuvo un coeficiente H de 0.87 en la muestra colombiana y de 0.85 en la española, y para la subescala de cinismo los valores fueron 0.88 y 0.86, respectivamente.

Se evaluó la validez discriminante de la MBI-SS mediante el cálculo de las correlaciones entre sus subescalas (agotamiento emocional y cinismo) y las puntuaciones obtenidas con la FS. Como era de esperarse, los resultados mostraron correlaciones inversas moderadas y significativas entre los dos instrumentos en ambas muestras (ver tabla 2). El valor más bajo se obtuvo

en la muestra colombiana, entre la subescala de agotamiento emocional y la FS ($-0.207, p < .05$) y la más elevada entre cinismo y la FS en la muestra española ($-0.500, p < .01$).

TABLA 2
*Correlaciones entre las subescalas de la MBI-SS
 (agotamiento emocional y cinismo) y la FS, para cada una de las muestras*

| País | | Correlaciones | | |
|----------|--------------------------------|---------------|--------------------------------|------------------|
| | | FS | Agotamiento emocional (MBI-SS) | Cinismo (MBI-SS) |
| España | FS | 1 | -.432** | -.500** |
| | Agotamiento emocional (MBI-SS) | -.432** | 1 | .626** |
| | Cinismo (MBI-SS) | -.500** | .626** | 1 |
| Colombia | FS | 1 | -.207* | -.427** |
| | Agotamiento emocional (MBI-SS) | -.207* | 1 | .717** |
| | Cinismo (MBI-SS) | -.427** | .717** | 1 |

Nota: Correlaciones bilaterales significativas al nivel 0,01 (**) y 0,05 (*).

Estructura factorial de la MBI-SS

En ambas muestras, la distribución de los datos no fue normal. Sin embargo, los valores de asimetría (Colombia= -1.37 y España= -0.93) y curtosis (Colombia= 2.06 y España= 0.33) no superaron los límites sugeridos por Finney y DiStefano (2006).

Se evaluó el modelo de dos dimensiones de la MBI-SS agrupados de la siguiente forma: agotamiento emocional (ítems 1, 3, 5, 6 y 8) y cinismo (ítems 2, 4, 7 y 9).

En la muestra colombiana, el modelo obtuvo buenos índices de ajuste ($CFI= 0.93$, $GFI= 0.90$, $NFI= 0.90$), pero no de parsimonia ($CMIN/df= 2.66$ y $RMSEA= 0.10$). Se observó que el ítem 8 (perteneciente a la dimensión de agotamiento emocional) presentaba covarianza en las dos dimensiones, y al excluirlo se observó mejoría en los índices de ajuste ($CFI= 0.97$, $GFI= 0.94$, $NFI= 0.94$, $CMIN/df= 1.85$, y $RMSEA= 0.07$).

En la muestra española el modelo inicialmente propuesto obtuvo buenos índices de ajuste ($CFI= 0.96$, $GFI= 0.94$, $NFI= 0.93$), y aceptable parsimonia ($CMIN/df= 2.14$ y $RMSEA= 0.07$). La tabla 3 muestra los valores obtenidos para el modelo probado en cada una de las muestras y en la tabla 4 pueden observarse los valores obtenidos para las varianzas de los errores tanto en la muestra española como en la muestra colombiana.

TABLA 3
Parámetros estimados para el modelo en la muestra colombiana y española

| Ítems | | Valor estimado | Error estándar | Razón crítica | Valor estandarizado | Significación |
|----------|--------|----------------|----------------|---------------|---------------------|---------------|
| Colombia | Ítem 1 | 1.000 | | | 0.701 | |
| | Ítem 2 | 1.000 | | | 0.707 | |
| | Ítem 3 | 1.075 | .144 | 7.446 | 0.671 | *** |
| | Ítem 4 | 1.173 | .134 | 8.736 | 0.781 | *** |
| | Ítem 5 | 1.307 | .139 | 9.368 | 0.880 | *** |
| | Ítem 6 | 1.152 | .134 | 8.632 | 0.787 | *** |
| | Ítem 7 | 1.314 | .138 | 9.534 | 0.864 | *** |
| | Ítem 9 | 1.248 | .137 | 9.142 | 0.821 | *** |
| | | | | | | |
| España | Ítem 1 | 1.000 | | | 0.744 | |
| | Ítem 2 | 1.000 | | | 0.692 | |
| | Ítem 3 | .952 | .102 | 9.362 | 0.683 | *** |
| | Ítem 4 | 1.437 | .153 | 9.386 | 0.730 | *** |
| | Ítem 5 | 1.127 | .102 | 11.096 | 0.811 | *** |
| | Ítem 6 | 1.028 | .101 | 10.208 | 0.744 | *** |
| | Ítem 7 | 1.670 | .158 | 10.561 | 0.843 | *** |
| | Ítem 8 | .846 | .096 | 8.776 | 0.642 | *** |
| | Ítem 9 | 1.517 | .148 | 10.246 | 0.809 | *** |

*** $p<0.001$.

TABLA 4
Varianzas estimadas para los errores en cada muestra

| Colombia | | España | |
|-----------------|--------------------------|---------------|--------------------------|
| <i>Error</i> | <i>Varianza estimada</i> | <i>Error</i> | <i>Varianza estimada</i> |
| e1 | 0.389 | e1 | 0.322 |
| e2 | 0.530 | e2 | 0.415 |
| e3 | 0.185 | e3 | 0.264 |
| e4 | 0.305 | e4 | 0.342 |
| e5 | 0.291 | e5 | 0.410 |
| e6 | 0.255 | e6 | 0.242 |
| e7 | 0.170 | e7 | 0.403 |
| e9 | 0.219 | e8 | 0.253 |
| | | e9 | 0.271 |

Finalmente, una vez evaluado el ajuste del modelo propuesto inicialmente, se procedió a evaluar su invarianza factorial en las dos muestras. La tabla 5 muestra los índices obtenidos para cada modelo, comenzando por aquel que posee poca restricción en los parámetros (invarianza configural) y finalizando con un modelo más restrictivo (invarianza estricta).

TABLA 5
Ánálisis multigrupo para la MBI-SS

| Modelo | X² | P | RMSEA | CFI | TLI |
|-----------------------|----------------------|----------|--------------|------------|------------|
| Invarianza configural | 125.126 | 0.000 | 0.063 | 0.952 | 0.934 |
| Invarianza métrica | 128.095 | 0.000 | 0.058 | 0.955 | 0.945 |
| Invarianza fuerte | 187.632 | 0.000 | 0.069 | 0.924 | 0.923 |
| Invarianza estricta | 207.629 | 0.000 | 0.068 | 0.917 | 0.925 |

Nota: RMSEA= raíz media cuadrática del error de aproximación, CFI= índice de ajuste comparativo y TLI= índice de Tucker-Lewis.

Los índices obtenidos en el modelo de invarianza configural son aceptables en el caso del RMSEA –menores o iguales a 0.06 (Dimitrov, 2010)–, y satisfactorios para CFI y TLI. Al evaluar el modelo de invarianza métrica, los resultados para RMSEA mejoran, y para CFI y TLI se mantienen dentro de los valores sugeridos en la literatura –igual o mayor a 0.90 para CFI y TLI (Cheung y Rensvold, 2002)– y, de hecho, aumentan con respecto al modelo de invarianza configural (Elosua, 2005).

Al analizar los resultados del modelo de invarianza fuerte, el RMSEA desmejora mientras que CFI y TLI se mantienen dentro de los límites recomendados a pesar de presentar una leve disminución en sus valores.

Por último, en el modelo de varianza estricta, el RMSEA se mantiene dentro de los límites aceptables y los valores para CFI y TLI continúan estando dentro del rango recomendado en la literatura. Estos resultados brindan evidencia de una importante equivalencia del constructo burnout en las dos muestras, alcanzando un nivel de invarianza factorial estricta.

Discusión

En cuanto al primer objetivo planteado para este estudio, comprobar el supuesto de bidimensionalidad de la escala MBI-SS (empleando las subescalas de agotamiento y cinismo) y comprobar si dicha estructura bidimensional es invariante en las muestras de los dos países (Colombia y España), los resultados permitieron verificar la hipótesis de invarianza de la estructura en los dos grupos.

El modelo de dos factores que se planteó (agotamiento y cinismo) mostró un buen comportamiento. Los resultados del AFC confirmaron la bidimensionalidad del constructo *burnout* y permitieron corroborar que la distribución de los datos estaba dentro de parámetros normales.

Aunque existen diversos estudios en los cuales la estructura de tres factores (agotamiento, cinismo y eficacia) parece funcionar bien, también existen otros resultados en los que se reitera la baja correlación del factor de eficacia con los otros dos –agotamiento y cinismo– (Campos, Carlotto y Marôco, 2013), incluyendo el estudio de concepción teórica del Maslach Burnout Inventory (MBI) (Maslach y Jackson, 1981). Marôco y Campos (2012) encontraron que para estudiantes universitarios el *burnout* puede ser mejor definido por dos dimensiones que ellos nombraron como “agotamiento físico y psicológico” y “cinismo y desvinculación”. De la misma forma, una estructura bidimensional para este síndrome (teniendo como

factores el agotamiento y el cinismo) fue confirmada por Mostert, Pienaar, Gauche y Jackson (2007) mediante el uso de ecuaciones estructurales. Bresó, Salanova y Schaufeli (2007) sugieren incluso, reemplazar la escala de eficacia por una de “ineficacia”.

Al comparar los resultados de este estudio con otros trabajos en los que se ha verificado la estructura de la MBI-SS en población colombiana se encuentran varias coincidencias en la agrupación de los ítems. Hederich-Martínez y Caballero-Domínguez (2016) evaluaron la estructura del instrumento mediante análisis factorial exploratorio y reportaron un buen ajuste del instrumento (considerando las tres dimensiones de base). Los ítems correspondientes a las dimensiones de agotamiento y cinismo, trabajadas en el presente estudio, presentaron altos niveles de saturación en el segundo y tercer factores del análisis exploratorio hecho por Hederich-Martínez y Caballero-Domínguez. El ítem 8, que en el presente estudio mostró niveles importantes de covarianza, fue también el que evidenció más bajo nivel de saturación al interior del segundo factor en el mencionado estudio. Aunque se evaluó el modelo sin la presencia de este ítem, y se observó una mejoría en el ajuste, es necesario indicar que desde el punto de vista metodológico, cuando se emplean pruebas de bondad de ajuste en un sentido inferencial estricto, pueden llevar a la excesiva reducción en el número de ítems. Por ello, algunos autores plantean el uso de índices que tengan una justificación racional apropiada aunque no cumplan los criterios de la inferencia estadística rigurosa (Ferrando, 1996), cuestión que al uso se denomina significación “psicométrica” o “práctica” y que corresponde a la realidad de los ítems que componen las pruebas psicológicas que, salvo en contadas ocasiones, se ajustan completamente a los parámetros de las pruebas inferenciales (Ferrando, 1996; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014).

Simancas-Pallares, Fortich Mesa y González Martínez (2016) verificaron la estructura de la MBI-SS en una muestra de estudiantes colombianos de la carrera de odontología a través de análisis factorial exploratorio y, enseguida, confirmatorio. Los autores hablan de una estructura trifactorial coherente del instrumento, pero que muestra un ajuste pobre en la muestra analizada. Nuevamente, los ítems asociados a las dimensiones de agotamiento y cinismo presentaron valores de saturación altos en los factores correspondientes. Esta vez, aunque el ítem 8 fue uno de los que

presentó menor saturación en su factor, fue superado por el número 5. Al realizar el análisis factorial confirmatorio, los autores debieron aplicar dos índices de modificación (no se especifican cuáles) para mejorar los índices de ajuste obtenidos inicialmente. En nuestro caso, dichos ajustes tuvieron que ver con la covarianza observada en el ítem 8.

Cabe resaltar que ambos trabajos (Hederich-Martínez y Caballero-Domínguez, 2016; Simancas-Pallares, Fortich Mesa y González Martínez, 2016) fueron realizados con estudiantes de carreras del área de la salud. En nuestro caso, la estructura bidimensional propuesta fue corroborada con estudiantes universitarios de áreas de la salud, educación e ingeniería.

En otros estudios que han probado la estructura de la MBI-SS en estudiantes españoles a través de ecuaciones estructurales, como el trabajo de Schaufeli *et al.* (2002a), se verificaron las tres dimensiones de la escala y también se realizaron revisiones en el modelo para intentar mejorar los índices de ajuste.

La invarianza de la estructura de la MBI-SS en las dos poblaciones también fue evaluada. Este es un aspecto fundamental a la hora de analizar los resultados de un determinado instrumento en diferentes contextos, ya que no sería coherente comparar las puntuaciones de sujetos de dos grupos culturales diferentes si el constructo tiene una representación distinta en cada uno de ellos. En la literatura existen pocos estudios transculturales con la MBI-SS (Schaufeli *et al.*, 2002a; Campos y Marôco, 2012), y ninguno involucrando población española y colombiana de manera simultánea.

Schaufeli *et al.* (2002a) trabajaron con estudiantes universitarios de España, Portugal y Holanda y encontraron que la estructura de la MBI-SS no fue invariante entre las muestras. Los autores atribuyen estos resultados a la alta rigurosidad del método empleado, en particular, el criterio utilizado fue el cálculo de las diferencias entre los valores de chi-cuadrado obtenidos para cada modelo probado, también puede deberse a diferencias culturales frente al constructo evaluado.

De igual forma, Campos y Marôco (2012) evaluaron la estabilidad de la estructura factorial de la MBI-SS en estudiantes universitarios de Brasil y Portugal, utilizando como criterio la diferencia entre los valores de chi-cuadrado de los modelos comparados. Campos y Marôco indicaron que no se verificó la invarianza factorial de la escala. En el presente trabajo se recurrió al análisis de índices diferentes al chi-cuadrado (CFI, RMSEA,

TLI), que pudieran verse menos afectados por el tamaño de la muestra (Cheung y Rensvold, 2002). Esta pudo ser una de las posibles razones de la diferencia en los resultados obtenidos, además de aspectos como las diferentes nacionalidades de las muestras involucradas en cada caso.

En cuanto al segundo objetivo propuesto, aportar evidencia de la confiabilidad del instrumento y de validez discriminante frente a una medida de estado de flujo, la validez discriminante de la MBI-SS pudo evidenciarse a través de las correlaciones negativas entre FS y las dos subescalas de la MBI-SS. Estos resultados permiten replicar estudios previos que afirman que ambos constructos están inversamente relacionados (Schaufeli *et al.*, 2002b; Salanova, Martínez, Cifre y Schaufeli, 2005). Lavigne, Forest y Crevier-Braud (2012) encontraron que una pasión armoniosa por el trabajo puede llevar a niveles bajos de *burnout* mediante la facilitación de frecuentes experiencias de flujo.

Por otra parte, los resultados indican una buena consistencia interna de las dos subescalas y de la prueba total para las dos muestras a pesar del reducido número de ítems que la conforman.

En síntesis, los resultados indican que la MBI-SS adaptada a los contextos colombiano y español tiene propiedades psicométricas altamente satisfactorias, con una estructura factorial invariante y adecuada consistencia interna, lo cual hace de este un instrumento ideal para la evaluación del *burnout* en estos dos contextos.

No obstante, este trabajo tiene algunas limitaciones, entre ellas el hecho de contar con una muestra reducida de la población de ambos países, dado que se restringe a dos ciudades. Igualmente, futuros estudios podrían contemplar muestras de otros niveles educativos y de otros países hispanohablantes a fin de establecer si la invarianza encontrada se traslada a otros países del mundo hispano o si, por el contrario, se dan diferencias transculturales importantes. De igual manera, aunque se incluyeron estudiantes de programas diferentes al área de la salud (como educación e ingeniería) es conveniente diversificar aún más la muestra para incluir otras áreas como artes o administración.

Finalmente, futuros estudios también podrían explorar la relación del *burnout* con otras variables articuladas al contexto académico con el fin de continuar dilucidando el papel que esta variable juega en el bienestar estudiantil y en el desempeño académico.

ANEXO 1

MBI-SS

A continuación te pedimos que expreses en qué medida (o con qué frecuencia) te ocurren las siguientes emociones:

Teniendo en cuenta que 0 es "nunca", 1 "a veces", 2 "habitualmente" y 3 "siempre".

| | 0 | 1 | 2 | 3 |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 1. Me siento emocionalmente "agotado" por mis estudios | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |
| 2. Desde que entré en la universidad he perdido el interés por los estudios | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |
| 3. Me siento "acabado" al final de un día en la universidad | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |
| 4. Ahora estoy menos entusiasmado por mis estudios | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |
| 5. Me encuentro "quemado" por mis estudios | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |
| 6. Me siento cansado cuando me levanto por las mañanas y tengo que afrontar otro día en la universidad | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |
| 7. Me he vuelto más cínico respecto a la utilidad de mis estudios | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |
| 8. Estudiar y/o asistir a las clases me provoca tensión | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |
| 9. Dudo de la trascendencia y valor de mis estudios | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> | <input type="radio"/> |

Referencias

- Barraza, Arturo; Carrasco, Raymundo y Arreola, Martha (2009). "Burnout estudiantil. Un estudio exploratorio", en A. Barraza; D. Gutiérrez y D. Ceniceros (coords.), *Alumnos y Profesores en Perspectiva*, Durango: Universidad Pedagógica de Durango, pp. 68-84.
- Borda, Mariela; Navarro Edgar; Aun, Erick; Berdejo, Harold; Racedo, Karen y Ruiz, Jenifer (2007). "Síndrome de burnout en estudiantes de internado del Hospital Universidad del Norte", *Revista Salud Uninorte*, vol. 23, núm. 1, pp. 43-51.
- Bresó, Edgar; Salanova, Marisa y Schaufeli, Wilmar (2007). "In search of the 'third dimension' of burnout: efficacy or inefficacy?", *Applied Psychology*, vol. 56, núm. 3, pp. 460-478.
- Caballero, Carmen Cecilia; Breso, Édgar y González Gutiérrez, Orlando (2015). "Burnout en estudiantes universitarios", *Psicología desde el Caribe*, vol. 32, núm. 3, pp. 424-441.

- Caballero, Carmen; Hederich, Christian y Palacio, Jorge (2010). "El burnout académico: delimitación del síndrome y factores asociados con su aparición", *Revista Latinoamericana de Psicología*, vol. 42, núm. 1, pp. 131-146.
- Campos, Juliana y Marôco, João (2012). "Adaptação transcultural Portugal-Brasil do Inventário de Burnout de Maslach para estudantes", *Revista de Saúde Pública*, vol. 46, núm. 5, pp. 816-824.
- Campos, Juliana; Carlotto, Mary y Marôco, João (2013). "Copenhagen Burnout Inventory-student version: adaptation and transcultural validation for Portugal and Brazil", *Psicologia: Reflexão e Crítica*, vol. 26, núm. 1, pp. 87-97.
- Carlotto, Mary; Câmara, Sheila y Borges, Ángela (2005). "Predictores del síndrome de burnout en estudiantes de un curso técnico de enfermería", *Diversitas*, vol. 1, núm. 2, pp. 195-204.
- Carlotto, Mary y Câmara, Sheila (2008). "Preditores da síndrome de burnout em estudantes universitários", *Pensamiento Psicológico*, vol. 4, núm. 10, pp. 101-109.
- Cheung, Gordon y Rensvold, Roger (2002). "Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance", *Structural equation modeling*, vol. 9, núm. 2, pp. 233-255.
- Da Fonseca, Patricia; da Silva Nascimento, Bruna; Barbosa, Larisse; Vione, Katia y Gouveia, Valdiney (2015). "Flourishing Scale: Evidence of its suitability to the Brazilian context", *Social inquiry into well-being*, vol. 1, núm. 2, pp. 33-40.
- Diener, Ed y Biswas-Diener, Robert (2011). *Happiness: Unlocking the mysteries of psychological wealth*, s.l.e., John Wiley & Sons.
- Diener, Ed; Wirtz, Derrick; Tov, William; Kim-Prieto, Chu; Choi, Dong-won; Oishi, Shigehiro y Biswas-Diener, Robert (2010). "New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings", *Social Indicators Research*, vol. 97, núm. 2, pp. 143-156.
- Dimitrov, Dimiter M. (2010). "Testing for factorial invariance in the context of construct validation", *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, vol. 43, núm. 2, pp. 121-149.
- Domínguez-Lara, Sergio Alexis y Rodríguez, Anthony (2017). "Índices estadísticos de modelos bifactor", *Interacciones*, vol. 3, núm. 2, pp. 59-65. DOI: 10.24016/2017.v3n2.51.
- Duan, Wenjie y Xie, Dan (2016). "Measuring adolescent flourishing: Psychometric properties of Flourishing Scale in a sample of chinese adolescents", *Journal of Psychoeducational Assessment*, junio. DOI: 10.1177/0734282916655504.
- Elosua, Paula (2005). "Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto", *Psicothema*, vol. 17, núm. 2, pp. 356-362.
- Ferrando, Pere Joan (1996). "Evaluación de la unidimensionalidad de los ítems mediante análisis factorial", *Psicothema*, vol. 8, núm. 2, pp. 397-410.
- Finney, Sara y DiStefano, Christine (2006). "Non-normal and categorical data in structural equation modeling", en G. Hancock y R. O. Mueller (eds.), *Structural equation modeling: A second course*, Greenwich: Information Age Publishing, pp. 269-314.
- Freudberger, Herbert (1974). "Staff Burn-Out", *Journal of Social Issues*, vol. 30, núm. 1, pp. 159-165. DOI: 10.1111/j.1540-4560.1974.tb00706.x

- Galán, Fernando; Sanmartín, Arturo; Polo, Juan y Giner, Lucas (2011). "Burnout risk in medical students in Spain using the Maslach Burnout Inventory-Student Survey", *International Archives of Occupational and Environmental Health*, vol. 84, núm. 4, pp. 453-459.
- Garzón Umerenkova, Angélica y Gil Flores, Javier (2017). "El papel de la procrastinación académica como factor de la deserción universitaria", *Revista Complutense de Educación*, vol. 28, núm. 1, 307-324.
- Ghasemi, Neda y Ghamarani, Amir (2015). "Evaluating the validity and reliability of flourishing scale and determining the relation between flourishing and academic achievement in students of medicine school", *Iranian Journal of Medical Education*, vol. 15, núm. 42, pp. 330-337.
- Goodwin, Laura y Leech, Nancy (2003). "The meaning of validity in the new standards for educational and psychological testing: Implications for measurement courses", *Measurement and evaluation in Counseling and Development*, vol. 36, núm. 3, pp. 181-192.
- Guevara, César; Henao, Diana y Herrera, Julián (2004). "Síndrome de desgaste profesional en médicos internos y residentes, Hospital Universitario del Valle, Cali, 2002", *Colombia Médica*, vol. 35, núm. 4, pp. 173-178.
- Hederich-Martínez, Christian y Caballero-Domínguez, Carmen (2016). "Validación del cuestionario Maslach Burnout Inventory-Student Survey (MBI-SS) en contexto académico colombiano", *CES Psicología*, vol. 9, núm. 1, pp. 1-15.
- Hone, Lucy; Jarden, Aaron y Schofield, Grant (2014). "Psychometric properties of the Flourishing Scale in a New Zealand sample", *Social Indicators Research*, vol. 119, núm. 2, pp. 1031-1045.
- Jackson, Eric; Shanafelt, Tait; Hasan, Omar; Satele, Daniel y Dyrbye, Liselotte (2016). "Burnout and alcohol abuse/dependence among US medical students", *Academic Medicine*, vol. 91, núm. 9, pp. 1251-1256.
- Knudsen, Hannah; Ducharme, Lori y Roman, Paul (2009). "Clinical supervision, emotional exhaustion and turnover intention: A study of substance abuse treatment counselors in the clinical trials network of the National Institute on Drug Abuse", *Journal of Substance Abuse Treatment*, vol. 35, núm. 4, pp. 387-395.
- Lavigne, Geneviève; Forest, Jacques y Crevier-Braud, Laurence (2012). "Passion at work and burnout: A two-study test of the mediating role of flow experiences", *European Journal of Work and Organizational Psychology*, vol. 21, núm. 4, pp. 518-546.
- Lloret-Segura, Susana; Ferreres-Traver, Adoración; Hernández-Baeza, Ana y Tomás-Marco, Inés (2014). "El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada", *Anales de psicología*, vol. 30, núm. 3, pp. 1151-1169.
- Marôco, João y Campos, Juliana (2012). "Defining the student burnout construct: A structural analysis from three burnout inventories", *Psychological Reports*, vol. 111, núm. 3, pp. 814-830.
- Martínez, Isabel y Marques, Alexandra (2005). "Burnout en estudiantes universitarios de España y Portugal y su relación con variables académicas", *Aletheia*, núm. 21, pp. 21-30.

- Martínez Pérez, Anabella (2010). "El síndrome de burnout. Evolución conceptual y estado actual de la cuestión", *Vivat Academia*, núm. 112, pp. 42-80.
- Maslach, Christina (1976). "Burned-out", *Human Behavior*, vol. 5, núm. 9, pp. 16-22.
- Maslach, Christina y Jackson, Susan (1981). "The measurement of experienced burnout", *Journal of Occupational Behaviour*, vol. 2, núm. 2, pp. 99-113.
- Melamed, Samuel; Shirom, Arie; Toker, Sharon; Berliner, Shlomo y Shapira, Itzhak (2006). "Burnout and risk of cardiovascular disease: Evidence, possible causal paths, and promising research directions", *Psychological Bulletin*, vol. 132, núm. 3, pp. 327-353.
- Mostert, Karina; Pienaar, Jaco; Gauche, Carina y Jackson, Leon (2007). "Burnout and engagement in university students: A psychometric analysis of the MBI-SS and UWES-S". *South African Journal of Higher Education*, vol. 21, núm. 1, pp. 147-162, DOI: 10.4314/sajhe.v21i1.25608.
- Otero-López, José; Santiago, María y Castro, Cristina (2008). "An integrating approach to the study of burnout in University Professors", *Psicothema*, vol. 20, núm. 4, pp. 766-772.
- Paredes, Olga y Sanabria-Ferrand, Pablo (2008). "Prevalencia del síndrome de burnout en residentes de especialidades médica quirúrgicas, su relación con el bienestar psicológico y con variables sociodemográficas y laborales", *Revista Médica*, vol. 16, núm. 1, pp. 25-32.
- Pines, Ayala; Aronson, Elliot y Kafry, Ditsa (1981). *Burnout: From tedium to personal growth*, Nueva York: Free Press, p. 15.
- Pozo-Muñoz, Carmen; Garzón-Umerenkova, Angélica; Bretones-Nieto, Blanca y Charry-Poveda, Claudia (2016). "Psychometric properties and dimensionality of the 'Flourishing Scale' in Spanish-speaking population", *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, vol. 14, núm. 1, pp. 175-192.
- Rhemtulla, Mijke; Brosseau-Liard, Patricia y Savalei, Victoria (2012). "When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions", *Psychological Methods*, vol. 17, núm. 3, pp. 354-373.
- Rosales, Yury y Rosales, Fredy (2014). "Hacia un estudio bidimensional del síndrome de burnout en estudiantes universitarios", *Revista Ciência & Saúde Coletiva*, vol. 19, núm. 12, pp. 4767-4775.
- Salanova, Soria, Marisa; Martínez Martínez, Isabel Ma.; Bresó Esteve, Edgar; Llorens Gumbau, Susana; Grau Gumbau, Rosa (2005). "Bienestar psicológico en estudiantes universitarios: facilitadores y obstaculizadores del desempeño académico", *Anales de Psicología*, vol. 21, núm. 1, pp. 170-180.
- Salanova, Marisa; Martínez, Isabel; Cifre, Eva y Schaufeli, Wilmar (2005). "¿Se pueden vivir experiencias óptimas en el trabajo? Analizando el flow en contextos laborales", *Revista de Psicología General y Aplicada*, vol. 58, núm. 1, pp. 89-100.
- Salanova, Marisa y Llorens, Susana (2008). "Estado actual y retos futuros en el estudio del burnout", *Papeles del Psicólogo*, vol. 29, núm. 1, pp. 59-67.
- Schaufeli, Wilmar y Leiter, Michael (1996). "Maslach Burnout Inventory-General Survey", *The Maslach Burnout Inventory-Test manual*, vol. 1, pp. 19-26.

- Schaufeli, Wilmar; Martínez, Isabel; Marques, Alexandra; Salanova, Marisa y Bakker, Arnold (2002a). "Burnout and engagement in university students a cross-national study", *Journal of Cross-cultural Psychology*, vol. 33, núm. 5, pp. 464-481.
- Schaufeli, Wilmar; Salanova, Marisa; González-Romá, Vicente y Bakker, Arnold (2002b). "The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach", *Journal of Happiness Studies*, vol. 3, núm. 1, pp. 71-92.
- Schaufeli, Wilmar; Maslach, Christina y Marek, Tadeusz (2017). *Professional burnout: Recent developments in theory and research*, Nueva York: Routledge.
- Silva, Ana y Caetano, António (2013). "Validation of the flourishing scale and scale of positive and negative experience in Portugal", *Social Indicators Research*, vol. 110, núm. 2, pp. 469-478.
- Simancas-Pallares, Miguel; Fortich Mesa, Natalia y González Martínez, Farith (2016). "Validez y consistencia interna del Inventory Maslach para burnout en estudiantes de Odontología de Cartagena, Colombia", *Revista Colombiana de Psiquiatría*, vol. 46, núm. 2, pp. 103-109.
- Smith-Castro, Vanessa y Molina, Mauricio (2011). *Entrevista Cognitiva: Guía para su aplicación en la evaluación y mejoramiento de instrumentos de papel y lápiz*, serie Cuadernos Metodológicos, San José, Costa Rica: Instituto de Investigaciones Psicológicas.
- Sumi, Katsunori (2014). "Reliability and validity of Japanese versions of the Flourishing Scale and the Scale of Positive and Negative Experience", *Social Indicators Research*, vol. 118, núm. 2, pp. 601-615.
- Tang, Xiaoqing; Duan, Wenjie; Wang, Zhizhang y Liu, Tianyuan (2016). "Psychometric evaluation of the simplified Chinese version of flourishing scale", *Research on Social Work Practice*, vol. 26, núm. 5, pp. 591-599.
- Toppinen-Tanner, Salla; Kalimo, Raija y Mutanen, Pertti (2002). "The process of burnout in white collar and blue-collar jobs: Eight-year prospective study of exhaustion", *Journal of Organizational Behavior*, vol. 23, núm. 5, pp. 555-570.

Artículo recibido: 30 de junio de 2017

Dictaminado: 12 de abril de 2018

Segunda versión: 4 de junio de 2018

Tercera versión: 5 de junio de 2018

Aceptado: 20 de junio de 2018