

# Propiedades Psicométricas de Confiabilidad y Validez del Maslach Burnout Inventory – General Survey

Lina Marcela Guevara Bedoya<sup>1</sup>, Nataly Ocampo Agudelo<sup>2</sup>

Recibido: 04/08/2015 Aceptado: 28/04/2016

DOI: 10.21772/ripo.v33n2a04

## Resumen

El presente estudio tiene como objetivo describir las propiedades psicométricas de confiabilidad y validez del Maslach Burnout Inventory – General Services (MBI-GS). Este instrumento se enfoca en la evaluación del Burnout, un síndrome que surge como respuesta ante al estrés laboral crónico, caracterizado por sentimientos y actitudes negativos hacia el trabajo (Otero 2011). Para ello, se realiza una aplicación presencial a una muestra conformada por 121 personas que se encontraban vinculadas laboralmente a empresas del eje cafetero, cuyo trabajo no estuviese centrado en el ámbito de la salud ni de la pedagogía. Los datos recolectados se estudiaron a partir de análisis factorial exploratorio, confirmatorio, y alfa de cronbach. Los resultados obtenidos son similares a los encontrados en las demás investigaciones, sin embargo, la estructura factorial identificada presenta algunas inconsistencias que deben ser revisadas en futuras investigaciones.

**Palabras clave:** Burnout, MBI-GS, confiabilidad, validez, análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio.

## Psychometric properties of reliability and validity of the Maslach Burnout Inventory - General Survey

### Abstract

In the present study it aims to describe the psychometric properties of reliability and validity of the Maslach Burnout Inventory - General Services (MBI -GS). This instrument focuses on the evaluation of the Burnout syndrome that is a response to chronic job stress, characterized by negative feelings and attitudes towards work (Otero 2011). For this, a face applied to a sample consisting of 121 people who were occupationally related companies in the coffee sample, whose work was not focused on the field of health and pedagogy is performed. From the data collected exploratory factor analysis, confirmatory and Cronbach's alpha is implemented. The results are similar to those found in other research, however, the factorial structure has identified some inconsistencies to be reviewed in future research.

**Key words:** Burnout, MBI-GS, reliability, validity, exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis.

---

1 Lina Marcela Guevara Bedoya: Psicóloga. Especialista en Gerencia del Desarrollo Humano. Aspirante a Magister en Dirección de Empresas y en Desarrollo Humano Organizacional. Universidad Católica de Pereira. Pereira – Colombia. E-mail: lguevara@cincel.com.co

2 Nataly Ocampo Agudelo: Psicóloga egresada de la Universidad Católica de Pereira. Pereira, Colombia.

Cómo citar este artículo: Guevara, L. M. & Ocampo, N. (2014). Propiedades Psicométricas de Confiabilidad y Validez del Maslach Burnout Inventory – General Survey. *Revista Interamericana de Psicología Organizacional*, 33(2), Págs. 128-142. doi: 10.21772/ripo.v33n2a04

El síndrome de burnout fue identificado por primera vez en 1974 por Freudenberger quien lo estudió en un grupo de jóvenes voluntarios de un Hospital de Nueva York. El autor lo definió como “un estado de fatiga o frustración ocasionada por la dedicación a una causa, estilo de vida o relación que no produce la recompensa adecuada” (Freudenberger y Richelson, 1980, citado en Otero, 2011, p. 160). Tres años después Cristine Maslach lo conceptualizó ante la convención de la Asociación Americana de Psicólogos como la respuesta de diferentes profesionales ante el estrés crónico (Augusto, López, Berrios y Pulido, 2012. Martínez, 2010; Otero, 2011).

El modelo de Maslach, ha sido uno de los más utilizados para abordar el síndrome de Burnout (Otero, 2011). En él, el síndrome era definido como “un estrés crónico producido por el contacto directo con los clientes que lleva a la extenuación y al distanciamiento emocional con los clientes en el trabajo” (Maslach, 1976, citado en Otero, 2011, p. 164), implicando así cansancio emocional, despersonalización y falta de la realización personal.

En un principio se consideraba que el Burnout sólo se presentaba en trabajos que estaban dirigidos a la atención de personas, particularmente en los servicios de salud y educación, debido a que allí la interacción frecuentemente se basaba en diversas problemáticas que posee el otro. Lo anterior disminuía los recursos emocionales con los cuales las personas contaban para afrontar adecuadamente su trabajo, generaba reacciones de estrés y aumentaba así la probabilidad de presentar el síndrome (Maslach y Jackson 1981). Así que, para aquellos profesionales de áreas

administrativas, trabajos manuales y demás labores que no estuvieran enfocadas en el servicio y/o interacción con personas, el Burnout no era estudiado pues teóricamente se consideraba que surgía en la asistencia e interacción con otros sujetos (Gil-Monte y Peiró, 1999. Martínez, 2010).

Después de los años 90, gracias al aporte de otros teóricos se reconoció que el Burnout se presenta en todo tipo de profesiones administrativas, directivas, operativas, etc (Gil-Monte y Peiró, 1999. Pines y Aronson, 1988, citado en Martínez, 2010). Tras este suceso, Maslach, Jackson y Leiter (1996) redefinieron el burnout como un estado de agotamiento en el que la persona es cínica respecto al valor de su ocupación y duda de sus capacidades para llevarla a cabo (Maslach, Jackson y Leiter, 1996. Citado por Schaufeli, Leiter y Maslach, 2009). Esta nueva definición sugirió de la presencia de tres dimensiones diferentes: Desgaste emocional, cinismo y eficacia profesional.

En el año 1996 Maslach, Jackson, Leiter y Schaufeli publicaron la tercera edición del MBI, la cual incluyó tres instrumentos: el Maslach Burnout Inventory – Human Services Survey (MBI-HSS), el cual está diseñado para profesionales de tipo asistencial; el MBI – Education Survey (MBI-ES) utilizado para la evaluación del síndrome en maestros y el MBI – General Survey (MBI-GS), diseñado para evaluar la presencia del síndrome en profesionales no asistenciales.

Este último instrumento está conformado por 16 ítems los cuales se encuentran agrupados en tres dimensiones: desgaste emocional (DE), eficacia profesional (EP) y cinismo (C), como se expone en la Tabla 1.

**Tabla 1.** Correspondencia de los ítems con su respectiva dimensión

Ítem	Dimensión
Me siento emocionalmente agotado(a) por mi trabajo.	D.E
Soy capaz de resolver adecuadamente los problemas que surgen en mi trabajo.	E.P
Desde que comencé este trabajo, he ido perdiendo mi interés en él.	C.
Trabajar todo el día, es realmente estresante para mí.	D.E
He realizado muchas cosas que valen la pena en mi trabajo.	E.P
Me siento acabado(a) al final de la jornada.	D.E
Siento que estoy haciendo una buena contribución a la actividad de mi centro laboral	E.P
Me siento fatigado(a) al levantarme por la mañana y tener que enfrentarme a otro día de trabajo.	D.E
He ido perdiendo el entusiasmo en mi trabajo.	C.
En mi opinión, soy muy bueno en lo que hago.	E.P
Me he vuelto más cínico, inseguro, acerca de sí mi trabajo sirve para algo.	C.
Me siento 'quemado(a)', 'hastiado(a)' de mi trabajo.	D.E
Sólo quiero hacer lo mío y que no me molesten.	C.
Me siento realizado cuando llevo a cabo algo en mi trabajo.	E.P
Dudo sobre el valor de lo que realizo laboralmente.	C.
En mi trabajo estoy seguro de que soy eficaz haciendo las cosas.	E.P

Recuperado de: Moreno, B., Rodríguez, R., Escobar, E. (2001).

De acuerdo a diferentes autores (Caballero, Hederich y Palacio, 2010. Carlín y Garcés de los Fayos, 2010. Gil-Monte y Peiró, 1999. Hernández, Llorens y Rodríguez, 2011. Otero, 2011.) las dimensiones que conforman el instrumento se definen así:

- **Desgaste emocional:** Incluye aquellas respuestas del sujeto que reflejan una imposibilidad de invertir recursos emocionales para realizar las funciones del trabajo, por esa razón el sujeto se siente agotado, fatigado y tensionado, pues ha perdido su energía y/o motivación.
- **Cinismo:** Evidencia una pérdida de entusiasmo e interés por el trabajo, lo cual genera distanciamiento emocional del sujeto, es decir que el trabajador adopta una actitud de indiferencia respecto a las funciones que están a su cargo y, por otro lado, se genera un

cuestionamiento del valor que el trabajo tiene para sí.

- **Eficacia profesional:** Se refiere a la sensación de realizar actividades con significado y valor para el sujeto, de aportar elementos significativos para la organización y la creencia de que el trabajo le está dando la posibilidad de realizarse profesionalmente.

Los 16 ítems que componen el instrumento se puntúan de acuerdo a la frecuencia con que el sujeto experimenta lo que se enuncia en cada uno mediante una escala de respuesta tipo Likert con 7 posibilidades de respuesta.

En Colombia ya fueron estudiadas las propiedades psicométricas del MBI-HSS en una muestra de trabajadores asistenciales de la ciudad de Cali (Córdoba, Tamayo, Gonzáles, Martínez,

Rosales y Barbato, 2011). Sin embargo, Quiceno y Vinaccia (2007) mencionan que sería conveniente ampliar la investigación en personal de empresas que no se enfoquen en la salud y la educación, con el fin de conocer la magnitud e impacto del síndrome en el país.

Esta necesidad se debe a que la época actual se encuentran presentes una serie de condiciones sociales, económicas, tecnológicas y políticas que han generado diversos cambios en las dinámicas laborales, entre ellos, ritmos de trabajo más elevados y acelerados, el aumento de las funciones y menos cantidad de tiempo para realizarlas (Botero, 2012). Estos aspectos traen consigo una serie de consecuencias positivas y negativas para los empleados y los empleadores.

Entre las consecuencias negativas para los empleados se encuentra el aumento de la exposición a elementos y situaciones que les generan estrés y le afectan negativamente su salud psicológica y física (Charria, Sarsosa y Arenas, 2011). Dichos elementos son conocidos como factores de riesgo psicosociales, los cuales, a su vez, aumentan la incidencia de diversas enfermedades, entre ellas el burnout (Botero, 2012). Así que la irrupción de los riesgos psicosociales en el trabajo no discrimina el tipo de profesión que ejecuten las personas, sino que se pueden presentar en cualquier tipo de actividad laboral.

En diferentes países se han estudiado las propiedades psicométricas del instrumento y se han realizado los procesos de adaptación, validación y/o estandarización. En España se realizaron dos estudios sobre la estructura factorial del MBI-GS, el primero fue ejecutado por Moreno, Rodríguez y Escobar (2001) y el segundo por Gill-Monte (2002). En ambos estudios los 16 ítems del instrumento original fueron traducidos al castellano y posteriormente fue aplicado en una muestra de 114 trabajadores administrativos y 144 policías, respectivamente. El análisis factorial exploratorio con componentes principales y rotación oblim de Kaiser del primer estudio reveló

que el instrumento está conformado por tres factores que explican el 67,8% de la varianza total. El índice de confiabilidad fue determinado a través del alfa de cronbach el cual arrojó que los índices de las escalas oscilaban entre  $\alpha=0,85$  y  $\alpha=0,89$ , los cuales son valores que reflejan altos niveles de consistencia de la prueba.

Por su parte, el segundo estudio implementó análisis factorial exploratorio con componentes principales, rotación varimax y ajustó a tres el número de factores a extraer con el objetivo de identificar el nivel de ajuste de los datos obtenidos respecto a la estructura factorial que está expuesta en el manual del instrumento, pues en un primer análisis encontraron cuatro factores que explicaban el 65,4% de la varianza total. Mediante el segundo análisis encontraron que los tres factores explican el 59,1% de la varianza total. El alfa de cronbach muestra que el índice de confiabilidad de las dimensiones se ubica entre 0,85 y 0,74, siendo Eficacia Profesional la escala más confiable y Cinismo la menos confiable.

A partir de la traducción realizada en el primer estudio, Oramas, Gonzales y Vergara (2007) realizaron una adecuación lingüística, la cual consistió en extraer y/o agregar palabras a 8 ítems del instrumento y cambiaron el orden de 10 ítems con el fin de mejorar su comprensión. El instrumento resultante fue aplicado en una muestra de 122 sujetos y posterior a ello su estructura psicométrica fue develada a partir de la implementación del análisis factorial exploratorio con componentes principales y rotación varimax. Este procedimiento dio como resultado que el instrumento posee tres factores que explican el 53,6% de la varianza total del constructo.

Al respecto los autores mencionan que “Los factores extraídos coinciden con las escalas teóricas del instrumento, excepto los ítems 12 y 13.” (Oramas, Gonzales y Vergara, 2007, p. 40), pues el primero aparece en el factor que se refiere a cinismo y en realidad pertenece a la escala de desgaste

emocional. Con respecto al segundo, su carga factorial sugiere que pertenece al factor de desgaste emocional, sin embargo, realmente pertenece a la escala de cinismo. El índice de confiabilidad de las escalas varía entre .70 y .80.

Finalmente, el instrumento elaborado en la anterior investigación fue utilizado en un estudio para valorar sus propiedades psicométricas en una muestra multiocupacional venezolana, realizado por Constant y D'Aubeterre (2012). La muestra estuvo conformada por 233 trabajadores de empresas públicas y privadas. Mediante la técnica KMO, identificaron que el índice de adecuación de la muestra era de 0.85, lo cual es un puntaje satisfactorio para implementar el análisis factorial. El análisis factorial exploratorio con componentes principales, rotación varimax y el ajuste de tres factores para la extracción arrojó que los factores explican el 54.91% de la varianza total, siendo Eficacia Profesional el factor con mayor peso, seguido de Cinismo con el 17.1% y finalmente Desgaste emocional. Además encontraron que el ítem 12 no se ubica en su dimensión correspondiente, ya que, al igual que en la adaptación cubana del MBI-GS, aparece ubicado en la escala de Cinismo. Respecto a la confiabilidad del instrumento, encontraron que el índice de cada escala varía entre 0.70 y 0.81, los cuales son valores aceptables, de acuerdo a lo referido por los autores.

Dado que no se encontraron antecedentes investigativos que estudiaran estas mismas propiedades en población del eje cafetero colombiano, el presente proyecto tuvo por objetivo realizar tales análisis permitiendo identificar la calidad de los resultados que brinda el instrumento. Al respecto, Carretero y Pérez (2005) mencionan que las propiedades psicométricas de un instrumento deben establecerse siempre que un investigador necesite de él para realizar un estudio.

Además de ello, es necesario reconocer que la creación de instrumentos es un proceso que

generalmente se realiza en países desarrollados (Carretero y Pérez, 2005), ya que allí cuentan con mayores recursos económicos y tecnológicos que lo posibilitan. De igual manera, se considera más valioso el estudio de las propiedades de un instrumento que ya ha reportado calidad psicométrica en otros contextos culturales, que iniciar un proceso de desarrollo de un instrumento diferente.

En este sentido, es necesario resaltar que el presente estudio sería de gran utilidad para el mundo académico y, particularmente, para el grupo de investigación de clínica y salud mental y su línea de calidad de vida laboral, de la Universidad Católica de Pereira, debido a que, además de contar con un instrumento que ha sido analizado previamente para profundizar en la investigación del burnout en diferentes tipos de profesiones, expande la posibilidad de promover y fortalecer la investigación psicométrica.

Para concluir, es posible decir que describir las propiedades psicométricas de confiabilidad y validez del Maslach Burnout Inventory – General Survey a partir de su aplicación en una muestra de trabajadores no asistenciales del eje cafetero, responde a la pregunta de investigación planteada, permitiendo así iniciar con el estudio del instrumento en este contexto.

## **Metodología**

La presente investigación es un estudio cuantitativo no experimental de tipo instrumental, de acuerdo a la clasificación realizada por Montero y León (2007), con alcance descriptivo.

### *Muestra*

La muestra participante fue seleccionada de forma no probabilística, teniendo en cuenta el nivel accesibilidad de los sujetos participantes, ello debido a cuestiones pragmáticas para el desarrollo de la investigación. Estuvo compuesta por 121 trabajadores que se encontraban vinculados laboralmente a diferentes empresas

del eje cafetero. El 63,64% de la muestra eran mujeres. La edad promedio fue de 33.30. El 68.60% laboraban en la ciudad de Pereira, el 13.22% en Armenia y el 18,18% en Manizales. Respecto al nivel de escolaridad el 24.79% eran bachilleres, el 31.40% eran técnicos, el 19.01% tecnólogos y el 24.79% profesionales. En relación al área de trabajo el 53.72% de los participantes fueron de áreas administrativa, el 33.06% del área comercial y el 13.22% de Call center. Por último el promedio del tiempo laborado en el cargo es de 29.16 meses.

### *Instrumento*

El instrumento utilizado es el Maslach Burnout Inventory General Survey que se encuentra publicado en el artículo de Oramas, Gonzáles y Vergara (2007), el cual es el resultado de una investigación donde se realizó una adaptación lingüística a los ítems del instrumento que fue traducido al castellano por Moreno, Rodríguez y Escobar (2001) basados en el instrumento original desarrollado por Maslach, Jackson, Leiter y Schaufeli en el año de 1996.

Dicha prueba está constituida por un apartado en el cual se indaga por la información sociodemográfica del sujeto y seguido a ello se encuentra el enunciado para iniciar con los 16 ítems que conforman el instrumento, los cuales se puntúan de acuerdo a una escala tipo Likert que va de 1 a 7.

### *Procedimiento*

La aplicación del instrumento fue individual y grupal, dependiendo de la disponibilidad de los sujetos y la empresa a la cual estaban vinculados, se intentó que las condiciones de aplicaciones fueran similares para todos en cuestiones de iluminación, espacio, horario y tiempo límite para completarlo.

Para iniciar la aplicación se entregaba a cada participante el consentimiento informado en el cual ellos autorizaban el uso de los resultados y enunciaban que habían sido informados

previamente sobre el objetivo de la implementación del instrumento, el manejo de los datos y su libertad de abandonar el proceso. Al firmar el consentimiento informado se iniciaba mediante la siguiente instrucción: De una manera muy sincera asígnele una puntuación a las siguientes frases de acuerdo a la frecuencia con la que usted siente o piensa lo que allí mencionan. Pasados 30 minutos, si el sujeto no había devuelto la prueba, se le preguntaba cómo iba y al entregar el formato se les hacía una serie de preguntas respecto a su comprensión del instrumento y observaciones, con el fin de identificar las inconsistencias o inconvenientes que ellos tuvieron al momento de resolverla.

Al tener los instrumentos de cada participante se procede a tabular los resultados en un archivo de Excel, en el cual los ítems se clasifican por colores de acuerdo a la dimensión a la cual pertenecen. Posteriormente se realiza el análisis factorial exploratorio con ejes principales y rotación promax, y se identifica el índice de confiabilidad a través del programa SPSS. Finalmente se analizan los datos con el software Stata con el fin de realizar el análisis factorial confirmatorio mediante el método de máxima verosimilitud.

## **Resultados**

En la tabla 2 se consolida la descripción estadística del instrumento, la cual permite identificar que las puntuaciones mínimas y máximas corresponden respectivamente a los puntos extremos de la escala de respuesta de cada ítem. Los ítems que evalúan la dimensión de eficacia profesional tienen una media de 6.33 en una escala que va de 1 a 7, mientras que los ítems de cinismo y desgaste emocional poseen una media de 1.77 y 2.59 respectivamente.

Lo anterior sugiere que la muestra utilizada no presenta el constructo que evalúa el instrumento, ya que, teóricamente se espera que las personas que padezcan burnout puntúen alto en los ítems de las dimensiones de cinismo y desgaste emocional y obtengan puntuaciones bajas en los de eficacia

profesional (Martínez, 2010). Así que, al estudiar un instrumento que mide la presencia de un síndrome que no caracteriza a la normalidad de la población estudiada, el análisis de la distribución y las frecuencias de los ítems no arrojaría claridad suficiente respecto a si se escogen de forma

representativa todas las opciones de respuesta, por lo tanto el índice de discriminación de los ítems que conforman el instrumento no sería completamente adecuado. No obstante, se observa que para todos los reactivos se cubrió el rango total de la escala siendo 1 la puntuación mínima y 7 la puntuación máxima.

**Tabla 2.** Descripción estadística de los ítems del MBI-GS

Ítem	N	Mínimo	Máximo	Media	Desviación estándar
DE1	121	1,00	7,00	3,0579	1,64468
EP2	121	1,00	7,00	6,1818	1,57586
CI3	121	1,00	7,00	1,5455	1,09545
DE4	121	1,00	7,00	2,4132	1,71109
EP5	121	1,00	7,00	6,0165	1,64815
DE6	121	1,00	7,00	3,5620	1,83890
EP7	121	1,00	7,00	6,4463	1,21072
DE8	121	1,00	7,00	2,2397	1,65844
CI9	121	1,00	7,00	1,7769	1,31331
EP10	121	1,00	7,00	6,3636	1,31022
CI11	121	1,00	7,00	1,5950	1,32022
DE12	121	1,00	7,00	1,7273	1,36626
CI13	121	1,00	7,00	2,1322	1,70754
EP14	121	1,00	7,00	6,5455	1,17615
CI15	121	1,00	7,00	1,8347	1,56709
EP16	121	1,00	7,00	6,4711	1,31703

Antes de ejecutar el análisis factorial se evaluó la matriz de correlaciones de los datos recolectados mediante la técnica Kaiser-Meyer y Olkin (KMO) con el fin de identificar el índice de adecuación de éstos para la implementación de dicho procedimiento. La matriz obtuvo un índice de

0.76, lo cual es un resultado tolerable, de acuerdo a lo mencionado por Mongay (2005).

El análisis factorial exploratorio con factorización de ejes principales ajustada a tres factores y rotación promax arrojó la información consolidada en las tablas 3 y 4.

**Tabla 3.** Varianza total explicada por el MBI-GS en el AFE

Factor	Autovalores iniciales			Sumas de extracción de cargas al cuadrado			Sumas de rotación de cargas al cuadrado
	Total	% de varianza	% acumulado	Total	% de varianza	% acumulado	Total
1	4,351	29,004	29,004	3,845	25,636	25,636	3,238
2	2,386	15,905	44,909	1,904	12,696	38,332	3,058
3	1,384	9,224	54,132	,918	6,122	44,453	2,070

**Tabla 4.** Matriz de patrón del MBI-GS

Ítem	Factor		
	1	2	3
CI3	,810		
CI11	,760		
DE12	,686		
CI15	,587		
CI9	,569		
EP14	-,406		
CI13	,381		
DE6		,831	
DE1		,811	
DE8		,606	
DE4		,509	
EP10			,895
EP16			,638
EP2			,531
EP5			,474
EP7			,370

Los resultados revelan que el AFE extrajo tres factores que explican el 44.45% de la varianza total, lo cual es un resultado aceptable, ya que de acuerdo a lo referido por Olivares, Mena, Jélvez y Macía (2013), la varianza total explicada es adecuada cuando su valor está por encima del 30%.

La escala con mayor peso factorial explica el 25.6% de la varianza total y en ella se ubicaron los ítems 3, 9, 11, 13, 15, lo cuales están diseñados para la evaluación de la dimensión de cinismo, junto con

el ítem 12, el cual evalúa desgaste emocional y el ítem 14 con carga negativa que pertenece a eficacia profesional. El segundo factor explica el 12.7% de la varianza y allí se ubican los ítems 1, 4, 6 y 8, pertenecientes a la escala de desgaste emocional. Finalmente el factor que menor peso factorial tiene, explica el 6.1% de la varianza total y allí se agruparon los ítems 2, 5, 7, 10 y 16 que miden la dimensión de eficacia profesional.

Al rastrear las puntuaciones de los ítems 12 y 14 fue posible identificar que, en comparación a las saturaciones obtenidas en los factores, el menor peso factorial del primer ítem (.018) fue en el factor donde teóricamente debe estar ubicado. Por su parte, el mayor peso factorial del segundo ítem se encontró en el factor 3, donde están agrupados los demás ítems que evalúan eficacia profesional, con una saturación de .113. Este no es un valor representativo, debido a que Abad, Garrido, Olea y Ponsoda (2006), plantean que “Si la saturación es cero, o próxima a cero, no existe relación entre el ítem y el factor” (p. 69), pero es el mayor en comparación a sus otras dos puntuaciones.

Ahora bien, tras la implementación del AFE, se llevó a cabo el análisis factorial confirmatorio, mediante el método de máxima verosimilitud para analizar la matriz de correlaciones, a partir de la evaluación inicial de dos modelos, con el fin de verificar su nivel de ajuste. En el primer modelo todos los ítems estaban agrupados en solo una variable latente denominada Burnout (Figura 1); y en el segundo se determinó la estructura que teóricamente sustenta al instrumento (Figura 2).

Figura 1. Modelo sin dimensiones.

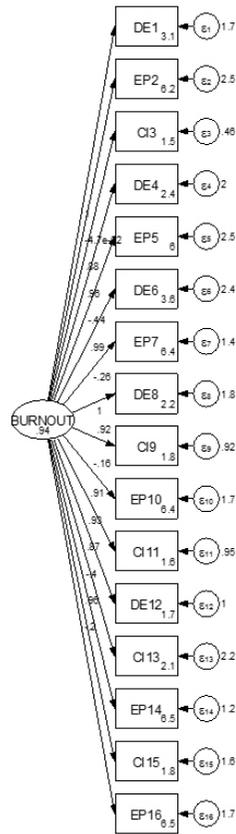
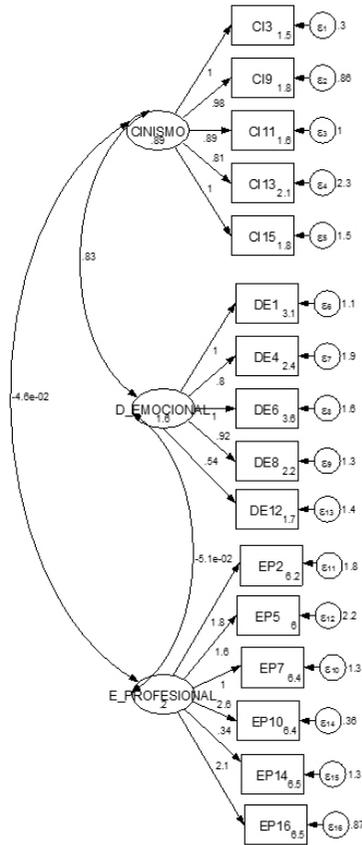


Figura 2. Modelo teórico del MBI-GS



Los datos analizados para estimar la bondad de ajuste de los modelos están consolidados en la tabla 6, y éstos permiten identificar que las puntuaciones se encuentran por debajo de lo esperado, ya que teóricamente se considera que el índice comparativo de ajuste (CFI) y el índice de Tucker-

Lewis (TLI) se ubiquen por encima de 0.90; y el residuo cuadrático promedio de aproximación (RMSEA) obtenga un valor que se ubique entre 0.05 y 0.08. (Olivares, Mena, Jélvez y Macía, 2013. Uriel y Aldás, 2005).

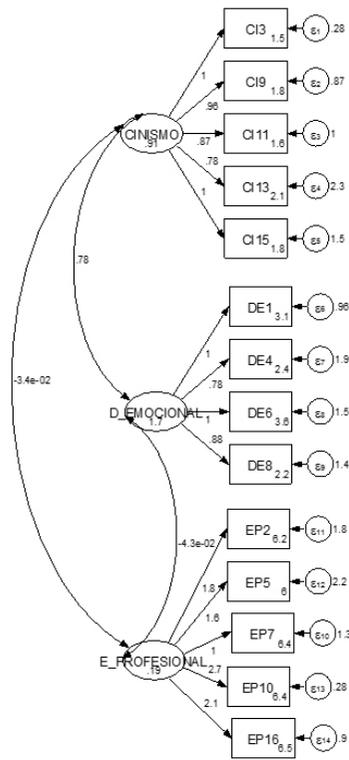
Tabla 5. Bondad de ajuste de los modelos probados inicialmente

Modelo 1: Sin dimensiones establecidas	Modelo 2: Dimensiones teóricamente establecidas
RMSEA: 0.14	RMSEA: 0.110
CFI: 0.568	CFI: 0.770
TLI: 0.502	TLI: 0.726

Al obtener estos resultados y teniendo en cuenta que Uriel y Aldás (2005) plantean que al detectar problemas en el ajuste del modelo probado se debe plantear una reespecificación del mismo hasta

identificar un mejor ajuste; se decidió probar un tercer modelo (Figura 3), en el cual se retiraron los ítems D12 y EF14, debido a que éstos presentaban inconsistencias en el AFE.

**Figura 3.** Modelo sugerido por el AFE



A partir del tercer esquema fue posible identificar que los índices analizados para evaluar la bondad de ajuste del tercer modelo siguen siendo desajustados (Tabla 6).

**Tabla 6.** Bondad de ajuste del modelo sugerido por el AFE

Modelo 3: Estructura sugerida por el AFE
RMSEA: 0.085
CFI: 0.878
TLI: 0.850

Sin embargo es preciso señalar que éste modelo es el que mejor se acomoda en relación a los resultados obtenidos en los modelos previamente probados, ya que los índices del CFI y TLI están muy cerca de 0.9 y el índice del error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) sobrepasa levemente el valor permitido. La comparación entre los resultados obtenidos en los tres modelos probados y los datos esperados se encuentra resumida en la Tabla 7.

**Tabla 7.** Comparación de los índices de la bondad de ajuste de los modelos probados

Índices de la bondad de ajuste	Valores satisfactorios estadísticamente	Primer modelo probado	Segundo modelo probado	Tercer modelo probado
RMSEA	0.05 – 0.08	0.14	0.110	0.085
CFI	> 0.90	0.568	0.770	0.878
TLI	> 0.90	0.502	0.726	0.850

Por otro lado, los esquemas de los dos últimos modelos probados permiten confirmar que los factores del instrumento están correlacionados entre sí, ya que las dimensiones de cinismo y desgaste emocional correlacionan positivamente, y a su vez ambas tienen correlación negativa con la escala de eficacia profesional.

Finalmente, mediante la aplicación del Alfa de Cronbach, fue posible identificar que el instrumento en general posee un índice de confiabilidad de .711, lo cual es un resultado satisfactorio (Tabla 8).

**Tabla 8.** Estadísticas de confiabilidad

Estadísticas de fiabilidad	
Alfa de Cronbach	No. de elementos
.711	16

Sin embargo, al analizar los datos de la Tabla 9 es posible identificar que el índice de confiabilidad del instrumento puede aumentar a .738 si se elimina o cambia el ítem 14, el cual no se posiciona correctamente en el análisis factorial y no le aporta a la varianza total de ninguna dimensión.

**Tabla 9.** Estadísticos de total de elementos

	Media de escala si el elemento se ha suprimido	Varianza de escala si el elemento se ha suprimido	Correlación total de elementos corregida	Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido
DE1	56,8512	83,861	,629	,657
EP2	53,7273	96,800	,201	,710
CI3	58,3636	92,483	,562	,678
DE4	57,4959	89,902	,391	,687
EP5	53,8926	103,513	-,021	,736
DE6	56,3471	85,562	,487	,673
EP7	53,4628	103,734	,013	,723
DE8	57,6694	86,756	,518	,671
CI9	58,1322	91,316	,497	,679
EP10	53,5455	99,683	,157	,712
CI11	58,3140	93,184	,415	,687
DE12	58,1818	90,883	,490	,679
CI13	57,7769	92,191	,317	,697
EP14	53,3636	108,433	-,176	,738
CI15	58,0744	92,953	,335	,694
EP16	53,4380	101,148	,099	,717

Por su parte, al realizar este análisis por escala (Tabla 5) muestra que la dimensión de desgaste emocional tiene el mayor índice de confiabilidad con una puntuación de 0.79, seguida por la dimensión de cinismo, la cual tiene un índice de 0.76 y finalizando con la dimensión de eficacia profesional que posee un índice de confiabilidad de 0.69.

**Tabla 10.** Estadísticos de fiabilidad por factor

Dimensión	Alfa de Cronbach	N de elementos
Desgaste emocional	0,788	5
Cinismo	,764	5
Eficacia profesional	,691	6

## Discusión

De acuerdo a los resultados hallados en el apartado anterior es preciso decir que, tras la aplicación del instrumento en trabajadores del eje cafetero, se evidencia que en el AFE la varianza total de éste es menor en comparación a las demás investigaciones en las cuales se ha evaluado su estructura interna, pues explica el 44,45%, mientras que en las otras investigaciones los tres factores han explicado desde el 53,6% de la varianza hasta el 67,8%. Los resultados obtenidos por los antecedentes investigativos en el AFE se consolidan en la Tabla 10.

**Tabla 11.** Resultados del AFE en los antecedentes investigativos

<b>Moreno, Rodríguez y Escobar (2001)</b>	<b>Gil Monte y P. (2002)</b>	<b>Oramas, Gonzales y Vergara (2007)</b>	<b>Constant y D'Aubeterre (2012)</b>
Solución factorial: 3 Factores - 67.8% de la varianza: C: 43.6% EP: 16.5% DE: 7.7%	Solución factorial 3 Factores - 59.1% de la varianza: No menciona el porcentaje de varianza que explica cada factor.	Solución factorial: 3 Factores - 53.6% de la varianza: C: 24.527% EP: 20.527% DE: 8.531%	Solución factorial: 3 Factores - 54.91% de la varianza: C: 17.1% EP: 22.84% DE: 15.06%

Cabe aclarar que las diferencias de los resultados de la presente investigación respecto a los encontrados en las investigaciones previamente revisadas están directamente influenciadas por los métodos de extracción y rotación utilizados, ya que ellos implementaron factorización por componentes principales y rotación varimax, a excepción de la investigación de Moreno, Rodríguez y Escobar (2001) en la que el método de rotación fue oblim de káiser. Estos métodos se utilizan cuando subyace la premisa de que no hay correlación en los factores; mientras que en esta investigación se hizo uso de la factorización por ejes principales con rotación promax al considerar que los factores del instrumento están correlacionados.

Al igual que en las demás investigaciones, la dimensión de cinismo es la que tiene mayor peso factorial, lo cual implica que los comportamientos que agrupa sean los más determinantes en la aparición del Burnout. Por su parte, las dos dimensiones restantes tienen resultados opuestos a los encontrados en las demás investigaciones, pues en ellas la dimensión que menor peso factorial tiene es desgaste emocional, mientras que aquí esta dimensión tiene una carga de 12,70% y eficacia profesional es la escala de menor peso con un total de 6,12%.

El anterior resultado puede ser debido a que en las investigaciones analizadas el promedio del peso factorial del ítem 14 en la dimensión de eficacia es de .67. Como en el presente estudio este ítem no obtuvo un peso factorial significativo en su

dimensión, esto afectó el porcentaje de varianza total. En este sentido, es posible decir que el comportamiento anormal del ítem 14 influyó también en la varianza total que explican los tres factores que componen el instrumento, al ser esta menor en comparación a la encontrada en los demás estudios.

Ahora bien, los ítems que evalúan la dimensión de cinismo se agruparon adecuadamente en su factor, sin embargo éste se vio afectado por la presencia del ítem 12, el cual debería pertenecer al factor 2 (Desgaste Emocional). Dicho ítem ha reportado este mismo comportamiento desde el cambio propuesto por Oramas, Gonzales y Vergara (2007), donde se incluyó la palabra “hastiado” en el enunciado del ítem. Los autores (Constant y D'Aubeterre, 2012. Oramas, Gonzales y Vergara, 2007) refieren que dicha palabra genera una percepción de aversión hacia el trabajo, lo cual hace que éste sea más compatible con la dimensión de cinismo que con la de desgaste emocional, ya que en ella el sujeto se distancia emocionalmente de su trabajo, le es indiferente.

Referente al ítem 14 que presentó incongruencias, los antecedentes reportan que éste ha correlacionado negativamente con el factor de cinismo, aunque sí ha obtenido correlación positiva con el factor de eficacia profesional, es decir que la ausencia de peso factorial significativo en el factor al que debe corresponder no se ha presentado en las demás investigaciones.

Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio permite identificar que en este contexto de aplicación, los datos no reproducen adecuadamente el modelo teórico sobre el que está construido el instrumento, ya que al tratar de probar dicho modelo, los valores se distorsionan notablemente, lo cual no le brinda indicios de validez. Sin embargo, el modelo tres muestra mejores resultados.

En este punto es importante destacar que, aunque la prueba de adecuación de la muestra arrojó un resultado adecuado, el tamaño de la muestra, diferentes teóricos (Cupani, 2012. Ferrando y Anguiano, 2010) refieren que para garantizar que los resultados obtenidos mediante el análisis factorial sean objetivos y generalizables, la muestra debe estar conformado por al menos 200 sujetos o mínimo de 10 a 20 sujetos por ítem. Por lo tanto, las incongruencias en el modelo probado pueden estar influenciadas por el tamaño muestral.

Además de lo anterior, el AFC permite identificar una divergencia entre los resultados encontrados en este estudio y en las investigaciones analizadas previamente, respecto a la correlación de los factores; ya que en ellas no encontraron valores significativos que indicaran correlación entre éstos, mientras que aquí, los dos últimos modelos probados revelan correlación positiva entre las escalas de cinismo y desgaste emocional, y éstas a su vez correlacionan negativamente con la dimensión de eficacia profesional.

Así pues, el hallazgo de este aspecto fundamenta el uso de los métodos de extracción y rotación utilizados en esta investigación puesto que, como se mencionó previamente, a diferencia de las demás investigaciones donde utilizaron métodos para factores independientes, los aquí implementados están basados en la premisa de que existe correlación entre las dimensiones.

Con respecto a la confiabilidad general del instrumento es posible identificar que el índice aquí obtenido es el menor en relación a los índices reportados en dos de las cuatro investigaciones

analizadas, sin embargo, su resultado se encuentra dentro del rango adecuado para los instrumentos que miden un constructo psicológico.

El índice de confiabilidad de las escalas difiere mínimamente del encontrado en las investigaciones analizadas, ya que éste va desde .69 a .78; mientras que las demás se encuentran entre .70 - .89. Sin embargo es preciso aclarar que al retirar o eliminar el ítem 14, la escala de eficacia profesional pasa de .69 a .71, quedando dentro del rango de las demás investigaciones.

## Conclusiones

Para concluir es preciso decir que los datos recolectados tras la aplicación del MBI-GS en una muestra de trabajadores del eje cafetero permiten identificar que el instrumento presenta inconsistencias en su estructura factorial al ser utilizado en este contexto. Aunque la mayoría de los resultados se encuentran dentro del rango satisfactorio, es necesario realizar determinados cambios y confirmar nuevamente el ajuste del instrumento con el fin de aumentar la validez y confiabilidad del mismo, y de esta manera garantizar la veracidad de los resultados para esta población.

En este sentido se recomienda para futuras investigaciones eliminar el ítem 14 debido a que no le brinda al instrumento evidencia de validez y además le reduce confiabilidad. Modificar el ítem 12 puesto que presenta inconsistencias en el análisis factorial exploratorio y la estructura factorial mejora cuando no está presente; sin embargo, es necesario puntualizar que no se sugiere su eliminación debido a que le resta confiabilidad al instrumento y además los antecedentes investigativos ya han identificado la causa del problema.

Teniendo en cuenta lo anterior, se sugiere que en las próximas investigaciones, la aplicación del instrumento se realice en una muestra que cumpla con los requisitos teóricos respecto al tamaño, con el fin de garantizar la objetividad y posibilidad de

generalizar los resultados obtenidos mediante el análisis factorial, ya que en el presente estudio no se cumplió con ello.

Además, para el AFC sería necesario tener en cuenta mayor cantidad de índices para estimar la bondad de ajuste del instrumento, debido a que en la presente investigación solo se tomaron en cuenta 3, lo cual reduce la posibilidad de ampliar el análisis de los resultados obtenidos a partir del modelo probado.

Finalmente se recomienda trascender del estudio de las propiedades psicométricas a la estandarización del instrumento, con el fin de tener la posibilidad de utilizarlo como herramienta de diagnóstico, ya sea para el área clínica o el área organizacional, pues el burnout es un fenómeno cada vez más frecuente en la sociedad actual, lo cual hace imperativa la necesidad de tener un instrumento adaptado que permita realizar estudios para intervenirlo.

## Referencias

- Abad, F. J. Garrido, J. Olea, J. Ponsoda, V. (2006). Introducción a la psicometría. España: Universidad Autónoma de Madrid.
- Augusto, J. M., López, E., Berrios, M. P., Pulido, M. (2012). Analysing the relations among perceived emotional intelligence, affect balance and burnout. *Behavioral psychology*, 20 (1), 151 – 168.
- Botero, C. C. (2012). Riesgo psicosocial intralaboral y “burnout” en docentes universitarios de algunos países latinoamericanos. *Cuadernos de administración*, 28 (48), 118 – 133.
- Caballero, C.C., Hederich, C., Palacio, J.E. (2010). El burnout académico: delimitación del síndrome y factores asociados con su aparición. *Latinoamericana de psicología*, 42 (1), 131 – 146.
- Carlín, M., Garcés de los Fayos, E. J. (2010). El síndrome de Burnout: Evolución histórica desde el contexto laboral al ámbito deportivo. *Anales de psicología*, 26 (1), 169 – 180.
- Carretero, H., Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of clinical and health psychology*, 5 (3), 521-555.
- Charria, V. Sarsosa, K. Arenas, F. (2011). Factores de riesgo psicosocial laboral: métodos e instrumentos de evaluación. *Revista Facultad Nacional de Salud Pública*, 29 (4), 380 – 391.
- Constant, A., D'Aubeterre, Ma. E. (2012). Propiedades psicométricas del Maslach Burnout Inventory en una muestra multiocupacional venezolana. *Revista de psicología*, 30 (1), 103 – 128.
- Córdoba, L., Tamayo, J. A., Gonzáles, M. A., Martínez, Ma. I., Rosales, A., Barbato, S. E. (2011). Adaptation and validation of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey in Cali, Colombia. *Colombia Médica*, 42 (3), 286 – 293.
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista tesis*, (1), 186 – 199.
- Ferrando, P. J. y Anguiano, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del psicólogo*, 31 (1), 18 – 33.
- Gil-Monte, P. (2002). Validez factorial de la adaptación al español del Maslach Burnout Inventory-General Survey. *Salud pública de México*, 44 (1), 33 – 40.
- Gil-Monte, P., Peiró, J. M. (1999). Perspectivas teóricas y modelos interpretativos para el estudio del síndrome de quemarse por el trabajo. *Anales de Psicología*, 15 (2), 261 – 268
- Hernández, C. V., Llorens, S., Rodríguez, A. M. (2011). Burnout en personal sanitario: Validación de la escala MBI en México. *Fòrum de Recerca*, (16), 837 – 847.
- Maslach, C., Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced Burnout. *Journal of occupational behavior*, (2), 99 – 113.
- Martínez, A. P. (2010). El síndrome de Burnout. Evolución conceptual y estado actual de la cuestión. *Vivat Academia*, (12), 1 – 40.
- Mongay, C. F. (2005). Capítulo 10: Análisis factorial. En: *Quimiometría*. España: PUV.
- Montero, I. León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7 (3), 847 – 862.
- Moreno, B., Rodríguez, R., Escobar, E. (2001). La evaluación del Burnout profesional, factorialización del MBI-GS. Un análisis preliminar. *Ansiedad y estrés*, 7 (1), 69 – 78.
- Olivares, V. E. Mena, L. Jélvez, C. Macía, F. (2013). Validez factorial del MBI-HSS en profesionales chilenos. *Universitas Psychologica*, 13 (1), 145 – 159

- Oramas, A., Gonzales, A., Vergara, A. (2007). El desgaste profesional. Evaluación y factorización del MBI-GS. *Revista cubana de salud y trabajo*, 8 (1), 37 – 45.
- Otero, J. M. (2011) El burnout o queme laboral: explorando sus lindes y trayectorias. En: *Estrés laboral y Burnout*. Madrid: Ed. Díaz de Santos.
- Quiceno, J. M., Vinaccia, S. (2007). Burnout: “Síndrome de quemarse en el trabajo (SQT)”. *Acta Colombiana de Psicología*, 10 (2), 117 – 125.
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., Maslach, C. (2009). Burnout: 35 years of research and practice. *Career Development International*, (14), 204 – 220.
- Uriel, E. Aldás, J. (2005). *Análisis multivariante aplicado*. España: Ed. Thomson-Parainfo.