



Revista Electrónica de Psicología Iztacala



Universidad Nacional Autónoma de México

Vol. 20 No. 3

Septiembre de 2017

CONFIABILIDAD, VALIDEZ FACTORIAL Y NORMALIZACIÓN EXPLORATORIAS DEL INVENTARIO DE BURNOUT DE MASLACH EN NAYARIT

Omar Hadad Arvizu Carreón¹ y Ana Gabriela Uribe Reyes²
Universidad Vizcaya de las Américas Campus Tepic
México

RESUMEN

El objetivo de este estudio exploratorio, fue determinar la consistencia interna por medio del coeficiente Alfa de Cronbach y verificar la validez de constructo a partir de un Análisis Factorial respecto a una nueva versión adaptada al español del Inventario de Burnout de Maslach-HSS, el cual pretende medir las dimensiones que componen al Síndrome de Agotamiento Laboral, además de obtener datos iniciales para una normalización en la población mexicana. Se concluyó que en general esta adaptación al español del instrumento original, mostró índices de confiabilidad y validez aceptables más no completamente idóneos; además las puntuaciones obtenidas de la muestra se normalizaron, con lo cual se contribuye al uso de dicho instrumento de manera más precisa, fomentar el desarrollo de líneas de investigación que permitirán comprender mejor las características del Síndrome de Agotamiento Laboral, para prevenir su incidencia, tratar su prevalencia y mejorar la salud laboral en México.

Palabras clave: Burnout, MBI-HSS, Estrés, Confiabilidad, Validez, Tests.

EXPLORATORY RELIABILITY, FACTORIAL VALIDITY AND NORMALIZATION FOR THE MASLACH BURNOUT INVENTORY IN NAYARIT

¹ Universidad Vizcaya de las Américas. Correo Electrónico: omar_arvizu@uva.edu.mx

² Universidad Vizcaya de las Américas. Correo Electrónico: omar_arvizu@uva.edu.mx

ABSTRACT

The objective of this exploratory study was to determine the internal consistency by Cronbach's alpha coefficient and the construct validity check from a Factor Analysis regarding a new Spanish adaptation of the Maslach Burnout Inventory-HSS version, which It aims to measure the dimensions that make up the burnout syndrome, in addition to obtaining initial data for a normalization in the Mexican population. It was concluded that in general the Spanish adaptation of the original instrument showed reliability indexes and not entirely suitable acceptable validity; plus, the scores of the sample were normalized, which contributes to the use of this instrument more precisely, encourage the development of lines of research to better understand the characteristics of the syndrome of burnout, to prevent their occurrence, treat its prevalence and improve job health in Mexico.

Keywords: Burnout, MBI-HSS, Stress, Reliability, Validity, Tests.

El estrés a bajos niveles es útil en la vida cotidiana; por ejemplo, aumenta la motivación enfocada en el logro de objetivos personales; pero a niveles elevados por tiempo prolongado, se convierte en un factor de riesgo que predispone a enfermedades físicas y trastornos psicológicos (Rodríguez, *et al.*, 2008). No es en sí mismo algo "malo", sin embargo, de acuerdo a De las Cuevas, González de Rivera, De la Fuente, Alviani, y Ruiz-Benítez (1997), el Síndrome de Agotamiento Laboral (SAL) o Burnout, es una consecuencia del estrés crónico, que afecta principalmente al personal dedicado a atender constante y directamente a otras personas (Ortega, Ortiz y Coronel, 2007). La psicóloga Christina Maslach en 1977 (en Peña y Valerio, 2008), concibió al SAL como constructo durante el congreso anual de la Asociación Americana de Psicología. Maslach y Jackson (1981) consideraron al SAL como una respuesta de tipo emocional y juzgaron a los factores laborales y organizacionales como condicionantes y antecedentes de esta respuesta.

El SAL se caracteriza por tres dimensiones psicológicas que incluyen Agotamiento Emocional (AE), Despersonalización (DP) y sentimientos de una reducida Realización Personal (RP); ocurre en personas que trabajan atendiendo a gente que tiene alguna necesidad. Las personas que tienen el SAL padecen altos niveles de AE y DP, y un nivel de baja RP. En tal caso, la gente percibe que sus recursos emocionales han decaído y no es psicológicamente capaz de compensarse a sí misma; debido a lo anterior desarrolla sentimientos negativos y

actitudes de cinismo hacia las personas que atienden; esta percepción deshumanizada hacia los y las clientes según Ryan (1971, en Maslach, Jackson, y Leiter, 1996) provoca que quienes padecen SAL creen que sus clientes se merecen los problemas que tienen. Pero también mantienen la tendencia a sentirse infelices e insatisfechos con los logros de su trabajo.

Para medir el SAL, Maslach y Jackson construyeron el MBI-HSS, el cual ha sido el test psicológico más ampliamente utilizado desde hace treinta años, para evaluar dicho fenómeno; el MBI-HSS fue evaluado por sus autoras originales bajo el coeficiente de confiabilidad alfa de Cronbach y validado por el criterio de validación externa por observadores independientes, que confirmaron sus hipótesis sobre las relaciones entre varias características laborales y padecimiento de SAL (Maslach y Jackson, 1981); el MBI-HSS plantea a los y las respondientes un repertorio de declaraciones sobre sus sentimientos y pensamientos, relacionados con aspectos variados sobre su interacción laboral y desempeño usual, y se compone por 22 ítems. Las respuestas se obtienen en escala tipo Likert, con siete categorías de respuesta que van desde “nunca” (valor de 0), hasta “todos los días” (valor de 6). Las puntuaciones altas en AE y DP junto con puntuaciones bajas en RP, indican la prevalencia del SDP (Maslach, *et al.*, 1996).

Sin embargo, desde que se publicaron los primeros estudios sobre población mexicana y SAL por Pines y Guendelman (1995) y Arita y Arauz (1998), aún existe poca información para México, respecto a este fenómeno, así como sobre la confiabilidad y validez del MBI-HSS y sus características psicométricas al aplicarse en la población mexicana. En una revisión sistemática reciente (Juárez-García, Idrovo, Camacho-Ávila y Placencia-Reyes, 2014), se encontraron solo 119 investigaciones empíricas con población mexicana sobre el tema; de ello se observa que es poca la producción científica relacionada al tema, pues han pasado más de 20 años desde la primera publicación en México. Lo anterior hace necesario continuar investigando sobre el tema y publicar los hallazgos, para lograr comprender con mayor exactitud la utilidad del MBI-HSS al medir el SAL, ya que es un instrumento originalmente escrito en inglés norteamericano, de tal

manera que asista en los procesos de evaluación de la calidad de vida de las y los trabajadores en México, y las consecuencias que esto tiene en el servicio que se ofrece a las y los receptores que les necesitan, como por ejemplo en las dependencias de la Administración Pública, en donde comúnmente existe una gran necesidad de atención a la población, pero paralelamente hay un gran número de quejas sobre la calidad de atención en los servicios públicos en México (Olaiz-Fernández, *et al.*, 2006).

En concreto, el propósito del presente trabajo consistió en analizar a nivel exploratorio, la confiabilidad y la validez del MBI-HSS adaptándolo al español hablado en México, y puntuaciones estandarizadas iniciales para contribuir a su normalización en la población mexicana.

Método

Participantes.

En el año 2009 como parte del trabajo de tesis de los autores del presente, se integró una muestra de 40 participantes (32 mujeres, 8 hombres), de un Universo de 45 empleados (as) con funciones administrativas del Hospital General del Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado número 1 "Dr. Aquiles Calles Ramírez" en Tepic, Nayarit, México; la muestra comprendía personas de los turnos matutino, vespertino, mixto y fines de semana, con rangos de edad entre 21 a más de 50 años de edad, cuya labor principal fuera atender directamente a derechohabientes de esa institución de gobierno.

Procedimientos de muestreo

La muestra es de tipo no-probabilístico, debido a que, del personal total de ese nosocomio, no todos son administrativos ni todos atienden directamente a derechohabientes, como también varía la permanencia del personal, de acuerdo al horario de atención el cual no contempla para todas las áreas la jornada nocturna ni la programación de vacaciones, sus permisos o licencias a las que tienen derecho, conforme a la Legislación Federal en materia laboral. Todos los participantes dieron su consentimiento expreso verbalmente, para responder los

instrumentos de medición. Empero, se seleccionó a los participantes aleatoriamente por medio de tómbola (Hernandez, Fernandez y Baptista, 2006); el tamaño de la muestra fue determinado por criterio de conveniencia debido a la variabilidad de género y de jornada laboral, en un nosocomio que es considerado pequeño, ya que solo laboraban en ese año aproximadamente 1000 personas, y de estas el porcentaje mayoritario consistía en personal médico y paramédico, dejando al personal administrativo en la minoría.

Instrumentos

Los autores de este trabajo, traducimos y adaptamos la versión original del MBI-HSS (Maslach, *et al.*, 1996), tomando en cuenta lo realizado en otros estudios con versiones similares del MBI para perfiles profesionales específicos (Moreno, *et al.*, 2006; Meda, Moreno, Rodríguez, Morante, y Ortiz, 2008) y su adaptación a población mexicana; realizamos un cuidadoso análisis de las palabras y frases en inglés de cada ítem del instrumento original, siguiendo las Directrices Internacionales para la Adaptación de Tests (International Test Commission, 2005). Esta versión adaptada al español del MBI-HSS pretendió medir las mismas variables que su original en inglés (AE, DP y RP).

Fue pilotado previamente con tres trabajadores del ISSSTE que no participarían en el estudio durante en el mes de enero de 2009, a quienes se les preguntó si algún reactivo fue difícil de entender, o si hizo falta alguna respuesta que fuera más adecuada para precisar su información personal. El pilotaje proporciono información necesaria para adecuar los reactivos al contexto donde se realiza la investigación; los reactivos más difíciles de entender para estas personas se modificaron a partir de sus comentarios, para proceder posteriormente a su aplicación.

Las áreas en las que laboraba el personal participante que atendían directamente al público fueron: *urgencias, laboratorio, caja, control de citas, información, traslados, admisión hospitalaria, trabajo social, dirección, subdirección administrativa*; por lo que previamente solicitamos a la autoridad competente

permiso para realizar el trabajo de campo, quienes accedieron a proporcionar todas las facilidades necesarias para realizar el estudio.

Para la administración de la versión traducida del MBI-HSS, se siguieron las indicaciones de su manual (*Privacidad del respondiente, evitar la sensibilización hacia el Burnout, minimizar respuestas prejuiciadas, y asegurarse de que todas las respuestas se contesten.*) [Maslach, et al., 1996], para minimizar las respuestas prejuiciadas y estandarizar el procedimiento de aplicación.

Para el análisis de datos se utilizó el software SPSS versión 17, el cual es un programa bastante aceptado en estudios de investigación para las ciencias sociales (Gardner, 2003). Los procedimientos estadísticos utilizados principalmente son el análisis de confiabilidad por medio del comando Escala, utilizando el coeficiente Alfa de Cronbach; así como la Reducción de Dimensiones, a través del Análisis Factorial para verificar la validez.

Resultados

Se observó que la edad promedio de los y las participantes fue 40 años, el rango de edad más frecuente fue 42 a 48 años, y se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1.

Rango de Edad	Frecuencia		Porcentaje		Frecuencia absoluta
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	
21-27	1.00	6.00	2.50	15.00	7.00
28-34	0.00	4.00	0.00	10.00	4.00
35-41	4.00	4.00	10.00	10.00	8.00
42-48	1.00	10.00	2.50	25.00	11.00
49-55	0.00	4.00	0.00	10.00	4.00
56 o más	2.00	4.00	5.00	10.00	4.00
Total	8.00	32.00	20.00	80.00	40.00

Frecuencia observada por rango de edad y género

Confiabilidad

Los coeficientes de confiabilidad observados respectivamente para las sub escalas AE, DP y RP fueron .87, .47 y .77. En el presente estudio, los valores Alfa obtenidos para las sub escalas AE y RP fueron muy similares a los dados en el Manual del MBI-HSS original, así como en otro estudio antecedente muy similar realizado en población de Chile, no obstante, la escala DP en este trabajo mostro un valor significativamente diferente a los otros estudios tal como se ve en la tabla 2, lo cual sugiere que su confiabilidad es aceptable mas no la más idónea.

Tabla 2.

Sub Escalas	Maslach, <i>et al.</i> (1996)*	Manso (2006)		Estudio Actual (2009)			
	N= 1316	N= 155		N= 40 P (<.05)			
	A	M	(DE)	A	M	(DE)	α
AE	.90	18.40	(9.20)	.82	7.98	(8.88)	.87
DP	.79	5.73	(5.25)	.80	4.00	(4.53)	.47
RP	.71	36.24	(8.74)	.85	37.50	(9.84)	.77

Comparativo de valores Alfa entre el presente estudio y trabajos antecedentes similares

*Las medias y desviaciones estándar no están disponibles en la fuente original

Validez

Para garantizar que las sub escalas de la nueva versión del EPPS adaptada al español, miden lo que pretenden medir, se realizó un Análisis Factorial (AF) utilizando el procedimiento indicado por Gardner para el SPSS 17 (2003).

El AF es un término general utilizado para referirse a una serie de técnicas para investigar las relaciones entre un conjunto de variables de diferencias individuales; estudia las relaciones entre variables, y aunque en la mayoría de sus procedimientos no se determina la significancia estadística, se discute si determinado componente (factor) explica cierto porcentaje de la variación total de todas las mediciones obtenidas (Gardner, 2003). Para la primera etapa del AF se obtuvo una matriz de correlaciones, la cual se muestra en la tabla 3. Los

resultados muestran que la correlación más alta se dio entre los ítems AE 13 y AE 14 (.786), y la más baja fue entre los ítems AE 6 y RP 19 (-.001).

Ítems	AE 1	AE 2	AE 3	RP 4	DP 5	AE 6	RP 7	AE 8	RP 9	DP 10	DP 11	RP12	AE 13	AE 14	DP 15	AE 16	RP 17	RP 18	RP 19	AE 20	RP 21	DP 22
AE 1	1.000	.634	.579	-.069	.099	.577	-.081	.752	-.237	.066	.065	-.270	.601	.521	.029	.414	-.036	-.277	.075	.432	.053	.252
AE 2		1.000	.591	-.013	-.063	.482	-.105	.568	-.150	-.056	-.018	-.177	.501	.443	-.067	.404	-.006	-.119	.131	.274	.089	.054
AE 3			1.000	.044	-.014	.530	.154	.732	-.167	.144	.142	-.321*	.728	.725	-.016	.535	-.122	-.147	.003	.460	.082	.399*
RP 4				1.000	.026	.025	.596	-.112	.356*	.106	.272	.085	.150	.033	-.086	.137	.416	.318	.433	-.182	.459	.170
DP 5					1.000	.253	.126	.201	.051	.012	.278	-.175	-.028	.228	.173	.166	-.436	-.472	.098	.133	-.493	.475
AE 6						1.000	.058	.546	-.258	-.004	-.019	-.150	.600	.737	-.118	.651	-.161	-.261	-.001	.408	-.092	.239
RP 7							1.000	.128	.285	.175	.123	.028	.143	.202	-.008	.135	.075	.236	.228	.041	.368*	.257
AE 8								1.000	-.267	.309	.166	-.327*	.649	.766	-.024	.547	-.191	-.333*	-.118	.392*	-.029	.463
RP 9									1.000	-.081	.117	.322*	-.191	-.265	.067	-.112	.201	.199	.104	-.167	.212	-.010
DP 10										1.000	.311	-.128	.147	.217	-.153	.105	-.102	.012	-.039	-.124	.156	.440
DP 11											1.000	-.009	.067	.138	-.109	.062	.012	-.065	.132	.030	.059	.249
RP12												1.000	-.313*	-.266	.062	-.091	.569	.222	.439	.057	.274	-.119
AE 13													1.000	.786	-.048	.499	-.029	-.158	.107	.311	.092	.202
AE 14														1.000	-.107	.613	-.238	-.247	.002	.318*	-.061	.436
DP 15															1.000	.151	-.065	-.324*	-.103	.253	-.104	.126
AE 16																1.000	-.096	-.217	.038	.194	-.034	.303
RP 17																	1.000	.268	.383*	-.027	.539	-.239
RP 18																		1.000	.310	-.235	.618	-.346*
RP 19																			1.000	.094	.376*	.075
AE 20																				1.000	.101	.361*
RP 21																					1.000	-.102

Tabla 3. Matriz de correlaciones

Las correlaciones significativas al nivel 0,05 (bilateral) se identifican con (*).

Las correlaciones significativas al nivel 0,01 (bilateral) se han resaltado en negritas.

Para la siguiente fase, toda vez que se creó la matriz de correlaciones, se tomó en cuenta el número de factores y el patrón que siguen para relacionarse entre sí, para determinar el número de factores comunes que explican la varianza en las mediciones, estos son llamados *comunalidades* y se muestran en la Tabla 4, observándose que el ítem DP 5 tiene un valor de .861; siendo la comunalidad con valor más cercano a la unidad pues explica 86.1% de la variación de sus puntuaciones. Se observó que el ítem RP 9 tiene un valor de .454, siendo el menor, explicando solo el 45.4% de la variación de sus puntuaciones. De acuerdo a Gardner (2003), si la comunalidad para una variable es menor a .50, significa que el análisis factorial no explica gran parte de la variación asociada a ese ítem y por lo tanto la medida de éste no tiene un índice de validez idóneo. No obstante, todos los demás ítems muestran una varianza mayor a .50, lo que da indicio de una validez de constructo aceptable para el instrumento en general.

Sub escala	Ítem	Inicial	Extracción	Sub escala	Ítem	Inicial	Extracción	Sub escala	Ítem	Inicial	Extracción
	1	1.00	0.696						4	1.00	0.783
	2	1.00	0.619						7	1.00	0.747
	3	1.00	0.773		5	1.00	0.861		9	1.00	0.454
	6	1.00	0.746		10	1.00	0.757		12	1.00	0.698
AE	8	1.00	0.833	DP	11	1.00	0.562	RP	17	1.00	0.691
	13	1.00	0.742		15	1.00	0.743		18	1.00	0.688
	14	1.00	0.811		22	1.00	0.754		19	1.00	0.695
	16	1.00	0.574						21	1.00	0.835
	20	1.00	0.666								

Tabla 4. Comunalidades.

Método de extracción: Análisis de Componentes principales.

Para garantizar que la matriz de correlaciones fue adecuadamente acondicionada, y que convino haber realizado el análisis factorial, según Gardner (2003), se

deben obtener autovalores que sean mayores a cero, y que estén constituidos por el total de dimensiones analizadas en el AF, cuya suma de los porcentajes de varianza por cada factor resulte ser el 100%, lo que representaría el total de la varianza del instrumento analizado.

En la tabla 5, se observa que todos los valores son mayores a 0.00, lo que indica un adecuado acondicionamiento de la matriz de correlaciones de la cual se extrajeron las *comunalidades* del instrumento.

Asimismo, en dicha tabla se aprecia que los primeros 6 factores tienen un autovalor mayor que 1.00, lo cual significa que sumados explican 71.50% de la variación total en las mediciones; incluso si se rotan estos autovalores para obtener una descripción más simple de las relaciones entre las variables, el porcentaje de variación que existe en la medición con el instrumento, sigue siendo el mismo. Empero, el hecho de que los otros dieciséis componentes sean menores a 1.00, es porque reflejan fluctuaciones de muestreo generadas posiblemente por error de aleatorización, de acuerdo a Gardner (2003).

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6.100	27.726	27.726	6.100	27.726	27.726	5.603	25.467	25.467
2	3.351	15.232	42.958	3.351	15.232	42.958	2.352	10.693	36.160
3	2.246	10.209	53.167	2.246	10.209	53.167	2.221	10.094	46.253
4	1.718	7.807	60.974	1.718	7.807	60.974	2.153	9.785	56.038
5	1.186	5.392	66.366	1.186	5.392	66.366	1.879	8.543	64.581
6	1.129	5.130	71.496	1.129	5.130	71.496	1.521	6.916	71.496
7	.911	4.142	75.638						
8	.865	3.931	79.570						
9	.731	3.320	82.890						

10	.652	2.963	85.853
11	.591	2.685	88.538
12	.496	2.254	90.792
13	.433	1.969	92.762
14	.397	1.806	94.567
15	.303	1.375	95.942
16	.228	1.036	96.978
17	.191	.868	97.846
18	.174	.791	98.637
19	.130	.592	99.229
20	.076	.346	99.575
21	.059	.268	99.843
22	.035	.157	100.000

Tabla 5. Varianza total explicada.

Método de extracción: Análisis de Componentes principales.

En la tabla 6, se muestra la matriz de factores rotados, compuesta por el número de factores y los ítems del instrumento que conforman cada uno de dichos factores. Una saturación mayor a .40 en cada uno de los factores, se considera un punto de corte adecuado para la interpretación de las saturaciones factoriales (García, 2010), por lo que se resaltan las saturaciones mayores a .40.

SUB ESCALA	ÍTEMS	Factores					
		1	2	3	4	5	6
AE	1	.780	.001	-.235	.077	.099	.125
	2	.738	.095	-.181	.117	-.123	-.056
	3	.829	.110	.045	-.136	.184	.139

	6	.810	-.266	.004	.019	-.117	-.069
	8	.808	-.050	-.107	-.176	.342	.136
	13	.844	.090	.093	-.086	.056	-.040
	14	.844	-.168	.091	-.154	.190	-.052
	16	.692	-.194	.212	-.034	-.046	.093
	20	.457	-.022	-.176	.225	.086	.606
<hr/>							
	5	.069	-.888	.155	.006	.190	.081
	10	.053	.159	.054	-.207	.821	-.093
DP	11	.029	-.226	.096	.235	.647	-.167
	15	-.081	-.139	.092	-.069	-.162	.823
	22	.290	-.347	.197	-.043	.625	.343
<hr/>							
	4	.071	.096	.791	.294	.128	-.199
	7	.114	.082	.831	-.030	.181	.062
	9	-.283	-.009	.563	.202	-.070	.109
	12	-.279	.107	.045	.756	-.079	.170
RP	17	-.073	.467	.115	.670	-.071	.015
	18	-.200	.616	.322	.168	-.070	-.363
	19	.107	-.008	.252	.769	.065	-.155
	21	.081	.744	.357	.356	.144	.024

Tabla 6. Matriz de factores rotados.

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

Método de rotación: Normalización Quartimax con Kaiser.

Tomando en cuenta los razonamientos de Gardner (2003), para interpretar las saturaciones factoriales, se observó que en el factor 1 saturaron todos los ítems correspondientes a la sub escala AE, lo cual supone que dicho factor es el más relacionado al constructo de Agotamiento Emocional a excepción del ítem 20;

dicho ítem saturó inapropiadamente con el factor 6 que se asocia a un constructo opuesto (DP); este hallazgo coincide con el de otro estudio previo (Manso, 2006) respecto al mismo ítem.

Tres de los ítems (10, 11 y 22) de la escala DP saturaron en el factor 5 y otro ítem (15) de esta misma escala en el factor 6, lo cual supondría que el constructo Despersonalización está comprendido en dos factores con predominancia en el factor 5. No obstante el ítem 5 no saturó en ningún factor, lo cual indica una inadecuada validez de este ítem para medir el constructo Despersonalización.

Finalmente, los ítems 17, 18 y 21, saturaron en el factor 3; los ítems 4, 7 y 9, correspondientes a la sub escala RP saturaron en el factor 2; y los reactivos 12, 17 y 19 saturaron en el factor 4, lo cual hace pensar que el constructo Realización Personal se compone principalmente por los factores 2, 3 y 4, puesto que ninguno de los ítems mencionados satura en los factores restantes. Hay que resaltar que el ítem 17 de la sub escala RP, saturó de forma paralela en dos de los factores del constructo Realización Personal.

Ahora bien, sobre a las puntuaciones obtenidas, estas se normalizaron en Cuartiles como lo sugiere García (2010) y se transformaron los puntajes brutos en puntajes T; en la tabla 7 se muestran los puntajes normalizados, resaltando los puntos de corte para niveles altos de AE y DP, al igual que para el nivel bajo de RP de acuerdo a la escala de que se trata (Puntuaciones T y Percentiles); para AE, DP y RP los puntos de corte respectivos son 18, 10 y 27.

Es importante señalar que en el manual del MBI-HSS (Maslach, *et al.*, 1996), los puntos de corte en puntuación bruta para la muestra general que indican un nivel alto de AE y DP son 27 y 13; asimismo la baja RP de acuerdo al manual se establece a partir de una puntuación natural de 31.

<i>N</i>			MIN	<i>N</i>			MIN	<i>N</i>			MIN
40	<i>M</i>	<i>DE</i>	0	40	<i>M</i>	<i>DE</i>	0	40	<i>M</i>	<i>DE</i>	12
	7.98	8.888	MAX		4.00	4.535	MAX		37.50	9.848	MAX
<i>P</i> (<.05)			43	<i>P</i> (<.05)			15	<i>P</i> (<.05)			48

Sub escala	Puntuación bruta	Puntuación T	Percentil	Sub escala	Puntuación Bruta	Puntuación T	Percentil	Sub escala	Puntuación Bruta	Puntuación T	Percentil
	0	41	5		0	41	5		22	34	5
	0	41	10		0	41	10		23	35	10
	1	42	15		0	41	15		24	37	15
	1	42	20		0	41	20		27	40	20
	2	43	25		0	41	25		29	41	25
	2	43	30		0	42	30		31	43	30
	3	44	35		1	43	35		33	45	35
	4	46	40		1	43	40		36	49	40
	5	47	45		2	46	45		39	52	45
AE	6	48	50	DP	2	46	50	RP	41	54	50
	7	49	55		3	48	55		42	55	55
	8	50	60		3	48	60		42	55	60
	8	50	65		4	50	65		44	56	65
	10	52	70		6	54	70		46	58	70
	11	53	75		6	54	75		47	60	75
	12	54	80		10	62	80		48	61	80
	13	55	85		11	65	85		48	61	85
	18	61	90		12	67	90		48	61	90
	33	78	95		13	70	95		48	61	95
	43	89	99		15	74	99		48	61	99

Tabla 7. Normalización de puntuaciones.

Discusión

De los hallazgos observados anteriormente puede decirse que la mayoría de los ítems y sub escalas de esta adaptación al español del MBI-HSS tienen una confiabilidad y validez aceptable, no obstante una escala y dos ítems mostraron valores poco idóneos para garantizar la confiabilidad y validez del instrumento en general; aunque no es la primera vez que se da esta situación con este instrumento, incluso en su versión original en inglés; por ejemplo Maslach, *et al.* (1996), encontraron que algunos ítems de la escala AE saturaban en la Escala RP; lo mismo ocurrió en otro estudio (Manso, 2006) de otro país latinoamericano, en el que se adaptó al español este instrumento; se ha observado que ambas sub escalas, pretenden medir constructos totalmente opuestos y sin embargo parecen tener reactivos que se asocian estadísticamente a constructos totalmente opuestos. Esto sugiere hacer una revisión más precisa de tales ítems, y posiblemente eliminarlos de la versión definitiva del MBI-HSS en español, si su correlación continúa siendo consistente en estudios futuros, con muestreos más rigurosos.

Respecto a los valores normativos obtenidos, puede decirse que existen diferencias pequeñas entre los puntajes estandarizados en percentiles, las puntuaciones T y las normas originales. Para AE nueve puntos, DP tres y RP 4. No obstante, las puntuaciones normalizadas en el presente trabajo son solo valores de referencia iniciales; el lector que utilice cualquiera de estas normas deberá hacerlo con cautela, debido al carácter son exploratorio de estos valores, por lo que se sugiere normalizar las puntuaciones con una muestra más grande y mejor estratificada.

En este sentido, la muestra del presente estudio, tiene un tamaño que difícilmente proporciona una confiabilidad más idónea para poder generalizar los hallazgos de este estudio a otros contextos, y por lo tanto se recomienda realizar estudios de investigación más precisos de tipo comparativo entre poblaciones, para dar mayor sustento empírico.

Además, este trabajo es de alcance exploratorio; los autores consideramos que deben realizarse trabajos con un muestreo más riguroso para tener alcances de investigación mayores a los del presente, así como también recomendamos se realicen más estudios de este tipo en población mexicana utilizando el MBI-HSS, para tener un instrumento mejor adaptado a las características de nuestra población y sus elementos contextuales; por ello consideramos que, los resultados obtenidos contribuyen a la dirección de líneas de investigación explicativas sobre el SAL, que con el tiempo y la puesta en práctica del método científico, será posible optimizar su prevención y tratar con mayor eficacia su prevalencia, y para mejorar la calidad de vida de las y los trabajadores en México.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- Arita, B., y Arauz, J. (1998). La tarea laboral y el síndrome de burnout en personal de enfermería. *Psicología y Salud, 11*, 13-22.
- De las Cuevas, C., González de Rivera, J. L., De la Fuente, J. A., Alviani, M., y Ruiz-Benítez, A. (1997). Burnout y reactividad al estrés. *Revista de Medicina de la Universidad de Navarra, 41*, 10-18.
- García, M. (2010). Medición en psicología: del individuo a la interacción. En M. García, A. Del Castillo, R. M. Guzmán, y J. P. Martínez, *Medición en psicología: del individuo a la interacción* (págs. 9-37). México: Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo.
- Gardner, R. (2003). *Estadística para psicología usando SPSS para Windows*. México: Pearson Educación de México.
- Hernandez, R., Fernandez, C., y Baptista, P. (2006). Selección de la muestra. En Autores, *Metodología de la investigación* (Cuarta ed., págs. 265-270). México: McGraw-Hill.
- International Test Commission. (15 de Julio de 2005). *International Guidelines on Test Adaptation*. Recuperado el 1 de Enero de 2009, de www.intestcom.org:
https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation.pdf
- Juárez-García, A., Idrovo, A. J., Camacho-Ávila, A., y Placencia-Reyes, O. (2014). Síndrome de burnout en población mexicana: una revisión sistemática. *Salud mental, 37*, 159-176.

- Manso, J. F. (03 de Octubre de 2006). Confiabilidad y validez factorial del Maslach Burnout Inventory versión Human Services Survey en una muestra de asistentes sociales chilenos. *Revista Psicología Científica.com*, 8(9). Recuperado el 01 de Enero de 2009, de <http://www.psicologiacientifica.com/maslach-burnout-inventory-confiabilidad>
- Maslach, C., y Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of occupational behaviour*, 2, 99-113.
- Maslach, C., Jackson, S. E., y Leiter, M. P. (1996). *Maslach Burnout Inventory Manual* (Third ed.). Mountain View, California, Unated States of America: CPP, Inc.
- Meda, R., Moreno, B., Rodríguez, A., Morante, M., y Ortiz, G. (2008). Análisis factorial confirmatorio del MBI-HSS en una muestra de psicólogos mexicanos. *Psicología y salud*, 18(1), 107-116.
- Moreno, B., Meda, R., Morante, M., Rodríguez, A., y Palomera, A. (2006). Validez factorial del inventario de Burnout de psicólogos en una muestra de psicólogos mexicanos. *Revista latinoamericana de psicología*, 38(3), 445-455.
- Olaiz-Fernández, G., Rivera-Dommarco, J., Shamah-Levy, T., Rojas, R., Villalpando-Hernández, S., Hernández-Avila, M., y Sepúlveda-Amor, J. (2006). *Encuesta nacional de salud y nutrición*. Cuernavaca, Morelos, México: Instituto Nacional de Salud Pública.
- Ortega, M. E., Ortiz, G. R., y Coronel, P. G. (2007). Burnout en médicos y enfermeras y su relación con el constructo de personalidad resistente. *Psicología y salud*, 17(1), 5-16.
- Peña, L., y Valerio, R. (2008). Prevalencia del síndrome de "quemarse por el trabajo" Burnout, en empleados de sucursales de un banco dominicano. *Humanitatis*, 5(12), 51-61.
- Pines, A., y Guendelman, S. (1995). Exploring the Relevance of Burnout to Mexican Blue Collar Women. *Journal of Vocational Behavior*, 47(1), 1-20.
- Rodríguez, L., Arce, J., Barragán, L., García, S., Pérez, C., Vázquez, C., y Zermeño, M. (2008). Estrés laboral. *Humanitatis*, 5(12), 24.