

---

# VALIDEZ FACTORIAL DEL CUESTIONARIO PARA LA EVALUACIÓN DEL SÍNDROME DE QUEMARSE POR EL TRABAJO (CESQT) EN PROFESIONALES DE SERVICIOS

VÍCTOR OLIVARES-FAÚNDEZ, PEDRO GIL-MONTE, ROSA MONTAÑO ESPINOZA, ROSA BARRERA CAPOT, DAILET FREDES COLLARTE y HUGO FIGUEIREDO-FERRAZ

---

## RESUMEN

Hoy en día, y desde la aparición del Inventario Maslach de Burnout (MBI), existen diversos aportes científicos alternativos de medición del burnout; sin embargo, la gran mayoría de esos cuestionarios nacen en contextos culturales del mundo anglosajón, lo que resulta a menudo inapropiado para evaluar y comprender el desarrollo del fenómeno en contextos culturales hispanoamericanos. Por ello se desarrolló el Inventario Español de Burnout (SBI). El propósito de este trabajo fue evaluar las propiedades psicométricas del SBI. La muestra consistió en 260 trabajadores chilenos de servicios mineros. El instrumento se compone de 20 ítems distribuidos en cuatro dimensiones: Ilusión por el trabajo

(5 ítems), Desgaste psíquico (4), Indolencia (6) y Culpa (5 ítems). Los datos se sometieron a análisis factorial confirmatorio para evaluar la validez factorial del SBI, donde se probaron tres modelos alternativos. Los resultados muestran que el modelo de cuatro factores tiene propiedades psicométricas adecuadas para el estudio del burnout en personal de servicios y ajustó los datos mejor que los modelos alternativos. El estudio proporciona evidencia de las propiedades psicométricas adecuadas del SBI para evaluar burnout. El SBI propone una explicación teórica para los diferentes perfiles de burnout, facilitando el diagnóstico y el tratamiento en trabajadores de servicios.



El burnout es una respuesta del individuo al estrés laboral crónico (Maslach

*et al.*, 2001); una experiencia subjetiva interna que agrupa sentimientos y actitudes con un cariz negativo para el sujeto, dado

que implica alteraciones, problemas y disfunciones psicofisiológicas con consecuencias nocivas para la persona y para

---

**PALABRAS CLAVE / Análisis Factorial / Burnout / Estrés Laboral / Salud Mental / Spanish Burnout Inventory /**

Recibido: 15/12/2017. Aceptado: 01/06/2018.

**Víctor Olivares Faúndez.** Doctor en Psicología Social y Psicología de las Organizaciones, Universidad de Valencia, España. Profesor, Universidad de Santiago de Chile (USACH). Dirección: Escuela de Psicología, USACH. Avenida Ecuador # 3650, 3° Piso, Santiago, Chile. e-mail: victor.olivares.f@usach.cl

**Pedro Gil-Monte.** Doctor en Psicología, Universidad de La Laguna, España. Profesor, Universitat de València, España. e-mail: pedro.gil-monte@uv.es

**Rosa Montaña Espinoza.** Doctor en Estadística, Universidad de Barcelona, España. Profesora, USACH, Chile. e-mail: rosa.montano@usach.cl

**Rosa Barreara Capot.** Magister en Ciencias, Universidad de Chile. Profesora, USACH, Chile. e-mail: rosa.barrera@usach.cl

**Dailet Fredes Collarte.** Asistente Social, Licenciada en Educación, Universidad Católica del Norte, Chile. Master en Dirección y Gestión de Recursos Humanos, Universidad Internacional de La Rioja, España. Académica, Universidad de Tarapacá, Chile.

**Hugo Figueiredo-Ferraz.** Doctor en Psicología Social y Psicología de las Organizaciones, Universidad de Valencia, España. Profesor, Universidad Internacional de Valencia, España. e-mail: hufidema@postal.uv.es

---

la organización (Gil-Monte, 2005). La definición sintomática más extendida y contrastada empíricamente es la postulada por Maslach y Jackson (1986), quienes en sus comienzos definieron los síntomas del burnout como baja realización personal en el trabajo, entendida como la tendencia de los profesionales a evaluar negativamente su actividad laboral y el ejercicio de la misma; agotamiento emocional, caracterizado por la experiencia de no poder dar más de sí mismos a nivel afectivo; y despersonalización, definida como el desarrollo de actitudes y sentimientos negativos hacia las personas destinatarias del trabajo. En este contexto general, la presencia del burnout se ha vinculado de forma casi exclusiva a los profesionales que trabajan hacia personas o cuyo objeto de trabajo son las personas (Maslach *et al.*, 2001), ya que se ha demostrado que el contacto con otros individuos, sostenido y unido a una alta carga emocional, propicia un gran deterioro en la salud mental (Maslach, 2004) y en la calidad de vida personal de estos trabajadores (Suñer-Soler *et al.*, 2013).

En la actualidad el estrés laboral se sitúa como uno de los principales trastornos que afectan la salud de los trabajadores y, en consecuencia, de las organizaciones laborales en todo el mundo, con grandes costos, evaluados en billones de dólares, por conceptos de demandas, ausentismo, pérdida de productividad (Jawahar *et al.*, 2007) y deterioro en la salud mental (Kortum, 2007). Ello ha llevado a investigadores de distintos países desarrollados a realizar estudios empíricos en profundidad sobre el fenómeno del estrés y el burnout (Maslach, 2003), lo que lamentablemente todavía no ocurre en los países en vías de desarrollo, donde la información existente al respecto es escasa y muchas veces insuficiente (Jamal, 2005; Carr y Pudelko, 2006).

Uno de los cuestionarios más conocidos que mide el burnout es el Maslach Burnout Inventory (MBI) de Maslach y Jackson (1986), instrumento conformado por tres dimensiones que definen al síndrome que, según describen sus autoras, son Agotamiento emocional (AE), Despersonalización (DP) y Baja realización personal en el trabajo (RPT).

El MBI ha sido aceptado en todos los países de América latina, la UE y en los EEUU (Maslach *et al.*, 2001), ya que permite comparar resultados y desarrollar estrategias de prevención y tratamiento del trastorno, obteniendo apoyo empírico en amplias muestras de diversa naturaleza en cuanto a características ocupacionales (Schaufeli, 2000; Kokkinos, 2006). Desde esta perspectiva el MBI es el instrumento que

más ha aportado a la conceptualización del síndrome, obteniendo valores aceptables respecto de su validez (Halbesleben y Buckley, 2004). Sin embargo, este cuestionario no está exento de problemas (Wheeler *et al.*, 2011), algunos de los cuales, son, por ejemplo: a) una parte de los investigadores juzgan que sería mejor considerar solo dos factores en lugar de los tres originalmente propuestos por las autoras (Poghosyan *et al.*, 2009); b) la dimensión de Despersonalización muestra indicadores inferiores de consistencia interna que las otras subescalas del instrumento (Chao *et al.*, 2011); y c) es necesario capturar más ampliamente la naturaleza del burnout (Halbesleben y Demerouti 2005).

Es por ello que, desde que el MBI hizo su aparición y hasta nuestros días, han existido diversos aportes científicos en el estudio del burnout como formas alternativas de medición del síndrome, como lo son el *Copenhagen Burnout Inventory* (CBI; Kristensen *et al.*, 2005), el *Oldenburg Burnout Inventory* (OLBI; Demerouti *et al.*, 2003) y el *Shirom-Melamed Burnout Measure* (SMBM; Lundgren-Nilsson *et al.*, 2012), entre otros. Estos instrumentos abren nuevos caminos de desarrollo en la comprensión del síndrome y dan luces de efectivas intervenciones; sin embargo, la gran mayoría de estas herramientas psicométricas nacen en contextos culturales del mundo anglosajón, lo que resulta muchas veces inapropiado para evaluar y comprender el desarrollo del fenómeno en contextos culturales hispanoamericanos. Existen diferentes perfiles culturales, con diferentes características contextuales, que inducen a amplias similitudes y diferencias entre las poblaciones en las que se realizan los estudios sobre estrés y el burnout, lo que repercute en la delimitación del diagnóstico, aspecto de gran trascendencia social.

En este contexto general se hace necesario conocer más profundamente la validez y fiabilidad de los instrumentos utilizados, en especial de instrumentos que se aproximan más a la realidad sociocultural de nuestras sociedades, como es el caso de el Cuestionario de Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT; Gil-Monte y Olivares, 2011; Gil-Monte *et al.*, 2013), el cual considera que el burnout es un proceso caracterizado por un deterioro cognitivo y emocional, actitudes de indiferencia y culpa. El CESQT se compone de cuatro dimensiones, a saber, 1) Ilusión por el trabajo: el deseo del individuo de alcanzar las metas laborales porque supone una fuente de placer personal. El individuo percibe su trabajo como atractivo,

donde alcanzar las metas profesionales es fuente de realización personal. Debido a que los ítems que componen esta dimensión están formulados de manera positiva, bajas puntuaciones en esta dimensión indican altos niveles en el burnout. 2) Desgaste psíquico: la aparición de agotamiento emocional y físico debido a que en el trabajo se tiene que tratar a diario con personas que presentan o causan problemas. 3) Indolencia: la presencia de actitudes negativas de indiferencia y cinismo hacia los clientes de la organización. Los individuos que puntúan alto en esta dimensión muestran insensibilidad y no se conmueven ante los problemas de los clientes. 4) Culpa: la aparición de sentimientos de culpa por el comportamiento y las actitudes negativas desarrolladas en el trabajo, en especial hacia las personas con las que se establecen relaciones laborales (Gil-Monte, 2005).

### Un modelo de burnout

Según Gil-Monte (2012), el burnout se desarrolla de forma paralela a través del deterioro cognitivo (pérdida de ilusión por el trabajo o baja realización personal) y del deterioro emocional (desgaste psíquico o agotamiento emocional), siendo posteriormente acompañado por la presencia de un importante deterioro del ámbito actitudinal en forma de cinismo, indolencia o indiferencia hacia las personas a las que el profesional debe atender, aspectos disfuncionales que generan, luego de una etapa de reevaluación, estrategias de afrontamiento en las personas (Taris *et al.*, 2005). Este enfoque tiene en cuenta el modelo de actitudes y cambio desarrollado por Eagly y Chaiken (1993), que integra el rol de las experiencias cognitivas y emocionales como variables mediadores en la relación entre el estrés laboral percibido y resultados del comportamiento/actitud, modelo que en algunos casos considera las actitudes negativas en el trabajo, especialmente hacia las personas con las que el trabajador establece relaciones laborales, lo cual pudiese llevar a manifestar sentimientos de culpa (Gil-Monte, 2012). Esta última variable al parecer está relacionada con el proceso de quemarse por el trabajo (Maslach, 1982; Chang, 2009; Gil-Monte, 2012) y podría explicar los diferentes tipos de manifestación del fenómeno (Tops *et al.*, 2007), al estar implicada en la relación entre el burnout y sus consecuencias (Gil-Monte, 2005).

La culpa es conceptualizada como un sentimiento desagradable y que se relaciona con el remordimiento tras el reconocimiento de que se ha violado, o que se es capaz de violar, una

norma moral. La culpa se encuentra implicada en una evaluación negativa de un comportamiento específico (Tangney *et al.*, 2007), enfoque interpersonal (Baumeister *et al.*, 1994) donde esta variable es descrita como una emoción social vinculada a las relaciones comunitarias. Es una emoción muy arraigada en dos reacciones afectivas básicas: la activación empática y la ansiedad ante el rechazo de los demás, fenómeno que según que Baumeister *et al.* (1994) puede aliviar el malestar producido por la falta de equilibrio en los estados emocionales que resultan de los intercambios sociales. Asimismo, la culpa tiene efectos pro-sociales, ya que motiva a la gente a hacer las paces con los demás, mientras que los niveles excesivos o inapropiados de culpa pueden producir una experiencia disfuncional y destructiva y, en algunos casos, la manifestación de efectos psicológicos y síntomas de somatización (Pineles *et al.*, 2006).

Según el Cuestionario de Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT; Gil-Monte y Olivares, 2011; Gil-Monte *et al.*, 2013) las puntuaciones bajas en Ilusión por el trabajo, junto con altas puntuaciones en Desgaste psíquico e Indolencia, indican altos niveles de burnout. En el modelo teórico que subyace al CESQT, se describen dos patrones en el desarrollo del burnout. En tanto, las actitudes y comportamientos de indolencia pueden ser vistos como una estrategia utilizada para hacer frente a la sintomatología cognitiva (es decir, disminución de Ilusión por el trabajo) y emocional (es decir, Desgaste psíquico). Sin embargo, mientras que para algunos profesionales esta estrategia de afrontamiento les permite manejar los niveles de tensión (perfil 1), otros de forma paralela desarrollan sentimientos de culpa, lo que genera la manifestación más grave del burnout, por sus importantes trastornos relacionados con la salud (perfil 2) (Gil-Monte, 2012).

El CESQT ha sido utilizado en diferentes estudios con muestras de personal de servicios, proporcionando resultados que se ajustaron a la estructura teórica original de cuatro factores propuesta por el autor (Carlotto *et al.*, 2015; Gil-Monte y Manzano-García, 2015; Misiołek *et al.*, 2017). El CESQT ofrece algunas ventajas frente a otros instrumentos existentes (Gil-Monte y Olivares 2011, Gil-Monte 2012, Gil-Monte y Figueiredo-Ferraz, 2013) y entre las más importantes cabe destacar: a) parte desde un modelo teórico previo al modelo psicométrico; b) si bien algunas dimensiones son similares a las del MBI-HSS, añade la culpa como un síntoma que permite establecer distintos perfiles en la evolución del burnout; c) supera las insuficiencias psicométricas

de otros instrumentos; y d) contempla de forma más cercana, los aspectos socioculturales latinoamericanos.

En síntesis, se hace especialmente necesario un adecuado diagnóstico y un mayor conocimiento de la prevalencia e incidencia del burnout en los distintos contextos culturales y en los diferentes colectivos profesionales, que apunte a enfrentar esta peligrosa afección, lo cual necesariamente precisa de instrumentos de medición válida y fiable que puedan ayudar a detectar este complejo fenómeno.

El objetivo de este estudio fue analizar la validez de constructo y la validez factorial del CESQT, mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) y el uso de modelos de ecuaciones estructurales, en una muestra de trabajadores de servicios de Chile. La hipótesis del estudio es que el modelo de cuatro factores establecido de acuerdo con la estructura descrita ajusta adecuadamente a los datos.

## Metodología

### Participantes

La muestra estuvo formada por 260 trabajadores de servicios de una empresa minera de Chile. Se distribuyeron de manera no aleatoria un total de 546 cuestionarios en 11 diferentes unidades de trabajo de la empresa. Según el género, 169 hombres (65%) y 91 mujeres (35%). La media de edad de los participantes en el estudio ha sido de 45,8 años (desviación típica=  $\pm 10,7$ ). La media de antigüedad en la profesión de los participantes en el estudio ha sido de  $19 \pm 11,2$  años. Las medias de antigüedad en la organización y en el puesto de los participantes en el estudio fue de 15 años  $\pm 11,2$  y de 6,8 años  $\pm 7,2$  respectivamente.

### Instrumento

Los datos se recogieron mediante el Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT), instrumento formado por 20 ítems que se valoran con una escala Likert de 5 grados, que va de 0 ('nunca') a 4 ('muy frecuentemente: todos los días'). Este instrumento posee cuatro dimensiones: 1. *Ilusión por el trabajo* ( $\alpha = 0,90$ ;  $IC_{95\%} = 0,88-0,92$ ); esta dimensión está formada por 5 ítems, por ejemplo: 'Me siento ilusionado por mi trabajo', y se refiere al deseo de alcanzar metas laborales percibidas como fuente de placer y realización personal. Las bajas puntuaciones indicarían altos niveles de burnout. 2. *Desgaste psíquico* ( $\alpha = 0,86$ ;  $0,83-0,89$ ); dimensión compuesta por 4

ítems, por ejemplo: 'Me siento cansado(a) emocionalmente en mi trabajo', que evalúa el agotamiento emocional y físico causado por el trato continuo con personas que presentan o causan problemas. Supone el fracaso de los recursos afectivos del individuo. 3. *Indolencia* ( $\alpha = 0,66$ ;  $0,60-0,72$ ); dimensión formada por 6 ítems, por ejemplo: 'Creo que muchos clientes son insoportables', que valora las actitudes negativas tales como insensibilidad, indiferencia, cinismo, etc., hacia el trabajo y hacia los clientes de la organización. 4. *Culpa* ( $\alpha = 0,60$ ;  $0,53-0,68$ ); que incorpora 5 ítems, por ejemplo: 'Me preocupa el trato dado a algunas personas en el trabajo', que se refiere a los sentimientos de culpa desarrollados por los trabajadores vinculados a la creencia de que no tienen un comportamiento positivo y adecuado en su trabajo, y por la falta de éxito profesional.

### Procedimiento

Para la recolección de datos se tomó contacto primero con la Dirección General de la empresa, a la que se expuso el objetivo del estudio con el fin de obtener la autorización y el apoyo necesario para la aplicación de los instrumentos. Este estudio fue aprobado por el Comité de Ética del Consejo Nacional de Seguridad de Chile, que verificó la rigurosidad y calidad de la investigación desde el punto de vista de su idoneidad y viabilidad ética. Los participantes fueron seleccionados de forma no aleatoria. Todos ellos respondieron el cuestionario de manera voluntaria y anónima, tras la lectura y aceptación de un protocolo denominado 'consentimiento informado'. Los cuestionarios se aplicaron en las unidades laborales colaboradoras previa aceptación de los jefes de cada unidad, respondiéndose de forma electrónica en las jornadas de trabajo.

### Análisis de los datos

Se analizó el grado de ajuste de los modelos con los datos de la muestra, a través de tres modelos competitivos. El primero asume la existencia de un gran factor que agrupa a todas las dimensiones (Figura 1, Modelo 0); el segundo modelo identifica la presencia de factores de primer orden; es decir, incluye las dimensiones del CESQT (Figura 2, Modelo 1), y el tercer modelo representa la estructura teórica del instrumento (Figura 3, Modelo 2). El análisis de los datos se realizó mediante el programa estadístico MPLUS 6.11. El método de estimación fue *mean and variance-adjusted weighted least-squares method* (WLSMV), concordante a la escala Likert de res-

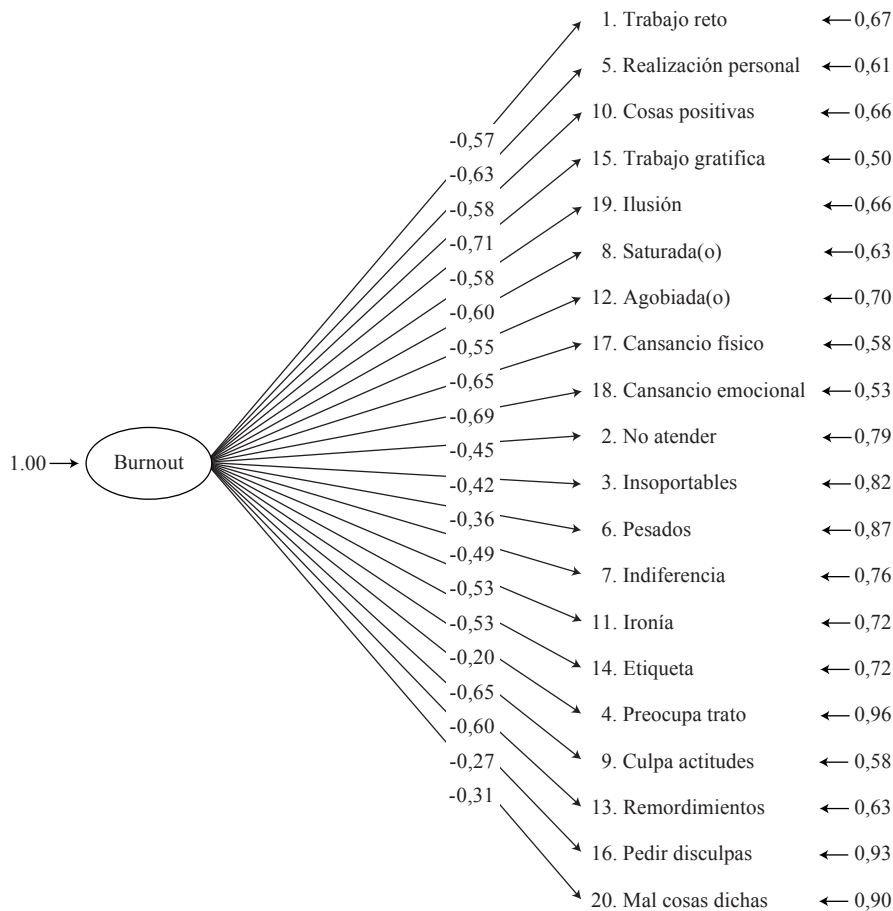


Figura 1. Modelo general (modelo 0).  
Chi-Square= 1256,93, df= 170, P-value= 0,00000, RMSEA= 0,157.

puesta de los ítems. Para valorar el ajuste global de los modelos, se consideraron los índices *goodness of fit index* (GFI), que mide la cantidad relativa de varianza explicada por los modelos; el *non-normed fit index* (NNFI), que es un indicador del ajuste relativo de los modelos; y el *comparative fit index* (CFI), que indica el grado de ajuste de los modelos cuando se comparan con un modelo nulo. Para estos índices, valores >0,90 se consideran indicadores de un ajuste aceptable de los modelos (Hoyle, 1995). El *root mean square error of approximation* (RMSEA) estima la cantidad global de error existente en los modelos. Valores entre 0,06 y 0,08 indican un ajuste adecuado de los modelos (Hair et al., 1995). El *parsimony normed fit index* (PNFI) evalúa el grado de complejidad de los modelos; valores >0,50 se consideran adecuados cuando los índices de ajuste (GFI, NNFI) presentan valores >0,90 (Byrne, 1998).

## Resultados

Los resultados estadísticos de las dimensiones exploradas se presentan en la Tabla I, donde la media más

elevada corresponde a la subescala de Ilusión por el trabajo (M= 2,85) y la más baja a la subescala de Indolencia (M= 0,60). La mayoría de las correlaciones entre las subescalas del CESQT resultaron significativas para  $p < 0,001$ , a excepción de la correlación entre Ilusión por el trabajo y Culpa (-0,10) que no fue significativa. La correlación más intensa se estableció entre Indolencia y Culpa (0,47), seguida por la correlación entre Ilusión por el trabajo y Desgaste psíquico (-0,37) y Desgaste psíquico e Indolencia (0,35). Los resultados estadísticos de los ítems se presentan en la Tabla I, donde las medias más elevadas son las obtenidas por Ilusión por el trabajo (ítem 1, 5, 10, 15 y 19 respectivamente). Las medias más bajas se obtuvieron para el ítem 6 de Indolencia, y el ítem 20 (M= 0,15) y el ítem 20 (M= 0,23) de Culpa. En la mayoría de los ítems la homogeneidad corregida alcanzó valores >0,40, siendo la excepción el ítem 6 (Hc= 0,15), el ítem 20 (Hc= 0,23) y el ítem 4 (Hc= 0,34). Los ítems contribuyeron a aumentar la consistencia interna de las subescalas de la que forman parte, pues su eliminación disminuye el valor alfa de Cronbach de la subescala. La

única excepción fue el ítem 6 de Indolencia ( $\alpha = 0,66$  a  $\alpha = 0,67$ ). Con respecto a los valores de asimetría, de los 20 ítems que forman el cuestionario, ocho excedieron ligeramente el intervalo de asimetría de  $\pm 1$ , siendo este valor más elevado para el ítem 6 (As= 4,86) y para el ítem 7 (As= 1,64).

## Estructura factorial del instrumento

El primer modelo (modelo 0 o modelo nulo; Figura 1) consideró que todos los ítems correlacionan en un gran factor y que los errores no están correlacionados, tal como se aprecia en la Tabla II, donde los datos muestran que este modelo presenta un débil ajuste para el instrumento (RMSEA= 0,16; CFI= 0,79). Al incorporar al modelo los factores de primer orden (modelo 1; Figura 2; Tabla II), el ajuste de los modelos mejora sustantivamente (RMSEA= 0,036; CFI= 0,96). La cantidad relativa de varianza explicada por el modelo fue buena (GFI). El ajuste del modelo resultó apropiado al considerar el error de aproximación a los valores de la matriz de covarianza de la población (RMSEA), y también según los índices de ajuste relativo del modelo (NNFI y CFI). Finalmente, en el tercer modelo (modelo 2; Figura 3; Tabla II) los factores de primer orden fueron desagregados en todos sus componentes. Al contrastarlo con los modelos anteriores, este tercer modelo muestra un buen ajuste de los datos con la estructura propuesta (RMSEA= 0,036; CFI= 0,99) cumpliendo con los criterios para un modelo bien ajustado según los criterios de Hu y Bentler (1995) en que se debe obtener  $CFI > 0,95$  y  $RMSEA < 0,06$ .

Una vez comprobado que el ajuste del modelo es adecuado se analizaron las cargas factoriales que resultaron significativas con valores altos. Los parámetros más bajos se obtuvieron en los ítem 4 y 20 de la escala de Culpa, con valores de 0,37 y 0,39 respectivamente, siendo otro ítem bajo el 6 de la escala de Indolencia, que alcanzó un valor de 0,45. Los ítems con mayor peso factorial fueron el ítem 15 en el factor Ilusión por el trabajo (0,97), el ítem 5 (0,86) y 18 (0,86) en Desgaste psíquico. De acuerdo con los resultados se puede concluir que el modelo de ecuaciones estructurales presentó un ajuste global adecuado a los datos observados, confirmando la hipótesis planteada.

## Discusión

La hipótesis del estudio se confirma, ya que la estructura factorial encontrada verifica la estructura de cuatro factores propuesta para el CESQT (Gil-Monte, 2012). Los resultados indican que las propiedades psicométricas del cuestionario son



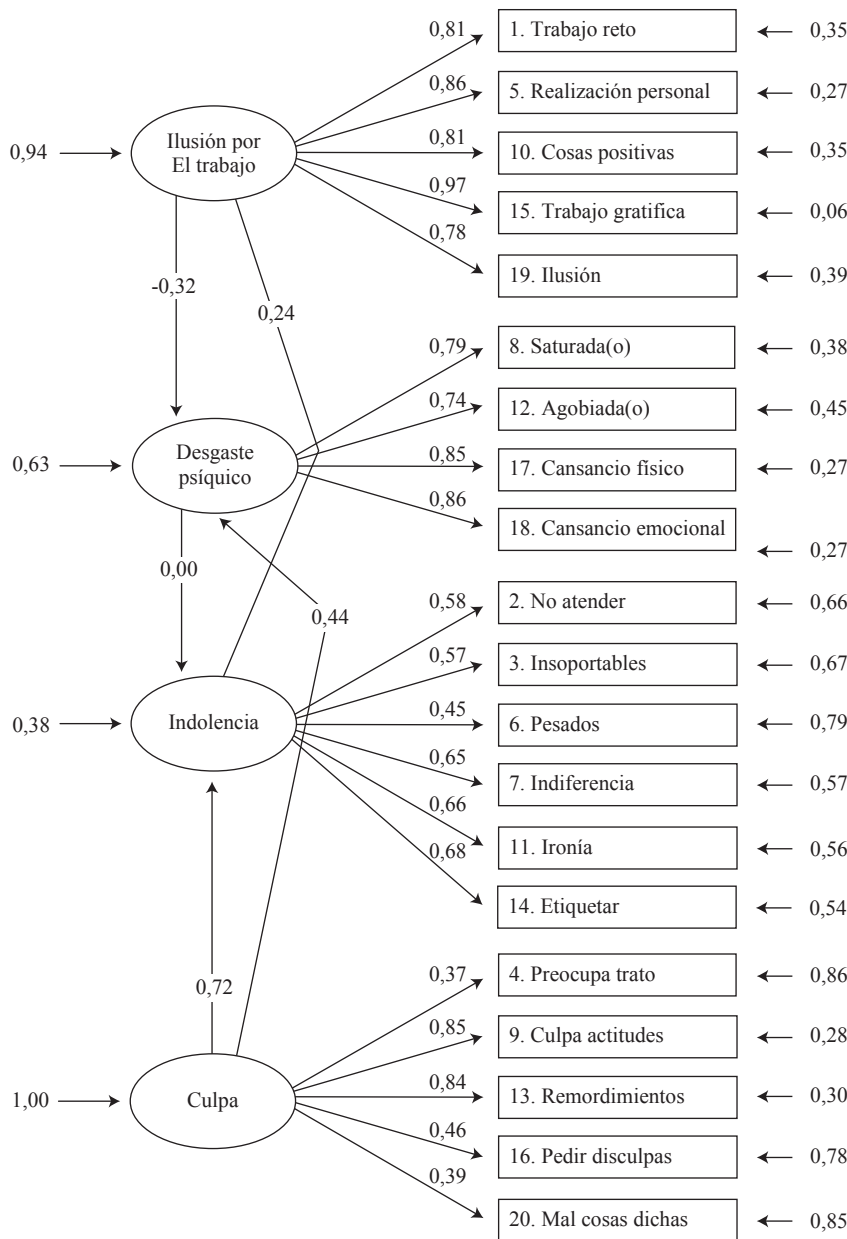


Figura 2. Modelo dimensiones (modelo 1).  
Chi-Square= 1256,93, df= 170, P-value= 0,00000, RMSEA= 0,157.

adecuadas para la muestra del estudio. Las medias más elevadas son las obtenidas por las subescalas de Ilusión por el trabajo (ítems 10, 1, 15, 5 y 19). Estos hallazgos son similares a los encontrados en estudios previos que han utilizado el CESQT en muestras de Brasil (Carlotto *et al.*, 2015), Portugal (Figueiredo-Ferraz *et al.*, 2014), México (Gil-Monte *et al.*, 2013), España (Gil-Monte y Manzano-García, 2015) y Chile (Gil-Monte y Olivares, 2011).

Los resultados obtenidos para los ítems del CESQT permiten concluir que presentan una calidad psicométrica adecuada con relación a las subescalas de las que forman parte. Sus correlaciones con las subescalas son adecuadas; no

obstante, hay tres ítems que por presentar valores atípicos con relación al resto de los elementos de la escala merecen un comentario. En la escala de Indolencia, el ítem 6 (M= 0,12; 'Creo que los familiares de las personas de mi trabajo son unos pesados') presentó en la media el valor más bajo de los 20 elementos del cuestionario. Este resultado es similar al obtenido en una muestra mexicana de profesores (Gil-Monte y Mercado, 2010). Cabe destacar que el valor de asimetría (As = 4,86) se presentan fuera del intervalo  $\pm 1$  (George y Mallery, 2003), de manera que la desviación es susceptible de ser interpretada como que este ítem no presenta una distribución normal, algo no observado en los estudios previos

revisados (Figueiredo-Ferraz *et al.*, 2014; Carlotto *et al.*, 2015; Gil-Monte y Manzano-García, 2015). Este ítem también presentó una relación ítem-factor relativamente baja ( $\lambda = 0,29$ ) con relación al resto de elementos del cuestionario, que presentaron valores  $> 0,40$ . Este resultado es similar al obtenido en muestras de profesores mexicanos (Gil-Monte y Mercado, 2010; Gil-Monte y Noyola, 2011). Por otra parte, la eliminación del ítem 6 de la subescala de Indolencia mejora la consistencia interna.

Estos resultados llevan a concluir que el ítem 6 no se ajusta a las características de la muestra, muy probablemente porque los trabajadores estudiados no tenían contacto con los familiares de las personas que atendían, lo cual ha podido afectar a los resultados de este ítem en forma particular. Por otro lado, el ítem 7 incluido en la subescala de Indolencia y el ítem 16 de Culpa, han presentado bajas medias y valores de asimetría (As= 1,64 e 1,49 respectivamente), fuera del intervalo  $\pm 1$ . Es de hacer notar que los valores del ítem 7 son equiparables a los encontrados por Gil-Monte y Manzano-García (2015) en una muestra de trabajadores de enfermería, donde la asimetría quedaba fuera del criterio establecido de normalidad (As= 1,29), al igual que en el estudio de Gil-Monte y Figueiredo-Ferraz (2013) de As= 1,37 en una muestra de servicios de discapacidad intelectual.

Respecto a los valores de asimetría de los ítems de las subescalas de Indolencia y Culpa, si bien ocho de ellos presentan valores fuera del intervalo  $\pm 1$ , el exceso en general es mínimo y aceptable, de manera que la desviación no es susceptible de ser interpretada como que esos ítems no presentan una distribución normal. Cabe destacar que sólo el ítem 6 presenta valores que exceden los criterios de normalidad, no ajustándose en consecuencia a ella. Para muestras grandes ( $n > 200$ ), valores del estadístico de asimetría fuera del intervalo  $\pm 1$ , no indican necesariamente falta de ajuste del ítem a una distribución normal. Si bien es cierto que de manera general se concluye sobre la norma de este intervalo, existen varios estudios y manuales que consideran aceptables valores fuera de él. Por ejemplo, Miles y Shevlin (2001) señalan que si el valor de asimetría es  $> 1$  pero  $< 2$ , el valor es probablemente adecuado y añaden que cuanto mayor es el tamaño de la muestra menos importante es la desviación de la normalidad.

Por otra parte, el ítem 4 incluido en la escala de Culpa presentó la media más elevada de los ítems que forman esta subescala. En estudios previos, la media de este ítem ha sido similar, tanto con el instrumento aplicado en castellano (Gil-Monte y Manzano-García, 2015) como en

TABLA I  
DESCRIPTIVOS Y MATRIZ DE CORRELACIONES DE PEARSON  
ENTRE LAS DIMENSIONES DEL CESQT

| Dimensiones               | M           | Dt   | A                      | As    | 1         | 2       | 3             | 4 |
|---------------------------|-------------|------|------------------------|-------|-----------|---------|---------------|---|
| 1. Ilusión por el trabajo | 2,85        | 0,83 | 0,90                   | -0,72 | 1         |         |               |   |
| 2. Desgaste psíquico      | 1,44        | 0,89 | 0,86                   | 0,55  | -0,37***  | 1       |               |   |
| 3. Indolencia             | 0,60        | 0,46 | 0,66                   | 0,62  | -0,25***  | 0,35*** | 1             |   |
| 4. Culpa                  | 0,75        | 0,51 | 0,60                   | 0,56  | -0,10     | 0,28*** | 0,47***       | 1 |
| Subescala Ítem            | M (dt)      |      | Homogeneidad corregida |       | Asimetría |         | Alfa sin ítem |   |
| Ilusión por el trabajo    |             |      |                        |       |           |         |               |   |
| 1                         | 2,95 (0,89) |      | 0,74                   |       | -0,52     |         | 0,87          |   |
| 5                         | 2,90 (1,06) |      | 0,76                   |       | -0,83     |         | 0,87          |   |
| 10                        | 3,02 (0,88) |      | 0,73                   |       | -0,80     |         | 0,88          |   |
| 15                        | 2,94 (0,96) |      | 0,83                   |       | -0,68     |         | 0,85          |   |
| 19                        | 2,47 (1,10) |      | 0,69                   |       | -0,55     |         | 0,89          |   |
| Desgaste psíquico         |             |      |                        |       |           |         |               |   |
| 8                         | 1,53 (1,08) |      | 0,70                   |       | 0,31      |         | 0,82          |   |
| 12                        | 1,27 (1,01) |      | 0,72                   |       | 0,56      |         | 0,81          |   |
| 17                        | 1,63 (1,03) |      | 0,75                   |       | 0,33      |         | 0,80          |   |
| 18                        | 1,35 (1,12) |      | 0,64                   |       | 0,57      |         | 0,84          |   |
| Indolencia                |             |      |                        |       |           |         |               |   |
| 2                         | 0,83 (0,84) |      | 0,42                   |       | 0,94      |         | 0,60          |   |
| 3                         | 0,69 (0,77) |      | 0,41                   |       | 1,25      |         | 0,61          |   |
| 6                         | 0,12 (0,42) |      | 0,15                   |       | 4,86      |         | 0,67          |   |
| 7                         | 0,53 (0,73) |      | 0,40                   |       | 1,64      |         | 0,61          |   |
| 11                        | 0,52 (0,76) |      | 0,45                   |       | 1,31      |         | 0,59          |   |
| 14                        | 0,95 (0,92) |      | 0,47                   |       | 0,92      |         | 0,58          |   |
| Culpa                     |             |      |                        |       |           |         |               |   |
| 4                         | 1,07 (1,15) |      | 0,34                   |       | 1,21      |         | 0,59          |   |
| 9                         | 0,78 (0,71) |      | 0,41                   |       | 0,86      |         | 0,52          |   |
| 13                        | 0,47 (0,62) |      | 0,42                   |       | 1,06      |         | 0,53          |   |
| 16                        | 0,73 (0,79) |      | 0,46                   |       | 1,49      |         | 0,49          |   |
| 20                        | 0,73 (0,71) |      | 0,23                   |       | 1,03      |         | 0,60          |   |

n= 260 profesionales de servicios y estadísticos descriptivos para los ítems del CESQT.  
\*\*\* p<0,001. El número del ítem corresponde a su posición en el cuestionario.

TABLA II  
ÍNDICES DE AJUSTE GLOBAL PARA DE TRES MODELOS  
ESTRUCTURALES COMPETITIVOS

| Índices de ajuste           | Modelo 0           | Modelo 1           | Modelo 2           |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Instrumento CESQT           |                    |                    |                    |
| RMSEA (90% IC)              | 0,16 (0,077-0,082) | 0,036(0,022-0,048) | 0,036 (0,21-0,048) |
| CFI (Comparative fit index) | 0,79               | 0,96               | 0,99               |
| GFI                         | 0,85               | 0,96               | 0,96               |
| NNFI                        | 0,76               | 0,96               | 0,99               |
| CAIC MODEL                  | 1336,93            | 310,32             | 312,71             |
| ECVI                        | 5,16               | 1,20               | 1,21               |

GFI: *goodness of fit index*, RMSEA: *root mean square error of approximation*, NNFI: *non-normed fit index*, CFI: *comparative fit index*, ECVI: *expected cross validation index*.

portugués (Figueiredo-Ferraz *et al.*, 2014). Este resultado puede estar justificado porque la redacción del ítem no hace una alusión tan explícita a los sentimientos de culpa como el resto de los ítems de la subescala. No obstante, los resultados obtenidos mediante AFC y AFE, así como los valores de consistencia interna obtenidos para la escala de Culpa en estudios previos, indican que el ítem 4 contribuye significativamente a la varianza de la subescala.

Respecto a la fiabilidad de las subescalas del CESQT, dos de las cuatro subescalas del cuestionario (Ilusión

por el trabajo y Desgaste psíquico) alcanzaron valores de fiabilidad alfa de Cronbach adecuados (>0,70; Nunnally, 1978), lo que confiere validez interna a estas dimensiones del CESQT. Este resultado replica los obtenidos en un estudio previo efectuado en Chile con trabajadores de atención a público (Olivares y Gil-Monte, 2007). Sin embargo, las subescalas de Indolencia ( $\alpha= 0,66$ ) y Culpa ( $\alpha= 0,60$ ), no alcanzan valores de fiabilidad >0,70.

Cabe señalar que en este estudio el valor alfa de Cronbach de la subescala de Indolencia es igual al repor-

tado por Gil-Monte *et al.* (2005) de  $\alpha= 0,66$  y similar al señalado por Gil-Monte y Mercado (2009), de  $\alpha= 0,67$ . En dichas investigaciones se concluye que si bien los valores de la subescala no se ajustan al criterio establecido (Nunnally, 1978), dichos valores permiten afirmar la existencia de adecuados niveles de consistencia interna de la subescala, pues la eliminación de cualquiera de los ítems no supone un incremento en el alfa de Cronbach de la subescala de la que forman parte. Esta es una situación similar a la expuesta en este estudio, con excepción del ítem 6. Por su parte el valor alfa de Cronbach de la subescala de Culpa no se asemeja a los valores expuestos en los estudios previos revisados, en su generalidad son superiores a 0,70. Esto pudiese señalar que las características de la muestra de servicios estudiada probablemente han afectado los resultados de esta subescala de forma particular.

Por otra parte, todas las relaciones entre las dimensiones del CESQT resultaron significativas, como era de esperar, de acuerdo a las definiciones de las dimensiones del CESQT y hallazgos similares recabados en estudios previos (Gil-Monte *et al.*, 2010; Gil-Monte y Olivares, 2011; Carlotto *et al.*, 2015; Gil-Monte y Manzano-García, 2015).

Los resultados confirman la estructura factorial hipotetizada. El ajuste del modelo 2 fue bueno según el GFI, y aceptable según los índices de incremento NFI y CFI, que presentaron valores superiores al umbral recomendado para aceptar el ajuste de un modelo de AFC (Hoyle, 1995). También fue bueno el ajuste del modelo al considerar los residuales, pues el valor del índice RMSEA fue <0,80 (Hair *et al.*, 2000), e incluso resultó inferior al umbral más restrictivo de 0,06 recomendado por Hu y Bentler (1999). Este resultado contribuye a la validez factorial transnacional del cuestionario, que ya ha presentado una estructura factorial adecuada en estudios previos realizados mediante AFC con muestras de Brasil (Gil-Monte *et al.*, 2010; Carlotto *et al.*, 2015), España (Gil-Monte y Manzano-García, 2015), México (Gil-Monte *et al.*, 2013), Portugal (Figueiredo-Ferraz *et al.*, 2014), Polonia (Misiólek *et al.*, 2016) y Chile (Gil-Monte y Olivares, 2011).

Una limitación del estudio es que la muestra estuvo compuesta en su mayor parte por hombres, lo que ha podido afectar los resultados. Por ello, es recomendable que en futuras investigaciones se amplíen las muestras, y se desarrollen trabajos comparativos considerando algunas variables de corte sociodemográfico que influyen significativamente en el burnout, como el sexo o la nacionalidad. A mediados de la década de los 80, Sara-

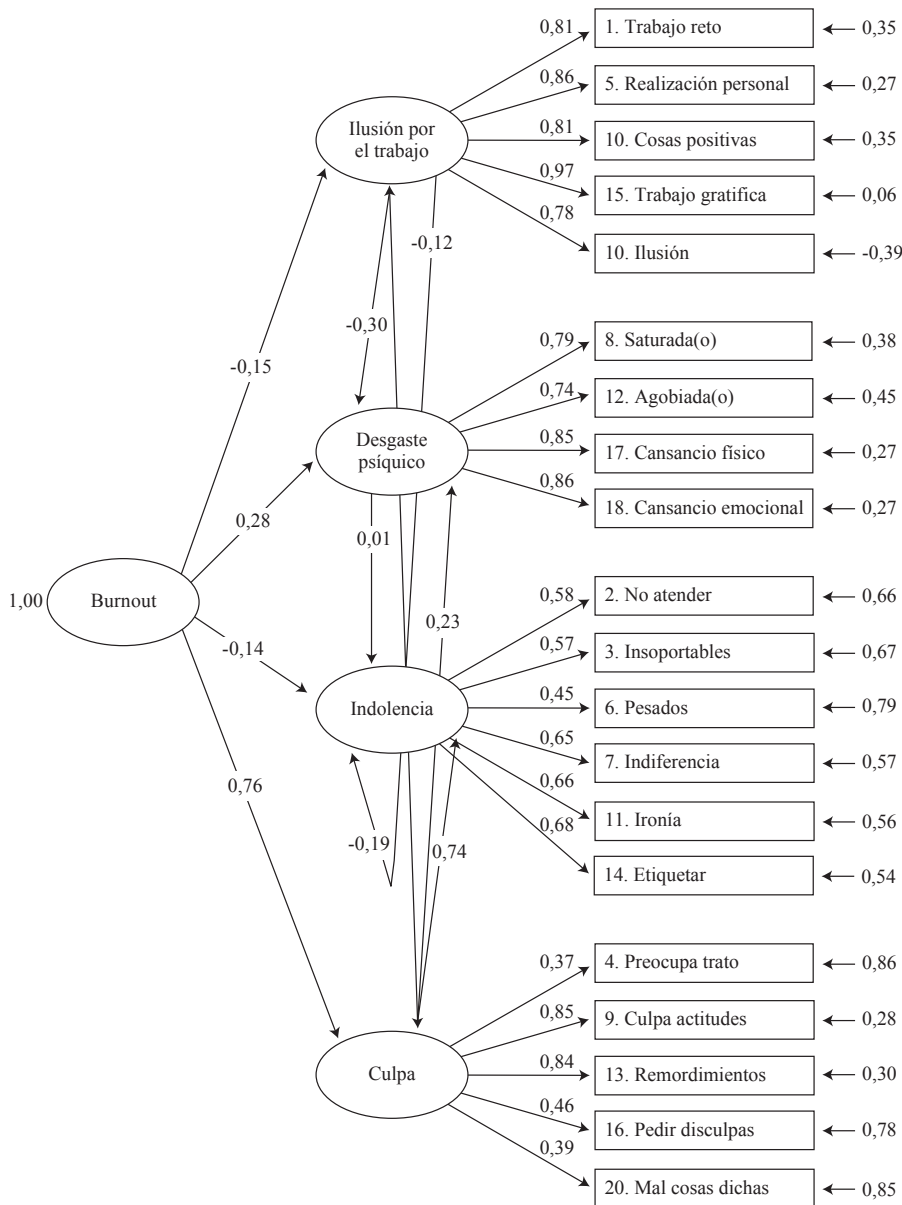


Figura 3. Modelo completo de dos etapas (modelo 2).  
Chi-Square= 212,71, df= 160, P-value= 0,00336, RMSEA= 0,036.

son (1985) señaló que los valores sociales, las condiciones económicas y los momentos históricos son elementos decisivos para explicar los procesos de generación del burnout, pues este fenómeno es un complejo de características psicológicas que reflejan las estructuras amplias de una determinada sociedad. Más recientemente, Moreno-Jiménez *et al.* (2003) consideran que el burnout no debería pensarse principalmente en términos de procesos intrapsíquicos, sino de prácticas sociales, es decir en términos culturales, económicos y políticos. Con base en los resultados del estudio se puede concluir que el CESQT resulta un instrumento fiable y válido para evaluar el síndrome en profesionales chilenos de servicios.

## REFERENCIAS

Baumeister RF, Stillwell AM, Heatherton TF (1994) Guilt: An interpersonal approach. *Psychol. Bull.* 115: 243-267.

Byrne BM (1998) *Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Erlbaum. Mahwah, NJ, EEUU. 412 pp.

Carlotto MS, Gil-Monte PR, Figueiredo-Ferraz H (2015) Factor analysis of the Spanish Burnout Inventory among public administration employees. *Jap. Psychol. Res.* 57: 155-165.

Carr C, Pudelko M (2006) Convergence of national practices in strategy, finance and HRM between the USA, Japan and Germany. *Int. J. Cross Cult. Manag.* 6: 75-100.

Chang M (2009). An appraisal perspective of teacher burnout: Examining the emotional work of teachers. *Educ. Psychol. Rev.* 21: 193-218.

Chao SF, McCallion P, Nickle T (2011) Factorial validity and consistency of the Maslach Burnout Inventory among staff working with persons with intellectual disability and dementia. *J. Intell. Disabil. Res.* 55: 529-536.

Demerouti E, Bakker AB, Vardakou I, Kantas A (2003) The convergent validity of two burnout instruments: A multitrait-multimethod analysis. *Eur. J. Psychol. Assess.* 19: 1223.

Eagly AH, Chaiken S (1993) *The Psychology of Attitudes*. Harcourt. Texas, EEUU. 794 pp.

Figueiredo-Ferraz H, Gil-Monte PR, Queirós C, Passos F (2014) Validação factorial do "Spanish Burnout Inventory" em polícias portuguesas. *Psicol. Reflex. Crit.* 27: 209-217.

George D, Mallery M (2010) *Using SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference*. Pearson. Boston, MA, EEUU. 386 pp.

Gil-Monte PR (2005) *El Síndrome de Quemarse por el Trabajo ("Burnout")*. Una Enfermedad Laboral en la Sociedad del Bienestar. Pirámide. Madrid, España. 192 pp.

Gil-Monte PR (2012) Influence of guilt on the relationship between burnout and depression. *Eur. Psychol.* 17: 231-236.

Gil-Monte PR, Figueiredo-Ferraz H (2013) Psychometric properties of the "Spanish Burnout Inventory" among employees working with people with intellectual disability. *J. Intell. Disabil. Res.* 57: 959-968.

Gil-Monte PR, Manzano-García G (2015) Psychometric properties of the Spanish Burnout Inventory among staff nurses. *J. Psychiatr. Ment. Health Nurs.* 22: 756-763.

Gil-Monte P, Noyola-Cortés VS (2011) Estructura factorial del cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo en maestros mexicanos de educación primaria. *Rev. Mex. Psicol.* 28: 75-84.

Gil-Monte PR, Olivares V (2011) Psychometric properties of the "Spanish Burnout Inventory" in Chilean professionals working to physical disabled people. *Sp. J. Psychol.* 14: 441-451.

Gil-Monte P, Carretero N, Roldán MD (2005) Algunos procesos psicosociales sobre el síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en profesionales de enfermería. *Ansiedad y Estrés* 11: 281-291.

Gil-Monte PR, Carlotto MS, Câmara SG (2010) Validation of the Brazilian version of the "Spanish Burnout Inventory" in teachers. *Rev. Saúde Pública.* 44: 140-147.

Gil-Monte PR, Figueiredo-Ferraz, H, Valdez Bonilla H (2013) Factor analysis of the Spanish Burnout Inventory among Mexican prison employees. *Can. J. Behav. Sci.* 45: 96-104.

Hair JH, Anderson RE, Tatham RL, Black WC (1995) *Multivariate Data Analysis with Readings*. 4<sup>th</sup> ed. Prentice-Hall. Upper Saddle River, NJ, EEUU. 745 pp.

Halbesleben JRB, Buckley MR (2004) Burnout in organizational life. *J. Manag.* 30: 859-879.

Halbesleben JRB, Demerouti E (2005) The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translation of the Oldenburg Burnout Inventory. *Work Stress* 19: 208-220.

Hoyle RH (1995) The structural equation modeling approach: basic concepts and fundamental issues. En Hoyle RD (Ed.) *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications*. Sage. Thousand Oaks, CA, EEUU. pp. 1-15.

Hu LT, Bentler PM (1999) Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct. Eq. Model.* 6: 1-55.



- Jamal M (2005) Burnout among Canadian and Chinese employees: A cross-cultural study. *Eur. Manag. Rev.* 2: 224-230.
- Jawahar IM, Stone, TH, Kisamore JL (2007) Role conflict and burnout: the direct and moderating effects of political skill and perceived organizational support on burnout dimensions. *Int. J. Stress Manag.* 14: 142-159.
- Kokkinos, CM (2006) Factor structure and psychometric properties of the Maslach Burnout Inventory Educators Survey among elementary and secondary school teachers in Cyprus. *Stress Health* 22: 25-33.
- Kortum E (2007) Work-related stress and psychosocial risks: Trends in developing and newly industrialized countries. *Global Occupat. Health New. Newslett. Spec. Iss.* (July). Ginebra, Suiza. pp. 3-6.
- Kristensen TS, Borritz M, Villadsen E, Christensen KB (2005) The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work Stress* 19: 192-207.
- Lundgren-Nilsson Å, Jonsdottir IH, Pallant J, Ahlberg G (2012) Internal construct validity of the Shirom-Melamed Burnout Questionnaire (SMBQ). *BMC Public Health* 12: 1-8.
- Maslach C (2003) Job Burnout: New directions in research and intervention. *Curr. Dir. Psychol. Sci.* 12: 189-192.
- Maslach C, Jackson SE (1982) Burnout in health professions: A social psychological analysis. En Sanders G, Suls J (Eds) *Social Psychology of Health and Health and Illness*. Erlbaum. Hillsdale, NJ, EEUU. pp. 227-251.
- Maslach C, Jackson SE (1986) *Maslach Burnout Inventory Manual* (2ª ed.) Consulting Psychologists Press. Palo Alto, CA, EEUU.
- Maslach C, Schaufeli WB, Leiter MP (2001) Job burnout. *Annu. Rev. Psychol.* 52: 397-422.
- Mercado-Salgado P, Gil-Monte PR (2010) Influencia del compromiso organizacional en la relación entre conflictos interpersonales y el síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en profesionales de servicios (salud y educación). *Innovar* 20: 161-174.
- Miles J, Shevlin M (2005) *Applying Regression and Correlation: A Guide for Students and Researchers*. Sage. Londres, RU, 255 pp.
- Misiolek A, Gil-Monte PR, Misiolek H. (2017) Prevalence of burnout in Polish anesthesiologists and anesthetist nursing professionals: A comparative non-randomized cross-sectional study. *J. Health Psychol.* 22: 465-474.
- Moreno-Jiménez B, Garrosa E, Benevides-Pereira AM, Gálvez M (2003) Estudios transculturales del burnout: los estudios transculturales Brasil-España. *Rev. Col. Psicol.* 12: 9-18.
- Nunnally NC (1978) *Psychometric Theory*. McGraw Hill. New York, EEUU. 701 pp.
- Olivares V, Gil-Monte PR (2007) Prevalencia del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (burnout) en trabajadores de servicios en Chile. *Inf. Psicol.* 91/92: 43-52.
- Pineles SL, Street AE, Koenen KC (2006) The differential relationships of shameproneness and guiltproneness to psychological and somatization symptoms. *J. Consult. Clin. Psychol.*, 25: 688-704.
- Poghosyan L, Aiken LH, Sloane DM (2009) Factor structure of the Maslach burnout inventory: An analysis of data from large scale cross-sectional surveys of nurses from eight countries. *Int. J. Nurs. Stud.* 46: 894-902.
- Sarason SB (1985) *Caring and Compassion in Clinical Practice*. Jossey Bass. San Francisco, CA, EEUU. 238 pp.
- Schaufeli WB (2000) Burnout. En Karwowski W (Ed.) *International Encyclopaedia of Ergonomics and Human Factors*. CRC Press. Boca Raton, FL, EEUU. pp. 382-386.
- Suñer-Soler R, Grau-Martín A, Font-Mayolas S, Gras ME, Bertran C, Sullman MJ (2013) Burnout and quality of life among Spanish healthcare personnel. *J. Psychiatr. Mental Health* 20: 305-313.
- Tangney JP, Stuewig J, Mashek DJ (2007) Moral emotions and moral behavior. *Annu. Rev. Psychol.* 58: 345-72.
- Taris TW, Le Blanc PM, Schaufeli WB, Schreurs PJG (2005) Are there causal relationships between the dimensions of the Maslach Burnout Inventory? A review and two longitudinal tests. *Work Stress* 19: 238-255.
- Tops M, Boksem MA, Wijers AA, van Duinen H, Den Boer JA, Meijman TF, Korff J (2007) The psychobiology of burnout: Are there two different syndromes? *Neuropsychobiology* 55: 143-150.
- Wheeler DL, Vassar M, Worley JA, Barnes LLB (2011) A reliability generalization meta-analysis of coefficient alpha for the Maslach Burnout Inventory. *Educ. Psychol. Meas.* 71: 231-244.

## FACTORIAL VALIDITY OF THE SPANISH BURNOUT INVENTORY (SBI) IN A SAMPLE OF SERVICE PROFESSIONALS

Victor Olivares-Faúndez, Pedro Gil-Monte, Rosa Montaña Espinoza, Rosa Barrera Capot, Dailet Fredes Collarte and Hugo Figueiredo-Ferraz

### SUMMARY

At present, the great majority of questionnaires concerning burnout are set in cultural contexts of the English-speaking world, which is often inappropriate to evaluate and understand the development of the phenomenon of burnout in Hispano-American cultural contexts. It is to this end that the Spanish Burnout Inventory (SBI) was developed. The aim of this work was to evaluate the psychometric properties of the SBI. The sample consisted of 260 Chilean mine workers. The instrument is made up of 20 items distributed across four dimensions: Enthusiasm towards the job (5 items), Psychological exhaustion

(4), Indolence (6) and Guilt (5 items). The data were subjected to confirmatory factor analysis in order to evaluate the factorial validity of the SBI; three alternative models were evaluated. The results show that the four-factor model has adequate psychometric properties for the study of burnout in service personnel and adjusted better than the alternate models. The study provides evidence of the adequate psychometric properties of the SBI to assess burnout. The SBI proposes a theoretical explanation for the different burnout profiles, facilitating the diagnosis and treatment in service personnel.

## VALIDADE FATORIAL DO QUESTIONÁRIO PARA A AVALIAÇÃO DA SÍNDROME DE QUEIMAR-SE PELO TRABALHO (SQT) EM PROFISSIONAIS DE SERVIÇOS

Victor Olivares-Faúndez, Pedro Gil-Monte, Rosa Montaña Espinoza, Rosa Barrera Capot, Dailet Fredes Collarte e Hugo Figueiredo-Ferraz

### RESUMO

Hoje em dia e, desde o aparecimento do MBI, existem diversas contribuições científicas alternativas de medida do burnout, no entanto a grande maioria destes questionários nascem em contextos culturais do mundo anglo-saxão, o que resulta amiúde inapropriado para avaliar e compreender o desenvolvimento do fenômeno em contextos culturais hispanoamericanos. Por isto desenvolveu-se o Inventário de Burnout (SBI). O propósito deste trabalho foi avaliar as propriedades psicométricas do SBI. A mostra consistiu em 260 trabalhadores chilenos de serviços mineiros. O instrumento compõe-se de 20 itens distribuídos em quatro dimensões: Ilusão pelo trabalho (5 itens), Desgaste psi-

quico (4), indolência (6) e Culpa (5 itens). Os dados submetem-se a análise fatorial confirmatório para avaliar a validade fatorial do SBI, provaram-se três modelos alternativos. Os resultados demonstram que o modelo de quatro fatores tem propriedades psicométricas adequadas para o estudo do burnout em pessoal de serviços. Este modelo ajustou os dados melhor que os modelos alternativos. O estudo proporciona evidência das propriedades psicométricas adequadas do SBI para avaliar burnout. O SBI propõe uma explicação teórica para os diferentes perfis de burnout, facilitando o diagnóstico e o tratamento em trabalhadores de serviços.