

## ESTRUCTURA FACTORIAL DEL CUESTIONARIO PARA LA EVALUACIÓN DEL SÍNDROME DE QUEMARSE POR EL TRABAJO EN MAESTROS MEXICANOS DE EDUCACIÓN PRIMARIA<sup>1</sup>

FACTOR STRUCTURE OF THE SPANISH BURNOUT INVENTORY AMONG MEXICAN PRIMARY EDUCATION TEACHERS

PEDRO R. GIL-MONTE\*

*Unidad de Investigación Psicosocial de la Conducta Organizacional (UNIPSCO)  
Universidad de Valencia (España)*

VERÓNICA SILVIA NOYOLA CORTÉS

*Universidad Autónoma de Aguascalientes (México)*

**Resumen:** El propósito del estudio fue analizar la estructura factorial del Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT) en una muestra de maestros mexicanos. La muestra estuvo conformada por 659 profesores de escuela primaria pública del municipio capital de Aguascalientes en México. Para estudiar la estructura factorial se utilizó el análisis factorial confirmatorio. El ajuste del modelo factorial hipotetizado de cuatro factores (ilusión por el trabajo, desgaste psíquico, indolencia, y culpa) fue adecuado, por lo que los resultados confirmaron la hipótesis formulada. El coeficiente alfa de Cronbach obtuvo valores adecuados para las cuatro escalas del cuestionario. Se concluye que el CESQT reúne las propiedades psicométricas adecuadas para estimar el síndrome de quemarse por el trabajo en el contexto cultural docente de México.

**Palabras clave:** síndrome de quemarse por el trabajo, CESQT, estrés laboral, análisis factorial confirmatorio, maestros.

**Abstract:** The aim of this study was to analyze the factor structure of the "Spanish Burnout Inventory" (SBI) in a sample of teachers. It consisted of 659 Mexican primary education teachers from Aguascalientes, Mexico. The factor structure was studied by using confirmatory factor analysis. The hypothesized four-factor model -i.e., enthusiasm towards the job, psychological exhaustion, indolence, and guilt- obtained an adequate data fit for the sample, while the internal consistencies of the subscales were satisfactory. Results confirmed the hypothesis formulated. As a whole, results provided evidence on the adequate psychometric properties of SBI for the study of burnout in Mexican education context.

**Keywords:** burnout, Spanish Burnout Inventory, job stress, confirmatory factor analysis, teachers.

En el mundo actual, el estrés se ha vuelto una situación común entre los profesionales resultado de los cambios sociales y en el mundo del trabajo. El estrés crónico en las organizaciones laborales ha derivado en la aparición del síndrome de quemarse por el trabajo (*burnout*, en adelante, *SQT*). Este problema para la salud mental es un proceso que ocurre de forma especial entre los profesionales que trabajan hacia personas, o cuyo objeto de trabajo son personas.

El *SQT* se puede definir como una respuesta al estrés laboral crónico donde el individuo se ve desbordado e impotente para enfrentar las dificultades que el entorno

laboral, especialmente social, le genera, y cuya definición más extendida es la ofrecida por Maslach y Jackson (1981), quienes definieron los síntomas como: *a)* 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, *b)* agotamiento emocional, caracterizado por la experiencia de no poder dar más de sí mismos a nivel afectivo, y *c)* despersonalización, definida como el desarrollo de actitudes y sentimientos negativos hacia las personas destinatarias del trabajo.

Las sociedades actuales forman parte de un mundo cada vez más globalizado. La cultura se ha convertido en

<sup>1</sup> La participación de Pedro R. Gil-Monte fue subvencionada por el proyecto SEJ2006-12095/PSIC del Ministerio de Ciencia e Innovación (MICINN) (Gobierno de España), y fondos FEDER.

\* Dirigir correspondencia a: Pedro R. Gil-Monte. Facultad de Psicología (Dep. Psicología Social); Avda. Blasco Ibáñez, 21; 46010 Valencia (España). Tel.: +34-963864564, Fax: +34-963864668. Correo electrónico: Pedro.Gil-Monte@uv.es

una variable relevante para entender el comportamiento de las personas en los contextos laborales, y las investigaciones transculturales son cada vez más necesarias para ayudar a las personas. Los estudios transculturales realizados desde la psicología han estado monopolizados por estadounidenses, lo que ocasiona cierto grado de etnocentrismo (Bond & Smith, 1996). Tradicionalmente las investigaciones se han centrado en la generalización de teorías supuestamente universales, desestimando como desviación las evidencias e interpretaciones idiosincráticas de otras culturas. El SQT no es un problema que se produzca exclusivamente en los ámbitos laborales de las sociedades del bienestar desarrolladas en el “primer mundo”. Por el contrario, es un problema geográfica y culturalmente más amplio que se extiende a otros países con lenguas y culturas diferentes, de forma que puede hablarse de un problema laboral no sólo transnacional sino transcultural.

Aunque el estudio científico del SQT se inició a mediados de los años setenta del siglo pasado (Freudenberger, 1974), los datos sobre su prevalencia son muy dispares (Melamed, Shirom, Toker, Berliner & Shapira, 2006; Schaufeli & Enzmann, 1998). En gran medida esa disparidad de resultados, que causa confusión, deriva de algunas de las insuficiencias (Kristensen, Borritz, Villadsen & Christensen, 2005), o de la mala aplicación de los instrumentos que con mayor frecuencia se han aplicado (Schaufeli, Bakker, Hoogduin & Kladler, 2001), como el Maslach Burnout Inventory (MBI, Maslach & Jackson, 1981) o el Burnout Measure (BM, Pines & Aronson, 1981). En el caso de Latinoamérica, el estudio del SQT se está desarrollando rápidamente. En Brasil (Batista, Carlotto, Coutinho & Augusto, 2010), Chile (Olivares, Vera & Juarez, 2009) o México (Unda, Sandoval & Gil-Monte, 2007/ 2008) existen algunos estudios sobre su prevalencia, mientras que en otros son inexistentes. Además, en algunos países de ese ámbito geográfico el SQT se ha considerado enfermedad profesional (e.g., Brasil y Argentina) en sentencias judiciales, y en otros (e.g., Chile, México) se está considerando su calificación como tal por parte de órganos gubernamentales.

Los modelos e instrumentos de evaluación psicométrica desarrollados en los contextos culturales del mundo anglosajón podrían resultar insuficientes para evaluar el fenómeno en contextos culturales hispanoamericanos. Parecen existir diferentes perfiles culturales, con diferentes características contextuales, que inducen amplias similitudes y diferencias entre las poblaciones en las que

se realizan los estudios sobre estrés y SQT (Golembiewski, Scherb & Boudreau, 1993). Por este motivo, es importante el desarrollo de instrumentos que recojan las diferencias y matices semánticos de una lengua, más allá de la mera traducción de los instrumentos de origen anglosajón, pues ello redundará en una mejora de la validez de contenido del instrumento, y en estimaciones más fiables.

Llegados a este punto se hace necesario preguntarse ¿en qué grado recogen de manera adecuada el contenido del SQT las adaptaciones de los instrumentos de origen anglosajón?, y ¿las adaptaciones de esos instrumentos en los países latinoamericanos cumplen los requisitos de fiabilidad y validez exigidos para la adaptación de un cuestionario? Los estudios al respecto no son concluyentes, lo que indica que podría ser adecuado desarrollar y validar nuevos instrumentos que superen las insuficiencias teóricas, psicométricas, y culturales de algunos de los instrumentos existentes.

El instrumento psicométrico que con más frecuencia se ha utilizado para evaluar el SQT con una aceptación internacional (Schaufeli, 2007) es el *Maslach Burnout Inventory* (MBI, Maslach & Jackson, 1981). Aunque algunos estudios han concluido que es un instrumento válido y fiable en su adaptación al español (Gil-Monte, 2005), el MBI posee algunas debilidades y problemas que obligan a utilizarlo con precaución, incluidas las adaptaciones al español. Las debilidades más relevantes son: *a)* valores relativamente bajos para la subescala de Despersonalización (Peeters & Rutte, 2005); *b)* una estructura factorial que difiere del modelo ofrecido por el manual (Halbesleben & Demerouti, 2005; Kristensen et al., 2005); *c)* en el manual (Maslach, Jackson & Leiter, 1996) se recomienda eliminar algunos reactivos (12 y 16) debido a los problemas psicométricos que presentan; *d)* falta de validez discriminante con otros conceptos relacionados (e.g. depresión) (Shirom & Ezrachi, 2003); *e)* problemas de validez de contenido (Halbesleben & Demerouti, 2005; Kristensen et al., 2005); y *f)* la creación de modelos teóricos diferentes derivados de las distintas versiones del MBI (MBI-HSS, MBI-GS, Demerouti, Bakker, Vardakou & Kantas, 2003).

Estas insuficiencias, entre otras, han fomentado que en los últimos años se elaboren instrumentos de evaluación alternativos para cubrir esas limitaciones (Demerouti et al., 2003; Kristensen et al., 2005). Es el caso del Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT) (Gil-Monte, Unda & Sandoval, 2009).

El modelo teórico del que parte el CESQT considera que el SQT es una respuesta al estrés laboral crónico relacionada con las relaciones interpersonales problemáticas en el trabajo, y que se desarrolla en individuos que trabajan hacia personas y en contacto con ellas. Se caracteriza por un deterioro cognitivo, consistente en la pérdida de la ilusión por el trabajo, un deterioro emocional o desgaste psíquico, y por actitudes y conductas de indiferencia e indolencia hacia las personas a las que se dirige el trabajo. En algunos individuos también aparecen sentimientos de culpa (Maslach, 1982).

El modelo teórico distingue dos perfiles de individuos en el desarrollo del SQT (Gil-Monte, Carretero, Roldán & Núñez-Román, 2005). El Perfil 1 conduce a la aparición de un conjunto de sentimientos y conductas vinculados al estrés laboral que originan una forma moderada de malestar, pero que no incapacitan al individuo para el ejercicio de su trabajo, aunque podría realizarlo mejor. Este perfil se caracteriza por la presencia de baja ilusión por el trabajo, junto a altos niveles de desgaste psíquico e indolencia, pero los individuos no presentan altos sentimientos de culpa. El Perfil 2 constituye con frecuencia un problema más serio que identificaría a los casos más deteriorados por el desarrollo del SQT. Además de los síntomas anteriores los individuos que desarrollan el Perfil 2 presentan también sentimientos de culpa que pueden incrementar los niveles de absentismo por problemas de salud (Gil-Monte, 2008).

Los cuatro síntomas referidos anteriormente (ilusión por el trabajo, desgaste psíquico, indolencia y culpa) constituyen las cuatro dimensiones del cuestionario, y estructuran el modelo de medida (Martínez, Hernández & Hernández, 2006). Esas dimensiones se definen como sigue: 1. Ilusión por el trabajo. Deseo del individuo de alcanzar las metas laborales porque supone una fuente de placer personal. El individuo percibe su trabajo atractivo, y alcanzar las metas profesionales es fuente de realización personal. Debido a que los reactivos que componen esta dimensión están formulados de manera positiva, bajas puntuaciones en esta dimensión indican altos niveles en el SQT. 2. Desgaste psíquico. 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. Presencia de actitudes de indiferencia y cinismo hacia los usuarios de la organización. Los individuos que puntúan alto en esta dimensión muestran insensibilidad e indiferencia ante los problemas de los

usuarios. 4. Culpa. 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. No se identifica como culpa en forma de rasgo, sino como un estado afectivo relativamente transitorio que refleja las consecuencias psicológicas inmediatas por violar preceptos morales (Kugler & Jones, 1992).

Estudios previos han obtenido apoyo empírico para la estructura de cuatro factores del modelo psicométrico derivado de ese modelo teórico en diferentes países y en diferentes grupos profesionales: *a)* profesionales españoles de atención a personas con discapacidad ( $n = 338$ ) (Gil-Monte et al., 2006), *b)* médicos mexicanos ( $n = 110$ ) (Gil-Monte & Zúñiga-Caballero, 2010), *c)* maestros mexicanos de educación primaria ( $n = 698$ ) (Gil-Monte et al., 2009), *d)* maestros brasileños ( $n = 714$ ) (Gil-Monte, Carlotto & Câmara, 2010), y *e)* maestros portugueses (Gil-Monte & Figueiredo-Ferraz, 2010).

En los estudios realizados en España (Gil-Monte et al., 2006) y en Portugal (Gil-Monte & Figueiredo-Ferraz, 2010), y en el estudio realizado con médicos mexicanos (Gil-Monte & Zúñiga-Caballero, 2010), la relación reactivo-factor más baja se obtuvo para el reactivo 11 que pertenece a la escala de Indolencia ( $\lambda = 0.39$ ,  $\lambda = 0.53$ , y  $\lambda = 0.25$ , respectivamente), mientras que en los estudios realizados con docentes mexicanos (Gil-Monte et al., 2009) y brasileños (Gil-Monte et al., 2010) la relación reactivo-factor más baja se obtuvo para el reactivo 14 ( $\lambda = 0.52$  y  $\lambda = 0.51$ , respectivamente), perteneciente también a la escala de Indolencia.

Los valores de consistencia alfa de Cronbach para las cuatro subescalas fueron buenos en todos los estudios, alcanzando valores superiores a 0.70, salvo alguna excepción. La subescala que presenta los valores alfa de Cronbach más bajos es la de Indolencia, con valores entre  $\alpha = 0.66$  (Gil-Monte et al., 2005) y  $\alpha = 0.80$  (Gil-Monte et al., 2010), mientras que la subescala que presenta generalmente los valores más elevados es la de Ilusión por el trabajo, con valores entre  $\alpha = 0.72$  (Gil-Monte & Zúñiga-Caballero, 2010) a  $\alpha = 0.90$  (Gil-Monte et al., 2005).

El CESQT ofrece algunas ventajas frente a otros instrumentos existentes, entre las más relevantes cabe señalar que: *a)* parte desde un modelo teórico previo al modelo psicométrico, *b)* si bien algunas dimensiones son similares a las del MBI-HSS, incorpora los sentimientos de culpa como un síntoma que permite establecer diferentes perfiles en

la evolución del *sqr*, y en el grado de afección que presentan los individuos, y *c*) la dimensión Desgaste psíquico incorpora una estimación subjetiva de cansancio físico, por lo que mejora el contenido de la dimensión Agotamiento del MBI que carece de este componente (Halbesleben & Demerouti, 2005).

El propósito del estudio fue analizar la estructura factorial del CESQT mediante AFC en una muestra de profesores mexicanos de educación primaria pública con el fin de replicar los resultados obtenidos en estudio previos y contribuir a la validez transnacional del instrumento. Considerando los resultados de estudios previos, se hipotetizó que el modelo de cuatro factores presenta un ajuste adecuado a los datos, de manera que reproduce el modelo de medida del instrumento descrito en párrafos anteriores.

## MÉTODO

### Participantes

La muestra estuvo formada por 659 profesores de educación primaria de escuelas públicas del municipio capital del estado de Aguascalientes (México). De estos el 27.7% fueron hombres y el 72.3% mujeres. El promedio de edad fue de 39 años ( $dt = 9.71$ ). El 89.6% de los profesores trabajaba en una área urbana mientras que el 10.4% lo hacía en el medio rural. En cuanto al tipo de contratación, el 93.8% era fijo, el resto tenía otro tipo de contrato temporal. En cuanto a su antigüedad como docente, se encontró un promedio de 17 años, alcanzando algunos hasta 41 años de servicio. Mientras que la antigüedad en el centro de trabajo tuvo un promedio de siete años, siendo la edad mayor de permanencia 30 años.

### Instrumentos

El instrumento utilizado fue el Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo, en su versión para profesionales de la educación (CESQT-PE, véase Anexo, Gil-Monte et al., 2009). Este instrumento está formado por 20 reactivos que se distribuyen en las cuatro dimensiones descritas previamente: *a*) Ilusión por el trabajo (5 reactivos) (e.g., Me siento ilusionado/a por mi trabajo). *b*) Desgaste psíquico (4 reactivos) (e.g., Me siento desgastado/a emocionalmente). *c*) Indolencia (6 reactivos) (e.g., Creo que muchos alumnos son insoportables). Y *d*)

Culpa (5 reactivos) (e.g., Me siento culpable por alguna de mis actitudes en el trabajo). Para responder a los reactivos se utiliza una escala de frecuencia de cinco grados que va de 0 (nunca) a 4 (muy frecuentemente: todos los días). Bajas puntuaciones en Ilusión por el trabajo junto con altas puntuaciones en Desgaste psíquico e Indolencia, además de Culpa, indican altos niveles del *sqr*.

### Procedimiento

El CESQT fue aplicado en la segunda mitad del año 2008. Se obtuvieron los permisos necesarios del Instituto de Educación de Aguascalientes para asistir a cada una de las 83 escuelas que albergaron a los 659 profesores participantes. A cada director de las escuelas se le entregó un paquete que contenía un cuestionario para cada profesor en sobres individuales, para que lo entregasen una vez respondido, y de esta forma garantizar la confidencialidad de los datos. Los directores, profesores de inglés, artísticas, computación y educación física fueron excluidos del estudio por no presentar las características de los profesores responsables de grupo y afectar negativamente a la homogeneidad de la muestra.

Los datos fueron analizados con el paquete estadístico SPSS 15.0 y para el análisis factorial confirmatorio se usó el programa LISREL 8.30 (Jöreskog & Sörbom, 1996), con el método de Máxima Verosimilitud (ML).

Para juzgar el ajuste global del modelo, además del índice  $\chi^2$  se consideraron otros índices que no están afectados por el tamaño de la muestra: *Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)*, *Non-Normed Fit Index (NNFI)*, y *Comparative Fit Index (CFI)*. Para estos tres índices valores superiores a 0.90 se consideran indicadores de un ajuste aceptable del modelo (Bentler, 1992; Hoyle, 1995). Además se consideró el *Root Mean Square Error of Aproximation (RMSEA)*, que cuando alcanza valores entre 0.05 y 0.08 indica un ajuste adecuado del modelo (Browne & Cudeck, 1993; Hair, Anderson, Tatham & Black, 1995).

## RESULTADOS

### Análisis de reactivos y escalas

Previo al análisis factorial se realizó un análisis de los reactivos (Tabla 1). Las medias más altas correspondieron a los reactivos que componen la subescala Ilusión por el trabajo,

que se caracteriza porque altas puntuaciones indican bajos niveles en el SQT, siendo el reactivo 10 (Pienso que mi trabajo me aporta cosas positivas) el que presentó el valor más elevado ( $M=3.68$ ). Por el contrario, los valores más bajos para la media se encontraron en algunos reactivos de la subescala de Indolencia, obteniendo el reactivo 11 (Me apetece ser irónico/a con algunos alumnos) la media más baja ( $M=0.32$ ) de los 22 elementos del cuestionario.

Para todos los reactivos la homogeneidad corregida (correlación reactivo-factor excluyendo el reactivo) fue alta, con valores superiores a 0.40, con excepción del reactivo 6 ( $Hc=.30$ ) (Creo que los familiares de los alumnos son unos pesados), y del reactivo 7 ( $Hc=.39$ ) (Pienso que

trato con indiferencia a algunos alumnos), pertenecientes ambos a la escala de Indolencia.

Con respecto a los valores de asimetría, los reactivos de la escala de Ilusión por el trabajo presentaron una asimetría negativa y, por tanto, una tendencia hacia puntuaciones de rango superior, mientras que en el resto de las escalas la tendencia fue inversa.

### Análisis factorial

El modelo hipotetizado obtuvo un ajuste adecuado con todos los índices de ajuste, excepto con el índice  $\chi^2_{(164)}$

Tabla 1

Estadísticos descriptivos para los reactivos del CESQT

Subescala Reactivo	$M$ ( $dt$ )	Homogeneidad corregida	Asimetría	Alfa sin reactivo
Ilusión por trabajo ( $\alpha = 0.77$ )	3.56 (0.54)		-1.74	
1	3.60 (0.64)	0.52	-1.08	0.74
5	3.66 (0.73)	0.54	-2.74	0.73
10	3.68 (0.68)	0.56	-2.96	0.72
15	3.47 (0.85)	0.56	-1.96	0.72
19	3.38 (0.86)	0.56	-1.64	0.72
Desgaste psíquico ( $\alpha = 0.85$ )	1.52 (0.89)		0.58	
8	1.76 (1.11)	0.62	0.30	0.84
12	1.36 (1.03)	0.73	0.62	0.79
17	1.54 (1.09)	0.72	0.48	0.79
18	1.42 (1.06)	0.68	0.60	0.81
Indolencia ( $\alpha = 0.68$ )	0.67 (.53)		0.99	
2	0.85 (1.03)	0.46	1.26	0.62
3	1.08 (1.01)	0.42	0.94	0.33
6	0.63 (0.81)	0.30	1.63	0.67
7	0.56 (0.75)	0.39	1.67	0.64
11	0.32 (0.61)	0.43	2.18	0.64
14	0.60 (0.83)	0.47	1.59	0.61
Culpa ( $\alpha = 0.77$ )	0.99 (0.68)		0.75	
4	1.36 (1.23)	0.45	0.75	0.76
9	1.07 (0.91)	0.60	0.74	0.69
13	0.77 (0.87)	0.60	1.37	0.69
16	0.98 (0.92)	0.51	1.14	0.72
20	0.78 (0.75)	0.54	1.17	0.71

Nota. El número del reactivo corresponde a su posición en el cuestionario.

(372.05,  $p < 0.000$ ) que está afectado por el tamaño de la muestra. La cantidad relativa de varianza explicada por el modelo fue adecuada, alcanzando el *Adjusted Goodness of Fit Index* un valor superior a 0.90 ( $AGFI = 0.93$ ). El ajuste del modelo resultó también adecuado al considerar la cantidad global de error existente en el modelo, pues el *Root Mean Square Error of Aproximation* presentó un valor inferior a 0.05 ( $RMSEA_{(0.039-0.050)} = 0.044$ ). También fueron adecuados los valores obtenidos para los índices con los que se evaluó el ajuste relativo del modelo, *Non-Normed Fit Index* y *Comparative Fit Index*, pues ambos índices presentaron valores superiores a 0.90 ( $NNFI = 0.94$  y  $CFI = 0.94$ ).

Todas las relaciones reactivo-factor resultaron significativas. El valor más bajo se obtuvo para la relación del reactivo 6 con el factor Indolencia. El valor del parámetro para este elemento alcanzó un valor  $\lambda = 0.37$  ( $t = 8.63$ ,  $p < 0.05$ ) (Figura 1).

Todas las relaciones entre las dimensiones del CESQT resultaron significativas. Como era de esperar según las definiciones de las dimensiones del CESQT, las relaciones entre Ilusión por el trabajo y el resto de las escalas resultaron negativas, mientras que las relaciones entre el resto de las escalas fueron positivas. La relación más intensa fue entre Indolencia y Culpa (0.68,  $p < 0.05$ ), y la menos intensa entre Ilusión por el trabajo y Culpa (-0.27,  $p < 0.05$ ) (Figura 1).

### Validez de las escalas

Los coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach para las escalas del cuestionario se presentan en la Tabla 1. Las subescalas presentaron valores superiores a 0.70, con excepción de Indolencia que presenta un valor ligeramente inferior de  $\alpha = 0.68$ . Todos los reactivos contribuyeron a incrementar la consistencia interna de la escala de la que forman parte, pues la eliminación de cualquiera de ellos suponía un decremento en el alfa de Cronbach de la escala.

Con respecto a la asimetría, la escala de Ilusión por el trabajo presentó un valor de asimetría inferior a -1 ( $As = -1.74$ ). El valor para la curtosis fue 4.18, lo que le confiere un perfil de distribución leptocúrtica. Los resultados para el resto de las escalas se ajustaron en mayor medida a la distribución normal, pues el valor de la asimetría estuvo dentro de un rango +/- 1 (Tabla 1). Según la curtosis presentaron valores más cercanos a 0, y una tendencia

mesocúrtica: Desgaste psíquico, 0.23; Indolencia, 1.03; y Culpa, 0.65.

## DISCUSIÓN

El propósito del estudio fue evaluar la estructura factorial del CESQT para comprobar su validez factorial en muestras mexicanas replicando los resultados obtenidos en estudios anteriores (e.g., Gil-Monte et al., 2009; Gil-Monte & Zúñiga-Caballero, 2010). Los resultados del estudio indican que esas propiedades psicométricas del cuestionario son adecuadas en la muestra del estudio, y han confirmado la estructura factorial hipotetizada al ajustar al modelo de medida de cuatro factores, formado por los constructos Ilusión por el trabajo, Desgaste psíquico, Indolencia y Culpa. El ajuste del modelo fue bueno según el  $AGFI$  y aceptable según los índices de incremento  $NNFI$  y  $CFI$  que presentaron valores superiores al umbral recomendado para aceptar el ajuste de un modelo de  $AFC$  (Bentler, 1992; Hoyle, 1995). También fue bueno el ajuste del modelo al considerar los residuales, pues el valor del índice  $RMSEA$  estuvo por debajo de 0.05 (Browne & Cudeck, 1993; Hair et al., 1995).

Estos resultados replican los resultados obtenidos con muestras mexicanas de médicos (Gil-Monte & Zúñiga-Caballero, 2010) y de maestros (Gil-Monte et al., 2009) procedentes de otros estados, y permiten afirmar que el modelo de medida del CESQT presenta una estructura invariante en diferentes contextos profesionales y geográficos de México.

Junto con el ajuste global del modelo también es importante discutir la relación entre los reactivos (variables dependientes) y los factores (variables independientes) del modelo de medida. Todos los reactivos presentaron relaciones significativas con el factor al que fueron asignados, y el hecho de que los índices de ajuste global del modelo presentaran unos valores adecuados es un indicador de que las relaciones de los reactivos con los otros factores no son relevantes, y por tanto no existe un problema de cargas cruzadas (*cross-loading*).

Los resultados menos favorables, aunque adecuados, se han obtenido para el reactivo 6 (Creo que los familiares de los alumnos son unos pesados) que pertenece a la escala de Indolencia. En estudios previos realizados en México con docentes de escuelas públicas de la delegación Iztapalapa del Distrito Federal (Gil-Monte et al., 2009) y

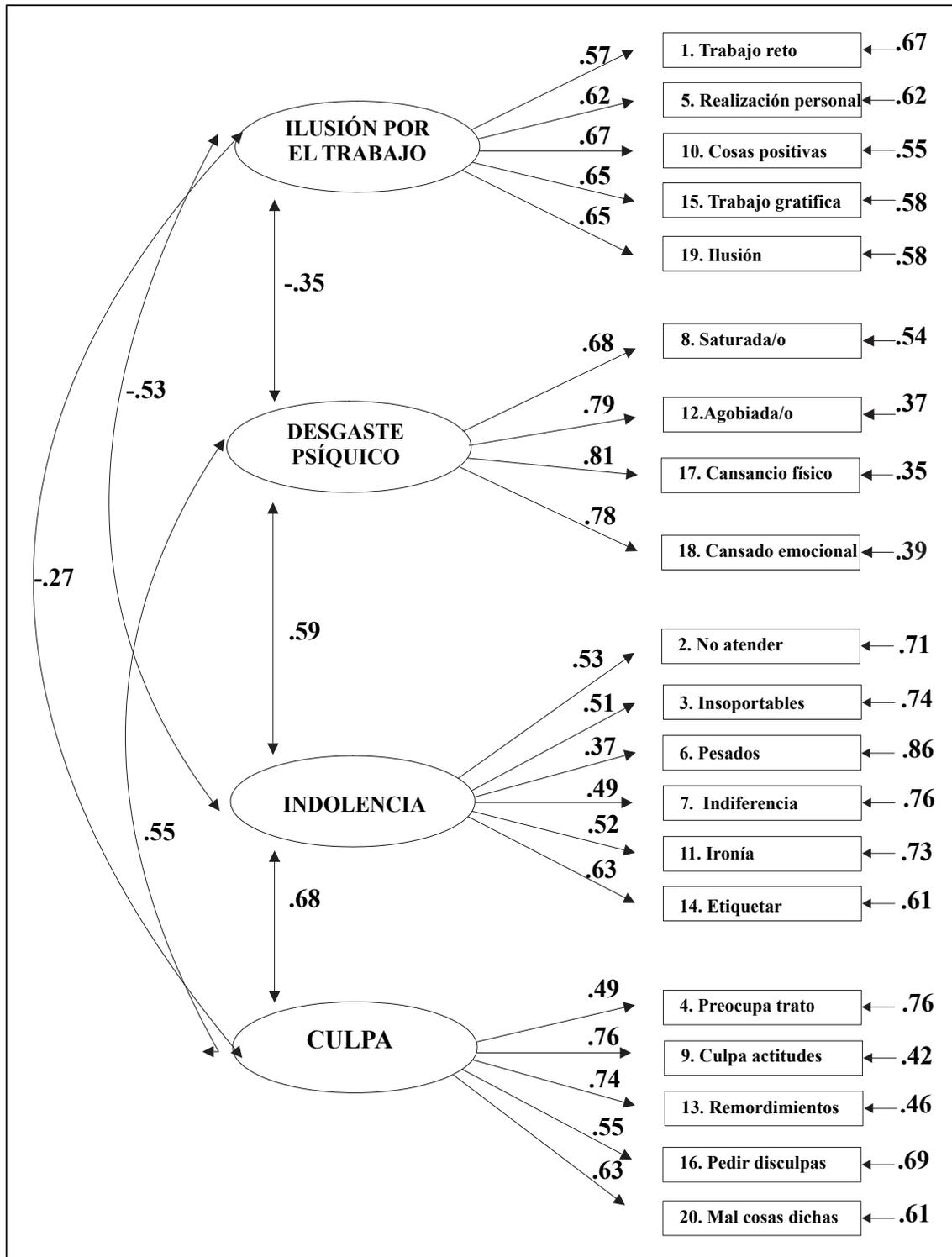


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio del CESQT-PD.

con médicos mexicanos (Gil-Monte & Zúñiga-Caballero, 2010) este reactivo no presentó valores atípicos en relación con el resto de elementos, lo que lleva a concluir que este resultado se debe a la muestra del estudio, y no a factores culturales del país. El resultado para este reactivo tampoco es atípico con muestras de maestros brasileños (Gil-Monte et al., 2010), ni con maestros portugueses (Gil-Monte & Figueiredo-Ferraz, 2010), por lo que no cabe atribuir el resultado a las características de la profesión.

En los estudios sobre adaptación de tests a otras culturas es recomendable también valorar otras propiedades psicométricas de las escalas como la fiabilidad (Carretero-Dios & Pérez, 2007). Las escalas del CESQT han alcanzado valores de fiabilidad alfa de Cronbach aceptables. Aunque para la escala de Indolencia el valor obtenido ( $\alpha = 0.68$ ) fue ligeramente inferior al umbral recomendado por Nunnally (1978) ( $\alpha = 0.70$ ), no se puede afirmar que ese valor sea pobre o inaceptable (George & Mallery, 2003), y considerando el número de reactivos que componen la escala no supone una amenaza para la fiabilidad del instrumento. Este resultado está en la línea de los estudios previos realizados en México (Gil-Monte et al., 2009; Gil-Monte & Zúñiga-Caballero, 2010), en los que se obtuvieron valores alfa de Cronbach superiores a 0.70 para las cuatro dimensiones del CESQT, y confiere fiabilidad a las dimensiones del CESQT para ser aplicado en México, y concretamente en el colectivo ocupacional docente.

Aunque el valor de asimetría obtenido para escala de Ilusión por el trabajo ha estado fuera del rango recomendado  $\pm 1$  para afirmar que presenta una distribución normal, algunos autores consideran que si el valor de asimetría es mayor que 1 pero menor que 2 el valor es probablemente adecuado (Lomax, 2001; Miles & Shevlin, 2005). Esta ligera desviación se ha detectado en los estudios previos realizados en México con el CESQT, pero el valor de asimetría ha estado dentro del rango  $\pm 1$  en los estudios realizados en Chile con profesionales de servicios (Olivares & Gil-Monte, 2007), en Argentina con pediatras (Marucco, Gil-Monte & Flamenco, 2007, 2008), en España con personal que atiende a personas con discapacidad (Gil-Monte et al., 2006), y en Brasil (Gil-Monte et al., 2010) y en Portugal (Gil-Monte & Figueiredo-Ferraz, 2010) con docentes. Estos resultados llevan a concluir que el valor de asimetría obtenido para la escala de Ilusión por el trabajo se debe a factores culturales propios de México, que hacen que los participantes de los estudios otorguen

puntuaciones más elevadas a los reactivos de esta escala que las que se otorgan en otros países.

Una limitación del estudio es que la muestra estuvo compuesta en su mayor parte por mujeres, lo que ha podido afectar a los resultados. Por ello, es recomendable que en futuros estudios se desarrollen investigaciones comparativas considerando algunas variables de corte sociodemográfico que influyen significativamente en el SQT, como el género. Por otra parte, Moreno-Jiménez, Garrrosa, Benevides-Pereira y Gálvez (2003) consideran que el SQT no debería pensarse principalmente en términos de procesos intrapsíquicos, sino de prácticas sociales, es decir en términos culturales, económicos y políticos. Tomando en consideración esta reflexión, la situación problemática de los docentes en México (Unda et al., 2007/ 2008) también puede influir sobre la respuestas ofrecidas por los participantes al cuestionario, de manera que los resultados tengan un sesgo sociopolítico fruto de esa situación.

Con base en los resultados del estudio, se puede concluir que el CESQT resulta un instrumento fiable y válido para evaluar el SQT en maestros mexicanos, y consolida la validez transnacional del instrumento, que ha probado tener índices de validez adecuados con muestras que presentan diferencias tanto laborales como culturales. Como recomendaciones para seguir trabajando en la validación del modelo teórico del CESQT, se deben realizar estudios que contribuyan a la identificación de criterios de clasificación de los individuos en las dimensiones del cuestionario para concluir sobre niveles de prevalencia e incidencia del SQT, y para contribuir al conocimiento del proceso de desarrollo del SQT.

## REFERENCIAS

- Batista, J. B., Carlotto, M. S., Coutinho, A. S., & Augusto, L. G. (2010). Prevalência da síndrome de burnout e fatores sociodemográficos e laborais em professores de escolas municipais da Cidade de João Pessoa, PB. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 13, 502-512.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112, 400-404.
- Bond, M. H. & Smith, P. B. (1996). Cross-cultural social and organizational psychology. *Annual Review of Psychology*, 47, 205-235.
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & L. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp.136-162). Newbury Park, CA: Sage.

- Carretero-Dios, H. & Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Vardakou, I. & Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments: A multitrait-multimethod analysis. *European Journal of Psychological Assessment*, 19, 12-23.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30, 159-165.
- George, D. & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update* (4<sup>a</sup> ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Gil-Monte, P. R. (2005). Factorial validity of the Maslach Burnout Inventory (MBI-HSS) among Spanish professionals. *Revista de Saúde Pública*, 39, 1-8.
- Gil-Monte, P. R. (2008). Magnitude of relationship between burnout and absenteeism: A preliminary study. *Psychological Reports*, 102, 465-468.
- Gil-Monte, P. R., Carlotto, M. S. & Câmara, S. (2010). Validação da versão brasileira do "Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo" em profesores. *Revista de Saúde Pública*, 44, 140-147.
- Gil-Monte, P. R., Carretero, N., Roldán, M. D. & Núñez-Román, E. (2005). Prevalencia del síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en monitores de taller para personas con discapacidad. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 21, 107-123.
- Gil-Monte, P. R. & Figueiredo-Ferraz, H. (2010). Psychometric properties of the "Spanish Burnout Inventory" (SBI) among Portuguese teachers. Sometido a revisión.
- Gil-Monte, P. R., García-Juesas, J. A., Núñez, E. M., Carretero, N., Roldán, M. D. & Caro, M. (2006). Validez factorial del Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT). *Psiquiatría.com*, 10(3). Recuperado el 20 de agosto de 2009, desde <http://www.psiquiatría.com/psiquiatría/revista/183/24872/?++interactivo>.
- Gil-Monte, P. R., Unda S. & Sandoval J. I. (2009). Validez factorial del "Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo" (CESQT) en una muestra de maestros mexicanos. *Salud Mental*, 32, 205-214.
- Gil-Monte, P. R. & Zúñiga-Caballero, L. C. (2010). Validez factorial del "Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo" (CESQT) en una muestra de médicos mexicanos. *Universitas Psychologica*, 9, 169-178.
- Golembiewski, R. T., Scherb, K. & Boudreau, A. (1993). Burnout in cross-national settings: generic and model-specific perspectives. En W. B. Schaufeli, C. Maslach, & T. Marek (Eds.), *Professional burnout: Recent developments in theory and research* (pp. 217-236). Londres: Taylor & Francis.
- Hair, J. H., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (1995). *Multivariate Data Analysis* (4<sup>a</sup> ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Halbesleben, J. R. & 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, R. H. (1995). The Structural Equation Modeling approach: basic concepts and fundamental issues. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications* (pp. 1-15). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsen, E. & Christensen, K. B. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work & Stress*, 19, 192-207.
- Kugler, K., & Jones, W. H. (1992). On conceptualizing and assessing guilt. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62, 318-327.
- Lomax, R. G. (2001). *Statistical concepts* (2<sup>a</sup> ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Martínez, M. R., Hernández, M. J. & Hernández, M. V. (2006). *Psicometría*. Madrid: Alianza Editorial.
- Marucco, M. A., Gil-Monte, P. R. & Flamenco, E. (2007/2008). Síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en pediatras de hospitales generales, estudio comparativo de la prevalencia medida con el MBI-HSS y el CESQT. *Informació Psicológica*, 91/92, 32-42.
- Maslach, C. (1982). *Burnout: The cost of caring*. New York: Prentice Hall Press.
- Maslach, C. & Jackson, S. (1981). *Maslach Burnout Inventory Manual* (2<sup>a</sup> ed., 1986). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C., Jackson, S. E. & Leiter, M. P. (1996). *Maslach Burnout Inventory manual* (3<sup>a</sup> ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Melamed, S., Shirom, A., Toker, S., Berliner, S. & Shapira, I. (2006). Burnout and risk of cardiovascular disease: Evidence, possible causal paths, and promising research directions. *Psychological Bulletin*, 132, 327-353.
- Miles, J., & Shevlin, M. (2005). *Applying regression & correlation. A guide for students and researchers*. London: Sage.
- Moreno-Jiménez, B., Garrosa, E., Benevides-Pereira, A. M. & Gálvez, M. (2003). Estudios transculturales del burnout: Los estudios transculturales Brasil-España. *Revista Colombiana de Psicología*, 12, 9-18.
- Nunnally, N. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Olivares, V. & Gil-Monte, P. R. (2007). Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT) en profesionales chilenos. *Ansiedad y Estrés*, 13, 133-289.
- Olivares, V., Vera, A. & Juárez, A. (2009). Prevalencia del síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en una muestra de profesionales que trabajan con personas con discapacidades en Chile. *Ciencia & Trabajo*, 32, 63-71.
- Peeters, M. A. & Rutte, C. G. (2005). Time management behavior as a moderator for the job demand-control interaction. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10, 64-75.

- Pines, A. & Aronson, E. (1981). *Burnout: From tedium to personal growth*. New York: Free Press.
- Schaufeli, W. B. (2007). Burnout in health care. En P. Carayon (Ed.), *Handbook of human factors and ergonomics in health care and patient safety* (pp. 217-232). Mahway, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., Hoogduin K. & Kladler, A. (2001). On the clinical validity of the Maslach Burnout Inventory and the Burnout Measure. *Psychology & Health* 16, 565-582.
- Schaufeli, W. B. & Enzmann, D. (1998). *The burnout companion to study and practice: A critical analysis*. Washington, DC: Taylor & Francis.
- Shirom, A. & Ezrachi, J. (2003). On the discriminant validity of burnout, depression and anxiety. *Anxiety, Coping and Stress*, 16, 83-99.
- Unda, S., Sandoval, J. I. & Gil-Monte, P. R. (2007/2008). Prevalencia del síndrome de quemarse por el trabajo (SQT) (*burnout*) en maestros mexicanos. *Informació Psicológica*, 91/92, 53-63.

Enviado: 26 de noviembre de 2009  
 Aceptado: 16 de noviembre de 2010

## Anexo

Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo, versión para profesionales de la educación (CESQT-PE).

	0	1	2	3	4
	Nunca	Raramente: algunas veces al año	A veces: algunas veces al mes	Frecuentemente: algunas veces por semana	Muy frecuentemente: todos los días
1. Mi trabajo me supone un reto estimulante.	0	1	2	3	4
2. No me apetece atender a algunos alumnos.	0	1	2	3	4
3. Creo que muchos alumnos son insoportables.	0	1	2	3	4
4. Me preocupa el trato que he dado a algunas personas en el trabajo.	0	1	2	3	4
5. Veo mi trabajo como una fuente de realización personal.	0	1	2	3	4
6. Creo que los familiares de los alumnos son unos pesados.	0	1	2	3	4
7. Pienso que trato con indiferencia a algunos alumnos.	0	1	2	3	4
8. Pienso que estoy saturado/a por el trabajo.	0	1	2	3	4
9. Me siento culpable por alguna de mis actitudes en el trabajo.	0	1	2	3	4
10. Pienso que mi trabajo me aporta cosas positivas.	0	1	2	3	4
11. Me apetece ser irónico/a con algunos alumnos.	0	1	2	3	4
12. Me siento agobiado/a por el trabajo.	0	1	2	3	4
13. Tengo remordimientos por algunos de mis comportamientos en el trabajo.	0	1	2	3	4
14. Etiqueto o clasifico a los alumnos según su comportamiento.	0	1	2	3	4
15. Mi trabajo me resulta gratificante.	0	1	2	3	4
16. Pienso que debería pedir disculpas a alguien por mi comportamiento.	0	1	2	3	4
17. Me siento cansado/a físicamente en el trabajo.	0	1	2	3	4
18. Me siento desgastado/a emocionalmente.	0	1	2	3	4
19. Me siento ilusionado/a por mi trabajo.	0	1	2	3	4
20. Me siento mal por algunas cosas que he dicho en el trabajo.	0	1	2	3	4

Nota. El cuestionario puede ser utilizado libremente con fines de investigación, pero no de lucro, previa autorización escrita del autor. Para obtenerla pueden contactar vía correo electrónico: Pedro.Gil-Monte@uv.es