

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

<https://dx.doi.org/10.14482/psdc.39.3.153.961>



Validación del CESQT en trabajadores colombianos: Un estudio psicométrico en tiempos de Covid-19

Validation of the SBI in Colombian Workers: A Psychometric Study in Times of COVID-19

ANGÉLICA - MARÍA HERMOSA - RODRÍGUEZ

Universidad Central (Colombia).

<https://orcid.org/0000-0002-9101-4664>

PEDRO GIL - LA ORDEN

Universitat de València (España).

<https://orcid.org/0000-0001-7541-4388>

PEDRO R. GIL - MONTE

Universitat de València (España).

<https://orcid.org/0000-0002-2827-2388>

CORRESPONDENCIA: ahermosar@ucentral.edu.co



Resumen

El objetivo de este estudio fue analizar la validez factorial del modelo psicométrico del Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT) en una muestra multiocupacional de trabajadores colombianos. Se hipotetizó un modelo de cuatro factores con base en la estructura factorial del modelo original. Los participantes fueron 153 trabajadores que desempeñan diversos roles en empresas ubicadas en Colombia. Se aplicó el CESQT, que se compone de cuatro dimensiones: Ilusión por el trabajo (5 ítems), Desgaste psíquico (4 ítems), Indolencia (6 ítems) y Culpa (5 ítems). Las propiedades psicométricas fueron examinadas mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) y fiabilidad (alfa de Cronbach). Los ítems presentaron valores estadísticos y psicométricos adecuados, así como las escalas. El modelo presentó un ajuste aceptable a los datos: GFI = .858, RMSEA = .066 (.051-.079), NNFI = .913, CFI = .927. La consistencia interna fue alta para todas las escalas del instrumento ($\alpha = .79$ hasta $\alpha = .87$). Los resultados indican que el CESQT es un instrumento con suficiente validez psicométrica para evaluar el síndrome de quemarse por el trabajo (SQT) en el contexto cultural colombiano.

Palabras clave: síndrome de quemarse por el trabajo, análisis factorial confirmatorio, CESQT, salud ocupacional.

Abstract

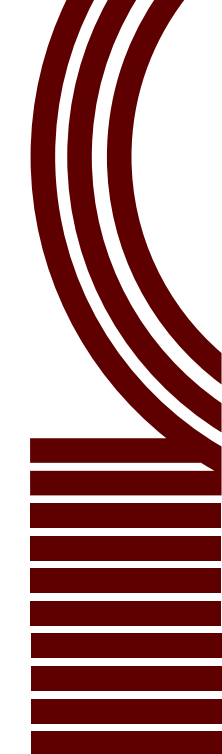
The purpose of this paper was to assess the factor structure of the Spanish Burnout Inventory (SBI) in a multi-occupational sample of Colombian workers. On the basis of previous results, and the factor structure of the instrument, a four-factor model was hypothesized. The sample consisted of 153 Colombian workers from different occupational sectors. The SBI was applied. This instrument is composed of 20 items, distributed in four dimensions: Enthusiasm toward the job (5 items), Psychological exhaustion (4 items), Indolence (6 items), and Guilt (5 items). The psychometric properties were examined by confirmatory factor analysis (CFA), and reliability was tested by Cronbach's alpha. The items, as well as the scales, presented adequate statistical and psychometric values. The model presented an acceptable fit: GFI = .858, RMSEA = .066(.051-.079), NNFI = .913, CFI = .927. Reliability was adequate for all scales ($\alpha = .79$ to $\alpha = .87$). The results indicate that the SBI is an instrument with psychometric validity to assess burnout in the Colombian cultural context.

Keywords: burnout, confirmatory factor analysis, SBI, occupational health.

Citación/referenciación: Hermosa-Rodríguez, A. M., Gil-LaOrden, P. y Gil-Monte, P. (2022). Validación del CESQT en trabajadores colombianos: Un estudio psicométrico en tiempos de Covid-19. *Psicología desde el Caribe*, 39(3), 226-249.

Fecha de recepción: 19 de enero de 2020

Fecha de aceptación: 4 de abril de 2022



Introducción

En los inicios de la exploración conceptual del síndrome de quemarse por el trabajo (SQT) (*burnout*), Maslach (1976) marcó un hito empírico al realizar una investigación con trabajadores asistenciales, intentando describir la forma en que afrontaban la carga emocional generada en la interacción con sus pacientes. Maslach encontró que algunos trabajadores describen sus dificultades psicológicas como agotamiento, desgaste o sentirse “quemados” por el trabajo. Su investigación dio origen al desarrollo de un modelo conceptual sobre el SQT (aunque la acepción es atribuida a Freudenberger (1975) y su trabajo pionero) que considera la naturaleza interpersonal del mismo. Cabe anotar que el constructo ha tenido una evolución progresiva y su estudio se ha enfocado principalmente en ocupaciones relacionadas con el cuidado a otros.

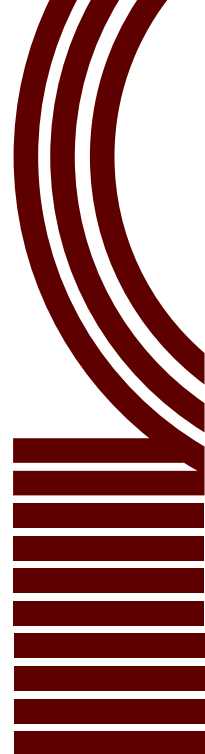
Maslach (2006) define el SQT como un síndrome psicológico que “implica una respuesta prolongada a estresores interpersonales crónicos en el trabajo. Las tres dimensiones claves de esta respuesta son: un agotamiento extenuante, sentimiento de cinismo y desapego por el trabajo, y una sensación de ineficacia y falta de logros” (pp. 37 y 38). Sin embargo, no es la única definición sobre el SQT reconocida en el ámbito académico. Shirom (2009) afirma que el SQT es “una reacción afectiva a un estrés prolongado, cuyo contenido medular es el agotamiento gradual de los recursos energéticos intrínsecos de los individuos en el transcurso del tiempo, incluyendo la expresión de agotamiento emocional, fatiga física y cansancio cognitivo” (p. 44).

Gil-Monte (2003) defiende la importancia de unificar las diferentes denominaciones que se han atribuido al SQT en el idioma español y propone el uso del término “Síndrome de quemarse por el trabajo”, que “debe ser entendido como una respuesta a fuentes de estrés crónico (estresores) que se originan en la relación profesional-cliente, y en la relación profesional-organización” (p. 183). Esta definición es similar a la definición otorgada por la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2021) en la versión 11 de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-11), en la que se reconoce el SQT como un síndrome de desgaste ocupacional que se refiere específicamente a los fenómenos en el contexto laboral, y que es resultado del estrés crónico en el lugar de trabajo, que no se ha manejado adecuadamente.

La relevancia que adquiere el estudio del SQT como un asunto de salud concerniente al ámbito laboral exige el uso de instrumentos que midan de manera válida y confiable este fenómeno. La literatura sobre el SQT da cuenta de ello con estudios que han indagado sobre la prevalencia del SQT, la relación que tiene con otros constructos del ámbito organizacional y su impacto en la productividad y el desempeño laboral. Con estos propósitos las investigaciones han utilizado instrumentos como el *Maslach Burnout Inventory* (MBI), diseñado por Maslach et al. (1996) (Bakker et al., 2005; Figueiredo-Ferraz et al., 2012; Hermosa, 2006), el *Shirom-Melamed Burnout Measure* (Michel et al., 2021), el *Copenhagen Work Burnout Inventory* (Sklar et al., 2021) y el *Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo* (CESQT), creado por Gil-Monte (2011; 2019) (Esteves et al., 2020; Muñoz y Velásquez, 2016) o *Spanish Burnout Inventory* (Gil-Monte y Manzano-García, 2015).

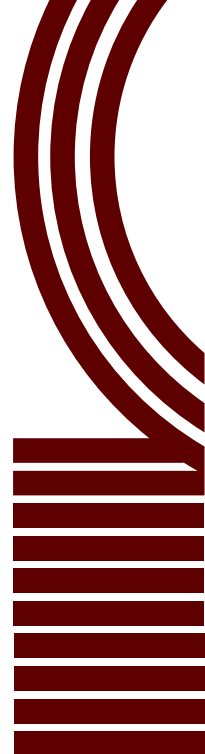
El CESQT es un instrumento compuesto por cuatro dimensiones, denominadas: a) *Ilusión por el trabajo*, definida como el deseo del individuo de alcanzar las metas laborales porque suponen una fuente de satisfacción y realización personal; b) *Desgaste psíquico*, se relaciona con la aparición del agotamiento emocional y físico derivado del trabajo; c) *Indolencia*, que concierne a la presencia de actitudes negativas de indiferencia y cinismo hacia los receptores del servicio o labor que se realiza y d) *Culpa*, que se asocia con la aparición de sentimientos de culpa por el comportamiento y las actitudes negativas generadas en el desarrollo del trabajo. Esta dimensión diferencia este instrumento de otros que miden el SQT y agrega una ventaja sobre otras herramientas de medición que cumplen el mismo fin, pues permite diferenciar dos perfiles del SQT: perfil 1, sin niveles críticos de culpa, y perfil 2, con niveles críticos de culpa (Gil-Monte, 2011; 2019).

El modelo teórico del CESQT toma como punto de partida los modelos transaccionales de estrés (Lazarus y Folkman, 1986) y de estrés laboral (Cox y Mackay, 1981). Considera que el SQT es una respuesta al estrés laboral crónico que aparece tras un proceso de reevaluación cognitiva, cuando las estrategias iniciales para afrontar el estrés laboral crónico no resultan funcionales. Esta respuesta es una variable mediadora entre el estrés percibido y sus consecuencias, y se inicia con el desarrollo conjunto de un deterioro cognitivo (baja Ilusión por el trabajo) y alto deterioro emocional y físico (Desgaste psíquico). Las actitudes y conductas negativas que siguen a ese deterioro (Indolencia) se consideran una estrategia de afrontamiento desarrollada por los profesionales ante la experiencia crónica de carácter negativo (Gil-Monte, 2005; 2019). Esta perspectiva integra el papel



de las cogniciones y emociones como variables mediadoras en la relación entre el estrés laboral percibido y las respuestas actitudinales y conductuales que le siguen tomando como referencia el modelo de Eagly y Chaiken (1993) sobre cogniciones, emociones y actitudes (Gil-Monte, 2012). Además, como se señaló en el párrafo anterior, los niveles de culpa permiten diferenciar dos perfiles en el desarrollo del SQT y ayuda a diferenciarlo de otros problemas de salud y sus consecuencias (Gil-Monte, 2005). Los profesionales que desarrollan el perfil 1 desarrollarán sentimientos y conductas vinculados al estrés laboral que originan una forma moderada de malestar pero no les incapacitan para el ejercicio del trabajo. 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 niveles críticos de sentimientos de culpa, pues la indolencia funciona como estrategia de afrontamiento funcional para manejar el estrés laboral y sus síntomas. El perfil 2 constituye un problema más serio para la salud de los profesionales que lo desarrollan. Además de los síntomas anteriores, los individuos presentan niveles más altos de sentimientos de culpa y con más probabilidad desarrollarán problemas de salud (Figueiredo-Ferraz et al., 2021; Gil-Monte, 2012; Llorca-Pellicer et al., 2021; Misiolek-Marín et al., 2020; Olivares-Faúndez et al., 2014; Rabasa et al., 2016). La inclusión de la dimensión Culpa y la diferenciación de perfiles en función de esa variable introduce una innovación en la evaluación psicométrica del SQT (Maslach y Leiter, 2016) y un avance frente a otros modelos psicométricos como el modelo del MBI. Considerando la validez de contenido, el CESQT ofrece algunas ventajas frente a otros instrumentos existentes, pues si bien algunas dimensiones son similares a las del MBI, incorpora los sentimientos de culpa como un síntoma que permite establecer diferentes perfiles en la evolución del SQT, e incluye ítems que evalúan aspectos cognitivos y físicos del agotamiento, además de los emocionales (Gil Monte y Zúñiga-Caballero, 2010).

El CESQT también ha presentado consistencia psicométrica en estudios realizados con muestras de diferentes países. El modelo original ha sido probado y se ha obtenido un ajuste adecuado a los datos en España (Gil-Monte y Manzano-García, 2015) y otros países de Europa como Alemania (Bosle y Gil-Monte, 2010), Italia (Viotti et al., 2015), Polonia (Misiolek et al., 2017) y Portugal (Figueiredo-Ferraz et al., 2013). En Latinoamérica el CESQT ha sido validado con muestras de diferentes colectivos ocupacionales en Brasil (Carlotto et al., 2015), Chile (Olivares-Faúndez et al., 2018) y México (Gil-Monte et al., 2013). La calidad psicométrica del CESQT también ha sido ratificada en estudios metaanalíticos,



como el realizado por Serna-Gómez et al. (2018). En todos estos estudios se ha confirmado la estructura de cuatro factores que reproduce el modelo original de cuatro dimensiones (Ilusión por el trabajo, Desgaste psíquico, Indolencia y Culpa), y cuando se comparan mediante AFC modelos con diferentes número de factores, se concluye que esta estructura es psicométricamente superior a otras combinaciones con diferente número de factores (Carlotto et al., 2015; Figueiredo-Ferraz et al., 2013; Gil-Monte et al., 2013; Gil-Monte y Manzano-García, 2015), lo que confirma su validez de constructo.

Los hallazgos en estos estudios sobre las características psicométricas del CESQT han revelado que todas las relaciones ítem-factor fueron significativas (Carlotto et al., 2015; Gil-Monte et al., 2013; Gil-Monte y Manzano-García, 2015; Gil-Monte et al., 2017; Olivares-Faúndez et al., 2018; Viotti et al., 2017). Específicamente, las cargas factoriales más bajas se han obtenido para la relación entre ítems de los factores de Indolencia (14, 11, 6) y Culpa (20, 4), y la carga factorial más alta se observa en la relación entre el ítem 15 y el factor Ilusión por el trabajo, con valores λ que oscilan entre .82 y .97.

Con relación a la consistencia interna del CESQT, los estudios evidencian que la escala Ilusión por el trabajo tiende a mostrar los valores alfa de Cronbach más altos ($\alpha = .77$ a $\alpha = .93$) de las cuatro dimensiones que constituyen el CESQT (Carlotto et al., 2015; Gil-Monte et al., 2013; Gil-Monte y Manzano-García, 2015; Gil-Monte et al., 2017; Viotti et al., 2017). Los valores alfa de Cronbach más bajos tienden a encontrarse en la escala de Indolencia, con muestras formadas por empleados de administración pública en Brasil (Carlotto et al., 2015), empleados penitenciarios en México (Gil-Monte et al., 2013), enfermeras en España (Gil-Monte y Manzano-García, 2015), personal de la salud en Italia y trabajadores de servicios mineros en Chile (Olivares-Faúndez et al., 2018). Inclusive en algunas investigaciones no ha alcanzado valores de fiabilidad superiores a .70 (Gil-Monte et al., 2013; Olivares-Faúndez et al., 2018).

Siendo el CESQT el segundo instrumento más utilizado en Latinoamérica para evaluar el SQT (Díaz y Gómez, 2016), no se han identificado estudios sobre su validez y fiabilidad realizados en Colombia que concluyan que es un instrumento válido y fiable para evaluar en este país los niveles de SQT. Realizar el proceso de validación psicométrica a través de varios estudios que confirmen su validez y fiabilidad en Colombia es importante como paso previo a su aplicación con fines diagnósticos o periciales.

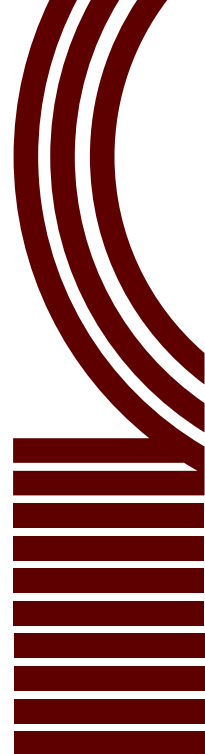
El SQT no es un problema exclusivo de ámbitos laborales de las sociedades del bienestar desarrolladas en el “primer mundo”; por el contrario, es un problema geográfica y culturalmente más amplio que se extiende a otros países con lenguas y culturas diferentes, de forma que puede hablarse de un problema laboral no sólo transnacional sino transcultural (Gil-Monte, 2007). Los valores sociales y las condiciones económicas son elementos decisivos para explicar los procesos individuales y colectivos que contribuyen al desarrollo del SQT, pues es un fenómeno que también refleja las estructuras sociales y los momentos históricos (Sarason, 1985). Colombia tiene unas particularidades culturales y geográficas que la hacen diferente a otros países de Latinoamérica, por lo que la validación del CESQT en otros países del continente no garantiza su validez en este país. Además, bajo esos supuestos validar el CESQT en momentos de pandemia por Covid-19 puede dar un valor añadido a la fiabilidad y validez del instrumento.

En consecuencia, el objetivo de este estudio es analizar la validez factorial del modelo psicométrico del CESQT en una muestra multiocupacional de trabajadores colombianos. Se hipotetiza un modelo de cuatro factores con base en la estructura factorial del modelo original.

Método

Participantes

La muestra se recogió de manera no aleatoria. Estuvo conformada por 153 personas pertenecientes a diferentes empresas ubicadas en Bogotá (Colombia), de las cuales 80 (52.3 %) fueron mujeres y 73 (47.7 %) hombres. La media de edad de la muestra fue 32.80 (rango entre 20 y 73 años, $dt = 9.7$). Respecto al estado civil, predominaron los participantes solteros (58.8 %), seguidos por unión libre (21.6 %), casados (18.3 %) y solamente un 1.3% eran separados. En cuanto al rol asociado al cargo, 32 participantes (20.9 %) desempeñaban cargos de orden estratégico-gerencial; el 9.2% cargos de nivel auxiliar administrativo o asistencia técnica; el 13 % cargos asociados a tareas operativas o de servicios generales y el porcentaje más alto (56.9 %) fue para cargos de tipo profesional o analista. Es importante destacar que el 50.3 % de los participantes tiene formación universitaria; el 29.4 % reportó estudios de posgrado; el 13.1 % afirmó tener estudios técnicos o tecnológicos y el 7,2 % finalizó la educación secundaria. En relación con la antigüedad en la empresa, el 61.5 % de la muestra tiene una antigüedad menor o igual a tres años; el 16,3% mayor de 3 años y hasta 5 años, y



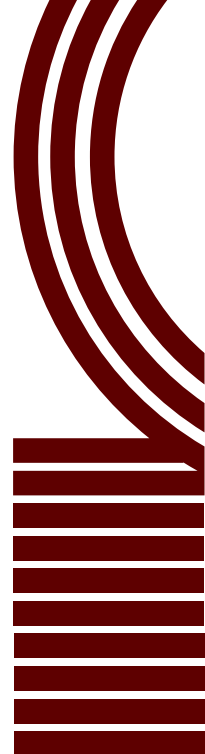
el 22.2 % mayor de 5 años. Según la jornada de trabajo, el 81 % trabaja en jornada diurna; el 0.7 % en jornada nocturna; el 13.1 % en jornada flexible y el 5.2 % por turnos.

Instrumento

Se aplicó el Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT), diseñado por Gil-Monte (2011; 2019); este cuestionario se compone de 20 ítems, distribuidos en cuatro dimensiones, definidas previamente: (a) *Ilusión por el trabajo*, con 5 ítems, formulados de manera positiva (e.g., “Mi trabajo me supone un reto estimulante”), lo cual indica que bajas puntuaciones en la escala están asociadas con niveles altos de SQT; (b) *Desgaste psíquico*, constituida por 4 ítems (e.g., “Pienso que estoy saturado/a por el trabajo”); (c) *Indolencia*, constituida por 6 ítems (e.g., “No me apetece atender a algunos colaboradores/as”); puntajes altos en esta escala muestran niveles altos de SQT; y (d) *Culpa*, formada por 5 ítems (e.g.: “Me preocupa el trato que he dado a algunas personas en el trabajo”). Este instrumento ofrece la posibilidad de tener una puntuación total de SQT que se genera promediando las puntuaciones de las escalas Ilusión por el trabajo (invertidas), Desgaste psíquico e Indolencia. Los ítems se responden mediante una escala de frecuencia de cinco grados (0 “Nunca” a 4: “Muy frecuentemente: todos los días”), siendo bajas las puntuaciones más próximas a 0 y altas las más próximas a 4. La escala Culpa se utiliza para clasificar a los sujetos en perfil 1 o perfil 2 (ver procedimiento en Gil-Monte, 2019).

Procedimiento

El diseño fue transversal descriptivo de una sola muestra. Para la recolección de los datos se contactó con gremios en la ciudad de Bogotá que convocan empresarios de la pequeña, mediana y gran empresa. Inicialmente, para dar a conocer el proyecto a los empresarios, se realizó una conferencia sobre bienestar laboral, para posteriormente generar un contacto más directo que posibilitara una entrevista con el empresario y obtener su autorización para aplicar el instrumento a los trabajadores de su empresa. Los cuestionarios fueron diligenciados de forma virtual, dada la imposibilidad de encuentro físico, pues los datos fueron recolectados en la etapa de confinamiento de la pandemia provocada por la Covid-19. En algunos casos, el link fue enviado directamente por la directora del proyecto a los correos electrónicos de los trabajadores; en otros casos, los encargados de recursos humanos de las empresas programaron



reuniones virtuales con sus equipos de trabajo y se les remitió el link a través del chat de la sala virtual para el respectivo diligenciamiento. Es importante precisar que el link contenía el consentimiento informado, en el que el trabajador accedía a participar voluntariamente. Luego de su aceptación procedía a diligenciar el instrumento. Posteriormente, se codificaron los cuestionarios; el acceso a la base de datos fue exclusivamente para el equipo investigador, y el manejo de la información fue confidencial, de lo que se informó a los participantes en la aplicación del cuestionario. Este estudio se ajustó a los principios éticos para investigación en seres humanos establecidos por la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013), teniendo especial cuidado en que los cuestionarios respondidos fueran anónimos, atendiendo a la confidencialidad de los datos al tener solamente acceso a ellos el personal investigador que intervino en el proceso de recogida.

Análisis de datos

Para estimar los estadísticos descriptivos (media y desviación típica), consistencia interna y correlaciones (r de Pearson) entre las variables se utilizó el programa SPSS 26. Se evaluó la fiabilidad de las escalas considerando el alfa de Cronbach (Nunnally, 1994) y también se evaluó la fiabilidad compuesta mediante el omega de McDonald (McDonald, 1999; Vargas y Barrientos, 2017) con intervalos de confianza al 95 %, utilizando el programa R. Con el fin de probar los modelos factoriales se utilizó análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa AMOS 26. En el análisis factorial confirmatorio se atendió a las sugerencias realizadas por Ullman y Bentler (2003): la sensibilidad al tamaño de la muestra del estadístico χ^2 y el uso de varios índices para probar el ajuste del modelo a los datos, tales como el GFI (Goodness of Fit Index), el NNFI (Non Normed Fit Index), y el CFI (Comparative Fit Index) cuyos valores oscilan entre 0 y 1. Algunos autores han recomendado valores superiores a .90 (Kline, 2015) como indicadores de un buen ajuste del modelo. También se consideró el valor de la ratio χ^2/gf , que debe ser inferior a 2.0 (Tabachnick y Fidell, 2007). De acuerdo con Morata-Ramírez et al. (2015), para el RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), valores entre .05 y .08 indican un ajuste razonable del modelo. El método de estimación fue máxima verosimilitud (maximum likelihood, ML), pues la escala de respuesta tiene un número de categorías de respuesta igual a 5 (Lloret-Segura et al., 2014). Además, se analizó la validez convergente y discriminante de los factores considerando los valores de la varianza promedio extraída (AVE) (Fornell y Larcker, 1981; Hair et al., 2014).

Resultados

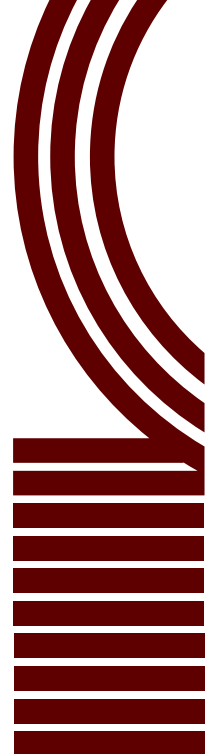
Para alcanzar el objetivo del estudio se realizaron tres tipos de análisis: (1) análisis descriptivo de los ítems, (2) evaluación de la estructura factorial considerando la validez de constructo, así como la validez convergente y la validez discriminante de los factores, y (3) análisis de la consistencia interna de las escalas y su fiabilidad compuesta.

Análisis descriptivo de los ítems

La tabla 1 muestra los descriptivos de los ítems y de las escalas que constituyen el CESQT. Se observa que las medias más altas se obtuvieron para los ítems que forman la dimensión Ilusión por el trabajo, específicamente los ítems 10 ($M = 3.39$: “Pienso que mi trabajo me aporta cosas positivas”) y 15 ($M = 3.22$: “Mi trabajo me resulta gratificante”). Las medias más bajas corresponden al ítem 6 ($M = 0.24$: “Creo que los familiares de los colaboradores/as son unos pesados”) de la escala Indolencia y el ítem 13 ($M = 0.46$: “Tengo remordimientos por algunos de mis comportamientos en el trabajo”) de la escala Culpa.

■ **Tabla 1.** Estadísticos descriptivos para los ítems del CESQT

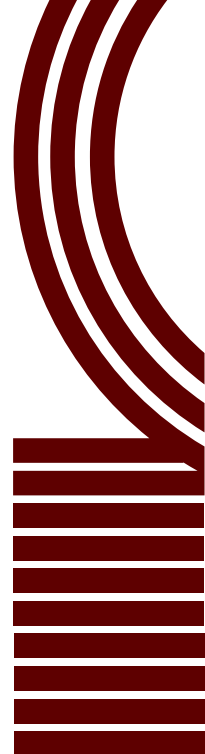
Escala ítems	M	DT	Asimetría	Curtosis
Ilusión por el trabajo	3.12	0.79	-1.00	0.43
1. Trabajo reto	3.03	0.93	-0.75	-0.04
5. Realización personal	3.16	1.07	-1.29	1.01
10. Cosas positivas	3.39	0.88	-1.59	2.48
15. Trabajo gratificante	3.22	0.91	-1.23	1.28
19. Ilusión	2.83	1.06	-0.70	-0.22
Desgaste psíquico	1.74	1.05	0.19	-0.61
8. Saturado(a)	2.01	1.28	-0.18	-1.01
12. Agobiado(a)	1.46	1.22	0.34	-0.94
17. Cansancio físico	1.93	1.23	0.03	-0.87
18. Desgaste emocional	1.58	1.23	0.33	-0.87
Indolencia	0.75	0.72	1.15	0.96
2. No atender	1.08	1.17	0.82	-0.26



Escala ítems	M	DT	Asimetría	Curtosis
3. Insoportables	0.92	1.11	1.01	-0.05
6. Pesados	0.24	0.63	3.11	9.87
7. Indiferencia	0.67	1.05	1.41	0.85
11. Ironía	0.63	1.00	1.53	1.57
14. Etiquetar	1.01	1.06	0.81	-0.32
Culpa	0.78	0.78	1.36	2.20
4. Preocupa trato	0.99	1.29	1.14	0.12
9. Culpa actitudes	0.97	1.08	0.93	0.07
13. Remordimientos	0.46	0.85	2.25	5.28
16. Pedir disculpas	0.86	1.07	1.32	1.21
20. Cosas mal dichas	0.62	0.86	1.31	0.88

Nota. El número del ítem indica su ubicación en el CESQT.

En cuanto a la asimetría, la mayoría de los ítems de las escalas Ilusión por el trabajo, Desgaste psíquico, Indolencia y Culpa presentaron valores dentro del rango ± 2 . (Kline, 2015; Miles y Shevlin, 2005), con excepción del ítem 6 en la escala Indolencia ($As = 3.11$) y el ítem 13 en la escala Culpa ($As = 2.25$). Respecto a los valores de curtosis, solo el ítem 10 ($Cu = 2.48$) superó el valor de 2, mientras que el ítem 6 ($Cu = 9.87$) y el 13 ($Cu = 5.28$) superaron el valor 3 (Westfall y Henning, 2013). Dado que valores de curtosis mayores de 3 pueden cuestionar la distribución normal univariada de esos ítems (Westfall y Henning, 2013), se calculó el coeficiente de Mardia para valorar la normalidad multivariada. Se obtuvo un valor de 83.68 ($c.r. = 17.45$), menor que " $p(p+2)$ ", siendo p el número de ítems. Este resultado permite considerar que se da normalidad multivariada (Bollen, 1989). Por otra parte, el Bollen-Stine bootstrap ($r = 1,000$) resultó significativo para $p = .030$. Este resultado puede cuestionar la normalidad multivariada. No obstante, el nivel de significación se ve afectado por el tamaño de la muestra; de manera que con muestras grandes suele resultar significativo indicando la ausencia de una distribución normal de los datos. Por ello, en el caso de los modelos de ecuaciones estructurales se recomienda interpretar este resultado de manera conjunta con los valores de asimetría y curtosis de los ítems (Stevens, 2009). Considerando los resultados de manera conjunta, se puede asumir que existen niveles de normalidad multivariante suficiente para



aplicar el método de estimación ML, pues las desviaciones de 0 para los valores de asimetría y curtosis, en general, son bastante aceptable (ver Byrne, 2012) y el índice de Mardia obtuvo un valor adecuado.

Análisis de la estructura factorial

Como se observa en la tabla 2, el modelo hipotetizado inicial no presentó un ajuste adecuado a los datos: $\chi^2_{(164)} = 355.96$, $p < .001$, GFI = .808, NNFI = .844, CFI = .865 y RMSEA = .088, por lo que se liberaron covarianzas entre errores, pero siempre entre ítems de la misma escala. Se liberaron de manera progresiva, considerando el valor de los índices de modificación, de mayor a menor, las siguientes covarianzas: (1) Ilusión por el trabajo (dos relaciones): Ítem 1-Ítem 5, Ítem 1-Ítem 15; (2) Desgaste psíquico (dos relaciones): Ítem 8-Ítem 12, Ítem 8-Ítem 18; (3) Indolencia (una relación): Ítem 2-Ítem 3 y (4) Culpa (una relación): Ítem 9-Ítem 13. En total se liberaron seis relaciones (figura 1).

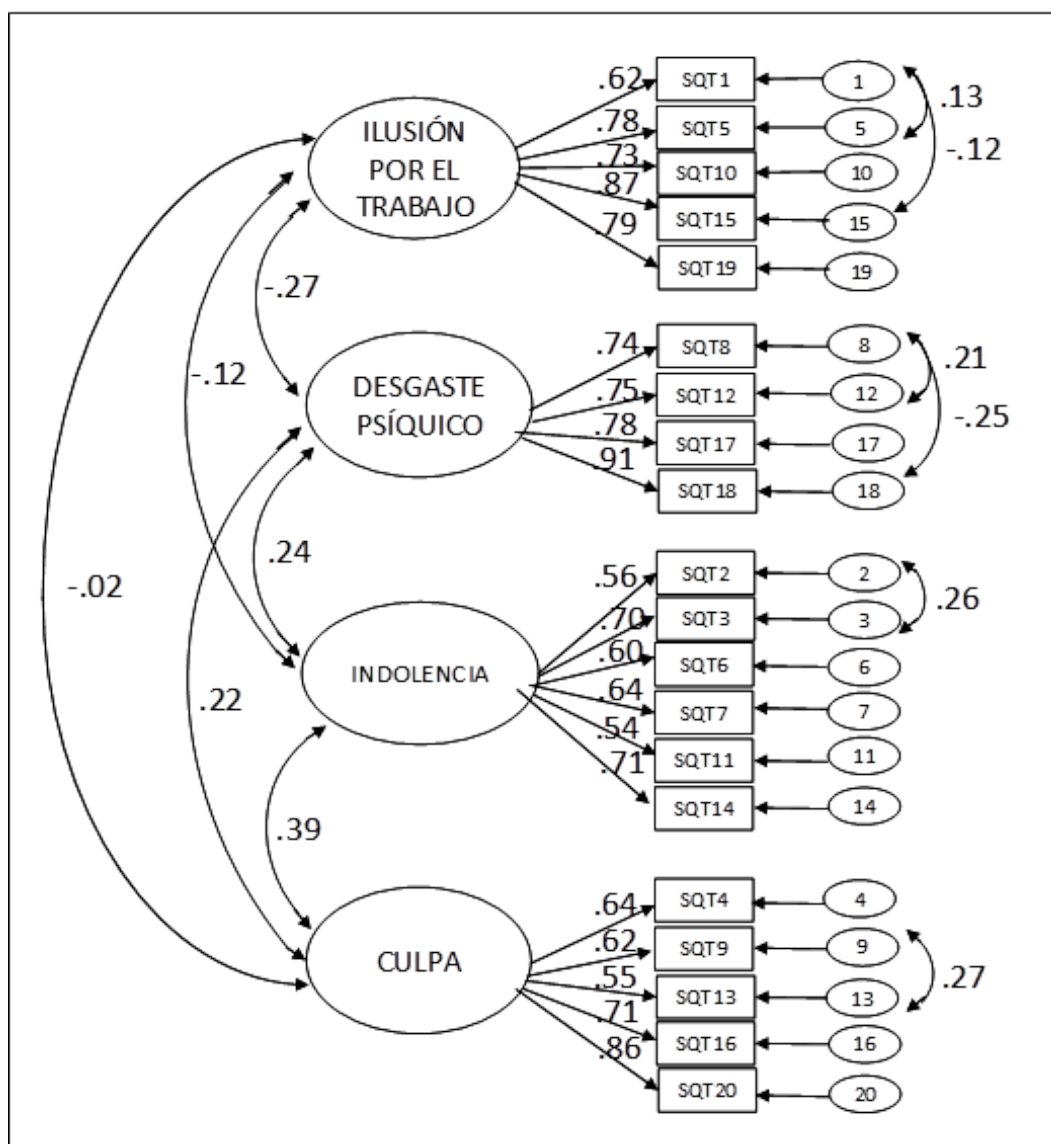
■ **Tabla 2.** Índices de ajuste de los modelos para el CESQT

Modelos	χ^2	gl	χ^2/gl	RMSEA	GFI	NNFI	CFI
Modelo Inicial	355.96	164	2.17	.088	.808	.844	.865
Modelo Revisado	261.05	158	1.65	.066	.858	.913	.927

Nota 1: χ^2 = chi-cuadrado; gl = grados de libertad; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; GFI = Goodness-of-Fit Index; NNFI = Non-Normed Fit Index; CFI = Comparative Fit Index.

Nota 2: Para todos los valores de chi-cuadrado, $p < .001$.

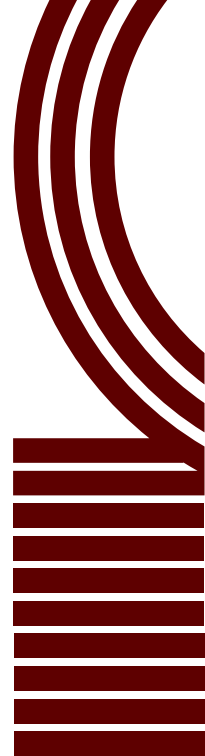
El modelo hipotetizado revisado presentó los siguientes resultados (tabla 2): $\chi^2_{(158)} = 261.05$, $p < .001$, $\chi^2/gl = 1.65$, RMSEA = .066_(.051-.079), que resultaron inferiores a los obtenidos en el modelo inicial, con el valor del RMSEA inferior a .080. Aunque el índice de bondad del ajuste o GFI = .858 resultó ligeramente inferior al valor que se plantea como adecuado, el valor del CFI = .927 y del NNFI = .913 indican un ajuste adecuado del modelo a los datos.



Fuente: Elaboración propia.

Figura 1. Resultados para el modelo factorial hipotetizado revisado

Todas las cargas factoriales resultaron significativas para $p < .001$ y valores para los coeficientes críticos superiores a 1.96. El valor más bajo para las relaciones ítem-factor se obtuvo para la relación entre el ítem II (“Me apetece ser irónico/a con algunos colaboradores/as”) y el factor de Indolencia. El valor del parámetro para esta relación fue $\lambda = .53$ (c.r. = 5.06, $p < .001$) (figura 1). Las covarianzas para las relaciones entre las dimensiones del CESQT también resultaron significativas para $p < .05$, excepto la relación entre Ilusión por el trabajo y Culpa (cov = $-.019$, $p = .684$). Con estos resultados se aceptó el modelo hipotetizado revisado.



Validez convergente y validez discriminante

Para analizar la validez convergente de los constructos, además de considerar el valor de las cargas factoriales, y su nivel de significación, se calculó la varianza media extraída (AVE) de los cuatro factores del CESQT (tabla 3, diagonal). Considerando los pesos factoriales se puede afirmar que los resultados apoyan la validez convergente, pues todos resultaron superiores a .50 (Hair et al., 2014). Sin embargo, los valores de la AVE resultaron superiores a .50 para los factores Ilusión por el trabajo (AVE = .58) y Desgaste psíquico (AVE = .63), ligeramente inferior a .50 para el factor Culpa (AVE = .49) y claramente inferior para el factor Indolencia (AVE = .38).

■ **Tabla 3.** Varianza media extraída y estimaciones de la varianza compartida

	1	2	3	4
1. Ilusión por el trabajo	.58	.32	.08	.00
2. Desgaste psíquico	-.42	.63	.10	.09
3. Indolencia	-.29	.32	.38	.32
4. Culpa	-.07	.30	.57	.49

Nota: Los valores de las correlaciones están bajo la diagonal; los valores de las correlaciones al cuadrado están sobre la diagonal, y los valores de la varianza media estimada (AVE) se presentan en negrita en la diagonal.

Para evaluar la validez discriminante se siguió el procedimiento recomendado por Fornell y Larcker (1981), que consiste en comparar el valor de la varianza media extraída de cada factor con los valores de la varianza compartida entre los factores. Si el valor de la varianza media extraída de cada factor es mayor que el de la varianza compartida con el resto de los factores, se puede concluir que existe validez discriminante. La varianza compartida entre los factores se calculó mediante la correlación al cuadrado (tabla 3). Como se observa en la tabla 3, para todos los factores el valor del índice AVE resultó superior a la correlación al cuadrado para todos los pares de relación, pues el valor más alto de la correlación al cuadrado fue para la relación entre Indolencia y Culpa ($r^2 = .32$). Por tanto, se puede afirmar que los resultados apoyan la validez discriminante entre los factores.

Análisis de la fiabilidad

La tabla 4 presenta los valores alfa de Cronbach y omega de McDonald para todas las escalas que componen el CESQT. Se evidencian consistencias internas y valores de fiabilidad compuesta adecuados para todas las escalas. Es el caso de Ilusión por el trabajo, Desgaste Psíquico y Culpa, que presentaron valores superiores o iguales a .80, e Indolencia, que presentó un valor alfa ligeramente inferior pero confiable ($\alpha = .79$). Para el coeficiente omega de McDonald se obtuvieron resultados superiores a .80 para todas las escalas. La homogeneidad corregida fue alta para todos los ítems, con valores superiores a .40, lo cual asegura la fiabilidad de los ítems y de las escalas en general. En cuanto al valor alfa al eliminar el ítem, todos los ítems aportan al incremento de la consistencia interna de cada una de las dimensiones que miden el SQT (tabla 4).

■ **Tabla 4.** Análisis de relación ítem-escala de las subescalas del CESQT

Nº de ítem	Homogeneidad corregida	Correlación múltiple cuadrado	Alfa si se elimina el elemento
Ilusión por el trabajo ($\alpha = .87$.84-.90) ($\omega = .88$.83-.91) (CR = .87)			
1	.59	.44	.86
5	.79	.64	.82
10	.69	.51	.84
15	.72	.61	.83
19	.69	.53	.84
Desgaste psíquico ($\alpha = .86$.83-.90) ($\omega = .87$.82-.90) (CR = .87)			
8	.68	.53	.84
12	.75	.61	.81
17	.71	.57	.83
18	.73	.61	.82
Indolencia ($\alpha = .79$.74-.84) ($\omega = .81$.74-.86) (CR = .78)			
2	.55	.40	.76
3	.68	.51	.73
6	.49	.27	.78
7	.55	.32	.76
11	.47	.24	.78
14	.59	.40	.75

Nº de ítem	Homogeneidad corregida	Correlación múltiple cuadrado	Alfa si se elimina el elemento
Culpa ($\alpha = .80.76-.85$) ($\omega = .81 .72-.88$) (CR = .82)			
4	.53	.33	.80
9	.61	.47	.76
13	.56	.42	.78
16	.61	.43	.76
20	.71	.53	.74

Nota: El número del ítem indica su ubicación en el CESQT.

Adicionalmente se calcularon los valores para la fiabilidad compuesta (CR), considerando la suma del cuadrado de las cargas factoriales y la suma de las varianzas de error (Hair et al., 2014). En la tabla 4 se presentan los valores obtenidos, que fueron superiores a .70 para todos los constructos.

Discusión

Este estudio tuvo como objetivo analizar la validez factorial del modelo psicométrico del CESQT en una muestra multiocupacional de trabajadores colombianos. Con el fin de lograr este propósito se probó la estructura factorial del modelo, la validez convergente y discriminante de los constructos y la consistencia interna de las escalas que componen el CESQT.

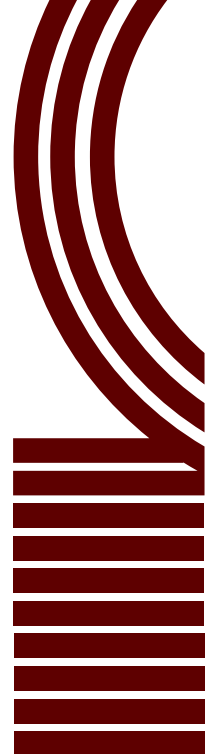
Los resultados de este estudio ratifican la consistencia del modelo original formulado por Gil-Monte (2011; 2019), que diferencia cuatro factores o dimensiones para la evaluación del SQT: Ilusión por el trabajo, Desgaste psíquico, Indolencia y Culpa. Se confirmó la estructura factorial hipotetizada y la validez factorial del CESQT en la muestra del estudio. Aunque el modelo inicial hipotetizado no obtuvo un ajuste adecuado a los datos, el modelo revisado, que consistió en liberar seis covarianzas de error entre ítems del mismo factor, sí presentó un ajuste adecuados a los datos. Estos resultados sobre la estructura factorial son similares a los obtenidos en estudios realizados en otros países de Latinoamérica (Carlotto et al., 2015; Gil-Monte et al., 2013; Olivares-Faúndez et al., 2018) y de Europa (Figueiredo-Ferraz et al., 2013; Gil-Monte y Manzano-García, 2015; Gil-Monte et al., 2017; Llorca-Rubio et al., 2021) y aportan evidencias adicionales a estudios de metaanálisis previos en los que se concluye que es un instrumento válido y fiable (Serna-Gómez et al., 2018). Los resultados también

son relevantes porque se prueba la validez del CESQT en una zona geográfica, cultural, e incluso lingüística, diferente de las zonas en las que se han realizado estudios previos en Latinoamérica: Brasil (Carlotto et al., 2015); México (Gil-Monte et al., 2013; Gil-Monte y Noyola, 2011) y Chile (Gil-Monte y Olivares, 2011; Olivares-Faúndez et al., 2018). E incluye una región andina en el grupo de países en los que el CESQT ha sido validado.

Todos los valores obtenidos para las cargas factoriales, superiores a .50, e incluso superiores a .60 para 16 ítems (80 %), permiten afirmar que los cuatro constructos que componen el CESQT tienen validez concurrente (Hair et al., 2014). Esta afirmación se ve reforzada en el caso de los factores Ilusión por el trabajo y Desgaste psíquico por los valores obtenidos para la varianza media extraída (AVE), que superó ampliamente el valor de .50 y estuvo cercano para el factor Culpa (AVE = .49). Sin embargo, para el factor Indolencia el valor de la AVE no sustentaría la validez convergente (Hair et al., 2014). La validez discriminante de los factores ha sido probada, pues en todos los casos el valor de la AVE resultó superior al valor de las correlaciones al cuadrado para todos los pares de factores (Hair et al., 2014).

Todos los valores de fiabilidad alfa de Cronbach (Pontekotto y Ruckdeschel, 2007) y fiabilidad compuesta estimada con omega (McDonald, 1999) y con los pesos factoriales (CR) (Hair et al., 2014) han superado los umbrales recomendados (Campo-Arias y Oviedo, 2008) en todos los factores, por lo que se puede afirmar que las cuatro dimensiones del CESQT son fiables en la estimación de la medida. Además, los valores de homogeneidad corregida para los ítems fueron altos, y esto indica que los ítems predicen bien la puntuación de cada una de las dimensiones del CESQT; y todos los ítems contribuyen al incremento de la fiabilidad alfa de Cronbach de las escalas a las que pertenecen, pues suprimir alguno de los ítems implica un decremento en la consistencia interna de las mismas.

El factor Indolencia fue el que presentó los indicadores de validez más débiles. Considerando los ítems, los valores más extremos de asimetría (3.11) y curtosis (9.87) los encontramos en el ítem 6 (“Creo que los familiares de los colaboradores/as son unos pesados”) que forma parte de esta escala. Esos valores desestiman la normalidad univariante del ítem. En este ítem también se da la media más baja de todos los ítems de la escala y de los veinte ítems del cuestionario. Hay que señalar que este resultado no es habitual en los estudios sobre la validez psicométrica del CESQT, pues lo más frecuente es que los valores más extremos de asimetría y



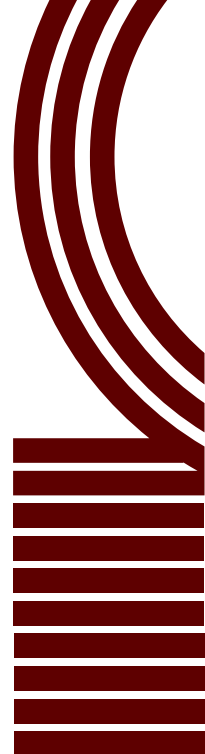
curtosis, junto con el valor más bajo de la media, se obtengan para el ítem 7 (Gil-Monte et al., 2010; Gil-Monte y Figueiredo-Ferraz, 2013) o el ítem 11 (Carlotto et al., 2015; Gil-Monte et al., 2013; Gil-Monte y Noyola, 2011; Gil-Monte y Olivares, 2011; Gil-Monte y Zúñiga-Caballero, 2010), que también forma parte de la escala Indolencia. El resultado podría explicarse por las características heterogéneas de la muestra, por el sector profesional del que procede, en el que los familiares de los usuarios pueden no ser una fuente relevante de tensión psicológica a diferencias de sectores como la sanidad o la educación, o por el país de origen de la muestra.

En cuanto al tamaño de las cargas factoriales, el ítem 11, que también corresponde a la escala Indolencia, tuvo el valor más bajo. Este resultado puede entenderse por el hecho de que algunos términos en la redacción del ítem no son usuales en el contexto colombiano (*e. g.*: “Me apetece ser irónico/a...”) y podrían no entenderse como una actitud negativa en el trabajo. No obstante, también puede ser que el término irónico genere cierto rechazo por deseabilidad social, pues es un ítem que también ha presentado el peso factorial más bajo en estudios realizados en España (Gil-Monte & Figueiredo-Ferraz, 2013; Gil-Monte y Manzano-García, 2015; Llorca-Rubio et al., 2021), en Portugal (Figueiredo-Ferraz et al., 2013) y en México (Gil-Monte y Zúñiga-Caballero, 2010).

Atendiendo a la validez convergente, los resultados más débiles se obtuvieron también para el factor Indolencia. Así, el valor de la AVE fue considerablemente inferior a .50; por lo que según este índice se cuestiona la validez convergente del factor, pues este resultado indicaría que el porcentaje de varianza explicada por el factor en los ítems es inferior al error (Fornell y Larcker, 1981). No obstante, las cargas factoriales fueron superiores a .50 para todos los ítems, lo que es un indicador de que el factor sí tiene un nivel adecuado de validez convergente (Hair et al., 2014).

Limitaciones y recomendaciones

Una posible limitación de este estudio puede derivar de las características de la muestra: (a) el tamaño relativamente pequeño de la muestra, (b) los sectores ocupacionales en los que ha sido recogida y (c) la heterogeneidad profesional de los participantes en el estudio. No obstante, aunque la muestra no tiene el valor clásico recomendado de al menos 10 sujetos por ítem, hay autores que sugieren que para realizar un análisis factorial puede ser suficiente con una muestra que



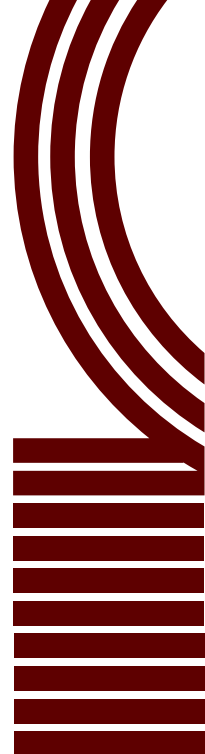
tenga entre 100 y 200 sujetos (Boomsma, 1982; 1985), o un ratio de 5 sujetos por ítem (Bentler y Chou, 1987; Gorsuch, 1983), e incluso se desaconseja utilizar el criterio de la relación entre número de sujetos/número de ítems porque no tiene ninguna base sólida y hay otros elementos del análisis factorial que también son relevantes, como las comunalidades de los factores (MacCallum et al., 1999). También se considera relevante el valor de las cargas factoriales. En este sentido, los valores obtenidos para la relación ítem-factor (λ) resultaron en todos los casos superiores a .50, y dieciocho de los veinte valores (90%) resultaron superiores a .60. Con estos resultados, el tamaño de la muestra podría considerarse suficiente para concluir que los resultados obtenidos son fiables (Stevens, 2009).

Otras limitaciones del estudio tienen que ver con el diseño y procedimiento de recogida de datos, que se realizó “online” y sin controlar la selección de los participantes en el estudio, y con el sesgo de respuesta que conlleva toda recogida de datos con cuestionario relacionado con la interpretación de los ítems por parte de los sujetos y la sinceridad de sus respuestas.

Tomando en consideración esas limitaciones, se recomienda la realización de futuros estudios en Colombia para replicar los resultados con muestras superiores a las de este estudio, más heterogéneas respecto a las características sociolaborales de los sujetos, y extraídas de sectores ocupacionales en los que el SQT es un problema relevante por sus niveles de prevalencia, como sanidad, educación, servicios sociosanitarios (p. e., atención a personas con discapacidad) o servicios sociales, controlando la selección de participantes en el estudio y modificando el procedimiento de recogida de datos.

A pesar de las limitaciones señaladas, tomados en conjunto los resultados del estudio, nos permiten afirmar que el CESQT presenta validez de constructo, validez convergente y validez discriminante. Por tanto, un aporte de este estudio y que le confiere valor añadido sobre otros estudios similares es que se puede concluir que el CESQT ha demostrado suficientes indicios de fiabilidad y validez en tiempos de la Covid-19 y en otro contexto cultural de Latinoamérica, perteneciente a la comunidad andina. En este sentido, se trata de un estudio pionero, pues no se han encontrado estudios previos de validación del CESQT realizados en Bolivia, en Ecuador o en Perú.

Como implicación práctica cabe señalar que al considerarlo un instrumento válido y fiable, se puede utilizar para realizar estudios de prevalencia sobre el SQT

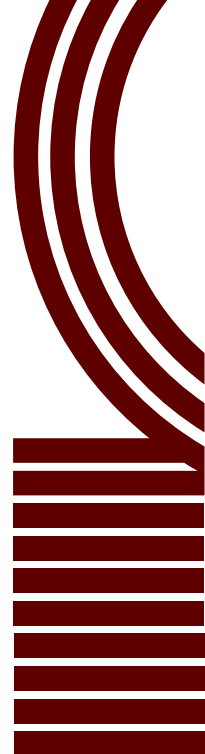


en Colombia; también puede utilizarse en la práctica clínica para el diagnóstico del SQT como apoyo a las técnicas cualitativas.

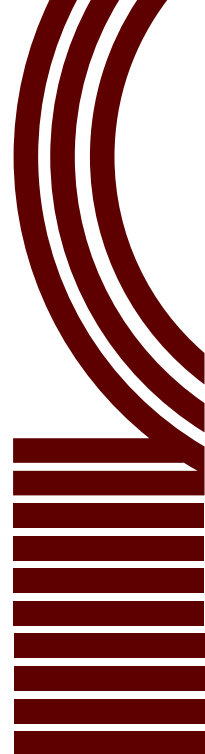
Referencias

- Bakker, A., Demerouti, E. y Euwema, M. (2005). Job resources buffer the impact of job demands on burnout. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10(2), 170-180. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.10.2.170>.
- Bentler, P. M. y Chou, C. H (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16(1), 78-117. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001004>.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons.
- Boomsma, A. (1982). Robustness of LISREL against small sample sizes in factor analysis models. En K. G. Joreskog H. Wold (Ed.), *Systems under indirection observation: Causality, structure, prediction (Part I)* (pp. 149-173). North Holland.
- Boomsma, A. (1985). Nonconvergence, improper solutions, and starting values in LISREL maximum likelihood estimation. *Psychometrika*, 50(2), 229-242. <https://doi.org/10.1007/BF02294248>.
- Bosle, A. y Gil-Monte, P. R. (2010). Psychometric properties of the Spanish Burnout Inventory in German professionals: Preliminary results. *Ansiedad y Estrés*, 6(2-3), 283-291.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus. Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.
- Campo-Arias, A. y Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839.
- Carlotto, M.S., Gil-Monte, P.R. y Figueiredo-Ferraz, H. (2015). Factor analysis of the Spanish Burnout Inventory among public administration employees. *Japanese Psychological Research*, 57(2), 155-165. <https://doi.org/10.1111/jpr.12071>.
- Cox, T. y Mackay, C. (1981). A transactional approach to occupational stress. En E.N. Corlett y J. Richardson (Eds.), *Stress, work design and productivity*. Wiley & Sons.
- Díaz, F. y Gómez, I. C. (2016). La investigación sobre el síndrome de burnout en Latinoamérica entre 2000 y el 2010 [The research on burnout syndrome in Latin America between 2000 and 2010]. *Psicología desde el Caribe*, 33(1), 113-131. <http://dx.doi.org/10.14482/psdc.33.1.8065>.
- Eagly, A. H. y Chaiken, S. (1993). *The psychology of attitudes*. Harcourt Brace Jovanovich.
- Esteves, G. G. L., Leão, A. A. M. y Alves, E. O. (2020). Evidências de validade do “Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo” em profissionais da saúde. *Psico*, 51(4), 1-9. <https://doi.org/10.15448/1980-8623.2020.4.33335>.
- Figueiredo-Ferraz, H., Gil-Monte, P. R. y Grau-Alberola, E. (2013). Psychometric properties of the “Spanish Burnout Inventory” (SBI): Adaptation and validation in a Portuguese-speaking sample. *European Review of Applied Psychology*, 63, 33-40. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2012.08.003>.

- Figueiredo-Ferraz, H., Gil-Monte, P. R., Grau-Alberola, E. y Ribeiro do Couto, B. (2021). The mediator role of feelings of guilt in the process of burnout and psychosomatic disorders: A cross-cultural study. *Frontiers in Psychology, 12*(751211), 1-13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.751211>.
- Figueiredo-Ferraz, H., Grau-Alberola, E., Gil-Monte, P.R. y García-Juegas, J. (2012). Síndrome de quemarse por el trabajo y satisfacción laboral en profesionales de enfermería. *Psicothema, 24*(2), 271-276.
- Freudenberger, H. (1975). The staff burn-out syndrome in alternative institutions. *Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 12*(1), 73-82. <https://doi.org/10.1037/h0086411>.
- Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research, 18*(3), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>.
- Gil-Monte, P.R. (2003). *Burnout syndrome: ¿síndrome de quemarse por el trabajo, desgaste profesional, estrés laboral o enfermedad de Tomás?* *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones, 19*(2), 181-197.
- Gil-Monte, P. R. (2005). *El síndrome de quemarse por el trabajo. Una enfermedad laboral en la sociedad del bienestar* [Burnout: An occupational illness in the society of well-being]. Pirámide.
- Gil-Monte, P. R. (2007). El síndrome de quemarse por el trabajo (*burnout*) como fenómeno transcultural. *Información Psicológica, 91*(92), 4-11.
- Gil-Monte, P. R. (2011). *Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo (CESQT)*. Manual. TEA Ediciones.
- Gil-Monte, P. R. (2012). Influence of guilt on the relationship between burnout and depression. *European Psychologist, 17*(3), 231-236. <https://doi.org/10.1027/1016-9040/a000096>.
- Gil-Monte, P. R. (2019). *CESQT. Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo* [SBI: The Spanish Burnout Inventory] (2ª ed.). TEA Ediciones.
- Gil-Monte, P. R., Carlotto, M. S. y Gonçalves, S. (2010). Validation of the Brazilian version of the "Spanish Burnout Inventory" in teachers. *Revista de Saúde Pública, 44*(1), 140-147. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102010000100015>.
- Gil-Monte, P. R., Figueiredo-Ferraz, H. y Valdez-Bonilla, H. (2013). Factor analysis of the Spanish Burnout Inventory among Mexican prison employees. *Canadian Journal of Behavioural Science, 45*(2), 96-104. <https://doi.org/10.1037/a0027883>.
- Gil-Monte, P. R. y Figueiredo-Ferraz, H. (2013). Psychometric properties of the 'Spanish Burnout Inventory' among employees working with people with intellectual disability. *Journal of Intellectual Disability Research, 57*(10), 959-968. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2788.2012.01591.x>.
- Gil-Monte, P.R. y Manzano-García, G. (2015). Psychometric properties of the Spanish Burnout Inventory among staff nurses. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing, 22*(10), 756-763. <https://doi.org/10.1111/jpm.12255>.



- Gil-Monte, P. R. y Noyola, V. S. (2011). Estructura factorial del “Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo” en maestros mexicanos de educación primaria. *Revista Mexicana de Psicología*, 28(1), 75-84.
- Gil-Monte, P. R. y Olivares, V. (2011). Psychometric properties of the “Spanish Burnout Inventory” in Chilean professionals working to physical disabled people. *The Spanish Journal of Psychology*, 14(1), 441-451.
- Gil-Monte, P.R., Viotti, S. y Converso, D. (2017). Propiedades psicométricas del «Cuestionario para el Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo» (CESQT) en profesionales de la salud italianos: una perspectiva de género. *Liberabit*, 23(2), 153-169. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2017.v23n2.01>.
- Gil-Monte, P. R. y 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(1), 169-178. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy9-1.vfce>.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2ª ed.). Erlbaum.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. y Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7ª ed.). Pearson.
- Hermosa, A. M. (2006). Satisfacción laboral y síndrome de “burnout” en profesores de educación primaria y secundaria. *Revista Colombiana de Psicología*, 15, 81-89.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modelling* (4ª ed.). Guilford.
- Lazarus, R. S. y Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. Martínez Roca.
- Llorca-Pellicer, M., Soto-Rubio, A. y Gil-Monte, P. R. (2021). Development of burn-out syndrome in non-university teachers: Influence of demand and resource variables. *Frontiers in Psychology*, 12(644025), 1-13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.644025>.
- Llorca-Rubio, J. L., Llorca-Pellicer, M. y Gil-Monte, P. R. (2021). Fiabilidad y validez de constructo de la traducción al valenciano/catalán del Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo (CESQT) en docentes no universitarios. *Informació Psicològica*, 121, 42-57. <https://doi.org/10.14635/IPSIC.121.1>.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>.
- MacCallum, R. C., Widaman, K.F., Zhang, S. y Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84-99.
- Maslach, C. (1976). Burned-out. *Human Behavior*, 9(5), 16-22.
- Maslach, C. (2006). Understanding job burnout. En A.M. Rossi, P. Perrewe & S. Sauter (Eds.), *Stress and quality of working life: Current perspectives in occupational health* (pp. 37-51). Information Age Publishing.



- Maslach, C., Jackson S. E. y Leiter, M. P. (1996). *Maslach Burnout Inventory. Manual* (3ª ed.) Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C. y Leiter, M. P. (2016). Understanding the burnout experience: recent research and its implications for psychiatry. *World psychiatry: Official Journal of the World Psychiatric Association (WPA)*, 15(2), 103-111. <https://doi.org/10.1002/wps.20311>.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Michel, J. S., Rotch, M. A., Carson, J. E., Bowling, N. A. y Shifrin, N. V. (2021). Flattening the latent growth curve? Explaining within-person changes in employee well-being during the COVID-19 pandemic. *Occupational Health Science*, 1-29. Advance online publication. <https://doi.org/10.1007/s41542-021-00087-4>.
- Miles, J. y Shevlin, M. (2005). *Applying regression & correlation. A guide for students and researchers*. Sage.
- Misiołek, A., Gil-Monte, P. R. y Misiołek, H. (2017). Prevalence of burnout in Polish anesthesiologists and anesthetist nursing professionals: A comparative non-randomized cross-sectional study. *Journal of Health Psychology*, 22(4), 465-474. <https://doi.org/10.1177/1359105315604377>.
- Misiolek-Marín, A., Soto-Rubio, A., Misiolek, H. y Gil-Monte, P. R. (2020). Influence of burnout and feelings of guilt on depression and health in anesthesiologists. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(24), 9267, 1-17. <https://doi.org/10.3390/ijerph17249267>.
- Morata-Ramírez, M. A., Holgado-Tello, F. P., Barbero-García, I. y Gonzalo Méndez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio. Recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error tipo I de Ji-cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12(1), 79-90. <http://dx.doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>.
- Muñoz, A. y Velásquez, M. (2016). Síndrome de quemarse por el trabajo en profesionales de enfermería, Bogotá, Colombia. *Revista Facultad Nacional de Salud Pública*, 34(2), 202-211. <https://doi.org/10.17533/udea.rfnsp.v34n2a09>.
- Nunnally, J. C. (1994). *Psychometric theory* (3ª ed.). McGraw-Hill.
- Olivares-Faúndez, V. E., Gil-Monte, P. R. y Figueiredo-Ferraz, H. (2014). The mediating role of feelings of guilt in the relationship between burnout and the consumption of tobacco and alcohol. *Japanese Psychological Research*, 56(4), 340-348. <https://doi.org/10.1111/jpr.12058>.
- Olivares-Faúndez, V., Gil-Monte, P. R., Montaña, R., Barrera, R., Fredes, D. y Figueiredo-Ferraz, H. (2018). Validez factorial del cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo (CESQT) en profesionales de servicios [Factorial validity of the Spanish Burnout Inventory (SBI) in a sample of service professionals]. *Interciencia*, 43(6), 417-424.
- Organización Mundial de la Salud [OMS] (2021). *Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-11)*. <https://icd.who.int/en>.
- Pontekotto, J. G. y Ruckdeschel, D. E. (2007). An overview of coefficient alpha and a reliability matrix for estimating adequacy of internal consistency coefficients with psychological research measures. *Perceptual and Motor Skills*, 105, 997-1014. <https://doi.org/10.2466/pms.105.3.997-1014>.

- Rabasa, B., Figueiredo-Ferraz, H., Gil-Monte, P. R. y Llorca-Pellicer, M. (2016). The role of guilt in the relationship between teacher's job burnout syndrome and the inclination toward absenteeism. *Revista de Psicodidáctica*, 21(1), 103-119. <https://doi.org/10.1387/RevPsicodidact.13076>.
- Sarason, S. B. (1985). *Caring and compassion in clinical practice*. Jossey Bass.
- Serna-Gómez, H. M., García-Rivera, B. R., Olgún-Tiznado, J. y Vásquez-Grisales, D. (2018). Spanish burnout inventory: A meta-analysis based approach. *Contaduría y Administración*, 63(2), 1-13. <http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1120>.
- Shirom, A. (2009). Acerca de la validez del constructo, predictores y consecuencias del burnout en el lugar de trabajo. *Ciencia & Trabajo*, 11(32), 44-54.
- Sklar, M., Ehrhart, M. G. y Aarons, G. A. (2021). COVID-related work changes, burnout, and turnover intentions in mental health providers: A moderated mediation analysis. *Psychiatric Rehabilitation Journal*, 44(3), 219-228. <http://dx.doi.org/10.1037/prj0000480>.
- Stevens, J. P. (2009). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (5th ed.). Routledge Academic.
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5ª ed.). Allyn and Bacon.
- Ullman, J. B. y Bentler, P. M. (2003). Structural Equation Modeling. In J. A. Schinka, W. F. Velicer & I. B. Weiner (Eds.), *Handbook of psychology* (pp. 607-634). John Wiley & Sons.
- Vargas, C. S. y Barrientos, A. S. (2017). Análisis confirmatorio y coeficiente Omega como propiedades psicométricas del instrumento clima laboral de Sonia Palma. *Revista de Investigación en Psicología*, 20(2), 377-388. <http://dx.doi.org/10.15381/rinvp.v20i2.14047>.
- Viotti, S., Gil-Monte, P. R. y Converso, D. (2015). Toward validating the Italian version of the "Spanish Burnout Inventory": a preliminary study. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 49(5), 819-825. <https://doi.org/10.1590/S0080-623420150000500016>.
- Viotti, S., Guidetti, G., Gil-Monte, P.R. y Converso, D. (2017). La misurazione del burnout nei contesti sanitari: validità di costrutto e invarianza fattoriale della versione italiana dello Spanish Burnout Inventory (SBI-Ita). *Psicologia della Salute*, 1, 123-144. <https://doi.org/10.3280/PDS2017-001007>.
- Westfall, P. H. Henning, K. S. S. (2013). *Texts in statistical science: Understanding advanced statistical methods*. Taylor & Francis.
- World Medical Association (2013). Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA*, 310 (20), 2191-2194. <https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053>.

