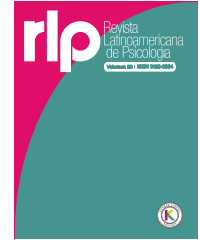




Revista Latinoamericana de Psicología

<http://revistalatinoamericanadepsicologia.konradlorenz.edu.co/>



ORIGINAL

Propiedades psicométricas del CESQT, versión Desencanto Profesional (CESQT-DP) en una muestra multiocupacional colombiana

Camila Umaña Ruiz ^{a,*}, Viviola Gómez Ortiz ^b, Pedro R. Gil-Monte ^c,
Pedro Gil-LaOrden ^c, Sebastián Segura Camacho ^d

^a Departamento de Administración de Empresas, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia

^b Departamento de Psicología, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia

^c Unidad de Investigación Psicosocial de la Conducta Organizacional (UNIPISCO), Universitat de València, Valencia, España

^d PRAX, Envigado, Colombia

Recibido el 21 de abril de 2023; aceptado el 9 de octubre de 2023

PALABRAS CLAVE

Burnout, Síndrome de Quemarse por el Trabajo, CESQT-DP, validación psicométrica, trabajadores colombianos

Resumen **Introducción/Objetivos:** existen múltiples instrumentos para evaluar el Síndrome de Quemarse por el Trabajo (*burnout*) en profesiones relacionadas con el servicio a otras personas. Sin embargo, hay limitaciones metodológicas para estudiar este fenómeno en poblaciones de trabajadores generales. El presente estudio tiene como objetivo ofrecer evidencia de la validez y fiabilidad del “Cuestionario para la Evaluación de Quemarse por el Trabajo”, en su versión Desencanto Profesional (CESQT-DP), la cual puede ser aplicada a trabajadores de cualquier ocupación, empleando para ello una muestra colombiana. **Método:** se efectuó un estudio psicométrico con una muestra multiocupacional de 2991 trabajadores. Se realizaron análisis factoriales confirmatorios, análisis de invarianza por sexo, validez convergente y discriminante y de consistencia interna. **Resultados:** los resultados muestran la estructura factorial, replicando las cuatro dimensiones hipotetizadas; se evidencia invarianza del instrumento según el sexo, y muestras de la validez convergente, discriminante y fiabilidad. **Discusión:** el CESQT-DP cuenta con altas calidades psicométricas y puede emplearse para evaluar el *burnout* en empleados en cualquier ocupación en Colombia.

© 2023 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Psychometric properties of the SBI, Professional Disenchantment version (SBI-DP), in a multi-occupational Colombian sample

KEYWORDS

Burnout, SBI-PD, Spanish Burnout Inventory, psychometric validation, Colombian workers

Abstract **Introduction/objectives:** Multiple instruments to assess burnout syndrome in employees working in service occupations exist. These instruments have methodological limitations for understanding the phenomenon of burnout in employees who are in professions not related to service to others. The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of the Spanish Burnout Inventory-Professional Disenchantment version (SBI-PD), in a Colombian

* Autora para correspondencia.

Correo electrónico: umana.m01@javeriana.edu.co

<https://doi.org/10.14349/rlp.2023.v55.28>

0120-0534/© 2023 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

sample, which can then be used in employees working in any sector of the economy. **Methods:** A psychometric validation study with 2,991 multi-occupational employees was developed. Analyses included CAF, sex invariance, convergent and discriminant validity, and internal consistency analyses. **Results:** The results provide evidence of the factorial structure of the instrument, sex invariance, convergent and discriminant validity, and reliability. **Discussion:** The SBI-PD version has excellent psychometric properties and can be used in Colombia with employees working in any occupation.

© 2023 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

El Síndrome de Quemarse por el Trabajo (*burnout*) es una de las consecuencias para la salud que tiene la exposición prolongada a estresores laborales. Este fenómeno se ha asociado con problemas de salud músculo-esquelética, gastrointestinales, privación del sueño y síntomas de gripa (Yang & Hayes, 2020). Diferentes factores han generado un interés renovado por este fenómeno, como la llegada de la pandemia por COVID-19 (Amanullah & Ramesh Shankar, 2020; Palomera-Chávez et al., 2021) y la inclusión del *burnout* en la clasificación internacional de enfermedades (CIE-11) (World Health Organization, 2019).

A pesar de ser una problemática estudiada desde la década de 1970, aún existen problemas asociados a su comprensión y evaluación (Bravo et al., 2021). El instrumento más empleado para evaluar el *burnout* es el Maslach Burnout Inventory (MBI) (Maslach & Jackson, 1981), el cual se emplea también en el contexto hispano-parlante (Álvarez-Cabrera et al., 2022). No obstante, cuenta con limitaciones como no derivarse de un marco teórico, presentar inconsistencias en su estructura factorial (Olivares Faúndez & Gil-Monte, 2009), y la dificultad para definir la prevalencia del *burnout* (Brady et al., 2022).

Por otra parte, aunque el *burnout* se describió inicialmente en profesionales asistenciales, diferentes estudios demuestran que puede presentarse en otras ocupaciones (Posig & Kickul, 2003). En este sentido, el *burnout* no se debe exclusivamente a la exposición a estresores interpersonales, sino también a la exposición prolongada a condiciones estresantes en el trabajo (Posig & Kickul, 2003). Por ejemplo, un exceso de demandas laborales (Kraimer et al., 2022), y la falta de recursos como el control y el apoyo social (Halbesleben, 2006). Este tipo de condiciones se presentan tanto en trabajos asistenciales, como de otro tipo. De esta forma, se ha generado la necesidad de crear instrumentos que superen las limitaciones del MBI y que sean aplicables a personas que trabajen en cualquier profesión.

El “Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo” (CESQT) parte de la concepción de que este síndrome es consecuencia de la exposición crónica a condiciones psicosociales estresantes en el trabajo (Gil-Monte et al., 2023). Desde esta perspectiva, el síndrome se desarrolla con la presentación de síntomas de desgaste psíquico y baja ilusión por el trabajo, similares a los síntomas de agotamiento y baja realización personal, respectivamente, que indica la Organización Mundial de la Salud (2023) en el CIE-11. Posteriormente, se desarrollan síntomas de distancia mental con respecto al trabajo, denominados indolencia o desencanto profesional, que actúan como una estrategia de afrontamiento disfuncional. Aunque esta estrategia ayuda a algunos trabajadores a gestionar su

desgaste psíquico y baja ilusión por el trabajo, en otros casos las personas desarrollan sentimientos de culpa, los cuales constituyen la cuarta dimensión del *burnout* (Gil-Monte et al., 2013).

El CESQT consta de dos versiones: una orientada a profesionales asistenciales (CESQT) y otra orientada a todo tipo de profesionales (CESQT-DP). En la versión para profesionales asistenciales se evalúa la variable “Indolencia”, que se refiere a la aparición de actitudes de indiferencia y cinismo hacia los usuarios. Por su parte, en la versión del CESQT-DP, se evalúa la variable “Desencanto” como alternativa a Indolencia, que consiste en actitudes de distanciamiento y cinismo hacia el objeto de trabajo. El instrumento, en sus dos versiones, consta de 4 escalas y 20 ítems distribuidos así (Gil-Monte, 2019):

1. Ilusión por el trabajo: cuenta con cinco ítems, idénticos en ambas versiones, que valoran el deseo del trabajador por conseguir objetivos profesionales (por ejemplo, “Mi trabajo me supone un reto estimulante”).
2. Desgaste psíquico: consta de cuatro ítems idénticos en ambas versiones, que evalúan el agotamiento físico y emocional (por ejemplo, “Pienso que estoy saturado por el trabajo”).
3. Indolencia vs. Desencanto: compuesta por seis ítems que evalúan actitudes indiferentes y críticas hacia los sujetos objeto del trabajo (Indolencia) o hacia la organización (Desencanto) (por ejemplo, “No me apetece hacer ciertas cosas de mi trabajo”).
4. Culpa: cinco ítems, idénticos en ambas versiones, que evalúan sentimientos de culpa generados por las actitudes indolentes o de desencanto (por ejemplo, “Me siento mal por algunas cosas que he dicho en el trabajo”).

Las tres primeras escalas permiten calcular un índice global de *burnout*, y la escala Culpa permite diferenciar dos perfiles de riesgo: con niveles muy altos o críticos de culpa y sin puntuar en esos niveles, que tiene mejor pronóstico (Gil-Monte, 2019).

Teniendo en cuenta que el *burnout* es una de las consecuencias que más se asocia al estrés laboral, resulta necesario disponer de instrumentos validados que permitan evaluarlo, así como se emplean instrumentos con estas características para constructos relacionados (Prieto-Díez et al., 2021). El CESQT se ha validado en diferentes países de Europa, Latinoamérica y Asia, mostrando su alta calidad psicométrica (Gil-Monte et al., 2023). Sin embargo, son pocos los estudios que han evaluado las características psicométricas del CESQT-DP (Camacho Ávila et al., 2015) y esta versión no ha sido validada en Colombia, a pesar de que

cuenta con ventajas significativas frente a la versión para la evaluación de profesionales asistenciales, pues permitiría evaluar el síndrome en poblaciones más amplias. El objetivo de este estudio fue brindar evidencia de la validez y fiabilidad del CESQT-DP en una muestra multiocupacional en Colombia.

Método

Contexto empírico

Participaron empleados de tres organizaciones en Colombia. La empresa 1 dedicada al transporte y almacenamiento de carga, con un aproximado de 100 empleados. La empresa 2 dedicada a la comercialización y reparación de componentes automotores cuenta con más de 1000 empleados. La empresa 3 pertenece al sector de educación, ofrece educación básica, secundaria y superior, y provee servicios de salud y educación en salud. Su plantilla está compuesta por más de 3000 empleados.

Muestra

Se recolectó información de 2991 participantes, de los cuales 39 (1.30%) pertenecían a la compañía 1, 500 (16.70%) a la compañía 2 y 2452 (82%) a la compañía 3. La edad promedio de los participantes fue de 48.48 años ($DS = 10.48$, $mínimo = 18$, $máximo = 82$). Los empleados habían trabajado en la empresa, en promedio, 8.26 años ($DS = 8.15$). El 10.8% (324) de los empleados, se dedicaba a actividades directivas, 49.8% (1490) a actividades profesionales, 34.1% (1019) a actividades técnicas y 5.3% (158) a actividades operativas.

Instrumentos

Se empleó el “Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo”, versión Desencanto Profesional (CESQT-DP) (Gil-Monte, 2019). Este instrumento cuenta con 20 ítems distribuidos en cuatro dimensiones, como se explicó en el apartado de introducción. Los ítems se responden en una escala Likert de 5 puntos, de 0 (*nunca*) a 4 (*muy frecuentemente: todos los días*). En este estudio se empleó la versión publicada del instrumento, sin realizar adaptaciones adicionales. Para ello, antes de aplicarlo, la versión original fue revisada por varios académicos colombianos expertos en psicología de la salud ocupacional (también conocidos como “seguridad y salud en el trabajo”), quienes concluyeron que las expresiones españolas del original eran aplicables al contexto cultural colombiano.

Procedimiento

La recolección de datos se realizó siguiendo la evaluación de riesgo psicosocial exigida por la ley colombiana en la Resolución 2646 de 2008. Se recolectó información sociodemográfica, sobre condiciones psicosociales del trabajo y el CESQT-DP mediante encuestas en línea. Para ello se empleó la herramienta tecnológica desarrollada por una empresa consultora especializada en gestión humana, seguridad y salud en el trabajo. Los encargados de Gestión

Humana de cada compañía recibieron información sobre la preparación a los empleados, quienes aceptaron un consentimiento informado. La empresa consultora solo compartió con el equipo investigador los datos de aquellos participantes que contestaron Sí al consentimiento informado y, por tanto, llenaron todo el CESQT-DP sin omisiones, motivo por el cual no se encuentran datos perdidos en los datos analizados. Para garantizar la confidencialidad, la empresa consultora anonimizó los datos.

Análisis de datos

Para estimar los estadísticos descriptivos y de consistencia interna se utilizó el programa SPSS 28. Se evaluó la fiabilidad de las escalas considerando el alfa de Cronbach. Para probar los modelos factoriales se utilizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa AMOS 26. En este se atendió a las sugerencias de 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 como el *GFI*, el *NNFI* y el *CFI*, cuyos valores oscilan entre 0 y 1. Algunos autores han recomendado valores superiores a .90 (Kline, 2016) como indicadores de un buen ajuste. Para el *RMSEA* (*root mean square error of approximation*) y para el *SRMR* (*standardized root mean square residual*) (Hu & Bentler, 1998) valores entre .05 y .08 indican un ajuste razonable a los datos.

Para probar el ajuste de modelos factoriales con diferente número de factores, las diferencias en ajuste se evaluaron mediante la diferencia en el valor de χ^2 entre modelos y con el índice Criterio de Información de Akaike (AIC, por sus siglas en inglés). El modelo con el menor valor en este índice se considera que ajusta mejor a los datos (Akaike, 1987). Diferencias en el AIC mayores de 4 apoyan la elección del modelo con el valor más bajo para el AIC (Burnham & Anderson, 2002).

Se evaluó la invarianza de sexo siguiendo un patrón de modelos anidados, en los que se añaden restricciones al aumentar el número de parámetros que se comparan entre los grupos hasta rechazar un modelo. Para concluir sobre la invarianza, se comparó el ajuste de los modelos anidados mediante la diferencia entre los valores del *CFI* y del *RMSEA*. Si el valor de la diferencia entre dos modelos anidados es igual o inferior a .01 en el *CFI* (Cheung & Rensvold, 2002) junto a un valor inferior a .015 en el *RMSEA* (Chen, 2007), se puede concluir que existe invarianza de medida, por lo que se acepta el modelo de nivel superior.

Se diseñaron cinco modelos. El análisis se inició con la evaluación del modelo de (1) invarianza configural (la misma estructura factorial en ambos grupos), para pasar a probar la (2) invarianza métrica o invarianza débil (incorpora la igualdad de cargas factoriales), (3) invarianza escalar o invarianza fuerte (incorpora la igualdad de los interceptos), (4) invarianza residual o invarianza estricta (incorpora la igualdad de la varianza de error de las variables observadas). Con estos análisis se probó la invarianza de medida. Además, se probó la invarianza estructural. Para ello, se incorporó (5) la invarianza de las varianzas y de las covarianzas de los factores (Dimitrov, 2010).

El método de estimación fue máxima verosimilitud (ML, por sus siglas en inglés), pues la escala de respuesta tiene un número de categorías de respuesta igual a 5 (Lloret-Se-

gura et al., 2014). Además, se analizó la validez convergente y discriminante de los factores considerando los valores de la varianza promedio extraída (AVE, por sus siglas en inglés) (Fornell & Larcker, 1981).

Consideraciones éticas

Este proyecto recibió aprobación del Comité de Ética Institucional de la Facultad de Administración de Empresas de la Universidad de los Andes, en Bogotá, Colombia, con el código “Memorando general número 8, de 7 de junio de 2017”. El estudio se ajustó a los principios éticos para investigación en seres humanos expresados por la Declaración de Helsinki emitida por la Asociación Médica Mundial (Asociación Médica Mundial, 2017), incluyendo la confidencialidad de los cuestionarios y su posterior anonimización.

Resultados

Análisis de los ítems

La tabla 1 muestra los descriptivos de los ítems y de las escalas que constituyen el CESQT-DP. Las medias más altas se obtuvieron para ítems de la dimensión Ilusión por

el trabajo, específicamente los ítems 10 ($M = 3.40$) y 15 ($M = 3.34$). Las medias más bajas corresponden al ítem 14 ($M = .36$) de la escala de Desencanto profesional y el ítem 13 ($M = .38$) de la escala de Culpa.

En cuanto a la asimetría, la mayoría de los ítems presentaron valores dentro del rango ± 2 (Kline, 2016), con excepción del ítem 14 en la escala Desencanto profesional ($As = 2.49$), el ítem 13 en la escala Culpa ($As = 2.06$) y el ítem 3 de la escala de Desencanto ($As = 2.04$). Respecto a los valores de curtosis, el ítem 5 ($Cu = 2.71$), el ítem 11 ($Cu = 2.71$) y el ítem 15 ($Cu = 2.90$) superaron el valor de 2, mientras que el ítem 10 ($Cu = 3.85$), el ítem 13 ($Cu = 4.98$) y el ítem 14 ($Cu = 6.33$) superaron el valor 3. Dado que los valores de curtosis mayores de 3 pueden cuestionar la distribución normal univariada de esos ítems (Westfall & 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. Estos resultados permiten considerar que se da normalidad multivariada (Bollen, 1989). Por otra parte, el Bollen-Stine bootstrap ($r = 1,000$) resultó significativo para $p = .03$. 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

Tabla 1. Estadísticos descriptivos para los ítems del CESQT

Escala Ítems	$M(DT)$	Correlación corre- gida ítem-escala	Asimetría	Curtosis	Alfa si se elimina el ítem
Ilusión por el trabajo ($\alpha = .82$; CR = .82)					
1. Trabajo reto	3.10 (0.85)	.56	-1.05	1.49	.79
5. Realización personal	3.31 (0.88)	.65	-1.55	2.71	.77
10. Cosas positivas	3.40 (0.75)	.61	-1.58	3.85	.78
15. Trabajo gratificante	3.34 (0.79)	.67	-1.45	2.90	.76
19. Ilusión	2.97 (0.99)	.58	.05	1.24	.80
Desgaste psíquico ($\alpha = .85$; CR = .85)					
8. Saturado(a)	1.27 (1.13)	.70	0.60	-0.40	.81
12. Agobiado(a)	0.83 (0.99)	.72	1.13	0.74	.80
17. Cansancio físico	1.41 (1.05)	.68	0.40	-0.37	.82
18. Desgaste emocional	0.96 (1.03)	.68	0.05	-0.37	.82
Desencanto ($\alpha = .80$; CR = .81)					
2. No hacer cosas	1.01 (0.86)	.53	0.73	0.51	.77
3. Decepcionado/a	0.41 (.076)	.64	2.04	4.30	.76
6. Merezco algo mejor	1.27 (1.12)	.54	0.70	-0.21	.78
7. Estancado/a	0.90 (1.08)	.65	1.10	0.47	.75
11. Trabajo no sirve	0.53 (0.84)	.55	1.71	2.71	.77
14. Empresa utiliza	0.36 (0.78)	.49	2.50	6.33	.78
Culpa ($\alpha = .82$; CR = .82)					
4. Preocupa trato	0.71 (0.87)	.55	1.32	1.76	.81
9. Culpa actitudes	0.56 (0.73)	.62	1.33	1.98	.78
13. Remordimientos	0.38 (0.67)	.67	2.06	4.98	.78
16. Pedir disculpas	0.70 (0.81)	.61	1.19	1.67	.78
20. Cosas mal dichas	0.58 (0.73)	.68	1.27	1.78	.76

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

ecuaciones estructurales, se recomienda interpretar este resultado en conjunto con los valores de asimetría y curtosis (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 son aceptables (Byrne, 2012) y el índice de Mardia obtuvo un valor adecuado.

Análisis de la estructura factorial

Para probar los modelos se estableció como modelo inicial el de cuatro factores (M4) (Gil-Monte, 2019). Siguiendo un procedimiento de modelos anidados, se probaron tres modelos alternativos: (1) el modelo de un factor (M1), que hipotetiza que todos los ítems del CESQT-DP cargan en un factor general de "Burnout"; (2) el modelo de dos factores (M2), en el que los ítems de Ilusión por el trabajo, Desgaste psíquico y Desencanto se agrupan en un factor general de "Burnout" (modelo clásico del SQT, según la OMS) (World Health Organization, 2019) y los de Culpa en otro; (3) el modelo de tres factores (M3), en el que los ítems de Ilusión por el trabajo se agrupan en un factor, los de Desgaste psíquico y los de Desencanto se agrupan en otro factor ("core of burnout") (Gil-Monte et al., 2013), y los ítems de Culpa forman un tercer factor.

El modelo de cuatro factores (M4) presentó un ajuste adecuado a los datos para la muestra general (tabla 2): $\chi^2_{(164)} = 2016.60$, $p < .001$, $GFI = .934$, $NNFI = .910$, $CFI = .922$, $RMSEA = .061$, $SRMR = .049$. 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 6 y el factor de Desencanto, y para el ítem 14 con este mismo factor. El valor del parámetro para ambas relaciones fue $\lambda = .56$ (c.r. = 26.67 y c.r. = 26.49, respectivamente, $p < .001$). Las covarianzas para las relaciones entre las dimensiones del CESQT-DP resultaron significativas ($p < .001$). El valor más bajo se obtuvo para la relación entre

Ilusión por el trabajo y Culpa ($cov = -.05$, $p < .001$) y el más elevado para la relación entre Desgaste psíquico y Desencanto ($cov = .37$, $p < .001$). En cuanto a las correlaciones entre las dimensiones, se encontró que Ilusión por el trabajo correlaciona negativamente con las demás dimensiones, de la siguiente manera: con Desgaste psíquico $r = -.33$ ($p < .001$), con Desencanto $r = -.60$ ($p < .001$), con Culpa $r = -.18$ ($p < .001$). La dimensión de Desgaste psíquico presentó una correlación positiva con Desencanto ($r = .75$, $p < .001$) y con Culpa ($r = .36$, $p < .001$). Finalmente, la correlación entre Desencanto y Culpa fue $r = .37$ ($p < .001$). En el suplemento de este artículo se ha incluido la tabla 5, que contiene las correlaciones entre ítems para consulta del lector. Con estos resultados se aceptó el modelo hipotetizado.

La tabla 2 recoge los resultados para el ajuste de los modelos con diferente número de factores. En todas las comparaciones la diferencia para χ^2 resultó significativa, indicando que el modelo de cuatro factores (M4) ajustó a los datos mejor que los otros modelos (M1 a M3). Los valores para las diferencias en χ^2 fueron: M1 vs. M2, $\Delta\chi^2_{(1)} = 4109.63$ ($p < .001$); M2 vs. M3, $\Delta\chi^2_{(2)} = 3171.63$ ($p < .001$) y M3 vs. M4, $\Delta\chi^2_{(3)} = 1300.89$ ($p < .001$). Considerando los valores del índice AIC, el modelo M4 obtuvo el valor más bajo. El valor del AIC para la diferencia entre M3 vs. M4 (AIC = 1294.89) resultó superior a 4.

Invarianza de medida para la variable sexo

El modelo de cuatro factores (M4) se evaluó para los subgrupos generados por la variable Sexo. El modelo obtuvo un buen ajuste a los datos en los dos subgrupos (véase tabla 2). Todas las cargas factoriales resultaron significativas ($p < .001$) en las dos muestras. Para la muestra de hombres, el valor más bajo para la relación ítem-factor se obtuvo para el ítem 6 en el factor Desencanto ($\lambda = .54$). Para la muestra de mujeres, el valor más bajo se obtuvo para el ítem 14 que también carga en el factor Desencanto ($\lambda = .52$).

Tabla 2. Índices de ajuste de los modelos para el CESQT-DP

Modelo	χ^2	gl	RMSEA (90% CI)	GFI	NNFI	CFI	AIC
M1 (1 factor)	10598.75	170	.143 (.141-.146)	.656	.510	.562	10678.75
M2 (2 factores)	6489.12	169	.112 (.110-.114)	.751	.702	.735	6571.12
M3 (3 factores)	3317.49	167	.079 (.077-.082)	.881	.849	.868	3403.49
M4 (4 factores)	2016.60	164	.061 (.059-.064)	.934	.910	.922	2108.60
Hombres (n = 1407)	1024.87	164	.061 (.058-.065)	.929	.910	.922	1116.87
Mujeres (n = 1584)	1200.40	164	.063 (.060-.067)	.926	.907	.920	1292.40

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, AIC = Akaike Information Criterion. Nota 2. Para todos los valores de chi-cuadrado, $p < .001$.

No se obtuvo evidencia sobre la existencia de cargas cruzadas para ningún ítem en las dos muestras. Según los índices de modificación, en la muestra de hombres el valor más alto para la liberación de relaciones factor-ítem se obtendría al liberar la relación entre el ítem 18 asignado a la escala de Desgaste psíquico y el factor Ilusión por el trabajo ($\lambda = -.05$, $IM = 25.95$), mientras que en la muestra de mujeres el valor más alto correspondió a la relación entre el ítem 2 asignado a la escala de Desencanto y el factor Desgaste psíquico ($\lambda = .11$, $IM = 75.09$).

Para probar si la estructura factorial resultaba equivalente entre las dos muestras, se siguió el procedimiento de modelos anidados. El modelo configural presentó un buen ajuste a los datos (tabla 3): $RMSEA = .044$, $CFI = .935$, $SRMR = .049$, lo que indica que la estructura factorial es adecuada para las dos muestras.

Dado que los resultados apoyaron la invarianza configural del modelo, se probó la invarianza métrica (invarianza débil), que consiste en analizar si la intensidad entre las relaciones de los ítems con sus respectivas escalas es equivalente en las dos muestras. El valor de la diferencia entre los índices CFI del modelo configural y del modelo métrico ($\Delta CFI = .001$) resultó inferior a .01 (Cheung & Rensvold, 2002) y la diferencia para el $RMSEA$ ($\Delta RMSEA = .001$) resultó inferior a .015 (Chen, 2007), sustentando este tipo de invarianza (tabla 3).

En el siguiente paso se probó la invarianza fuerte, para lo cual se comparó el ajuste del modelo escalar con el modelo métrico. Se probó la igualdad de los interceptos; esto es, si las diferencias entre los dos grupos que indican los ítems son iguales para todos los ítems. La diferencia entre los valores del CFI del modelo métrico y el escalar resultó igual a .01 ($\Delta CFI = .01$) y entre los valores del $RMSEA$ igual a $-.002$ (tabla 3), lo que sustenta la invarianza fuerte del modelo factorial. El último paso consistió en probar si la cantidad de error de medida de cada ítem en ambos grupos es similar, para ello se comparó el modelo escalar y el modelo residual. En esta comparación, aunque el valor para la diferencia del índice $RMSEA$ resultó inferior a .015, el valor del CFI fue superior a .01 ($\Delta CFI = .011$), por lo que no se sustentó la invarianza estricta del modelo. En conjunto, estos resultados apoyan la invarianza de medida del modelo, la cual también fue respaldada por la diferencia entre los modelos para el índice AIC , pues en todas las comparacio-

nes la diferencia resultó superior a 4 (Configural-Métrico, $AIC = 15.15$; Métrico-Escalar, $AIC = 210.98$; Escalar-Residual, $AIC = 244.58$) (véase tabla 3).

Validez convergente y validez discriminante de los factores

La tabla 4 muestra las correlaciones entre las subescalas y los resultados de la varianza media estimada. Todas las correlaciones entre las subescalas fueron significativas y en las direcciones esperadas. 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 (tabla 4). Considerando los pesos factoriales, se puede afirmar que los resultados apoyan la validez convergente para el factor, pues todos resultaron superiores a .50 (véase figura 1) (Hair et al., 2010). Los valores de la AVE resultaron superiores a .50 para el factor Desgaste psíquico ($AVE = .59$), fueron ligeramente inferior a .50 para Ilusión por el trabajo ($AVE = .48$) y para el factor Culpa ($AVE = .49$), y claramente inferior para el factor Desencanto ($AVE = .41$).

Tabla 4. Varianza media extraída y estimaciones de la varianza compartida

	1	2	3	4
1. Ilusión por el trabajo	.48	.07	.23	.02
2. Desgaste psíquico	-.27	.59	.37	.08
3. Desencanto	-.48	.61	.41	.08
4. Culpa	-.14	.29	.29	.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 de los factores 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

Tabla 3. Índices de ajuste para la prueba de invarianza del modelo según el sexo de los participantes

Modelo	χ^2	gl	RMSEA (90% CI)	$\Delta RMSEA$	SRMR	CFI	ΔCFI	AIC
1. Configural	2225.27	328	.044 (.044-.046)	---	.049	.921	---	2489.27
2. Métrico	2272.42	344	.043 (.042-.045)	.001	.050	.920	.001	2504.42
3. Escalar	2523.40	364	.045 (.043-.046)	-.002	.050	.910	.010	2715.40
4. Residual	2827.98	394	.045 (.044-.047)	.000	.053	.899	.011	2959.98

Nota 1. χ^2 = chi-cuadrado, *gl* = grados de libertad, *RMSEA*(CI) = Root Mean Square Error of Approximation (90% confidence intervals), *SRMR* = Standardized Root Mean Square Residual, *CFI* = Comparative Fit Index, *AIC* = Akaike Information Criterion. *Nota 2.* Para todos los valores de chi-cuadrado, $p < .001$.

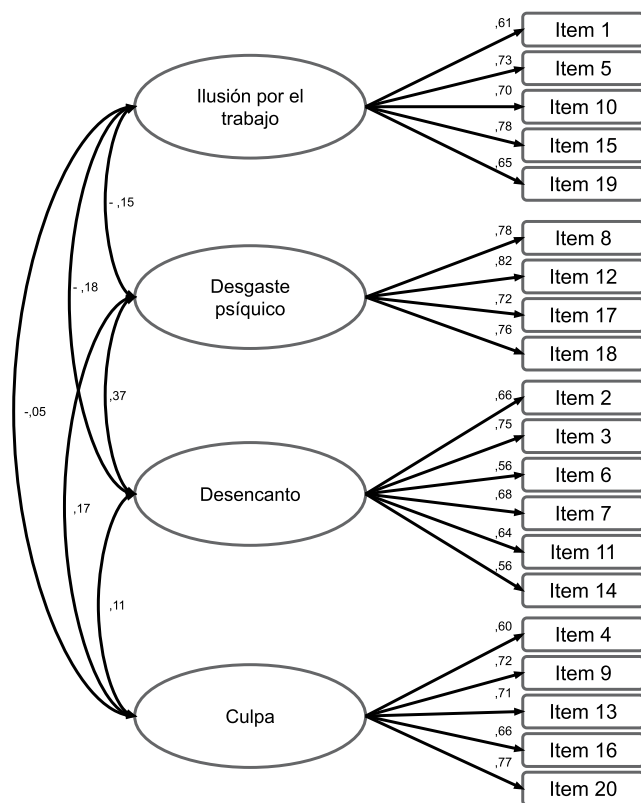


Figura 1. Resultados para el modelo factorial hipotetizado revisado

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. Como se observa en la tabla 4, 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 fue para la relación entre Desgaste psíquico y Desencanto ($r^2 = .37$). Por tanto, se puede afirmar que los resultados apoyan la validez discriminante entre los factores.

Análisis de la fiabilidad

La tabla 1 presenta los valores alfa de Cronbach y fiabilidad compuesta (CR, por sus siglas en inglés), también conocida como omega de McDonald (Viladrich et al., 2017), para todas las escalas del CESQT-DP. Se evidenciaron valores de consistencia interna y fiabilidad compuesta adecuados. Los valores alfa de Cronbach resultaron superiores a .80 para las cuatro escalas. 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. Además, se calcularon valores para la fiabilidad compuesta (CR) considerando la suma del cuadrado de las cargas factoriales y la suma de las varianzas de error (Viladrich et al., 2017) también resultaron superiores para las cuatro subescalas.

Discusión

El presente estudio tiene como objetivo examinar las propiedades psicométricas del “Cuestionario para la Eva-

luación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo”, versión CESQT-DP. Este estudio provee evidencia de la adecuada calidad psicométrica del instrumento en una muestra grande, con diversidad de ocupaciones y sectores económicos, y en la cultura colombiana. Lo que supone un valor añadido a los estudios previos.

Los resultados confirman la estructura factorial hipotetizada, con cuatro factores que definen cada una de las dimensiones del síndrome (Gil-Monte, 2019). En este sentido, el modelo factorial reproduce el modelo teórico, en el cual el Síndrome de Quemarse por el Trabajo (*burnout*) consiste en la experiencia de cuatro dimensiones: baja Ilusión por el trabajo, Desgaste psíquico, Desencanto y Culpa. Estos resultados son consistentes con otros estudios que han valorado la calidad psicométrica del CESQT en su versión para trabajadores asistenciales (Gil-Monte et al., 2023) y demuestra que las cuatro dimensiones se reproducen incluso en muestras ocupacionales que no trabajan prestando servicios a otras personas. Este resultado brinda robustez y confirma lo encontrado en el único estudio previo que empleó dicho instrumento (Camacho Ávila et al., 2015). Asimismo, se evidencia invarianza entre la muestra de hombres y mujeres.

Frente a la validez del instrumento, las correlaciones entre las subescalas se ajustan a lo esperado teóricamente y a lo que reportan estudios previos (Gil-Monte et al., 2013, 2023). Asimismo, los resultados proveen evidencia de la validez discriminante de los factores. En este sentido, la varianza compartida entre dos factores de la escala es inferior a la varianza explicada por cada uno de ellos, cumpliendo con criterios de validez discriminante (Fornell & Larcker, 1981). De la misma forma, las cargas factoriales superiores a .50 en cada factor apoyan la validez convergente para los factores (Hair et al., 2010). Al revisar los resultados del AVE se evidencia que los resultados de las escalas de Ilusión por el trabajo, Culpa y Desencanto fueron inferiores a lo sugerido en la literatura (Fornell & Larcker, 1981). Al respecto, es necesario revisar nuevos criterios, en donde se menciona que existen preocupaciones al emplear exclusivamente el criterio de un AVE superior a .50 (Cheung et al., 2023). De esta manera, al considerar varios criterios combinados, todas las escalas muestran una alta validez convergente. Finalmente, todas las subescalas del cuestionario mostraron resultados favorables en cuanto a la consistencia interna de la escala.

El estudio incluye algunas limitaciones que deben considerarse. Entre ellas, se debe señalar que los datos se recogieron en línea. Este procedimiento tiene la ventaja de poder conseguir muestras más grandes al llegar a más sujetos, pero puede afectar a la representatividad de la muestra, sesgando su composición, la sinceridad de las respuestas de los sujetos y su motivación para responder (Andrade, 2020).

Como contribución fundamental de este estudio, el CESQT-DP cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para evaluar este síndrome en muestras multiocupacionales. Este aspecto resulta relevante por dos motivos: desde el punto de vista metodológico, la mayor parte de estudios que han validado instrumentos para evaluar el *burnout* son específicos para ocupaciones que trabajan en sectores asistenciales como salud y docencia. Mostrar evidencia sobre la calidad psicométrica del CESQT-DP en una muestra multiocupacional abre las fronteras para que el fenómeno se estudie en otros sectores y ocupaciones.

En segundo lugar, la calidad psicométrica del instrumento permite reafirmar la concepción de que el *burnout* no es exclusivo de personas que trabajan en contacto con otras personas. En lugar de ello, el síndrome de *burnout* se evidencia en personas que trabajan en sectores de la economía y ocupaciones en las que los empleados no tienen contacto con usuarios. Si bien esta propuesta no es novedosa, validar este instrumento permite generar estudios enfocados en examinar el rol de otros estresores laborales. Este último punto es una sugerencia para futuros estudios.

Referencias

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52(3), 317-332. <https://doi.org/10.1007/bf02294359>
- Álvarez-Cabrera, P. L., López-Reyes, K. V., Chacón Fuertes, F., & Sánchez-Moreno, E. (2022). Factor validity of measurement for burnout in Chilean prison officers. *Revista Colombiana de Psicología*, 31(1), 23-34. <https://doi.org/10.15446/rcp.v31n1.82590>
- Amanullah, S., & Ramesh Shankar, R. (2020). The impact of COVID-19 on physician burnout globally: A review. *Healthcare*, 8(4), 421. <https://doi.org/10.3390/healthcare8040421>
- Andrade, C. (2020). The limitations of online surveys. *Indian Journal of Psychological Medicine*, 42(6), 575-576. <https://doi.org/10.1177/0253717620957496>
- Asociación Médica Mundial. (2017). *Declaración de Helsinki de la AMM - Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. Asociación Médica Mundial. <https://acortar.link/Omxyu>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Brady, K. J. S., Ni, P., Carlisare, L., Shanafelt, T. D., Sinsky, C. A., Linzer, M., Stillman, M., & Trockel, M. T. (2022). Establishing crosswalks between common measures of burnout in US physicians. *Journal of General Internal Medicine*, 37(4), 777-784. <https://doi.org/10.1007/s11606-021-06661-4>
- Bravo, D. M., Suárez-Falcón, J. C., Bianchi, J. M., Segura-Vargas, M. A., & Ruiz, F. J. (2021). Psychometric properties and measurement invariance of the Maslach burnout inventory-general survey in Colombia. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(10), 5118. <https://doi.org/10.3390/ijerph18105118>
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2002). *Model selection and multimodel inference: A practical information-theoretic approach* (2nd ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/b97636>
- Byrne, B. M. (2012). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. Springer-Verlag. <https://doi.org/10.1007/978-1-4613-8885-2>
- Camacho Ávila, A., Gil-Monte, P. R., & Juárez García, A. (2015). Validez factorial de la escala CESQT, versión Desencanto Profesional (CESQT-DP): estudio en obreros morelenses. En A. Juárez García (Ed.), *Investigaciones psicométricas de escalas psicosociales en trabajadores mexicanos* (pp. 329-343). Plaza y Valdés.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S., & Wang, L. C. (2023). Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*. <https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(3), 382-388. <https://doi.org/10.1177/002224378101800313>
- Gil-Monte, P. R. (2019). *CESQT. Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo [SBI: The Spanish Burnout Inventory]* (Version 2). TEA Ediciones.
- Gil-Monte, P. R., Espejo, B., Checa, I., Gil-LaOrden, P., Angeline, J. K., Carlotto, M. S., Converso, D., Deroncele-Acosta, Á., Figueiredo-Ferraz, H., Galarza, L., Gómez-Ortiz, V., Grau-Alberola, E., Labarthe, J., Llorca-Pellicer, M., Mekala, C., V., Misioliek-Marín, A., Román-Cao, E., Salas-Blas, E., Schoenenberger, S., Unda-Rojas, S., & Viotti, S. (2023). Factor structure and measurement invariance of the Spanish burnout inventory among professionals across 17 countries and regions. *Applied Research in Quality of Life*, 18(2), 869-892. <https://doi.org/10.1007/s11482-022-10108-1>
- Gil-Monte, P. R., Figueiredo-Ferraz, H., & Valdez-Bonilla, H. (2013). Factor analysis of the Spanish Burnout Inventory among Mexican prison employees. *Canadian Journal of Behavioural Science. Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, 45(2), 96-104. <https://doi.org/10.1037/a0027883>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
- Halbesleben, J. R. B. (2006). Sources of social support and burnout: A meta-analytic test of the conservation of resources model. *The Journal of Applied Psychology*, 91(5), 1134-1145. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.5.1134>
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.3.4.424>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Publications.
- Kraimer, M. L., Shaffer, M. A., Bolino, M. C., Charlier, S. D., & Wurtz, O. (2022). A transactional stress theory of global work demands: A challenge, hindrance, or both? *The Journal of Applied Psychology*, 107(12), 2197-2219. <https://doi.org/10.1037/apl0001009>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 2(2), 99-113. <https://doi.org/10.1002/job.4030020205>
- Olivares Faúndez, V. E., & Gil-Monte, P. R. (2009). Análisis de las principales fortalezas y debilidades del "Maslach burnout inventory" (Mbi). *Ciencia & Trabajo*, 11(33), 160-167.
- Organización Mundial de la Salud (2023). Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud - 11^a Revisión (CIE-11). <https://icd.who.int/browse11/l-m/es>
- Palomera-Chávez, A., Herrero, M., Carrasco Tapias, N. E., Juárez-Rodríguez, P., Barrales Díaz, C. R., Hernández-Rivas, M. I., Llantá Abreu, M. del C., Lorenzana Montenegro, L., Meda-Lara, R. M., & Moreno-Jiménez, B. (2021). Impacto psicológico de la pandemia COVID-19 en cinco países de Latinoamérica. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 53, 83-93. <https://doi.org/10.14349/rlp.2021.v53.10>
- Posig, M., & Kickul, J. (2003). Extending our understanding of burnout: Test of an integrated model in nonservice occupations. *Journal of Occupational Health Psychology*, 8(1), 3-19. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.8.1.3>

- Prieto-Díez, F., Postigo, Á., Cuesta, M., & Muñiz, J. (2021). Compromiso laboral: nueva escala para su medición. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 53, 133-142. <https://doi.org/10.14349/rlp.2021.v53.15>
- Stevens, J. P. (2009). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (5th ed.). Routledge Academic. <https://doi.org/10.4324/9780203843130>
- Ullman, J. B., & Bentler, P. M. (2003). Structural equation modeling. In J. A. Schinka & W. F. Velicer (Eds.), *Handbook of psychology: Research methods in psychology* (pp. 607-634). John Wiley & Sons Inc.
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Westfall, P., & Henning, K. S. S. (2013). *Understanding advanced statistical methods* (1st ed.). Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/b14398>
- World Health Organization. (2019). *Burn-out an “occupational phenomenon”*: International Classification of Diseases. World Health Organization. <https://www.who.int/news/item/28-05-2019-burn-out-an-occupational-phenomenon-international-classification-of-diseases>
- Yang, Y., & Hayes, J. A. (2020). Causes and consequences of burn-out among mental health professionals: A practice-oriented review of recent empirical literature. *Psychotherapy*, 57(3), 426-436. <https://doi.org/10.1037/pst0000317>

Suplemento

Tabla 5. Correlaciones bivariadas entre ítems del CESQT-DP

	1 IT	5 IT	10 IT	15 IT	19 IT	8 Desg	12 Desg	17 Desg	18 Desg	2 Des	3 Des	6 Des	7 Des	11 Des	14 Des	4 Culpa	9 Culpa	13 Culpa	16 Culpa	20 Culpa
1 IT	1	.492**	.396**	.450**	.424**	-.055**	-.089**	-.087**	-.193**	-.154**	-.281**	-.196**	-.291**	-.164**	-.132**	-.089**	-.074**	-.085**	-.067**	-.103**
5 IT		1	.533**	.550**	.452**	-.115**	-.142**	-.103**	-.206**	-.222**	-.342**	-.236**	-.342**	-.197**	-.164**	-.074**	-.078**	-.097**	-.044*	-.093**
10 IT			1	.558**	.428**	-.147**	-.163**	-.130**	-.234**	-.219**	-.321**	-.219**	-.326**	-.206**	-.188**	-.099**	-.086**	-.120**	-.033	-.097**
15 IT				1	.510**	-.217**	-.251**	-.205**	-.329**	-.291**	-.407**	-.297**	-.403**	-.284**	-.268**	-.116**	-.140**	-.143**	-.044*	-.107**
19 IT					1	-.175**	-.206**	-.145**	-.251**	-.273**	-.344**	-.267**	-.346**	-.232**	-.202**	-.072**	-.049**	-.106**	-.012	-.055**
8 Desg						1	.675**	.575**	.540**	.455**	.398**	.314**	.342**	.396**	.344**	.151**	.234**	.186**	.047*	.159**
12 Desg							1	.565**	.587**	.487**	.456**	.280**	.333**	.450**	.407**	.186**	.262**	.276**	.079**	.203**
17 Desg								1	.617**	.416**	.318**	.229**	.250**	.304**	.258**	.139**	.242**	.204**	.105**	.186**
18 Desg									1	.447**	.470**	.316**	.406**	.399**	.379**	.205**	.279**	.288**	.132**	.268**
2 Desen										1	.508**	.311**	.369**	.467**	.340**	.161**	.234**	.224**	.078**	.199**
3 Desen											1	.368**	.493**	.514**	.420**	.202**	.242**	.246**	.080**	.189**
6 Desen												1	.613**	.292**	.317**	.124**	.152**	.129**	.049**	.097**
7 Desen													1	.398**	.374**	.143**	.195**	.193**	.073**	.167**
11 Desen														1	.369**	.167**	.241**	.264**	.089**	.208**
14 Desen															1	.145**	.153**	.214**	.067**	.142**
4 Culpa																1	.432**	.410**	.445**	.453**
9 Culpa																	1	.546**	.444**	.540**
13 Culpa																		1	.446**	.535**
16 Culpa																			1	.567**
20 Culpa																				1

Nota 1. El número del ítem indica su ubicación en el CESQT. Nota 2: IT = Ilusión por el Trabajo, Desg= Desgaste Psíquico, Des= Desencanto, Culpa= Culpa. Nota 2: * La correlación es significativa en el nivel .05 (bilateral), ** La correlación es significativa en el nivel .01 (bilateral).