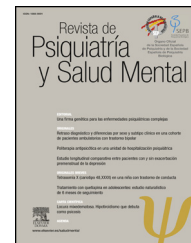


Revista de Psiquiatría y Salud Mental

www.elsevier.es/saludmental



ORIGINAL

Análisis factorial del «Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo» en estudiantes de medicina peruanos[☆]

Brenda Cáceres-Mejía^{a,b,*}, Ricardo Roca-Quicaño^{a,b}, María F. Torres^{a,b},
Ivana Pavic-Espinoza^a, Edward Mezones-Holguín^{a,c} y Fabián Fiestas^c

^a Escuela de Medicina, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú

^b Sociedad Científica de Estudiantes de Medicina de la Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas (SOCIEMUPC), Lima, Perú

^c Unidad de Análisis y Generación de Evidencias en Salud Pública (UNAGESP), Instituto Nacional de Salud, Lima, Perú

Recibido el 30 de mayo de 2013; aceptado el 7 de junio de 2013

PALABRAS CLAVE

Agotamiento profesional;
Interno;
Análisis factorial;
Perú

Resumen

Introducción: El «Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo» (CESQT) fue propuesto para evaluar este síndrome en diversas poblaciones, sin embargo, no ha sido utilizado en estudiantes universitarios en Latinoamérica.

Objetivo: Evaluar la estructura dimensional del CESQT en una población de estudiantes de medicina peruanos.

Material y métodos: Estudio observacional, analítico de corte transversal en una muestra de 71 estudiantes de medicina que cursaban el último año de la carrera (interno médico) en un hospital público en Lima, Perú. Se desarrolló un análisis factorial exploratorio para establecer la estructura de las dimensiones con mejor ajuste a los datos. Posteriormente, se realizó un análisis de regresión lineal múltiple para explorar la asociación entre síndrome de quemarse por el trabajo con el sexo y la rotación clínica en la que se encontraban (ginecología-obstetricia, cirugía, pediatría y medicina interna).

Resultados: El análisis factorial exploratorio encontró que el modelo con 2 dimensiones explicaba mejor la variabilidad de los datos (61,8% de la varianza). Estas 2 dimensiones se denominaron *desgaste* e *ilusión*. La regresión lineal mostró que el sexo y la rotación clínica actual no estuvieron asociados a ninguna de estas dimensiones ($p > 0,05$). La *ilusión* estuvo inversamente asociada al *desgaste*, inclusive después de ajustar por sexo y rotación clínica actual ($p = 0,007$; $\rho = -0,33$).

[☆] Este trabajo fue presentado al xxv Congreso Científico Nacional de Estudiantes de Medicina, Cuzco 2011, organizado por la Sociedad Científica Médica Estudiantil Peruana (SOCIMEP 02-06 de agosto de 2011).

* Autora para correspondencia.

Correo electrónico: brenda.caceres.mejia@gmail.com (B. Cáceres-Mejía).

KEYWORDS

Professional burnout;
Medical students;
Factor analysis;
Peru

Conclusión: La información contenida en el CESQT se resume en 2 dimensiones altamente correlacionadas: *ilusión* y *desgaste*. Esta estructura es establecida independientemente del sexo y la rotación clínica que cursaban los alumnos.

© 2013 SEP y SEPB. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Factor analysis of the «Questionnaire for the evaluation of occupational burnout syndrome» in peruvian medical students

Abstract

Background: The «Questionnaire for the evaluation of occupational burnout syndrome » («Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo (CESQT)») has been proposed to evaluate this syndrome in different populations. However, it has not been used in Latin-American university students.

Aim: To evaluate the dimensional structure of CESQT in medical students from Peru.

Material and methods: This was an observational, analytical and cross-sectional study, that was performed in a sample of 71 medical students in the last year of their degree (also known as «Medical Internship») in a Public Hospital in Lima, Peru. An exploratory factor analysis (EFA) was used to identify the dimension structure with best fit to the data. A multivariate linear regression analysis was also performed to determine the relationship between the occupational burnout syndrome, gender, and their current clinical rotation (obstetrics and gynecology, surgery, pediatrics, and internal medicine).

Results: The EFA found that the two dimensions model best explained the data variability (61.8% of the variance). These two factors were called *illusion* and *exhaustion*. The linear regression showed that gender and the current clinical rotation were not associated to any of the two factors ($P > .05$). *Illusion* was inversely associated with *exhaustion*, even after fitting it with gender and current clinical rotation ($P = .007$ and $\rho = -.33$, respectively).

Conclusion: The information included in the CESQT is summed up in two highly correlated dimensions: *illusion* and *exhaustion* that are independent gender and the current clinical rotation in which the students were involved.

© 2013 SEP y SEPB. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

Introducción

El *síndrome de quemarse por el trabajo (SQT)* –síndrome de burnout (SB), síndrome de agotamiento o desgaste profesional– es reconocido como una respuesta al estrés laboral al que podrían encontrarse sometidos los profesionales de diferentes áreas que trabajan en contacto directo con personas¹. Se han utilizado diferentes instrumentos para su medición, lo que ha conllevado la aparición de varias definiciones para esta condición¹⁻³.

Si bien Freudenberger fue quien describió por primera vez la sintomatología del SQT en 1973⁴; fueron Maslach y Jackson (1981) quienes construyeron el primer instrumento para su medición: *Maslach Burnout Inventory (MBI)*⁵. Los mismos autores generaron una nueva versión (1986), en la cual el SQT es explicado como un fenómeno caracterizado por 3 dimensiones: baja realización personal en el trabajo (8 ítems), agotamiento emocional (9 ítems) y despersonalización (5 ítems)⁶. Finalmente, propusieron 3 versiones para diversas poblaciones (1996): el MBI-Human Services Survey (MBI-HSS) para profesionales de la salud, el MBI-Educators (MBI-ES) para profesionales de educación y el MBI-General Survey (MBI-GS) para población de otras profesiones (distintas al ámbito asistencial y educativo)⁷.

A pesar de que el MBI ha obtenido una gran aceptación internacional –con evidencia de su validez concurrente y

divergente, así como de apoyo empírico en la estructura factorial– se ha encontrado que muestra algunas deficiencias, sobre todo cuando se adapta a otros idiomas como al español. Entre estas se incluyen la poca confiabilidad en algunas de sus dimensiones, el hecho de que algunos ítems presenten cargas factoriales mayores de 0,40 en distintas dimensiones, de que haya ausencia de una validez discriminante con conceptos relacionados como la depresión y el escaso acceso al MBI debido a su uso comercial^{8,9}.

Por otro lado, se han formulado otros instrumentos para medir el SQT como el «Oldenburg Burnout Inventory» (OLBI) desarrollado por Demerouti et al. en el año 2001 en Alemania¹⁰ y el «Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo» (CESQT), desarrollado por Gil-Monte en el año 2006 en España¹. Este último se ha utilizado en diversos estudios realizados en países de habla hispana: España¹¹, Argentina¹², México¹³⁻¹⁵ y Chile^{16,17}. Es preciso mencionar que a diferencia del MBI, el CESQT cuenta con 4 dimensiones: *ilusión por el trabajo*, *desgaste psíquico*, *indolencia* y *culpa*¹.

Hasta el momento no existen publicaciones que hayan utilizado el CESQT en Perú. No obstante, se han realizado investigaciones en estudiantes de medicina peruanos utilizando el MBI-HSS, en donde se encontró una prevalencia del 57,2% en estudiantes que cursaban el internado médico, que corresponde al último año de

la carrera de medicina en donde se desarrollan las prácticas preprofesionales¹⁸. Esta etapa dura 12 meses y está conformada por 4 rotaciones: pediatría, cirugía, medicina interna y ginecología-obstetricia. La población que lleva a cabo estas prácticas está potencialmente en un mayor riesgo de desarrollar SQT debido a que se encuentran sometidos a un estrés académico continuo y en contacto permanente con personas¹⁹.

Además, existe literatura que apoya la presencia de este síndrome en estudiantes universitarios, sobre todo de medicina y enfermería, denominándose *síndrome de burnout académico*¹⁹, cuyas prevalencias oscilan entre el 1,9 y el 55,3%; variando de acuerdo a las poblaciones estudiadas y a los instrumentos utilizados²⁰⁻²⁴. Estos hallazgos sugieren la posibilidad de que este síndrome se desarrolle desde el pregrado en los profesionales de ciencias de la salud¹⁹.

Por todo lo antes expuesto, consideramos relevante evaluar la presencia de SQT en internos de medicina de Perú. No obstante, no hemos encontrado literatura respecto a instrumentos validados en estudiantes de medicina peruanos, situación que impidió efectuar mediciones directas, por lo que nace la necesidad de contar con escalas para dicho propósito.

En ese sentido, se llevó a cabo la presente investigación con el objetivo de evaluar las propiedades y la estructura dimensional del CESQT en una población de internos de medicina, como parte del proceso para tener instrumentos válidos localmente y hacer estudios relacionados al SQT en Perú.

Material y métodos

Diseño y población de estudio

Se llevó a cabo un estudio transversal sobre el total de estudiantes de medicina (n = 88) que realizaban el internado médico en un hospital público de la ciudad de Lima, durante su última rotación clínica durante el mes de diciembre del año 2010.

Mediciones

Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo

El CESQT utilizado no fue modificado en ningún aspecto con relación a la versión original²⁴. Como se mencionó previamente, el CESQT está formado por 20 ítems y evalúa 4 dimensiones¹:

- Ilusión por el trabajo (5 ítems): deseo del individuo de alcanzar las metas laborales porque supone una fuente de realización personal.
- Desgaste psíquico (4 ítems): aparición de agotamiento emocional y físico debido a que en el trabajo se tiene que tratar a diario con personas que presentan o causan problemas.
- Indolencia (6 ítems): aparición de actitudes negativas, de indiferencia y cinismo.
- Culpa (4 ítems): aparición de sentimientos de culpa por el comportamiento y las actitudes negativas desarrolladas

en el trabajo, en especial hacia las personas con la que se establecen relaciones laborales.

Los ítems exploran la frecuencia con la que el encuestado presenta distintas situaciones, utilizando una escala tipo Likert, en la que 1 significa nunca, 2 algunas veces al año, 3 algunas veces al mes, 4 algunas veces por semana y 5 todos los días.

El SQT en base al CESQT se define como baja puntuación en «ilusión por el trabajo» y altos puntajes en «desgaste psíquico» e «indolencia». Posterior a este reconocimiento, se procede adicionalmente a determinar si presenta un alto puntaje en la dimensión «culpa».

Otras variables

Se midió el sexo (masculino o femenino) y la rotación clínica (cirugía, ginecología-obstetricia, medicina interna o pediatría) al momento de la entrevista.

Procedimientos

Se generó un listado con los nombres de cada uno de los internos de medicina. Se creó una base de datos en donde los nombres de los participantes fueron reemplazados por códigos, los cuales también fueron utilizados en las encuestas.

Posteriormente, los estudiantes fueron ubicados en los servicios correspondientes a su rotación clínica. La participación en el estudio fue de forma voluntaria. Las encuestas fueron autoaplicadas, y previo a ello, se informó al participante sobre los objetivos del estudio y se orientó para la correcta resolución de las mismas. El tiempo promedio de llenado fue de 15 min.

Tres investigadores fueron capacitados para resolver las dudas que se presentasen durante el desarrollo de la encuesta. El control de calidad se realizó posteriormente durante la digitación de los datos.

Aspectos éticos

El estudio fue evaluado y aprobado por el Comité de Investigación y Ética del hospital público de nivel III donde se realizó el estudio. La participación fue voluntaria a través de un consentimiento verbal en donde se les explicó los objetivos del trabajo de investigación. La encuesta fue anónima, confidencial y presentó una hoja informativa al inicio.

Análisis estadístico

Nivel descriptivo

A nivel descriptivo, para las variables categóricas se reportaron frecuencias absolutas y relativas, y en el caso de las variables numéricas, se calcularon medias y desviación estándar.

Análisis factorial exploratorio

Se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) para establecer la estructura dimensional contenida en los datos del CESQT obtenidos de la muestra. Se utilizó el método

de componentes principales, y una rotación ortogonal para derivar dimensiones no correlacionadas.

Con respecto al número de dimensiones, se evaluaron varios modelos (de 2 a 6 dimensiones), incluyendo componentes con *eigenvalues* mayores de uno, y se seleccionó aquel que describe los distintos patrones del SQT con mayor parsimonia, según juicio de los investigadores y aspectos teóricos del SQT.

Después de seleccionar el mejor modelo factorial, se midió la consistencia interna de cada una de las dimensiones resultantes a través del alfa de Cronbach.

Regresión lineal

Finalmente, se evaluó la asociación entre cada una de las dimensiones con las variables sexo y rotación clínica actual a través de modelos de regresión lineal simple y múltiple, con la finalidad de explorar si cada una de estas dimensiones del SQT varía respecto al sexo y la rotación clínica.

Resultados

Del total de 88 estudiantes que realizaban su internado, 3 no aceptaron participar y 3 no fueron encontrados durante el periodo de aplicación de las encuestas. Se encuestaron 82 estudiantes, pero solo se incluyeron 71 participantes en el análisis, puesto que 11 de ellos no llenaron correctamente los cuestionarios.

Del total de encuestados, un poco más de la mitad fueron hombres. Asimismo, 22 rotaban en cirugía, 22 en medicina interna, 15 en pediatría y 12 en ginecología y obstetricia.

Se realizó un análisis de correlación entre los 20 ítems de la escala. Como se observa en la [tabla 1](#), hay algunos que se relacionan directamente en forma consistente, mientras que otros se relacionan de modo inverso. En este sentido, el coeficiente de Pearson para las correlaciones directas se encuentra entre 0,014 y 0,645; y para las correlaciones inversas, desde -0,004 hasta -0,364.

En la [tabla 2](#) se presenta el AFE, en el cual se encontró que el modelo con 2 dimensiones explicaba el 61,8% de la variabilidad de los datos, y agrupaba los ítems de una manera parsimoniosa y con significado teórico. A estas dimensiones se les denominó: *desgaste profesional e ilusión por el trabajo*. La primera dimensión incluye 3 de los dominios identificados en la versión original del CESQT: *indolencia, culpa y desgaste profesional*.

La dimensión *desgaste* estuvo conformada por los ítems 2, 3, 4, 6, 7, 8, 9, 11, 12, 13, 14, 16, 17, 18 y 20. Los valores obtenidos variaron desde 5 hasta 38, con un promedio de 21,59; una desviación estándar (DE) de 8,0 y una mediana de 21. El percentil 75 presentó un punto de corte de 27 en la escala, que serían las personas con mayor sintomatología de *desgaste* por el trabajo.

La dimensión *ilusión* estuvo conformada por las preguntas 1, 5, 10, 15 y 19. Los valores obtenidos variaron desde 9 hasta 20, con un promedio de 15,80; una DE de 3,0 y una mediana de 16. El percentil 25 presentó un punto de corte de 14 en la escala, y estuvo constituido por 14 personas.

Para la dimensión *desgaste*, el alfa de Cronbach fue de 0,85; y luego de considerar el alfa sin cada uno de los ítems,

Tabla 1 Correlación entre ítems

	Preg. 1	Preg. 2	Preg. 3	Preg. 4	Preg. 5	Preg. 6	Preg. 7	Preg. 8	Preg. 9	Preg. 10	Preg. 11	Preg. 12	Preg. 13	Preg. 14	Preg. 15	Preg. 16	Preg. 17	Preg. 18	Preg. 19	Preg. 20
Preg. 1	1,0000																			
Preg. 2	-0,2402	1,0000																		
Preg. 3	-0,3047	0,4667	1,0000																	
Preg. 4	-0,2753	0,0458	0,1326	1,0000																
Preg. 5	-0,4423	-0,0708	-0,1482	-0,0745	1,0000															
Preg. 6	-0,0324	0,0752	0,3424	0,1046	-0,0331	1,0000														
Preg. 7	-0,2806	0,4944	0,4697	0,1603	-0,0042	0,4025	1,0000													
Preg. 8	-0,1179	0,2436	0,2633	-0,0261	-0,1367	0,3042	0,3465	1,0000												
Preg. 9	-0,0816	0,0853	0,1866	0,4017	-0,0151	0,2568	0,3001	0,2311	1,0000											
Preg. 10	0,5269	-0,2278	-0,2631	-0,2157	0,4803	0,0157	-0,0686	-0,2035	-0,2728	1,0000										
Preg. 11	-0,2166	0,2204	0,487	0,019	-0,0439	0,4567	0,4788	0,2533	0,3016	-0,1625	1,0000									
Preg. 12	-0,2018	0,1626	0,1465	0,1763	-0,0879	-0,0954	0,1279	0,6036	0,3462	-0,1773	0,2274	1,0000								
Preg. 13	-0,2196	0,3355	0,2925	0,1795	-0,2166	0,2161	0,5058	0,4239	0,4298	-0,2363	0,469	0,375	1,0000							
Preg. 14	-0,1835	0,0974	0,3421	0,2413	0,1957	0,3923	0,4878	0,1302	0,1431	-0,0616	0,5434	0,0142	0,3078	1,0000						
Preg. 15	0,4802	-0,223	-0,1965	-0,109	0,4585	-0,2394	-0,2604	-0,2743	-0,151	0,5823	-0,1397	-0,1873	-0,3537	-0,1131	1,0000					
Preg. 16	-0,1173	-0,0275	0,1731	0,3398	0,0492	0,2105	0,1248	0,0571	0,3565	-0,1255	0,3149	0,2234	0,3417	0,0955	-0,182	1,0000				
Preg. 17	-0,1734	0,3459	0,2873	0,1751	0,0509	0,1743	0,4066	0,6456	0,1981	0,0414	0,2594	0,5208	0,3994	0,2417	-0,107	0,2777	1,0000			
Preg. 18	-0,3641	0,312	0,3244	0,1258	-0,1844	0,1158	0,3929	0,5639	0,1721	-0,1772	0,3953	0,5143	0,4459	0,2812	-0,256	0,1797	0,613	1,0000		
Preg. 19	0,3472	-0,0084	-0,0285	-0,1388	0,3173	-0,0788	-0,0338	-0,2537	-0,2567	0,3526	-0,0546	-0,171	-0,1433	0,038	0,4983	-0,0273	-0,1641	-0,3476	1,0000	
Preg. 20	-0,1502	0,0674	0,2663	0,4502	0,0646	0,2677	0,268	0,1544	0,3871	-0,0675	0,333	0,303	0,3767	0,3144	-0,0389	0,6251	0,3027	0,3438	-0,0797	1,0000

Preg.: pregunta.

Tabla 2 Matriz de patrones factoriales y varianzas

Ítem	1	2	Varianza	Alfa sin el ítem
1. Trabajo reto	-0,205	0,627	0,565	0,758
2. No atender	0,368	-0,240	0,808	0,847
3. Pacientes insoportables	0,528	-0,193	0,684	0,839
4. Preocupa trato a personas	0,312	-0,152	0,880	0,856
5. Realización personal	0,093	0,665	0,549	0,769
6. Pesado	0,502	0,039	0,746	0,846
7. Indiferente	0,681	-0,099	0,527	0,834
8. Saturado/a	0,526	-0,328	0,616	0,837
9. Culpa actitudes	0,472	-0,172	0,748	0,842
10. Cosas positivas	-0,069	0,744	0,443	0,741
11. Ironía	0,679	-0,051	0,537	0,835
12. Agobiado/a	0,437	-0,311	0,713	0,842
13. Remordimientos	0,626	-0,290	0,524	0,834
14. Etiquetar	0,588	0,112	0,642	0,843
15. Trabajo gratifica	-0,165	0,733	0,436	0,726
16. Pedir disculpas	0,475	-0,020	0,774	0,843
17. Cansancio físico	0,647	-0,115	0,568	0,831
18. Cansancio emocional	0,581	-0,363	0,531	0,832
19. Ilusión	-0,069	0,576	0,663	0,797
20. Cosas mal dichas	0,616	0,022	0,620	0,838

la confiabilidad varió entre 0,83 y 0,86. Con respecto a la dimensión *ilusión*, el alfa de Cronbach fue de 0,80; y después de considerar el alfa sin cada uno de los ítems, la confiabilidad varió entre 0,73 y 0,80. En general, todos estos resultados sugieren que las preguntas tienen buen nivel de confiabilidad en cada una de las dimensiones.

Por otro lado, se encontró que la dimensión *desgaste* está inversamente correlacionada con la dimensión *ilusión*; sin embargo esta correlación es débil ($\rho = -0,33$). En ese sentido, para mayor exploración de la asociación entre estas 2 dimensiones, se realizó un análisis de regresión lineal simple y múltiple, para tomar en cuenta el potencial efecto que tiene el sexo y la rotación clínica en dicha asociación. Se encontró que la *ilusión* está significativamente asociada de manera inversa a la dimensión *desgaste*. Esta asociación se mantiene aun después de ajustar por las 2 variables mencionadas ($\rho = 0,007$). Además, en el modelo de regresión lineal se demostró que tanto la variable sexo como la rotación clínica actual no estaban asociadas ni a *desgaste* ni a *ilusión* (tabla 3).

Tabla 3 Factores asociados a cada uno de los componentes

	β	IC del 95%	p
<i>Desgaste</i>			
Ilusión	-0,87	-1,495 a -0,248	0,007
Sexo	1,28	-2,376 a 4,929	0,488
Rotación actual	-0,18	-1,835 a 1,473	0,828
<i>Ilusión</i>			
Desgaste	-0,12	-0,205 a -0,034	0,007
Sexo	0,29	-1,068 a 1,643	0,673
Rotación actual	0,34	-0,269 a 0,945	0,270

Resultados obtenidos del análisis multivariado.

Discusión

Los principales hallazgos de nuestro estudio muestran que el modelo que mejor se ajustó a nuestra muestra fue el de 2 dimensiones (*ilusión por el trabajo* y *desgaste profesional*), estructura que se estableció independientemente del sexo y la rotación clínica actual. Asimismo, el cuestionario total y cada una de las dimensiones presentaron un alfa de Cronbach superior a 0,7; lo cual es indicativo de que el instrumento presenta una adecuada consistencia interna.

Este hallazgo tiene implicaciones importantes, pues proporciona un alcance a la validez factorial de este cuestionario, sugiriendo que en poblaciones peruanas de estudiantes de medicina que cursan el último año de estudios su funcionamiento puede ser distinto al que se ha evidenciado en otros países donde ha sido previamente validado. Específicamente, nuestro estudio muestra que el comportamiento del CESQT en estudiantes de medicina en Perú tiene 2 dimensiones, mientras que en otras poblaciones, como España^{1,11}, Argentina¹², México¹³⁻¹⁵ y Chile^{16,17}, el cuestionario muestra 4.

En el AFE del CESQT realizado por Gil-Monte, se encontró que el modelo de 4 dimensiones explicaba un 60,90% de la varianza total (se consideró que la carga factorial debía ser mayor de 0,35 para que pertenezca a cada factor). Con relación a nuestro estudio, el modelo de 2 dimensiones fue el que mejor se ajustó a la data obtenida (se consideró una carga factorial mayor de 0,40 para que el ítem pertenezca a cada factor), explicando el 61,8% de la varianza, lo cual es ligeramente superior a la varianza explicada por el modelo de 4 dimensiones antes mencionado¹¹.

En la validación inicial, Gil-Monte encuentra que la consistencia interna (medida por el valor del alfa de Cronbach) oscila entre 0,79 y 0,86 en las 4 dimensiones; siendo la dimensión más baja *indolencia*. Este aspecto fue diferente a lo encontrado en nuestro estudio, en donde *ilusión* fue

la que mostró un alfa de Cronbach de 0,79; siendo esta la más baja. Esto podría deberse a que la dimensión *desgaste* en nuestro estudio incluye las preguntas correspondientes a las 3 dimensiones del CESQT encontradas en estudios previos (*indolencia, culpa y desgaste psíquico*). Por su parte, la dimensión *ilusión* en nuestro estudio contiene las mismas preguntas que la dimensión correspondiente en la estructura de 4 dimensiones¹.

Es relevante considerar las diferencias socioculturales de la muestra utilizada para ambos estudios, ya que podrían explicar las diferencias encontradas en el análisis. El estudio de Gil-Monte utilizó una muestra de 201 profesionales de enfermería, quienes tenían un promedio de 17 años de trabajo¹, mientras que nuestro estudio presenta una muestra de participantes que se encontraban en su primer año laboral hospitalario, lo cual podría explicar las diferencias respecto al comportamiento del cuestionario en cuanto al modelo de 2 dimensiones que, en nuestro estudio, explica mejor los datos encontrados.

Es importante mencionar que ha sido la primera oportunidad en que se explora acerca del SQT en internos de medicina utilizando el CESQT en el Perú. Además, la encuesta fue aplicada en un momento estratégico del internado al ser tomada en los últimos días del mismo, permitiendo tener un mejor alcance sobre el comportamiento de los alumnos puesto que la probabilidades de tener SQT se asocia a un mayor tiempo de exposición¹⁹.

No obstante, la presente investigación presenta algunas limitaciones. La muestra en su totalidad provino de una única institución hospitalaria elegida por conveniencia, y hubo una alta tasa de no participación (alrededor del 40%). Ambos aspectos reducen la posibilidad de generalización de los resultados a otros ámbitos profesionales de la salud en el Perú. En ese sentido, emerge la necesidad de futuras investigaciones que incluyan una mayor variabilidad de participantes, permitiendo obtener un instrumento válido que ayude al estudio del síndrome de *burnout* en población de profesionales de la salud en el país. Nuestros hallazgos representan información que podrá ser tomada en cuenta para el diseño e implementación de dichas futuras investigaciones.

En conclusión, la información contenida en el CESQT se resume en 2 dimensiones altamente correlacionadas (*ilusión y desgaste*), las cuales son independientes del sexo y la rotación clínica que cursaban los estudiantes de medicina que se encontraban realizando el internado médico.

Responsabilidades éticas

Protección de personas y animales. Los autores declaran que para esta investigación no se han realizado experimentos en seres humanos ni en animales.

Confidencialidad de los datos. Los autores declaran que en este artículo no aparecen datos de pacientes.

Derecho a la privacidad y consentimiento informado. Los autores declaran que en este artículo no aparecen datos de pacientes.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Agradecimientos

Al Doctor Pedro Gil-Monte por haber proporcionado el instrumento para la obtención de datos. A Sofía Chávez Meneses, Ángela Leiva Montejo y Gustavo León Amenero por haber apoyado en la elaboración del estudio piloto.

Bibliografía

1. Gil-Monte P. Evaluación psicométrica del síndrome del burnout: el cuestionario CESQT. En: Garrido J, editor. ¡Maldito trabajo!. Barcelona: Granica; 2008. p. 269–91.
2. Hernández TJ, Terán OE, Navarrete DM, León A. El síndrome de burnout: una aproximación hacia su conceptualización, antecedentes, modelos explicativos y de medición. *Revista Internacional La Nueva Gestión Organizacional*. 2007;5: 50–68.
3. Demerouti E, Bakker AB, Janssen PPM, Schaufeli WB. Burnout and engagement at work as a function of demands and control. *Scand J Work Environ Health*. 2001;27:279–86.
4. Wessells DT. Professional burnout in medicine and the helping professions. New York: The Haworth Press; 1989.
5. Maslach C, Jackson S. The measurement of experienced burnout. *J Organ Behav*. 1981;2:99–113.
6. Maslach C, Jackson SE. Maslach burnout inventory: Manual. California: Consulting Psychologists Press; 1986.
7. Maslach C, Jackson SE, Leiter MP. Maslach Burnout Inventory. California: Consulting Psychologist Press; 1996.
8. Alvarado K. Validez factorial de Maslach Burnout Inventory (Versión Castellana) en educadores costarricenses. *Revista Electrónica Actualidades Investigativas en Educación*. 2009;9: 1–22.
9. Olivares VE, Gil-Monte PR. Análisis de las principales fortalezas y debilidades del Maslach Burnout Inventory (MBI). *Cienc Trab*. 2009;11:160–7.
10. Demerouti E, Bakker A. The Oldenburg Burnout Inventory: A good alternative to measure burnout and engagement. En: Halbesleben J, editor. *Handbook of stress and burnout in health care*. New York: Nova Science Publishers; 2008.
11. Gil-Monte PR, García-Juegas JA, Núñez E, Carretero N, Roldán MD, Caro M. Validez factorial del Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo (CESQT). *Interpsiquis*. 2006;10:1–9.
12. Marucco MA, Gil-Monte PR, Flamenco E. Síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en pediatras de hospitales generales, estudio comparativo de la prevalencia medida con el MBI-HSS y el CESQT. *Información Psicológica*. 2007;91–92:32–42.
13. Gil-Monte PR, Unda S, Sandoval JI. Validez factorial del Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo (CESQT) en una muestra de maestros mexicanos. *Salud Mental*. 2009;32:205–14.
14. Gil-Monte PR, Zúñiga-Caballero LC. Validez factorial del Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo (CESQT) en una muestra de médicos mexicanos. *Universitas Psychologica*. 2010;9:169–78.
15. Gil-Monte PR, Noyola VS. Estructura factorial del Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo en maestros mexicanos de educación primaria. *Revista Mexicana de Psicología*. 2011;28:75–84.

16. Olivares V, Gil-Monte PR. Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo (CESQT) en profesionales chilenos. *Ansiedad y Estrés*. 2007;13:229–40.
17. Olivares V, Vera A, Juárez A. Prevalencia del síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en una muestra de profesionales que trabajan con personas con discapacidades en Chile. *Ciencia & Trabajo*. 2009;32:63–71.
18. Estela-Villa L, Jiménez-Román C, Landeo-Gutiérrez J, Tomateo-Torvisco J, Vega-Dienstmaier J. Prevalencia de síndrome de burnout en alumnos del séptimo año de medicina de una universidad privada de Lima, Perú. *Rev Neuropsiquiatr*. 2010;73:147–56.
19. Caballero C, Hederich Ch, Palacio J. El burnout académico: delimitación del síndrome y factores asociados con su aparición. *Rev Latinoam Psicol*. 2010;42:131–46.
20. Dyrbye L, Thomas M, Huntington J, Lawson K, Novotny P, Sloan J, et al. Personal life events and medical student burnout: A multicenter study. *Acad Med*. 2006;81:374–84.
21. Dyrbye L, Stanford F, Eacker A, Harper W, Power D, Durning S, et al. Relationship between burnout and professional conduct and attitudes among US medical students. *JAMA*. 2010;304:1173–80.
22. Rosen I, Gimotty P, Shea J, Bellini L. Evolution of sleep quantity, sleep deprivation, mood disturbances, empathy, and burnout among interns. *Acad Med*. 2006;81:82–5.
23. Willcock S, Daly M, Tennant CH, Allard B. Burnout and psychiatric morbidity in new medical graduates. *Med J Aust*. 2004;181:357–60.
24. Gil-Monte P. CESQT. Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo. Madrid: TEA Ediciones; 2011.