

## Propiedades psicométricas de la escala CBI (Copenhagen Burnout Inventory) para la medición del Burnout en personal de salud del Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva

Psychometric properties of the Copenhagen Burnout Inventory (CBI) for measuring burnout among healthcare personnel at the Hernando Moncaleano Perdomo University Hospital in Neiva

Ninis Beatriz Yance restrepo MD<sup>1</sup>

Oscar Javier Caquimbo Cubillos MD<sup>1</sup>

1. Maestría en Epidemiología, Facultad de Salud - Universidad Surcolombiana. Neiva (Colombia)

### Información del artículo

**Recibido:** 08 de julio de 2025. **Evaluado:** 15 de septiembre de 2025. **Aceptado:** 24 de septiembre de 2025.

**Cómo citar:** Yance-Restrepo NB, Caquimbo-Cubillos OJ. Propiedades psicométricas de la escala CBI (Copenhagen Burnout Inventory) para la medición del Burnout en personal de salud del Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva. Rev. Navar. Medica. 2025;11(2): 16 - 34.

<https://doi.org/10.61182/rnavmed.v11n2a2>

### Resumen

**Introducción:** El síndrome de Burnout constituye un problema relevante en el ámbito sanitario por su impacto en la salud mental del personal y la calidad de la atención brindada. Tradicionalmente, su medición se ha realizado mediante el Inventario de Burnout de Maslach (MBI-HSS); sin embargo, las versiones en español han mostrado limitaciones en fiabilidad y validez, lo que plantea la necesidad de alternativas más precisas. El Inventario de Burnout de Copenhague (CBI) fue desarrollado para superar estas deficiencias y ha demostrado propiedades psicométricas adecuadas en diversos contextos internacionales. El objetivo de este estudio fue establecer la fiabilidad y validez del CBI para la evaluación del burnout en el personal sanitario colombiano.

**Metodología:** Se realizó un estudio observacional de corte transversal con una muestra de 510 trabajadores de la salud del Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva (Colombia), quienes participaron de manera voluntaria. Se utilizaron datos previamente recolectados en una investigación institucional. La fiabilidad se evaluó mediante el coeficiente alfa de Cronbach y la validez de constructo mediante análisis factorial confirmatorio. Asimismo, se examinaron la discriminación de los ítems y los umbrales de dificultad de las opciones de respuesta, con el fin de determinar la adecuación del instrumento a la población objeto de estudio.

### Palabras clave

Burnout,  
Inventario de  
Burnout de  
Copenhague  
(CBI), Validez,  
Confiabilidad.

### Accede a este artículo en línea:

Página web:

<https://doi.org/10.61182/rnavmed.v11n2a2>

### Autor de correspondencia:

Ninis Beatriz Yance restrepo, M.D.  
E-mail: [nbyance@uninavarra.edu.co](mailto:nbyance@uninavarra.edu.co)

**Resultados:** El CBI mostró una alta consistencia interna ( $\alpha = 0,89-0,92$ ). La estructura factorial original no se confirmó completamente debido al desempeño inadecuado del ítem 13, el cual presentó baja carga factorial y alto error de medición. Tras su exclusión, los índices de ajuste mejoraron (CFI y TLI  $\geq 0,95$ ; RMSEA  $\leq 0,05$ ), confirmando la robustez del modelo modificado.

**Conclusión:** El CBI demostró ser un instrumento válido, confiable y útil para evaluar el burnout en el personal de salud colombiano. Se recomienda revisar o eliminar el ítem 13 para optimizar su desempeño y aplicabilidad en el contexto local.

## Abstract

**Introduction:** Burnout syndrome represents a major concern in the healthcare sector due to its significant impact on workers' mental health and the quality of care provided. Traditionally, it has been assessed using the Maslach Burnout Inventory (MBI-HSS); however, its Spanish versions have shown limitations in reliability and validity, highlighting the need for more accurate instruments. The Copenhagen Burnout Inventory (CBI) was developed to address these shortcomings and has demonstrated robust psychometric properties in various international contexts. This study aimed to determine the reliability and validity of the CBI for assessing burnout among healthcare personnel in Colombia.

**Materials and Methods:** An observational cross-sectional study was conducted with a sample of 510 healthcare workers from the Hernando Moncaleano Perdomo University Hospital in Neiva, Colombia, who voluntarily participated. Data was obtained from a previously collected institutional database. Reliability was evaluated using Cronbach's alpha coefficient, and construct validity was tested through confirmatory factor analysis. Item discrimination and response option difficulty thresholds were also examined to verify the instrument's suitability for the target population.

**Results:** The CBI demonstrated high internal consistency ( $\alpha = 0.89-0.92$ ). The original factorial structure was not fully confirmed due to the inadequate performance of item 13, which showed a low factor loading and a high measurement error. After excluding this item, model fit indices improved notably (CFI and TLI  $\geq 0.95$ ; RMSEA  $\leq 0.05$ ), supporting the adequacy of the modified model.

**Conclusion:** The CBI proved to be a valid, reliable, and practical tool for assessing burnout among Colombian healthcare professionals. Revision or exclusion of item 13 is recommended to enhance the instrument's performance and applicability in the local context.

## Conflicto de intereses

El equipo de investigación no tiene ningún conflicto de intereses.

## Keywords

Burnout,  
Copenhagen  
Burnout  
Inventory  
(CBI), Validity,  
Reliability.

Este es un artículo de acceso abierto bajo la licencia Creative Commons Reconocimiento-NoComercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0).



## **Introducción**

El síndrome de Burnout, reconocido por la Organización Mundial de la Salud (OMS) en la CIE-11 como un fenómeno ocupacional, representa una respuesta al estrés laboral crónico que no ha sido gestionado adecuadamente (1-5). Este síndrome se caracteriza por agotamiento emocional, despersonalización y disminución del logro personal, afectando principalmente a los profesionales de la salud, quienes están expuestos a demandas emocionales intensas, largas jornadas laborales y escasez de recursos (6-11). En consecuencia, el burnout no solo deteriora la salud física y mental del trabajador, sino que compromete la calidad de la atención médica y la seguridad del paciente, convirtiéndose en un problema prioritario de salud pública en el ámbito sanitario mundial (12).

El estudio del burnout ha evolucionado desde los modelos de estrés laboral propuestos por Selye y Lazarus hasta teorías contemporáneas como la de demandas y recursos laborales (JD-R)(13,14). Esta última plantea que el desequilibrio entre las exigencias del trabajo y los recursos personales o institucionales disponibles desencadena un proceso de desgaste que culmina en agotamiento y desmotivación (15-18). En el caso del personal sanitario, dicho desequilibrio se ve agravado por la carga asistencial, la presión emocional, la falta de reconocimiento y la exposición continua al sufrimiento humano, lo que favorece la aparición del síndrome y sus consecuencias psicológicas y sociales (19-25).

En respuesta a la necesidad de medir de manera fiable el burnout, se han desarrollado diversos instrumentos, siendo el Maslach Burnout Inventory (MBI) el más utilizado a nivel mundial. Sin embargo, múltiples estudios han señalado limitaciones en su estructura factorial y en su aplicabilidad intercultural, particularmente en Latinoamérica, donde la comprensión de conceptos como la “realización personal” o el “cinismo” puede diferir sustancialmente. En este contexto, el Copenhagen Burnout Inventory (CBI) se presenta como una alternativa válida y culturalmente más adaptable, al centrarse en tres dimensiones claras del agotamiento: personal, laboral y relacionado con los usuarios o pacientes (26-32).

Aunque el CBI ha mostrado adecuados niveles de consistencia interna y validez en varios países, su aplicación en el contexto colombiano aún no ha sido suficientemente validada. Por tanto, el presente estudio busca aportar evidencia científica sobre la fiabilidad y validez del CBI en el personal sanitario de Colombia, con el propósito de disponer de una herramienta psicométrica sólida que permita identificar el burnout de forma precisa. Esto facilitará el diseño e implementación de estrategias preventivas y de intervención efectivas, contribuyendo al bienestar de los trabajadores de la salud y a la mejora de la calidad asistencial en el sistema sanitario nacional (30-45).

## **Metodología**

Se realizó un estudio analítico observacional de corte transversal, orientado a la validación de un instrumento psicométrico. La investigación se desarrolló en el Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo (HUN), institución pública de tercer nivel ubicada en Neiva, Huila (Colombia), durante el periodo comprendido entre noviembre y diciembre de 2022.

La población de interés estuvo conformada por personal asistencial del HUN que brinda atención directa en los diferentes servicios hospitalarios. Se empleó un muestreo no probabilístico por conveniencia, invitando a participar a la totalidad del personal asistencial. Los criterios de inclusión fueron: ser trabajador de la salud con funciones asistenciales y aceptar voluntariamente la participación. Se excluyeron aquellos con diagnóstico o proceso diagnóstico de síndrome de burnout o sin vínculo laboral con la institución. La muestra final incluyó 510 participantes, número suficiente para garantizar el poder estadístico requerido según las recomendaciones de Hair (2009) para análisis factorial confirmatorio, considerando entre cinco y diez sujetos por parámetro estimado.

El instrumento utilizado fue el Copenhagen Burnout Inventory (CBI), compuesto por 19 ítems tipo Likert de cinco puntos, distribuidos en tres subescalas: burnout personal, laboral y relacionado con usuarios. Se analizó la versión adaptada al español por Molinero-Ruiz et al. (2013), reconocida por su adecuada consistencia interna ( $\alpha = 0,82-0,90$ ) y validez convergente y divergente. Además, se emplearon variables sociodemográficas y laborales (sexo, edad, ocupación, tipo de contratación y carga horaria semanal) obtenidas del cuestionario aplicado en el estudio original de Amaya-Arias et al. (2023).

Los datos se recopilaron de una base previamente recolectada con consentimiento informado y autorización institucional. El acceso a la base anonimizada fue otorgado mediante acuerdo de confidencialidad. La aplicación del CBI se realizó de manera digital mediante formularios en línea, garantizando la confidencialidad y la participación voluntaria del personal.

El análisis estadístico combinó la Teoría Clásica de los Test (TCT) y la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). La consistencia interna se evaluó mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega, junto con la correlación ítem-total. La validez estructural se determinó mediante análisis factorial confirmatorio (AFC), empleando el método de mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV) y correlaciones policóricas. Los índices de ajuste considerados fueron CFI, TLI, GFI y RMSEA, adoptando como valores óptimos CFI y TLI  $\geq 0,95$  y RMSEA  $\leq 0,06$ .

La investigación se desarrolló conforme a la Declaración de Helsinki, las directrices CIOMS-OMS y la Resolución 8430 de 1993 del Ministerio de Salud de Colombia. El estudio se clasificó como sin riesgo, dado el uso de datos previamente anonimizados. Se garantizó la confidencialidad, el respeto por la autonomía y la no afectación de las condiciones laborales de los participantes.

## Resultados

La muestra estuvo conformada por 510 trabajadores de la salud que brindan atención asistencial en el HUN, en la Tabla 1 se resumen las principales características demográficas de estos.

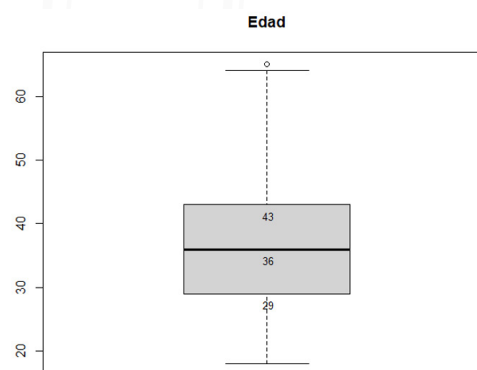
**Tabla 1.** Características demográficas del personal asistencial que hizo parte del estudio

Variable	Categorías	N	%
Género	Hombre	143	28
	Mujer	367	72
Edad	18 a 26	83	16,3
	27 a 59	423	82,9
	60 años o más	4	0,8
Ocupación	Auxiliar de enfermería	228	44,7
	Enfermero (a)	79	15,5
	Médico general	53	10,4
	Médico especialista o subespecialista	63	12,4
	Otra profesión asistencial	87	17,0
Unidad	Hospitalización	184	36,0
	Hospitalización ginecología y sala de partos	23	4,5
	Unidad de Cirugía	74	14,5
	Urgencias	76	14,9
	Unidad de Cuidado Intensivo	31	6,1
	Otras	122	23,9

Variable	Categorías	N	%
Tiempo de experiencia laboral	Menos de 6 meses	18	18
	Entre 6 meses y 1 año	30	30
	Entre 1 y 3 años	83	83
	Entre 3 y 5 años	44	44
	Más de 5 años	335	335
Tiempo laborando en el hospital	Menos de 6 meses	70	13,7
	Entre 6 meses y 1 año	67	13,1
	Entre 1 y 3 años	121	23,7
	Entre 3 y 5 años	73	14,3
	Más de 5 años	179	35,1
Tipo de contrato	Agremiación	379	74,3
	Prestación de servicios	13	2,6
	Contrato de planta	93	18,2
	Contratación Mixta	4	0,8
	Interno(a) en rotación	21	4,1
¿Labora en otra entidad además del HUN?	Si	100	19,6
	No	410	80,4
¿Labora en otra entidad además del HUN?	Menos de 40	27	5,3
	40-59	293	57,5
	60-79	119	23,3
	80 o más	71	13,9

Como puede verse en la tabla, el grupo de trabajadores de la salud que hizo parte del estudio estuvo conformado principalmente por mujeres (72 %), en su mayoría auxiliares de enfermería (44,7 %), especialmente de las unidades de hospitalización (36 %); muchos de estos cuentan con más de cinco años ejerciendo (65,7 %), lo que implica una amplia experiencia en su ocupación; y la mayor parte del grupo lleva laborando en el hospital más de un año (73,1 %). El principal tipo de contratación del grupo fue por agremiación (74,3 %), la gran mayoría solo trabaja en el hospital (80,4 %) y el tiempo promedio que más manejan de horas laborales a la semana es de 40-59 horas (57,5 %), es de considerar que un 37,2% de la muestra trabaja 60 o más horas a la semana, lo que implica 10 horas o más de trabajo, seis días de los siete semanales.

En cuanto a la edad, la mediana de esta fue de 36 años (RIQ= 29 – 43), con un mínimo de 18 y un máximo de 65 años. La mayor parte del grupo estuvo en el rango de adultez, 27 a 59 años, con un 82,9 %. La gráfica de la distribución de la edad se puede ver a continuación:



**Figura 1.** Distribución de la variable edad en la muestra

**Funcionamiento de los ítems: Teoría de Respuesta al Ítem (TRI)** En este apartado se muestran los resultados de la discriminación de los ítems (a), los umbrales de dificultad (b) de las opciones de respuesta, las gráficas de las curvas características de las categorías (CCS), las figuras de la Función de información de los Ítems (IIFs) y de la Función de Información del Test (TIF) realizados a cada ítem y subescala de la prueba CBI.

#### Funcionamiento de los ítems del CBI

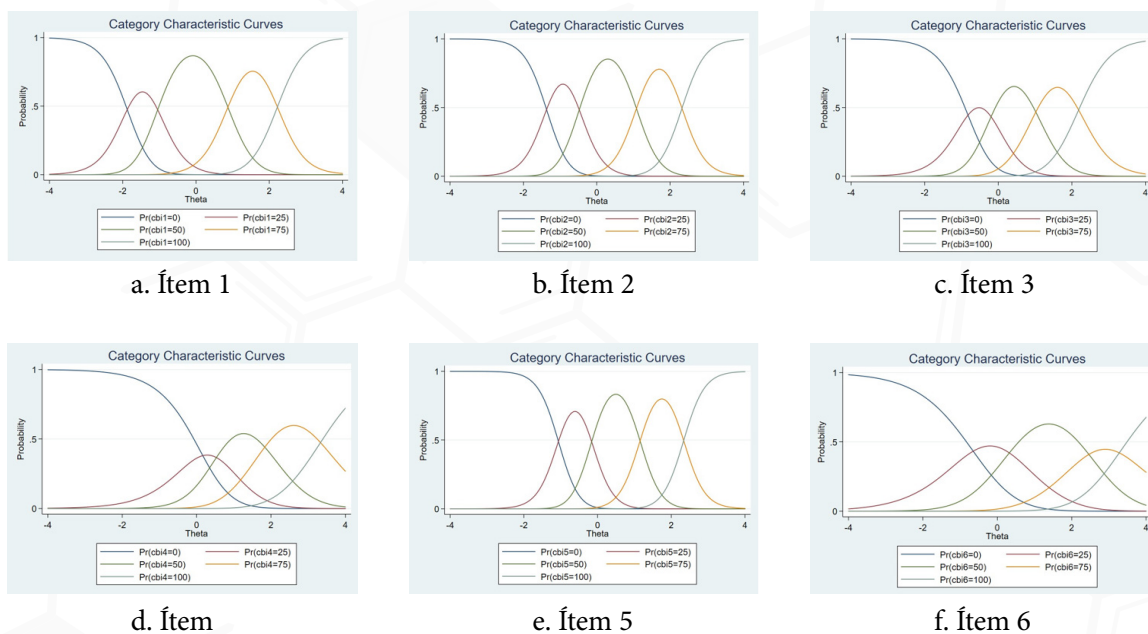
**Tabla 2.** Discriminación de los ítems y dificultad (umbrales) de las opciones de respuesta de los ítems de la prueba

Ítems	Discriminación (a)	b1 (2 vs 1)	b2 (3 vs 2)	b3 (4 vs 3)	b4 (5 vs 4)
<b>Burnout Personal (BP)</b>					
1	2,689245	-1,876105	-1,045867	,8710097	2,222053
2	3,156412	-1,368135	-,4772952	1,081741	2,32274
3	2,249829	-,8231947	-,196104	1,019528	2,183041
4	1,481125	,1670515	,5321023	1,832582	3,330838
5	3,500939	-1,062357	-,160291	1,153372	2,336141
6	1,222292	-,6473111	,3239386	2,462264	3,279244
<b>Burnout Trabajo (BT)</b>					
7	1,322139	-,811756	-,3461819	1,0155	1,523779
8	2,06561	-,315535	,3000554	1,267901	1,926479
9	1,685604	,5938677	,6433659	1,457029	2,238787
10	1,304421	-1,635956	-,1350311	,9884344	1,979962
11	1,742749	,3235345	,7247699	1,681784	2,108018
12	1,80498	,1271768	,7342917	1,988991	2,071491
13	,1936441	,5320025	-1,068071	3,951857	7,979711
<b>Burnout Trabajo (BT)</b>					
14	1,357394	-,765473	-,4635312	1,253233	1,573429
15	2,371395	-,1900823	,4319906	1,653922	2,195631
16	1,73165	-,7290517	,118574	1,367872	2,018503
17	,9245356	-,5625493	-,1439425	,858808	1,709854
18	2,041713	,6411565	,9826448	2,193781	3,001774
19	1,103953	,8150686	,7353647	2,05118	2,321545

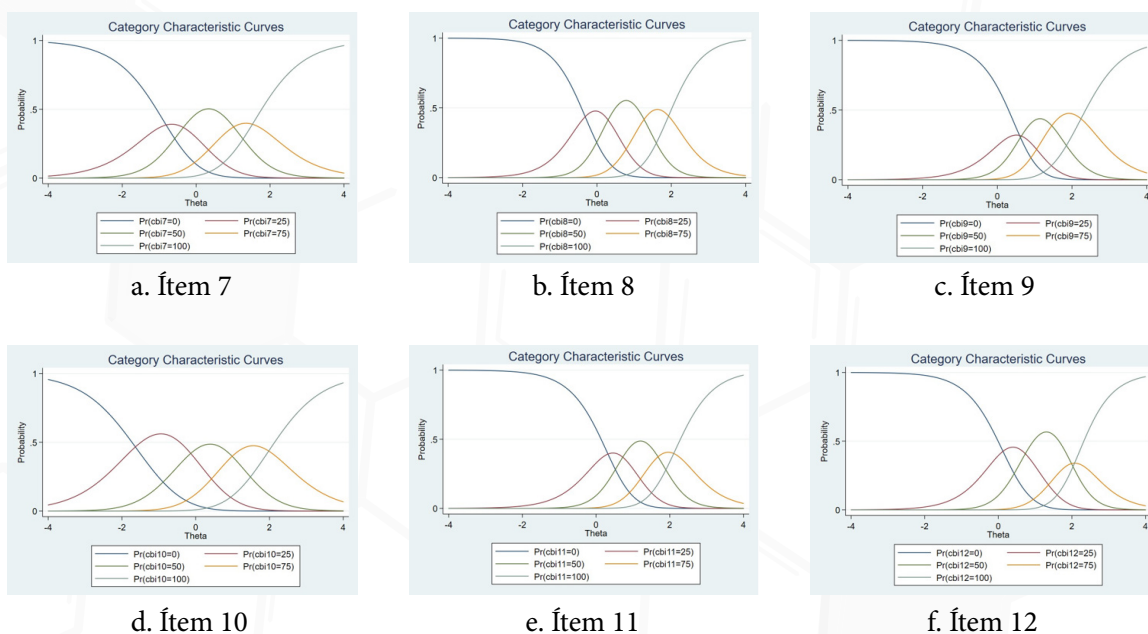
Como puede verse en los resultados, la gran parte de los valores de la discriminación de los ítems de esta prueba estuvieron dentro de los valores esperados (0,75 y 2,5); el ítem 13 mostró una discriminación muy baja (0,19) y los ítems 2 y 5 tuvieron una discriminación elevada, es decir que superaron el valor de 2,5, que no se considera excesivamente alta como para alterar el funcionamiento de la prueba.

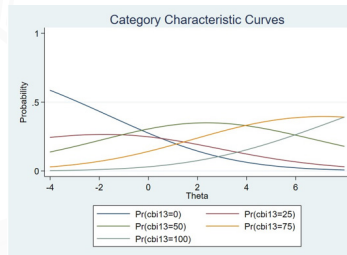
En las Figuras 2 a 4 se presentan las CCC de los ítems para cada subescala, en estas gráficas se puede visualizar mejor el funcionamiento de los umbrales de respuesta. Las gráficas muestran que, a nivel general, en la mayor parte de los ítems se han usado todas las opciones de respuesta, los umbrales van en orden creciente y no hay solapamientos importantes.

En algunos ítems (Ítems 8, 9, 11, 12, 16 y 19) se ven solapamientos y poco uso de las opciones de respuesta intermedias, así como un sesgo de los umbrales de respuesta, que se encuentran en su mayoría distribuidos hacia valores altos del rasgo, pero que no afecta de forma importante la discriminación de estos ítems. Sin embargo, el ítem 13 sí muestra un funcionamiento muy irregular, no se ve una separación clara y hay solapamiento entre las opciones de respuesta, se evidencian algunos umbrales reversos y aplanamiento de las curvas.



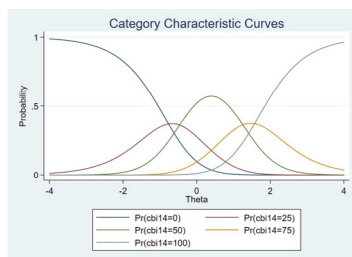
**Figura 2.** Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Personal (BP)



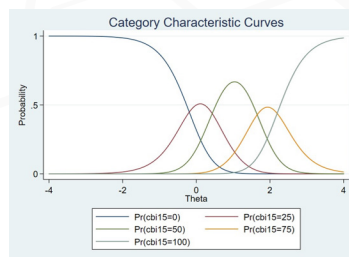


g. Ítem 13

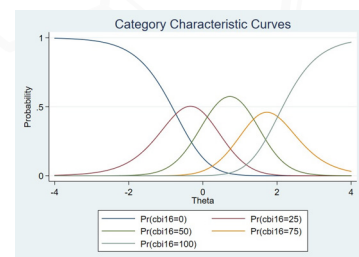
**Figura 3.** Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Personal (BT)



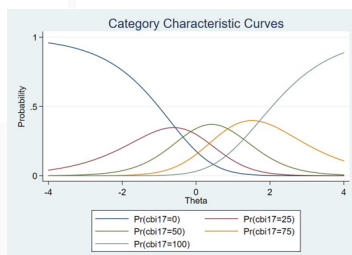
a. Ítem 14



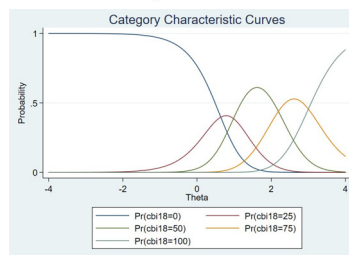
b. Ítem 15



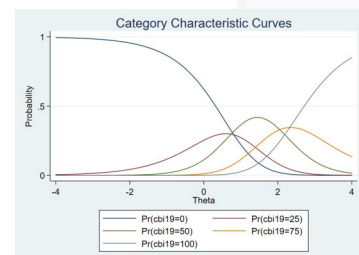
c. Ítem 16



d. Ítem 17



e. Ítem 18



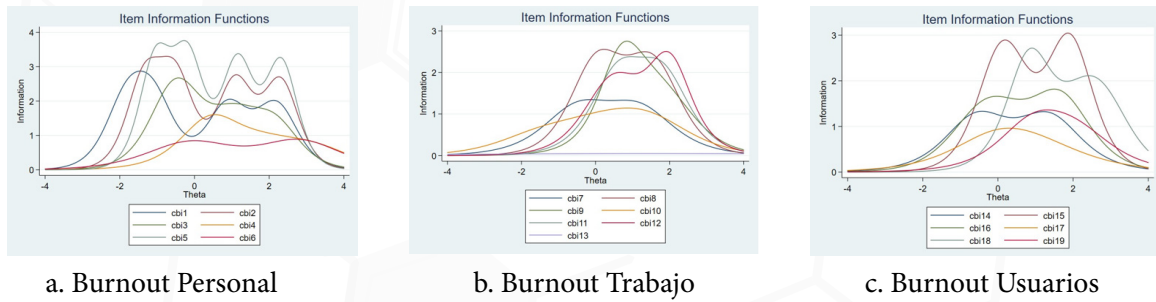
f. Ítem 19

**Figura 4.** Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Usuarios (BU)

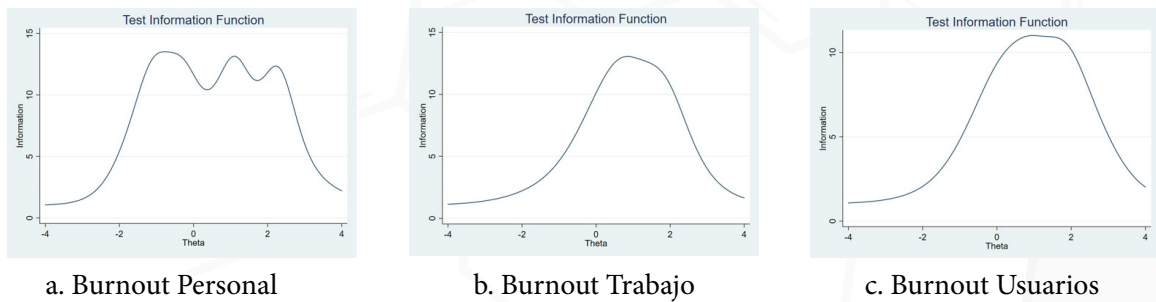
En la Figura 5 se pueden observar los IIFs. La mayoría de los ítems de la subescala BP muestran una alta discriminación en todos los niveles del rasgo, con una menor capacidad para discriminar en los valores intermedios, en esta subescala el ítem 6 es el que muestra menor discriminación, pero aun así está en los rangos esperados. Para el caso de las subescalas BT y BU, en estas se evidencia que los ítems tienen una mejor capacidad para discriminar a sujetos con niveles intermedios o altos del rasgo. Esto podría indicar que los sujetos tienen mayor facilidad para reportar sus niveles de agotamiento personal, pero no tanto los relacionados con el trabajo o los usuarios, de modo que en estos casos el agotamiento debe ser más alto para que pueda ser detectado con la prueba.

Finalmente, se realizaron las figuras de la Función de Información del Test (TIF) para evaluar si los ítems de la escala CBI cubren todas las posibles regiones del rasgo. Estas se presentan en la Figura 6, y como se puede observar, corroboran los hallazgos, si bien la escala BP tiene alta discriminación para todos los niveles de este agotamiento, las otras dos discriminan mejor a sujetos que tienen niveles altos de agotamiento en estas esferas.





**Figura 5.** Función de información de los ítems por cada subescala del CBI



**Figura 6.** Función de información de las subescalas del CBI

### Consistencia Interna

En la presente investigación, se llevó a cabo la evaluación de la consistencia interna o homogeneidad utilizando la matriz de correlación inter-ítems y la correlación de cada ítem con su respectivo dominio (subescala). Además, se calcularon el coeficiente Alfa de Cronbach y el coeficiente Omega para cada subescala del instrumento, incluyendo el cálculo de este coeficiente cuando se excluye cada ítem individualmente, y los valores g de cada ítem. Los resultados se detallan a continuación, desglosados por cada subescala.

### Matriz de correlación inter-ítems CBI

En la Tabla 3 se presentan los resultados de las correlaciones inter-ítems de la prueba CBI.

**Tabla 3.** Correlaciones entre los ítems de la prueba CBI, subescala por subescala (Rho de Spearman)

	<b>Burnout Personal (BP)</b>					
<b>Ítems</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b>1</b>	1,000					
<b>2</b>	0,700	1,000				
<b>3</b>	0,598	0,641	1,000			
<b>4</b>	0,478	0,507	0,641	1,000		
<b>5</b>	0,652	0,730	0,689	0,614	1,000	
<b>6</b>	0,491	0,514	0,529	0,505	0,546	1,000

<b>Burnout Personal (BT)</b>							
Ítems	7	8	9	10	11	12	13
7	1,000						
8	0,643	1,000					
9	0,529	0,600	1,000				
10	0,584	0,551	0,445	1,000			
11	0,469	0,569	0,571	0,543	1,000		
12	0,514	0,572	0,568	0,524	0,675	1,000	
13	0,210	0,203	0,221	0,177	0,215	0,222	1,000

<b>Burnout Personal (BU)</b>						
Ítems	14	15	16	17	18	19
14	1,000					
15	0,623	1,000				
16	0,560	0,588	1,000			
17	0,502	0,463	0,576	1,000		
18	0,428	0,593	0,484	0,428	1,000	
19	0,406	0,497	0,464	0,438	0,591	1,000

Como puede verse en la tabla, la gran mayoría de las correlaciones entre los ítems de las subescalas estuvieron en el rango entre 0,3 y 0,7 que es considerado como el aceptable, exceptuando el ítem 13, que tuvo correlaciones muy bajas con las demás subescalas.

#### Alpha de Cronbach y Coeficiente Omega CBI

A continuación, se presentan los resultados de las correlaciones de cada ítem con el total de la subescala (ítem-test), los Alpha de Cronbach de cada subescala y cómo se modificaría este si se elimina cada uno de los elementos, así como el coeficiente omega y los correspondientes valores g para cada ítem.

**Tabla 4.** Alfa de Cronbach y Coeficiente Omega de las subescalas del CBI

Ítems	Signo	Correlación Ítem - test	Correlación Ítem - test	Alpha si se elimina el elemento	Valores g
<b>Burnout Personal (BP)</b>					
1	+	0,7954	0,7166	0,8821	0,73
2	+	0,838	0,7627	0,8738	0,80
3	+	0,861	0,7762	0,8718	0,75
4	+	0,7871	0,6789	0,8868	0,67
5	+	0,8713	0,8036	0,8667	0,79

Ítems	Signo	Correlación Ítem - test	Correlación Ítem - test	Alpha si se elimina el elemento	Valores g
6	+	0,7371	0,6245	0,8938	0,61
<b>Alpha subescala</b>					<b>0,897</b>
<b>Coefficiente Omega</b>					<b>0,92</b>
<b>Burnout Personal (BT)</b>					
7	+	0,7671	0,6532	0,8229	0,65
8	+	0,8226	0,7366	0,8097	0,74
9	+	0,7872	0,6922	0,8172	0,79
10	+	0,7393	0,6337	0,8263	0,58
11	+	0,7775	0,684	0,8191	0,73
12	+	0,7814	0,6953	0,8186	0,70
13	+	0,4356	0,2436	0,8833	0,25
<b>Alpha subescala</b>					<b>0,850</b>
<b>Coefficiente Omega</b>					<b>0,89</b>
<b>Burnout Personal (BU)</b>					
14	+	0,7749	0,6506	0,8374	0,71
15	+	0,8206	0,7306	0,8228	0,84
16	+	0,8096	0,7104	0,8259	0,71
17	+	0,7501	0,6001	0,8502	0,58
18	+	0,7619	0,6722	0,8369	0,69
19	+	0,7171	0,5903	0,8474	0,57
<b>Alpha subescala</b>					<b>0,860</b>
<b>Coefficiente Omega</b>					<b>0,90</b>

Se puede ver en la tabla que las tres subescalas tuvieron indicadores de confiabilidad altos, con Alpha de Cronbach por encima de 0,8 pero no por encima de 0,9, lo que mostraría una alta consistencia interna, pero sin que haya redundancia en la medición del constructo. Todas las correlaciones de los ítems con el puntaje total de su subescala y con el resto de los ítems de sus subescalas fueron altos, exceptuando el ítem 13 que tuvo una correlación moderada con el puntaje total de BT y baja con el resto de los ítems de esa subescala, siendo el único ítem que al ser eliminado mejora el Alpha de BT, el cual aumenta de 0,85 a 0,88.

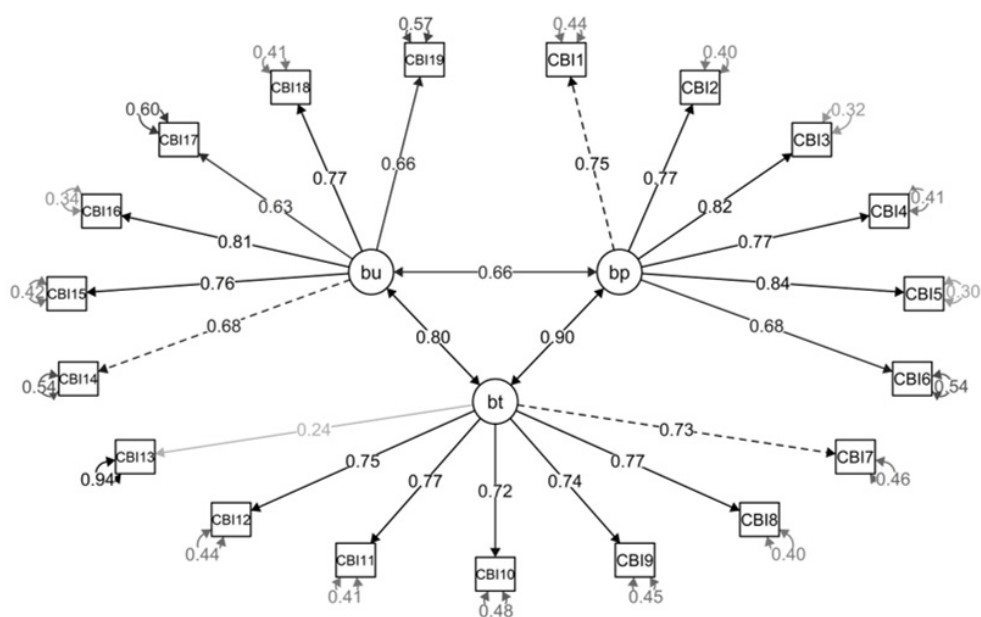
En cuanto a los coeficientes omega, en todas las subescalas se obtuvo un valor alto ( $\geq 0,89$ ), lo que da soporte a la excelente consistencia interna de las subescalas. Los valores g de todos los ítems indican que cada uno de estos es una buena medida de la dimensión que se está midiendo, exceptuando de nuevo el ítem 13, cuyo valor g fue menor a 0,3.

#### **Validez de Constructo Estructural**

Se evaluó la validez de constructo estructural haciendo uso de análisis factoriales confirmatorios (AFC) realizados a partir de modelos de ecuaciones estructurales, bajo el método de estimación WLSMV (mínimos cuadrados ponderados robustos), en los cuales se probaron el modelo teórico de la estructura original de la prueba y un modelo alternativo jerárquico de segundo orden. Dados los resultados de la discriminación y dificultad del ítem 13, así como los análisis de confiabilidad que indican que este ítem no está midiendo de forma confiable el constructo, se probaron estos dos modelos con y sin el ítem 13. En la Tabla 4 se pueden ver los resultados de los índices de ajuste de los cuatro modelos probados y en las Figuras 7 a 9 los SEM de cada uno de estos.

**Tabla 5.** Indicadores de ajuste del AFC para la prueba CBI. Modelo 1: Estructura Original

Modelo	CFI	TLI	NFI	RFI	RMSEA (IC 90%)	GFI	AGFI	Chi2	df	p
Modelo 1: original	1,000	1,003	0,992	0,990	0,049 (0,042 - 0,056)	0,994	0,993	333,7	149	0,000
Modelo 2: jerárquico	0,995	0,994	0,992	0,991	0,049 (0,042 - 0,056)	0,994	0,993	367,1	165	0,000
Modelo 3: original sin ítem 13	0,994	0,993	0,992	0,991	0,055 (0,048 - 0,062)	0,994	0,993	335,3	132	0,000
Modelo 4: jerárquico sin ítem 13	0,995	0,994	0,993	0,992	0,054 (0,048 - 0,061)	0,995	0,993	364,4	147	0,000



**Figura 7.** AFC Modelo 1: Estructura Original CBI

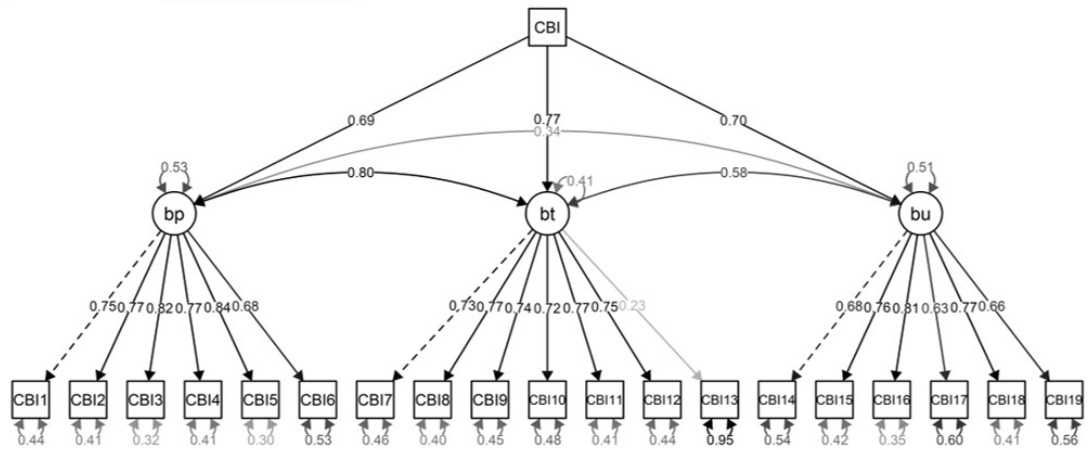


Figura 8. AFC Modelo 2: Modelo hipotético jerárquico de segundo orden CBI

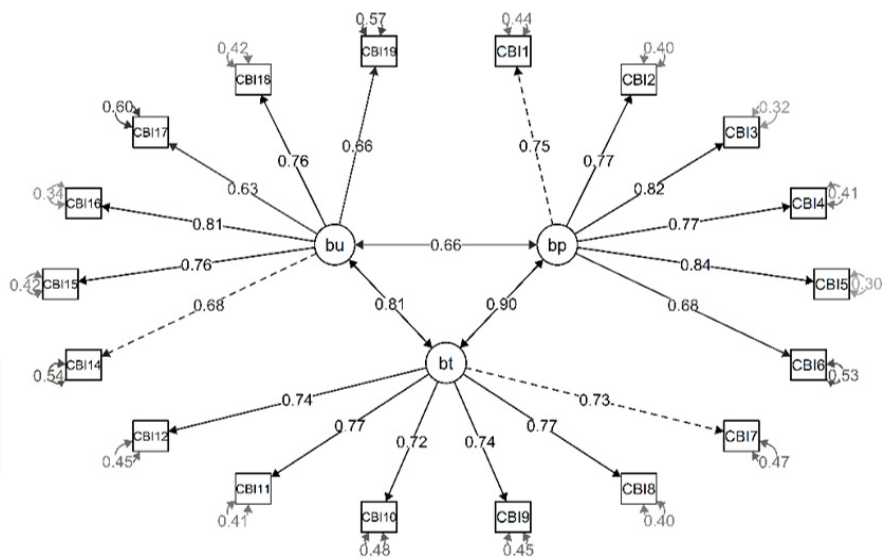


Figura 9. AFC Modelo 3: Estructura original CBI sin ítem 13

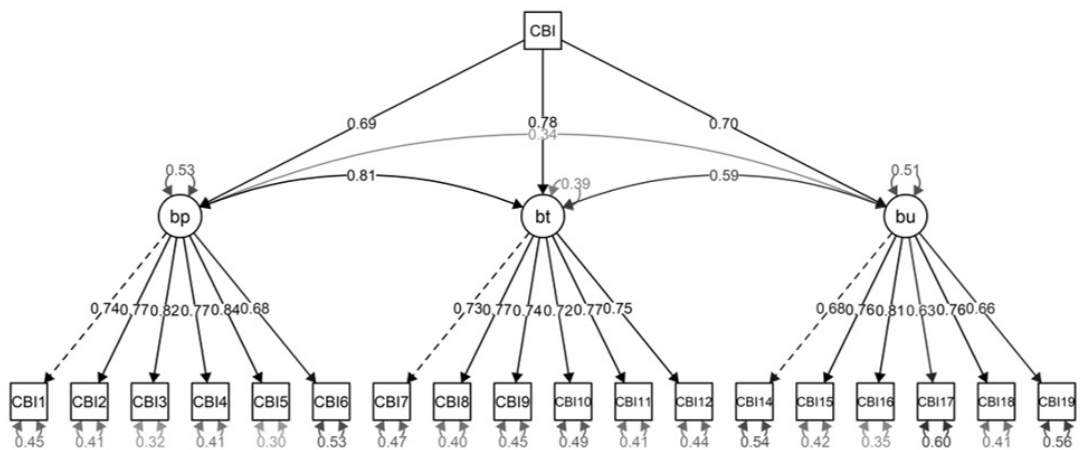


Figura 10. AFC prueba CBI. Modelo 4: Modelo hipotético jerárquico de segundo orden sin ítem 13

Los indicadores de ajuste muestran que el modelo original no presenta del todo un buen ajuste pues algunos indicadores se salen del rango esperado ( $\geq 1,00$ ), los otros tres modelos presentan un excelente ajuste.

En la Figura 7 se puede observar que casi todos los coeficientes de cargas factoriales de los ítems son altos, lo que indica una fuerte relación entre cada ítem con el factor (subescala), y que cada factor está explicando un porcentaje importante de las variables observadas (los ítems). El ítem que muestra baja carga factorial es de nuevo el ítem 13, que no alcanza a tener una carga factorial mínima de 0,3. Las correlaciones entre las subescalas son directas y con fuerza de asociación altas, con valores que van entre 0,66 (BP y BU) y 0,90 (BP y BT).

En la Figura 8 se puede ver que en el modelo jerárquico de segundo orden se mantienen las altas cargas factores de los ítems con sus subescalas; sin embargo, las correlaciones entre las subescalas varían pasando a ser de 0,81 entre BP y BT y de 0,34 entre BP y BU, de modo que esta pasa de ser moderada a baja, y la correlación entre BT y BU que en el modelo 1 es alta (0,81) se modifica a moderada (0,59). En este modelo los coeficientes de regresión estandarizados indican que las subescalas BP, BT y BU están positivamente asociadas con el constructo general de burnout (puntaje total del CBI), con coeficientes estandarizados de 0,69, 0,78 y 0,70, respectivamente. Estos hallazgos sugieren que cada una de las subescalas contribuye significativamente al constructo más amplio del burnout, siendo BT la que muestra la relación más fuerte con el constructo general. Estos resultados proporcionan evidencia sólida para la validez de constructo del instrumento CBI, y aportan soporte al sustento teórico, mostrando que el instrumento mide efectivamente el constructo de burnout, tal como ha sido definido con estas tres dimensiones. Llama la atención que en ambos modelos iniciales el ítem 13 tiene una carga factorial muy baja, de 0,24 en el modelo 1 y de 0,23 en em modelo 2, además que su error de medición único en ambos modelos es extremadamente alto ( $\geq 0,9$ ).

Los indicadores de ajuste de los modelos alternativos, sin el ítem 13, son mejores que los del modelo original, por lo que dados los hallazgos generales se recomienda eliminar o revisar la redacción de este ítem de la versión actual y aplicar la prueba nuevamente para evaluar nuevamente los parámetros psicométricos. Considerando que los puntajes totales del CBI se obtienen mediante la conversión de las puntuaciones directas a valores estandarizados (donde 0 equivale a 0,1 a 25,2 a 50,3 a 75 y 4 a 100), y que el valor promedio en las puntuaciones de cada subescala representa el puntaje total de las mismas, mientras que el promedio de todos los ítems corresponde al total de la prueba [52], la eliminación de un ítem específico no comprometería la comparabilidad con otros usos del instrumento.

## **Discusión**

El presente estudio tuvo como propósito aportar evidencia sobre la fiabilidad y validez del Copenhagen Burnout Inventory(CBI) en el personal sanitario colombiano (46,28). La evaluación precisa del burnout en los profesionales de la salud constituye una prioridad, dado su impacto en la salud mental, el desempeño laboral y la calidad de la atención brindada. En Colombia, la Resolución 2646 de 2008 del Ministerio de la Protección Social establece la responsabilidad institucional de identificar y gestionar los riesgos psicosociales en el trabajo; sin embargo, persisten dificultades para contar con herramientas válidas y confiables. El Maslach Burnout Inventory(MBI-HSS), aunque ampliamente utilizado, ha mostrado limitaciones psicométricas en contextos latinoamericanos, lo que respalda la necesidad de explorar alternativas como el CBI, diseñado para superar los problemas de estructura factorial y sesgo cultural del MBI (27).

Los resultados de este estudio confirman que el CBI posee una alta consistencia interna, con coeficientes alfa de Cronbach entre 0,89 y 0,92, y coeficientes omega superiores a 0,8, hallazgos consistentes con investigaciones previas realizadas en España, Perú y otros países (46). Estas evidencias fortalecen su fiabilidad como instrumento para evaluar el burnout en profesionales de la salud. No obstante, se identificó que el ítem 13 (“¿tienes suficiente energía para la familia y los amigos durante el tiempo libre?”) presentó un comportamiento atípico, baja carga factorial ( $<0,3$ ) y elevado error de medición ( $>0,9$ ), afectando el ajuste del modelo original. Este resultado coincide con reportes de Cordero-Franco et al. (2022) y Breña et al. (2022), quienes también evidenciaron problemas de validez en este ítem (40).

Desde la Teoría de Respuesta al Ítem, la mayoría de los ítems del CBI mostraron una discriminación adecuada y umbrales ordenados, lo que indica un buen funcionamiento de la escala. Sin embargo, el ítem 13 exhibió solapamiento entre categorías y umbrales reversos, lo que sugiere que no discrimina de manera efectiva entre niveles de agotamiento (46). Este hallazgo respalda su exclusión, ya que su presencia reduce la precisión del instrumento. Estudios internacionales, como el de Phuekphan et al. (2016), han señalado comportamientos similares, lo que sugiere un patrón consistente en diferentes contextos culturales (44).

El análisis factorial confirmatorio demostró que, al eliminar el ítem 13, tanto el modelo original como el modelo jerárquico de segundo orden mostraron un ajuste óptimo ( $CFI$  y  $TLI \geq 0,95$ ;  $RMSEA \leq 0,05$ ). Estos resultados evidencian que el modelo ajustado representa de manera más fiel la estructura subyacente del burnout medida por el CBI (27,46-55). Además, las correlaciones observadas entre las subescalas particularmente entre burnout Personal (BP) y burnout Laboral (BT) indican coherencia conceptual y empírica con la teoría de demandas y recursos laborales, en la cual el agotamiento personal y el laboral se retroalimentan mutuamente (36).

En cuanto a las diferencias de discriminación entre subescalas, se observó que las escalas de burnout Laboral (BT) y con los Usuarios (BU) discriminan más eficazmente en individuos con niveles elevados de agotamiento, mientras que la subescala de burnout Personal (BP) lo hace de manera uniforme a lo largo del continuo (24). Esta tendencia puede explicarse por factores culturales, ya que los profesionales de la salud tienden a subestimar o minimizar el agotamiento derivado del trabajo o de la relación con los pacientes, lo que sugiere la necesidad de una interpretación contextualizada de las puntuaciones (31).

Desde el punto de vista metodológico, una de las principales fortalezas de este estudio radica en el uso del método de estimación WLSMV para el análisis factorial confirmatorio, que se basa en correlaciones policóricas y es más adecuado para variables ordinales (37,39). Este enfoque ha demostrado proporcionar estimaciones más precisas que los métodos tradicionales como ML o MLM, utilizados en estudios previos donde los índices de ajuste fueron menores. El empleo de WLSMV refuerza la robustez de los resultados y contribuye al avance de las prácticas psicométricas en el ámbito hispanoamericano (40).

A pesar de sus aportes, el estudio presenta limitaciones relacionadas con su diseño transversal y unicéntrico (38-41). Al realizarse en un solo hospital, la generalización de los hallazgos a toda la población sanitaria colombiana debe asumirse con cautela. Además, la naturaleza autoinformada de los datos podría haber inducido subestimaciones del burnout debido a sesgos de deseabilidad social (42). Se recomienda la realización de estudios multicéntricos y longitudinales que evalúen la estabilidad temporal del CBI y su comportamiento en diversos contextos del sistema de salud colombiano (43).

Finalmente, los resultados de esta investigación confirman que el Copenhagen Burnout Inventory es una herramienta válida, confiable y culturalmente pertinente para medir el burnout en personal sanitario colombiano (38-45). Se recomienda la eliminación definitiva del ítem 13 y la adopción del CBI como instrumento institucional para la vigilancia del bienestar psicosocial del personal de salud. Su aplicación contribuirá a mejorar la detección temprana del burnout, orientar intervenciones preventivas y fortalecer la salud ocupacional en el ámbito hospitalario (46).

## Conclusiones

Las conclusiones del presente estudio confirman que el Copenhagen Burnout Inventory (CBI) es un instrumento válido, confiable y robusto para la medición del síndrome de burnout en el personal de salud colombiano. Los análisis realizados demostraron una alta consistencia interna y una adecuada capacidad de discriminación en la mayoría de los ítems, lo que respalda su utilidad para evaluar de manera precisa las dimensiones de burnout personal, laboral y relacionado con los usuarios. Asimismo, la estructura factorial del instrumento mostró un ajuste satisfactorio al modelo teórico, consolidando su pertinencia en el contexto sanitario nacional y su potencial para contribuir al seguimiento y prevención del desgaste profesional en entornos hospitalarios.

No obstante, el ítem 13 evidenció una baja carga factorial y un comportamiento atípico, coincidiendo con hallazgos de estudios internacionales que señalan dificultades en su interpretación. En consecuencia, se recomienda su revisión o eliminación, dado que su exclusión no afecta la consistencia ni la estructura general del instrumento. Con esta modificación, el CBI se presenta como una herramienta mejorada y culturalmente adaptada, capaz de ofrecer evaluaciones más precisas y contextualizadas del burnout en el personal sanitario colombiano, fortaleciendo así las estrategias institucionales de salud mental y bienestar laboral.

## Referencias

1. World Health Organization. Burn-out an “occupational phenomenon”: International classification of diseases [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2019 May 28. Available from: <https://www.who.int/news/item/28-05-2019-burn-out-an-occupational-phenomenon-international-classification-of-diseases>
2. Maslach C, Schaufeli WB, Leiter MP. Job burnout. *Annu Rev Psychol.* 2001;52(1):397–422. doi: <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
3. Dilig-Ruiz A, MacDonald I, Demery Varin M, Vandyk A, Graham ID, Squires JE. Job satisfaction among critical care nurses: A systematic review. *Int J Nurs Stud.* 2018;88:123–134. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2018.08.014z>
4. Dorigan GH, Guirardello EB. Effect of the practice environment of nurses on job outcomes and safety climate. *Rev Latino-Am Enfermagem.* 2018;26:e3056. doi: <https://doi.org/10.1590/1518-8345.2633.3056>
5. Stewart MT, Reed S, Reese J, Galligan MM, Mahan JD. Conceptual models for understanding physician burnout, professional fulfillment, and well-being. *Curr Probl Pediatr Adolesc Health Care.* 2019;49(11):100658. doi: <https://doi.org/10.1016/j.cppeds.2019.100658>
6. Giess CS, Ip IK, Cochon LR, Lacson R, Khorasani R. Predictors of self-reported burnout among radiology faculty at a large academic medical center. *J Am Coll Radiol.* 2020;17(12):1684–1691. <https://doi.org/10.1016/j.jacr.2020.05.030>
7. Kratzke IM, Woods LC, Adapa K, Walker AJ, O’Neill TR. The sociotechnical factors associated with burnout in residents in surgical specialties: A qualitative systematic review. *J Surg Educ.* 2022;79(3):614–623. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jsurg.2021.11.008>
8. White KM, Dulko D, DiPietro B. The effect of burnout on quality of care using Donabedian’s framework. *Nurs Clin North Am.* 2022;57(1):115–130. doi: <https://doi.org/10.1016/j.cnur.2021.11.008>
9. Teoh KRH, Hassard J, Cox T. Doctors’ working conditions, wellbeing and hospital quality of care: A multilevel analysis. *Saf Sci.* 2021;135:105114. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ssci.2020.105114>



10. Myers JA, Powell DMC, Aldington S, Sim D, Psirides A, Hathaway K. The impact of fatigue on the non-technical skills performance of critical care air ambulance clinicians. *Acta Anaesthesiol Scand*. 2017;61(10):1305–1313. doi: <https://doi.org/10.1111/aas.12968>
11. Montgomery A, Lainidi O. Understanding the link between burnout and sub-optimal care: Why should healthcare education be interested in employee silence? *Front Psychiatry*. 2022;13:818393. doi: <https://doi.org/10.3389/fpsy.2022.818393>
12. Montgomery A, Spânu F, Băban A, Panagopoulou E. Job demands, burnout, and engagement among nurses: A multi-level analysis of ORCAB data investigating the moderating effect of teamwork. *Burn Res*. 2015;2(2):71–79. doi: <https://doi.org/10.1016/j.burn.2015.06.001>
13. Maslach C, Jackson SE. The measurement of experienced burnout. *J Organ Behav*. 1981;2(2):99–113. doi: <https://doi.org/10.1002/job.4030020205>
14. Gil-Monte PR. Factorial validity of the Maslach Burnout Inventory (MBI-HSS) among Spanish professionals. *Rev Saude Publica*. 2005;39(1):1–8. doi: <https://doi.org/10.1590/S0034-89102005000100001>
15. 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. *Rev Psicol Trab Organ*. 2010;9(1):169–178.
16. Portoghese I, Leiter MP, Maslach C, Galletta M, Porru F, Campagna M. Measuring burnout among university students: Factorial validity, invariance, and latent profiles of the Italian version of the Maslach Burnout Inventory Student Survey (MBI-SS). *Front Psychol*. 2018;9:2105. doi: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02105>
17. Matejić B, Milenović M, Kisić Tepavčević D, Simić D, Pekmezović T, Worley JA. Psychometric properties of the Serbian version of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey: A validation study among anesthesiologists from Belgrade Teaching Hospitals. *Sci World J*. 2015;2015:903597. doi: <https://doi.org/10.1155/2015/903597>
18. Khani MH, Mohammadi M, Anvari F, Mohamadirizi S, Mohamadirizi S. Students School Burnout Inventory: Development, validation, and reliability of scale. *Int J Sch Health*. 2018;5(1):e67697. doi: <https://doi.org/10.5812/intjsh.67697>
19. Gill MA, Giménez SB, Moran VE, Olaz FO, Medrano LA. Adaptación y validación del Inventario de Burnout de Maslach en profesionales argentinos de la salud mental. *Liberabit*. 2019;25(2):179–193. doi: <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n2.02>
20. Lara RMM, Jiménez BM, Muñoz AR, Fernández EG. Análisis factorial confirmatorio del MBI-HSS en una muestra de psicólogos mexicanos. *Psicol Salud*. 2008;18(1):107–116.
21. Olivares-Faúndez V, Mena-Miranda L, Jélvez-Wilker C, Macía-Sepúlveda F. Validez factorial del Maslach Burnout Inventory Human Services (MBI-HSS) en profesionales chilenos. *Univ Psychol*. 2014;13(1):145–159. doi: <https://doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-1.vfmi>
22. Calderón-De la Cruz GA, Merino-Soto C. Análisis de la estructura interna del Maslach Burnout Inventory (Human Service Survey) en médicos peruanos. *Rev Cienc Salud*. 2020;18(2):1–17. doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.9604>
23. Kristensen TS, Borritz M, Villadsen E, Christensen KB. The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work Stress*. 2005;19(3):192–207. doi: <https://doi.org/10.1080/02678370500297720>

24. Milfont TL, Denny S, Ameratunga S, Robinson E, Merry S. Burnout and wellbeing: Testing the Copenhagen Burnout Inventory in New Zealand teachers. *Soc Indic Res.* 2008;89(1):169–177. doi: <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9229-9>
25. Fong TCT, Ho RTH, Ng SM. Psychometric properties of the Copenhagen Burnout Inventory–Chinese Version. *J Psychol.* 2014;148(3):255–266. doi: <https://doi.org/10.1080/00223980.2013.800439>
26. Montgomery AP, Azuero A, Patrician PA. Psychometric properties of Copenhagen Burnout Inventory among nurses. *Res Nurs Health.* 2021;44(2):308–318. doi: <https://doi.org/10.1002/nur.22106>
27. Guevara Bedoya LM, Ocampo Agudelo N. Propiedades psicométricas de confiabilidad y validez del Maslach Burnout Inventory–General Survey. *Rev Interam Psicol Ocup.* 2016;33(2):128–142. doi: <https://doi.org/10.21772/ripo.v33n2a06>
28. Córdoba L, Tamayo JA, González MA, Martino M. Adaptation and validation of the Maslach Burnout Inventory–Human Services Survey in Cali, Colombia. *Colomb Med.* 2011;42(3):286–293. doi: <https://doi.org/10.25100/cm.v42i3.782>
29. Bria M, Spânu F, Băban A, Dumitrașcu DL. Maslach Burnout Inventory–General Survey: Factorial validity and invariance among Romanian healthcare professionals. *Burn Res.* 2014;1(3):103–111. doi: <https://doi.org/10.1016/j.burn.2014.09.001>
30. Gil-Monte PR. Validez factorial de la adaptación al español del Maslach Burnout Inventory–General Survey. *Salud Publica Mex.* 2002;44(1):33–40. doi: <https://doi.org/10.1590/S0036-36342002000100005>
31. Cañadas-De la Fuente GA, San Luis C, Lozano LM, Vargas C, García I, De la Fuente EI. Evidencia de validez factorial del Maslach Burnout Inventory y estudio de los niveles de burnout en profesionales sanitarios. *Rev Lat Psicol.* 2014;46(1):44–52. doi: [https://doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70006-X](https://doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70006-X)
32. Pando Moreno M, Aranda Beltrán C, López Palomar MR. Validez factorial del Maslach Burnout Inventory–General Survey en ocho países latinoamericanos. *Cienc Trab.* 2015;17(52):28–31. doi: <https://doi.org/10.4067/S0718-24492015000100006>
33. Molinero Ruiz E, Basart Gómez-Quintero H, Moncada Lluís S. Fiabilidad y validez del Copenhagen Burnout Inventory para su uso en España. *Rev Esp Salud Publica.* 2013;87(2):165–179. doi: <https://doi.org/10.4321/S1135-57272013000200006>
34. Fiorilli C, De Stasio S, Benevene P, Buonomo I, Ragni B, Briegas JJM, Barni D. Copenhagen Burnout Inventory (CBI): A validation study in an Italian teacher group. *TPM Test Psychom Methodol Appl Psychol.* 2015;22(4):537–551. doi: <https://doi.org/10.4473/TPM22.4.7>
35. Breña WH, Burneo A, Cassaretto M. Translation, adaptation, and validation of the Copenhagen Burnout Inventory for the Peruvian version. *Rev Psicol (Peru).* 2022;40(2):711–738. doi: <https://doi.org/10.18800/psico.202202.003>
36. Rocha FLR, Jesus LC, Marziale MHP, Haddad MCFL, Bernardes A. Burnout syndrome in university professors and academic staff members: Psychometric properties of the Copenhagen Burnout Inventory–Brazilian version. *Psicol Reflex Crit.* 2020;33:11. doi: <https://doi.org/10.1186/s41155-020-00150-z>
37. Clinton M, Shehadeh M, Roula R, Khoury C. Rasch analysis of Lebanese nurses' responses to the Copenhagen Burnout Inventory alternative to the Maslach Burnout Inventory. *SAGE Open Nurs.* 2021;7:23779608211020919. doi: <https://doi.org/10.1177/23779608211020919>

38. Moser CM, Tietbohl-Santos B, Arenas DL, Padoin CV, Braga PE. Psychometric properties of the Brazilian Portuguese version of the Copenhagen Burnout Inventory (CBI) in healthcare professionals. *Trends Psychiatry Psychother.* 2023;45:e20210362. doi: <https://doi.org/10.47626/2237-6089-2021-0362>
39. Jeon GS, You SJ, Kim MG, Kim YM, Cho SI. Psychometric properties of the Korean version of the Copenhagen Burnout Inventory in Korean homecare workers for older adults. *PLoS One.* 2019;14(8):e0221323. doi: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0221323>
40. Papaefstathiou E, Tsounis A, Malliarou M, Sarafis P. Translation and validation of the Copenhagen Burnout Inventory amongst Greek doctors. *Health Psychol Res.* 2019;7(1):8050. doi: <https://doi.org/10.4081/hpr.2019.8050>
41. Chin RWA, Chua YY, Chu MN, Mahadi NF, Wong MS, Yusoff MSB, Lee YY. Investigating validity evidence of the Malay translation of the Copenhagen Burnout Inventory. *J Taibah Univ Med Sci.* 2018;13(1):1–9. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jtumed.2017.12.001>
42. Aiello EN, Fiabane E, Margheritti S, Magnaghi C, Pessina C. Psychometric properties of the Copenhagen Burnout Inventory (CBI) in Italian physicians. *Med Lav.* 2022;113(4):e2022034. doi: <https://doi.org/10.23749/mdl.v113i4.13269>
43. Cordero-Franco HF, Salinas-Martínez AM, Chávez-Barrón KA, Martínez-Rodríguez HC, Rojas-Roque C. Validation of the Spanish Version of the Copenhagen Burnout Inventory in Mexican Medical Residents. *Arch Med Res.* 2022;53(6):617–624. doi: <https://doi.org/10.1016/j.arcmed.2022.08.005>
44. Phuekphan P, Aunguroch Y, Yunibhand J, Chan MF. Psychometric properties of the Thai version of Copenhagen Burnout Inventory (T-CBI) in Thai nurses. *J Health Res.* 2016;30(2):135–143. doi: <https://doi.org/10.14456/jhr.2016.19>
45. Mahmoudi S, Atashzadeh-Shoorideh F, Rassouli M, Moslemi A. Translation and psychometric properties of the Copenhagen Burnout Inventory in Iranian nurses. *Iran J Nurs Midwifery Res.* 2017;22(2):117–121. doi: <https://doi.org/10.4103/1735-9066.205956>
46. Javanshir E, Dianat I, Asghari-Jafarabadi M. Psychometric properties of the Iranian version of the Copenhagen Burnout Inventory. *Health Promot Perspect.* 2019;9(2):137–143. doi: <https://doi.org/10.15171/hpp.2019.19>