



**UNIVERSIDAD SURCOLOMBIANA
GESTIÓN DE BIBLIOTECAS**



CARTA DE AUTORIZACIÓN

CÓDIGO

AP-BIB-FO-06

VERSIÓN

1

VIGENCIA

2014

PÁGINA

1 de 2

Neiva, 16 de octubre de 2025

Señores

CENTRO DE INFORMACIÓN Y DOCUMENTACIÓN

UNIVERSIDAD SURCOLOMBIANA

Ciudad

El (Los) suscrito(s):

NINIS BEATRIZ YANCE RESTREPO, con C.C. No.36'725.447

OSCAR JAVIER CAQUIMBO CUBILLOS, con C.C. No. 80'235.160,

Autor(es) de la tesis y/o trabajo de grado titulado 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. presentado y aprobado en el año 2025 como requisito para optar al título de

MAGISTER EN EPIDEMIOLOGÍA;

Autorizo (amos) al CENTRO DE INFORMACIÓN Y DOCUMENTACIÓN de la Universidad Surcolombiana para que, con fines académicos, muestre al país y el exterior la producción intelectual de la Universidad Surcolombiana, a través de la visibilidad de su contenido de la siguiente manera:

- Los usuarios puedan consultar el contenido de este trabajo de grado en los sitios web que administra la Universidad, en bases de datos, repositorio digital, catálogos y en otros sitios web, redes y sistemas de información nacionales e internacionales "open access" y en las redes de información con las cuales tenga convenio la Institución.
- Permita la consulta, la reproducción y préstamo a los usuarios interesados en el contenido de este trabajo, para todos los usos que tengan finalidad académica, ya sea en formato Cd-Rom o digital desde internet, intranet, etc., y en general para cualquier formato conocido o por conocer, dentro de los términos establecidos en la Ley 23 de 1982, Ley 44 de 1993, Decisión Andina 351 de 1993, Decreto 460 de 1995 y demás normas generales sobre la materia.
- Continúo conservando los correspondientes derechos sin modificación o restricción alguna; puesto que, de acuerdo con la legislación colombiana aplicable, el presente es un acuerdo jurídico que en ningún caso conlleva la enajenación del derecho de autor y sus conexos.

De conformidad con lo establecido en el artículo 30 de la Ley 23 de 1982 y el artículo 11 de la Decisión Andina 351 de 1993, "Los derechos morales sobre el trabajo son propiedad de los autores" , los cuales son irrenunciables, imprescriptibles, inembargables e inalienables.

Vigilada Mineducación

La versión vigente y controlada de este documento, solo podrá ser consultada a través del sitio web Institucional www.usco.edu.co, link Sistema Gestión de Calidad. La copia o impresión diferente a la publicada, será considerada como documento no controlado y su uso indebido no es de responsabilidad de la Universidad Surcolombiana.



UNIVERSIDAD SURCOLOMBIANA
GESTIÓN DE BIBLIOTECAS



CARTA DE AUTORIZACIÓN

CÓDIGO

AP-BIB-FO-06

VERSIÓN

1

VIGENCIA

2014

PÁGINA

2 de 2

EL AUTOR/ESTUDIANTE: **NINIS BEATRIZ YANCE RESTREPO**

Firma: _____

EL AUTOR/ESTUDIANTE: **OSCAR JAVIER CAQUIMBO CUBILLOS**

Firma: _____

Vigilada Mineducación

La versión vigente y controlada de este documento, solo podrá ser consultada a través del sitio web Institucional www.usco.edu.co, link Sistema Gestión de Calidad. La copia o impresión diferente a la publicada, será considerada como documento no controlado y su uso indebido no es de responsabilidad de la Universidad Surcolombiana.

	UNIVERSIDAD SURCOLOMBIANA GESTIÓN DE BIBLIOTECAS					   	
	DESCRIPCIÓN DE LA TESIS Y/O TRABAJOS DE GRADO						
CÓDIGO	AP-BIB-FO-07	VERSIÓN	1	VIGENCIA	2014	PÁGINA	1 de 3

TÍTULO COMPLETO DEL TRABAJO: 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.

AUTOR O AUTORES:

Primero y Segundo Apellido	Primero y Segundo Nombre
Caquimbo Cubillos Yance Restrepo	Oscar Javier Ninis Beatriz

DIRECTOR Y CODIRECTOR TESIS:

Primero y Segundo Apellido	Primero y Segundo Nombre

ASESOR (ES):

Primero y Segundo Apellido	Primero y Segundo Nombre
Sierra Barón	William

PARA OPTAR AL TÍTULO DE: Magister en Epidemiología

FACULTAD: Salud

PROGRAMA O POSGRADO: Maestría En Epidemiología

CIUDAD: Neiva **AÑO DE PRESENTACIÓN:** 2025 **NÚMERO DE PÁGINAS:** 83

TIPO DE ILUSTRACIONES (Marcar con una **X**):

Diagramas___ Fotografías___ Grabaciones en discos___ Ilustraciones en general___
 Grabados___ Láminas___ Litografías___ Mapas___ Música impresa___ Planos___
 Retratos___ Sin ilustraciones___ Tablas o Cuadros_ x

Vigilada Mineducación

La versión vigente y controlada de este documento, solo podrá ser consultada a través del sitio web Institucional www.usco.edu.co, link Sistema Gestión de Calidad. La copia o impresión diferente a la publicada, será considerada como documento no controlado y su uso indebido no es de responsabilidad de la Universidad Surcolombiana.

	UNIVERSIDAD SURCOLOMBIANA GESTIÓN DE BIBLIOTECAS				   	
	DESCRIPCIÓN DE LA TESIS Y/O TRABAJOS DE GRADO					
CÓDIGO	AP-BIB-FO-07	VERSIÓN	1	VIGENCIA	2014	PÁGINA 2 de 3

SOFTWARE requerido y/o especializado para la lectura del documento: -

MATERIAL ANEXO:

PREMIO O DISTINCIÓN (*En caso de ser LAUREADAS o Meritoria*):

PALABRAS CLAVES EN ESPAÑOL E INGLÉS:

Español

1. Burnout
2. Inventario de Burnout Copenhague (CBI)
3. Validez
4. Confiabilidad
5. Teoría de Respuesta al Ítem - TRI

Inglés

1. Burnout
2. Copenhagen Burnout Inventory (CBI)
3. Validity
4. Reliability
5. Ítem Response Theory - IRT

RESUMEN DEL CONTENIDO: (Máximo 250 palabras)

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); 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.

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.

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.

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.

	UNIVERSIDAD SURCOLOMBIANA GESTIÓN DE BIBLIOTECAS					   	
	DESCRIPCIÓN DE LA TESIS Y/O TRABAJOS DE GRADO						
CÓDIGO	AP-BIB-FO-07	VERSIÓN	1	VIGENCIA	2014	PÁGINA	3 de 3

ABSTRACT: (Máximo 250 palabras)

The Copenhagen Burnout Inventory (CBI) was developed with the intention of addressing the challenges identified in certain validations of the MBI-HSS (Inventory for the Maslach Burnout - Survey for Health Services). The CBI - Copenhagen Burnout Inventory, has proven to be a valid and reliable instrument in various contexts and could provide a more accurate and reliable alternative to measure burnout in Colombian health personnel. 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.

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.

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 ≥ 0.95 ; RMSEA ≤ 0.05), supporting the adequacy of the modified model.

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.

APROBACION DE LA TESIS

Nombre presidente Jurado: Pedro León Reyes Gaspar

Firma:



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

OSCAR JAVIER CAQUIMBO CUBILLOS
NINIS BEATRIZ YANCE RESTREPO

UNIVERSIDAD SURCOLOMBIANA
FACULTAD DE SALUD
MAESTRÍA EN EPIDEMIOLOGÍA
NEIVA, HUILA
2025

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

NINIS BEATRIZ YANCE RESTREPO
OSCAR JAVIER CAQUIMBO CUBILLOS

Trabajo de grado presentado como requisito para optar al título de Magister en
Epidemiología

Director

NICOLAS ARTURO NÚÑEZ GÓMEZ
PHD

UNIVERSIDAD SURCOLOMBIANA
FACULTAD DE SALUD
MAESTRÍA EN EPIDEMIOLOGÍA
NEIVA, HUILA
2025

Nota de aceptación:

APROBADO

A handwritten signature in black ink, featuring a large, sweeping oval at the top and several loops and flourishes below it.

Firma del presidente del jurado

Neiva, 1 de octubre del 2025

AGRADECIMIENTO

A nuestros hijos Axel Javier, Maria Luciana, y Darek Javier Caquimbo Yance, nuestro mayor tesoro dado por Dios; nuestro regalo para trascender en el tiempo.

DEDICATORIA

A los Docentes cuyo liderazgo sectorial y pasión por enseñar la ciencia, nos impulsó a concluir este proyecto; en especial a Dolly Castro Betancourt, Pedro Reyes Gaspar, Fabio Rivas Muñoz, José William Martínez, Franklyn Prieto Alvarado, Juan Carlos Aristizábal, Luz Myriam claros, Julio Cesar Quintero Vieda, Ana Carolina Amaya, Willian Sierra Barón y Nicolas Arturo Núñez Gómez.

CONTENIDO

	Pág.
1. JUSTIFICACIÓN	16
2. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA	20
2.1. PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN	22
3. OBJETIVOS	23
3.1. OBJETIVO GENERAL	23
3.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS	23
4. MARCO TEÓRICO	24
4.1. ESTRÉS, ESTRÉS LABORAL Y BURNOUT	24
4.2. PREVENCIÓN Y MANEJO DEL BURNOUT	27
4.3. MEDICIÓN DEL BURNOUT	30
5. METODOLOGÍA	35
5.1. DISEÑO	35
5.2. UBICACIÓN	35
5.3. POBLACIÓN Y MUESTRA	35
5.3.1. Población de interés	35
5.3.2. Muestra	35
5.3.2.1. Criterios de Inclusión	35
5.3.2.2. Criterios de Exclusión	35
5.3.2.3. Tipo de Muestra	36
5.3.2.4. Tamaño de la muestra	36

	Pág.
5.3.2.5. Instrumentos	36
5.3.3. Recolección de los datos	37
5.3.4. Plan de Análisis	38
5.3.5. Descripción de la muestra	38
5.4. FUNCIONAMIENTO DE LOS ÍTEMS	39
5.5. CONSISTENCIA INTERNA (TCT)	40
5.6. VALIDEZ DE CONSTRUCTO ESTRUCTURAL (TCT)	42
5.7. CONTROL DE SESGOS	46
5.8. CONSIDERACIONES ÉTICAS	47
5.8.1. Autonomía	47
5.8.2. Beneficencia y no maleficencia	47
5.8.3. Justicia	47
5.8.4. Confidencialidad	47
5.9. CONFLICTO DE INTERESES.	48
6. RESULTADOS	49
6.1. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA	49
6.2. FUNCIONAMIENTO DE LOS ÍTEMS	51
6.2.1. Funcionamiento de los ítems del CBI	51
6.3. CONSISTENCIA INTERNA	56
6.3.1. Matriz de correlación inter-ítems CBI.	56
6.4. ALPHA DE CRONBACH Y COEFICIENTE OMEGA CBI	57
6.5. VALIDEZ DE CONSTRUCTO ESTRUCTURAL	59
7. DISCUSIÓN	63
7.1. LIMITACIONES Y FORTALEZAS	67

	Pág.
7.2. RECOMENDACIONES	68
8. CONCLUSIONES	70
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	71
ANEXOS	80

LISTA DE TABLAS

	Pág.
Tabla 1. Características demográficas del personal asistencial que hizo parte del estudio.	49
Tabla 2. Discriminación de los ítems y dificultad (umbrales) de las opciones de respuesta de los ítems de la prueba	52
Tabla 3. Correlaciones entre los ítems de la prueba CBI, subescala por subescala (Rho de Spearman)	57
Tabla 4. Alfa de Cronbach y Coeficiente Omega de las subescalas del CBI	58
Tabla 5. Indicadores de ajuste del AFC para la prueba CBI. Modelo 1: Estructura Original	59

LISTA DE FIGURAS

	Pág.
Figura 1. Modelo hipotético: Basado en el modelo teórico propuesto en la estructura original del CBI.(23)	46
Figura 2. Modelo hipotético jerárquico de segundo orden para el CBI.(23)	46
Figura 3. Distribución de la variable edad en la muestra	51
Figura 4. Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Personal (BP)	54
Figura 5. Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Personal (BT)	54
Figura 6. Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Usuarios (BU)	55
Figura 7. Función de información de los ítems por cada subescala del CBI	55
Figura 8. Función de información de las subescalas del CBI	56
Figura 9. AFC Modelo 1: Estructura Original CBI	60
Figura 10. AFC Modelo 2: Modelo hipotético jerárquico de segundo orden CBI	60
Figura 11. AFC Modelo 3: Estructura original CBI sin ítem 13	61
Figura 12. AFC prueba CBI. Modelo 4: Modelo hipotético jerárquico de segundo orden sin ítem 13	62

LISTA DE ANEXOS

	Pág.
Anexo A. Formato De Autorización Para Uso De Datos De Investigación En Base De Datos Anonimizadas	81
Anexo B. Copenhagen Burnout Inventory (CBI)	82

RESUMEN

Problema: El Inventario de Burnout de Copenhague (CBI - Copenhagen Burnout Inventory) se desarrolló con la intención de abordar las dificultades identificadas en ciertas validaciones del MBI-HSS (Inventario para el Burnout de Maslach - Encuesta para los Servicios de Salud). Este último es el instrumento predominante para la evaluación del burnout en el personal sanitario. Sin embargo, los indicadores de fiabilidad y validez de sus versiones en español sugieren la necesidad de una revisión exhaustiva o la implementación de una herramienta alternativa. El CBI - Copenhagen Burnout Inventory, ha mostrado ser un instrumento válido y confiable en diversos contextos y podría proporcionar una alternativa más precisa y confiable para medir el Burnout en el personal de salud colombiano.

Objetivo: Establecer la fiabilidad y validez del Inventario de Burnout de Copenhague para la evaluación del Burnout en el personal sanitario de Colombia.

Método: Este estudio adoptó un diseño observacional de corte transversal e incorporó una muestra de 510 trabajadores de la salud del Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva, quienes participaron voluntariamente. Se utilizó un conjunto de datos que se había recopilado previamente en una investigación anterior. Se evaluó la consistencia interna y la relevancia de cada ítem para la conformación de la escala. Además, se validó la estructura del constructo a través de un análisis factorial confirmatorio. También se determinaron la discriminación de los ítems y los umbrales de dificultad de las opciones de respuesta.

Resultados: El CBI demostró una alta consistencia interna, con valores de Alfa de Cronbach que oscilaron entre 0,89 y 0,92. La estructura propuesta en el estudio original no se verificó completamente debido a ciertos ítems, en particular el ítem 13, que presentó una baja carga factorial y un alto error de medición. Al eliminar este ítem, se obtuvieron modelos con un ajuste adecuado (CFI y $TLI \geq 0,95$ y $RMSEA \leq 0,05$). Las cargas factoriales de los ítems restantes fueron altas, indicando una relación adecuada entre los ítems y los constructos medidos por cada subescala. Las correlaciones entre las subescalas reflejaron una asociación coherente entre los diferentes aspectos del Burnout evaluados por el CBI.

Conclusión: A través de este estudio, se ha confirmado la validez y confiabilidad del Copenhagen Burnout Inventory (CBI) para medir el Burnout en el personal de salud. Los análisis realizados también han demostrado la capacidad de discriminación y la adecuación de la dificultad de sus ítems, consolidando al CBI como una herramienta

robusta y precisa en nuestro contexto. No obstante, dadas las consistentes problemáticas asociadas con el ítem 13 y su insuficiente correlación con la dimensión que pretende evaluar, se sugiere su eliminación o revisión profunda. En resumen, el CBI, con las consideraciones mencionadas, se presenta como un instrumento esencial para la evaluación del Burnout en profesionales de la salud, permitiendo intervenciones más válidas y confiables en este ámbito crítico.

Palabras Clave: Burnout, Inventario de Burnout de Copenhague (CBI), Validez, Confiabilidad, TRI

ABSTRACT

Problem: The Copenhagen Burnout Inventory (CBI) was developed with the intention of addressing the challenges identified in certain validations of the MBI-HSS (Inventory for the Maslach Burnout - Survey for Health Services). The latter is the predominant instrument for assessing burnout in healthcare professionals. However, the reliability and validity indicators of its Spanish versions suggest the need for a comprehensive review or the implementation of an alternative tool. The CBI - Copenhagen Burnout Inventory, has proven to be a valid and reliable instrument in various contexts and could provide a more accurate and reliable alternative to measure burnout in Colombian health personnel.

Objective: To establish the reliability and validity of the Copenhagen Burnout Inventory for the assessment of Burnout in healthcare professionals in Colombia.

Method : This study adopted a cross-sectional observational design and incorporated a sample of 510 healthcare workers from the Hernando Moncaleano Perdomo University Hospital in Neiva, who participated voluntarily. A dataset that had been previously collected in earlier research was used. Internal consistency and the relevance of each item for the scale's composition were evaluated. Additionally, the construct's structure was validated through a confirmatory factorial analysis. The discrimination of the items and the difficulty thresholds of the response options were also determined.

Results: The CBI demonstrated high internal consistency, with Cronbach's Alpha values ranging between 0.89 and 0.92. The structure proposed in the original study was not fully verified due to certain items, particularly item 13, which presented a low factorial load and a high measurement error. Upon removing this item, models with an adequate fit were obtained (CFI and TLI ≥ 0.95 and RMSEA ≤ 0.05). The factorial loads of the remaining items were high, indicating an adequate relationship between the items and the constructs measured by each subscale. Correlations between the subscales reflected a coherent association between the different aspects of Burnout assessed by the CBI.

Conclusion: Through this study, the validity and reliability of the Copenhagen Burnout Inventory (CBI) to measure burnout in health personnel has been confirmed. The analyses carried out have also demonstrated the capacity for discrimination and the adequacy of the difficulty of its items, consolidating the CBI as a robust and accurate tool in our context. However, given the consistent problems associated with item 13 and its insufficient correlation with the dimension it aims to evaluate, it is

suggested that it be eliminated or thoroughly revised. In summary, the CBI, with the aforementioned considerations, is presented as an essential instrument for the assessment of burnout in health professionals, allowing more valid and reliable interventions in this critical area.

Key word: Burnout, Copenhagen Burnout Inventory (CBI), Validity, Reliability, IRT

1. JUSTIFICACIÓN

El sector de la salud en Colombia, al igual que en muchos otros países, enfrenta desafíos significativos en términos de estrés laboral y Burnout entre sus profesionales. Este problema no solo afecta la salud y el bienestar de los trabajadores, sino que también tiene profundas implicaciones para la calidad de la atención al paciente y la eficacia de los sistemas sanitarios en su conjunto [8-11]. La conveniencia de esta investigación radica en su capacidad para abordar directamente estos desafíos, proporcionando una herramienta vital para la evaluación precisa del Burnout en el personal sanitario.

El Ministerio de la Protección Social de Colombia publicó en 2008 la Resolución 2646 [28], que establece la responsabilidad de las instituciones colombianas en la prevención, diagnóstico, intervención y control de los factores de riesgo psicosociales en el trabajo. Posteriormente, en 2012, el Congreso de la República expidió la Ley 1562 [29], que modificó el Sistema General de Riesgos Laborales y estableció la obligación del Gobierno Nacional de determinar periódicamente las enfermedades consideradas como laborales. Estas regulaciones subrayan la relevancia social de la investigación, ya que los resultados beneficiarán principalmente a los profesionales de la salud en Colombia, proporcionándoles un instrumento confiable para la autoevaluación y con esto el diseño de programas para el manejo del Burnout. Además, los pacientes recibirán indirectamente los beneficios a través de una atención de mayor calidad y más empática.

En 2014, el Ministerio de Salud y Protección Social publicó la última tabla de enfermedades laborales en el Decreto 1477 [30], en la cual se mencionan los factores de riesgo relacionados con dichas enfermedades. Entre estos últimos, se destacan algunas "Características del grupo social de trabajo" como agentes psicosociales que pueden ser un riesgo para la salud. Estos incluyen la deficiencia en el clima de las relaciones, la cohesión y calidad de las interacciones, así como el trabajo en equipo y el acoso psicológico. Por lo tanto, de acuerdo con estas regulaciones, es necesario que las instituciones realicen acciones para reducir el estrés crónico en los trabajadores en general y con mayor énfasis en aquellas ocupaciones que presentan más riesgo de padecerlo, como son las actividades que implican la atención de personas y la atención en salud.

A pesar de las regulaciones existentes, la evaluación precisa y confiable del Burnout en los profesionales de la salud continúa siendo un desafío. El MBI-HSS es el instrumento más frecuentemente empleado para evaluar el Burnout en el personal de salud. Sin embargo, este instrumento ha demostrado tener dificultades en algunas de sus validaciones en países de América Latina, incluyendo problemas en

el comportamiento de los ítems y desafíos para corroborar la estructura original del instrumento [19-22]. Estos inconvenientes también se evidenciaron en la validación realizada en nuestro país, donde el comportamiento de los ítems del MBI-HSS mostró cierta inconsistencia, evidenciada por la baja correlación entre ellos, lo que sugiere la necesidad de una revisión.

Además, en el análisis factorial confirmatorio, no se pudo validar la estructura original del instrumento. Por lo tanto, los autores sugieren una revisión de las opciones de respuesta de los ítems para que sean más comprensibles para los profesionales en el contexto colombiano, y proponen reevaluar si con este ajuste se puede mejorar el funcionamiento de los ítems y verificar la validez de constructo de la prueba [31]. Esta necesidad de revisión y adaptación del instrumento MBI-HSS resalta la importancia práctica de esta investigación, que busca proporcionar una herramienta más adecuada y precisa para la evaluación del Burnout en el contexto colombiano. La utilidad práctica de validar el Copenhagen Burnout Inventory (CBI) en este contexto se extiende más allá de la mera medición, contribuyendo a la implementación de estrategias de intervención más efectivas basadas en una comprensión más profunda del fenómeno del Burnout.

Además de esto, en la actualidad, el instrumento MBI-HSS es el que se emplea en el Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva (HUN) para la evaluación del Burnout en su personal. No obstante, en la investigación llevada a cabo por Amaya-Arias, et al. [2023, 32], donde se procedió a la revalidación de este instrumento siguiendo las sugerencias propuestas por el equipo de Córdoba, et al. [2011, 31], es decir, ajustando las opciones de respuesta para verificar si de esta manera el instrumento lograba una medición más precisa, se encontraron resultados no del todo satisfactorios. En el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se obtuvo un ajuste del modelo aceptable, pero no óptimo. Además, se detectó una consistencia interna baja en la subescala de despersonalización ($\alpha = 0,45$), y no se pudo confirmar una adecuada dificultad y discriminación de los ítems con las nuevas opciones de respuesta. Por ejemplo, en la subescala de despersonalización, la mayoría de los sujetos eligieron las opciones "nunca" o "casi nunca", respaldando los argumentos de Kristensen, et al. [2005, 23]. Esto sugiere que este tipo de preguntas puede generar una reacción emocional tan intensa que los sujetos, o bien no se identifican con dichos sentimientos, o les resulta difícil aceptar que puedan haber llegado a un estado en el que perciben y tratan a sus pacientes como si fueran "objetos".

La validación del CBI en este contexto específico no solo contribuye a la literatura existente sobre la medición del Burnout, sino que también proporcionará una herramienta valiosa para los investigadores y profesionales de la salud en Colombia que buscan medir y abordar el Burnout en su trabajo o instituciones. De esta forma,

el presente proyecto responde a una necesidad concreta y urgente en el sector de la salud en Colombia, alineándose con las regulaciones existentes y contribuyendo a la mejora de la salud y el bienestar de los profesionales de la salud y, en última instancia, de los pacientes a su cuidado. Además, permitirá al HUN contar con un instrumento de medición más preciso y confiable para sus futuras evaluaciones del Burnout en su personal.

En términos de valor teórico, la validación del CBI en el contexto colombiano llenará un vacío en el conocimiento existente sobre la medición del Burnout en entornos de salud en América Latina. Los resultados de esta investigación podrían servir para apoyar en la comprensión de la evaluación del estrés laboral y el Burnout en contextos culturales y laborales similares. Además, la información obtenida de esta validación puede servir para revisar y desarrollar teorías relacionadas con el estrés laboral y el Burnout, proporcionando una base sólida para futuras investigaciones en este campo. Se espera que los resultados de esta investigación ofrezcan nuevas perspectivas sobre cómo se manifiesta y se puede medir el Burnout en contextos específicos, sugiriendo ideas y recomendaciones para futuros estudios.

Por último, en cuanto a la utilidad metodológica, esta investigación contribuirá al desarrollo de un instrumento adaptado culturalmente para la recolección y análisis de datos sobre el Burnout en el contexto colombiano. Esto no solo mejorará la precisión y relevancia de las mediciones, sino que también proporcionará una base para futuras investigaciones y prácticas en la evaluación y manejo del Burnout en entornos de salud en Colombia y posiblemente en otros contextos similares.

La relevancia social de este proyecto es indiscutible. Al validar un instrumento como el Copenhagen Burnout Inventory (CBI) en el contexto colombiano, se está abordando una problemática que afecta no solo a los profesionales de la salud, sino también a la calidad del servicio que reciben los pacientes. Los beneficiarios directos serán los profesionales de la salud del HUN, quienes contarán con una herramienta más precisa y adaptada a su realidad para la evaluación del Burnout. Indirectamente, los pacientes también se beneficiarán a futuro de una adecuada medición, ya que poder desarrollar programas de prevención y manejo del estrés laboral es fundamental para la prestación de un servicio de calidad. Este proyecto, por tanto, tiene un alcance social, ya que contribuye a la mejora de la calidad de vida laboral de los profesionales de la salud y, por ende, a la calidad del sistema de salud.

En resumen, la justificación de este proyecto de investigación radica en su capacidad para abordar un problema real y urgente en el sector de la salud en Colombia, proporcionando una herramienta de evaluación más precisa y culturalmente relevante para el Burnout. Este proyecto no solo tiene implicaciones

prácticas inmediatas para los profesionales de la salud y los pacientes, sino que también contribuye al conocimiento teórico en el campo del estrés laboral y el Burnout. Además, ofrece una utilidad metodológica significativa al desarrollar y validar un instrumento adaptado a las necesidades específicas del contexto colombiano. En última instancia, este proyecto representa un paso importante hacia la mejora de la salud y el bienestar de los profesionales de la salud en Colombia y, por extensión, hacia la mejora de la calidad de la atención sanitaria en el país.

2. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

El síndrome de Burnout, una condición psicológica que emerge como una respuesta al estrés laboral crónico, ha sido reconocido como un problema crítico y en aumento en el sector sanitario a nivel mundial. Su relevancia es tal que la Organización Mundial de la Salud (OMS) lo ha incluido en la 11ª Revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-11) como un fenómeno ocupacional. La OMS define el Burnout como "un síndrome conceptualizado como resultado del estrés laboral crónico que no se ha gestionado con éxito", especificando que el agotamiento se refiere particularmente a fenómenos en el contexto laboral, distinguiéndolo así de las condiciones médicas [1].

Este síndrome fue inicialmente descrito en la década de 1970 por Maslach y Jackson, y se caracteriza por el agotamiento emocional, una actitud de despersonalización o distanciamiento hacia los pacientes, que es percibida por otros como cinismo, y una disminución en la sensación de logro o realización personal en el trabajo [2]. En el ámbito de la atención sanitaria, los trabajadores se enfrentan a desafíos específicos que pueden intensificar la prevalencia del Burnout. Estos desafíos incluyen largas jornadas laborales, urgencia temporal en la resolución de problemas, una alta demanda emocional en la relación paciente-trabajador, escasez de recursos (incluido poco recurso humano) o apoyo institucional, y en algunos casos, condiciones laborales inestables y precarias [3, 4].

Sin embargo, no solo las variables extrínsecas pueden favorecer la aparición del Burnout. Para que este síndrome se manifieste, se requiere la interacción de múltiples factores, tanto externos, como los mencionados anteriormente, como individuales [5]. Entre estos últimos se incluyen los estilos de personalidad, la tendencia al perfeccionismo, las estrategias de afrontamiento del individuo y su propio sistema de valores [6]. Además, la vida personal puede añadir presión y terminar afectando su bienestar, ya que se han identificado como factores de riesgo el estrés financiero y el desequilibrio entre el trabajo y la vida personal [7].

El impacto del Burnout en los trabajadores de la salud se extiende más allá de los individuos afectados, repercutiendo en los sistemas de salud en su conjunto y en la calidad de la atención brindada a los pacientes [8]. Los profesionales de la salud que experimentan Burnout pueden ver disminuida su capacidad para proporcionar atención de alta calidad, lo que puede resultar en errores médicos, una disminución en la satisfacción del paciente y, en última instancia, en resultados de salud adversos [9-11]. Además, puede llevar a los profesionales de la salud a considerar abandonar la profesión, lo que puede exacerbar la escasez de personal de salud, especialmente en áreas rurales y desatendidas [12]. Esta situación se agrava aún

más en el contexto de la creciente demanda de servicios de salud y la presión sobre los sistemas de salud para proporcionar atención de alta calidad a pesar de los recursos limitados.

Dado que el Burnout puede afectar tanto a los individuos que lo padecen como al sistema en general y a los pacientes, es de vital importancia contar con herramientas precisas y confiables para medir el Burnout en los trabajadores de la salud. Estas herramientas no solo permiten identificar y cuantificar el problema, sino que también proporcionan una base para desarrollar e implementar intervenciones efectivas para prevenir y manejar el Burnout. En este sentido, la validación de instrumentos de medición del Burnout en contextos y poblaciones específicas es un paso crucial para garantizar la precisión y la relevancia de estas mediciones y realizar investigaciones de calidad, así como poder hacer seguimiento a los programas de prevención o reducción de este.

El Inventario para el Burnout de Maslach (MBI) es el instrumento más frecuentemente empleado para medir el Burnout en el personal de salud. Este cuestionario, diseñado en 1981 [13], ha sido traducido a diversos idiomas y se ha utilizado en múltiples países y tipos de ocupaciones para medir el desgaste laboral, incluyendo profesiones como educadores, estudiantes, miembros de las fuerzas policiales o militares y profesionales de la salud [14-18]. El MBI-HSS (Inventario para el Burnout de Maslach - Encuesta para los Servicios de Salud) mide el Burnout de acuerdo con la propuesta teórica original, específicamente en personal de salud. Sin embargo, en las validaciones realizadas en algunos países, y específicamente en Latinoamérica, se han identificado problemas, incluyendo inconsistencias en el comportamiento de los ítems, dificultades para probar la estructura original del instrumento y sesgos en la medición debido a diferencias culturales [19-22].

En este contexto, el Copenhagen Burnout Inventory (CBI) surge como una alternativa prometedora para la medición del Burnout. El CBI fue diseñado para superar los problemas asociados con el MBI-HSS y ha demostrado ser un instrumento válido y confiable en diversos contextos [23-26]. Esta prueba fue posteriormente validada al español por Guevara & Ocampo [2016, 27], obteniendo valores de consistencia interna entre 0,82 y 0,90. Se realizaron pruebas de validez de constructo convergente y divergente, encontrándose correlaciones directas y significativas, aunque con moderada a baja fuerza de asociación, con otras escalas que miden exigencias psicosociales en los entornos laborales y correlaciones inversas y con moderada fuerza de asociación con la escala SF-36 que evalúa calidad de vida percibida.

No obstante, su validez y confiabilidad para medir el Burnout en el personal de salud en Colombia aún no se ha establecido de manera concluyente; y dado que la evaluación precisa de los constructos es crucial para identificar y abordar los problemas de manera efectiva, ya que sin instrumentos de medición válidos y confiables, las intervenciones y políticas destinadas a mitigar el Burnout pueden resultar ineficaces o incluso contraproducentes, se considera importante realizar este proceso de verificación de las propiedades psicométricas de la prueba en nuestra población. Es importante tener en cuenta que el Burnout es un fenómeno complejo y multifacético que puede manifestarse de diferentes maneras en distintos contextos y poblaciones. Por lo tanto, es esencial que los instrumentos utilizados para medir el Burnout sean sensibles a estas diferencias y puedan capturar con precisión la gama completa de experiencias y síntomas de Burnout. Esto es especialmente relevante en el contexto de la salud, donde el Burnout puede tener consecuencias graves tanto para los profesionales de la salud como para los pacientes a su cuidado.

Finalmente, es importante destacar que la validación de un instrumento no es un proceso que se realiza una vez y luego se culmina. En cambio, es un proceso continuo que debe revisarse regularmente para asegurar que el instrumento sigue siendo válido y confiable a medida que cambian las circunstancias y las poblaciones. Por lo tanto, incluso si el CBI ha sido validado previamente en otros contextos o poblaciones, sigue siendo crucial realizar una validación específica en el contexto colombiano y en la población específica del personal de salud.

En resumen, el presente estudio busca llenar un vacío en la literatura existente al validar el CBI en personal de salud en Colombia. Al hacerlo, no solo contribuye al conocimiento actual sobre la medición del Burnout, sino que también proporciona una herramienta valiosa para los investigadores y profesionales de la salud en Colombia que buscan medir y abordar el Burnout en sus instituciones.

2.1. PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN

¿Cuáles son las propiedades psicométricas del CBI para medir el Burnout en personal de salud del Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva?

3. OBJETIVOS

3.1. OBJETIVO GENERAL

Aportar evidencia para establecer la fiabilidad y validez del Inventario de Burnout de Copenhague (CBI) para la evaluación del Burnout en el personal sanitario de la región Surcolombiana.

3.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Analizar las propiedades de los ítems (dificultad y discriminación) del CBI en la medición del Burnout en el personal sanitario de la región Surcolombiana
- Examinar la consistencia interna del Inventario de Burnout de Copenhague (CBI) en el contexto de la región Surcolombiana.
- Determinar la validez de constructo estructural de la escala CBI para evaluar el Burnout en personal de salud del Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva.

4. MARCO TEÓRICO

4.1. ESTRÉS, ESTRÉS LABORAL Y BURNOUT

La investigación y el interés en torno al estrés laboral, la motivación de los empleados y su vínculo con el rendimiento han experimentado un aumento significativo en los últimos años. De estas discusiones han surgido teorías que buscan entender las características laborales que influyen en la satisfacción y la motivación de los individuos para alcanzar los objetivos organizacionales. Sin embargo, a pesar de la frecuencia con la que se utiliza el término "estrés" en la vida cotidiana, a menudo hay una falta de claridad sobre su definición. Para entender este constructo, es esencial considerar las aproximaciones desde tres categorías diferentes: el estrés como estímulo, como respuesta y como interacción [33, 34].

Los modelos que consideran el estrés como estímulo se derivan de la ingeniería y la física. En este enfoque, el estrés se conceptualiza como un estímulo que genera tensión en una superficie, que puede resultar en daño cuando dicha fuerza supera la capacidad elástica del objeto. Aplicado a las personas, el estrés se entendería como una serie de estímulos que superan la capacidad de afrontamiento del individuo en un momento dado, lo que puede "romper" al sujeto ya sea física o emocionalmente. Por otro lado, el estrés entendido como respuesta sería el conjunto de reacciones fisiológicas y emocionales generalizadas y poco específicas que surgen cuando el individuo debe enfrentarse a las presiones del ambiente. Para diferenciar uno del otro, Selye los denominó como *estresores* (estímulos) y *estrés* (respuesta) [34].

Por otro lado, Lazarus y Folkman en 1984, (citado en Brannon & Feist [2001, 34]), propusieron que la sensación de estrés es más el producto de una interacción entre la valoración que hace el individuo de las demandas o situaciones ambientales y la percepción que tiene de su capacidad para manejarlas, resolverlas o superarlas. En este sentido, el estrés se produciría cuando la persona percibe las demandas del entorno a las que está expuesto como amenazantes o potencialmente dañinas, y que superan sus capacidades o recursos para manejarlas. Es decir, este desajuste en la percepción entre las demandas y los recursos generaría la sensación de malestar. Es crucial entender que en esta propuesta no es esencial el carácter realmente amenazante de los eventos, sino cómo, a partir de las experiencias o representaciones particulares, estos son percibidos de manera diferente por unas u otras personas. Más que la demanda en sentido "real", tiene importancia la demanda percibida por el sujeto (valoración primaria). De igual forma, no es tan fundamental la capacidad "real" de las personas para hacer frente a estas demandas, como la capacidad percibida para afrontarlas (valoración secundaria);

valoración que, cuando se refiere a las capacidades y recursos propios, fue denominada por A. Bandura como *autoeficacia* [33].

Los investigadores que se centran en los estresores han definido taxonomías de los tipos de estímulos y circunstancias que producen mayor o menor tensión en los individuos; mientras que aquellos que estudian el estrés como respuesta buscan entender cómo las respuestas fisiológicas y emocionales que se presentan en este se relacionan con diversos estados de salud-enfermedad, dando lugar a un campo de investigación e intervención conocido como psiconeuroinmunología [33].

En la década de 1970, surgió un nuevo constructo conocido como *Burnout*, en respuesta a la consideración de que gran parte de las actividades y desafíos que enfrenta una persona en la vida adulta ocurren en el trabajo. Maslach y Jackson definieron el Burnout como una serie de respuestas negativas hacia el trabajo, que resultan de una exposición prolongada a un ambiente laboral altamente exigente. Este estado se caracteriza por el agotamiento emocional, el distanciamiento o cinismo, y la sensación de falta de realización personal [2].

El agotamiento, considerado el aspecto central del Burnout, implica una sensación constante de falta de energía para llevar a cabo las actividades laborales. El distanciamiento o cinismo es una estrategia que utiliza la persona para crear una barrera entre sí misma y los sujetos con los que trabaja. Esta estrategia, de acuerdo con el autor, surge porque las demandas de las actividades que requieren atención a las personas se vuelven más manejables cuando se consideran como “objetos impersonales” en lugar de tener en cuenta las emociones o necesidades del otro. En general, cuando las personas se encuentran en un estado de distanciamiento, tienden a mostrar indiferencia o una actitud cínica hacia los demás. Por último, la falta de realización personal es una sensación de poca eficacia para alcanzar los objetivos que la persona se propone, es decir, es una sensación sostenida de baja autoeficacia. Esta última parece surgir de la constante valoración de falta de recursos relevantes para manejar los desafíos laborales, mientras que el agotamiento y el cinismo surgen de la sensación de sobrecarga de trabajo y los conflictos sociales que se presentan en este [2].

Según estos modelos, una vez que el individuo se encuentra en este estado de desequilibrio, experimentará una serie de respuestas fisiológicas y psicológicas al estrés. Dentro de estas respuestas puede haber una reacción conductual de afrontamiento directo a la situación que provoca el estrés (solución activa del problema) o una defensa cognitiva (negación, evasión, racionalización, etc). Finalmente, se realizará una valoración de las consecuencias positivas o negativas de las estrategias empleadas frente a dicha circunstancia (reevaluación). Esta

reevaluación puede incrementar o disminuir la sensación de estrés y colocar al individuo en un nuevo momento de equilibrio o desequilibrio.

De acuerdo con Singh et al [35], el agotamiento reduce la energía disponible de los trabajadores y lleva a un deterioro de los esfuerzos realizados en el trabajo. Además, el estado de agotamiento genera una espiral negativa en la que no se busca ayuda o se pierde la capacidad de luchar por cambiar la situación y, como resultado, se continúa con un desempeño ineficaz. Sin embargo, como lo exponen Bakker et al [36], aunque esta relación parece plausible desde el punto de vista teórico, no ha sido bien probada en los estudios. Los mecanismos y relaciones entre las presiones laborales, las respuestas fisiológicas y emocionales que estas generan, y toda una serie de factores mediadores que podrían influir en cómo se dan esas relaciones siguen siendo objeto de estudio.

La teoría de demandas y recursos laborales (JD-R, por sus siglas en inglés) es un marco teórico que se basa en los modelos interaccionistas del estrés para entender el fenómeno del Burnout. Esta teoría propone que el equilibrio o desequilibrio entre las demandas laborales y los recursos disponibles para los trabajadores pueden tener efectos directos e indirectos sobre el estrés laboral y la motivación en el trabajo [37].

Según esta teoría, las demandas laborales son aquellos aspectos físicos, psicológicos, organizacionales o sociales que requieren un esfuerzo constante por parte de los trabajadores. En contraposición, los recursos laborales son aquellos aspectos físicos, psicológicos, organizacionales o sociales que pueden ayudar a reducir las exigencias del trabajo, las consecuencias físicas y psicológicas asociadas a estas demandas, facilitar el logro de los objetivos y estimular el crecimiento y desarrollo de los trabajadores [38].

Bakker et al [39] sugieren que las demandas y los recursos laborales desencadenan dos procesos independientes: el deterioro de la salud relacionada con el trabajo y el proceso motivacional. En este sentido, las demandas laborales serían predictoras del agotamiento o Burnout, mientras que los recursos laborales predecirían la satisfacción, la motivación y el compromiso en el trabajo. Esta propuesta se basa en la idea de que las demandas laborales generan un desgaste de los recursos y la energía, mientras que los recursos laborales satisfacen las necesidades de las personas, como la autonomía, las relaciones y la autoeficacia.

En los últimos años, se ha incorporado el concepto de recursos personales a esta teoría. Estos recursos personales pueden actuar como mediadores entre los

recursos laborales y el compromiso en el trabajo [40], o pueden considerarse como una variable que se relaciona de manera bidireccional con los recursos laborales. Cuando se analizan conjuntamente, los recursos personales y laborales pueden impactar la motivación, el bienestar y el compromiso en el trabajo [41]. Además, los recursos personales pueden mediar en la relación entre las demandas laborales y el agotamiento. Esta última propuesta ha recibido un amplio apoyo tanto teórico como empírico.

Es importante, de esta forma, destacar que el Burnout no es un fenómeno aislado, sino que está influenciado por una variedad de factores contextuales y personales. Por ejemplo, el entorno laboral, el estilo de liderazgo, la cultura organizacional y las relaciones interpersonales en el lugar de trabajo pueden contribuir a la aparición del Burnout. Asimismo, las características personales, como la personalidad, las habilidades de afrontamiento y la resiliencia, también pueden influir en la susceptibilidad de un individuo al Burnout. Por lo tanto, es crucial considerar estos factores al evaluar y tratar el Burnout en cualquier ocupación.

Además, como se ha mencionado, es un fenómeno que puede tener graves consecuencias tanto para los trabajadores de la salud como para los pacientes a los que atienden. Sin embargo, es importante destacar que el Burnout no es inevitable y puede ser prevenido y tratado.

4.2. PREVENCIÓN Y MANEJO DEL BURNOUT

La prevención y el manejo del agotamiento laboral en los trabajadores de la salud es un tema de creciente interés en la literatura científica. Las estrategias para prevenir y tratar el Burnout se pueden clasificar en dos categorías principales: intervenciones a nivel organizacional e intervenciones a nivel individual [42].

Las intervenciones a nivel organizacional pueden abordar aspectos estructurales, como la mejora de las condiciones físicas del entorno laboral y la provisión de equipos y recursos necesarios para la realización eficiente del trabajo, o pueden centrarse en la mejora de la cultura y el clima organizacional. Esto implica la promoción de un ambiente de trabajo que sea positivo y de apoyo, donde la comunicación y la colaboración entre los miembros del equipo sean efectivas y se fomente un liderazgo que brinde soporte y dirección [42]. La implementación de sistemas de comunicación efectivos y la promoción de la colaboración y el trabajo en equipo son estrategias clave en este sentido; un ambiente de trabajo abierto y transparente puede ayudar a reducir los conflictos y las tensiones en el lugar de trabajo [43].

Una de las intervenciones más efectivas a nivel organizacional es la mejora de las condiciones laborales. Esto puede implicar la reducción de las horas de trabajo, la implementación de horarios de trabajo más flexibles y la promoción de un equilibrio saludable entre el trabajo y la vida personal. Estas medidas pueden ayudar a reducir la sobrecarga laboral, que es uno de los principales factores contribuyentes al Burnout [44].

Además de las estrategias mencionadas, es fundamental que las organizaciones implementen políticas de reconocimiento y recompensa para los trabajadores de la salud. Esto puede incluir el reconocimiento público de los logros y contribuciones de los trabajadores, así como brindar incentivos o recompensas tangibles, como bonos o días libres. Estas políticas pueden ayudar a aumentar la motivación y la satisfacción laboral, y a reducir los niveles de Burnout [41].

La formación y el desarrollo profesional continuo también pueden ser una intervención que ayude. Proporcionar a los trabajadores de la salud oportunidades para aprender y desarrollarse puede ayudar a mejorar su competencia, eficacia en el trabajo, e incrementar la sensación de realización personal derivada del ejercicio profesional. Esto puede incluir brindar oportunidades para la formación y el desarrollo de habilidades, así como para el desarrollo profesional [44].

Otra estrategia organizacional clave para prevenir y manejar el Burnout es la implementación de programas de mentoría y apoyo para los trabajadores de la salud. Estos programas pueden proporcionar a los trabajadores un espacio seguro para discutir sus preocupaciones, casos difíciles y desafíos laborales, y para recibir orientación y apoyo de colegas más experimentados. Los programas de mentoría y apoyo pueden ser especialmente útiles para los trabajadores de la salud que son nuevos en su campo o que están enfrentando desafíos laborales particularmente difíciles [43].

Además, las organizaciones pueden realizar programas de bienestar y salud en el trabajo para prevenir y manejar el Burnout. Estos programas pueden incluir actividades de promoción de la salud, como programas de ejercicio físico, programas de manejo del estrés, y apoyo psicológico. También pueden incluir políticas de trabajo que promuevan un equilibrio saludable entre el trabajo y la vida personal, como políticas de permisos y vacaciones, y políticas de flexibilidad laboral [45]. Por último, las organizaciones pueden implementar estrategias para mejorar la participación y el compromiso de los trabajadores. Esto puede incluir la promoción de la participación de los trabajadores en la toma de decisiones, la promoción de un

sentido de pertenencia y compromiso con la organización, y la promoción de un sentido de propósito y significado en el trabajo [44].

En resumen, las intervenciones a nivel organizacional para prevenir y manejar el Burnout en los trabajadores de la salud son diversas y se enfocan en mejorar las condiciones de trabajo, el ambiente laboral, y el bienestar y la salud de los trabajadores. Estas intervenciones pueden ser efectivas para prevenir el Burnout y mejorar la salud y el bienestar de los trabajadores de la salud. Sin embargo, es importante destacar que la efectividad de estas intervenciones puede variar dependiendo de las características específicas de la organización y de los trabajadores, y que se necesita más investigación para identificar las intervenciones más efectivas para prevenir y manejar el Burnout en diferentes contextos laborales.

En cuanto a las intervenciones a nivel individual, estas se centran en ayudar a los individuos a desarrollar habilidades y estrategias para manejar el estrés y prevenir el agotamiento. Una de las intervenciones más comunes a nivel individual es la terapia cognitivo-conductual (TCC). La TCC es una forma de terapia que ayuda a las personas a cambiar patrones de pensamiento y comportamiento negativos. En el contexto del Burnout, la TCC puede ayudar a los trabajadores de la salud a identificar y modificar pensamientos y comportamientos que pueden estar contribuyendo a su agotamiento. Por ejemplo, pueden aprender a desafiar pensamientos negativos sobre su trabajo y a desarrollar estrategias para manejar el estrés de manera más efectiva, o pueden adquirir habilidades para ser más asertivos a la hora de expresar sus necesidades o inconformidades [45].

Otra intervención a nivel individual es el entrenamiento en habilidades de manejo del estrés. Esto puede incluir técnicas de relajación, como la respiración profunda, la meditación, el yoga, la atención plena, así como estrategias para manejar el tiempo y establecer límites y prioridades saludables en el trabajo. El entrenamiento en habilidades de manejo del estrés puede ayudar a los trabajadores de la salud a manejar mejor las demandas de su trabajo y a prevenir el Burnout [44].

Además, la promoción de la autocompasión y el cuidado personal también puede ser una intervención efectiva a nivel individual. La autocompasión implica ser amable con uno mismo y reconocer que el estrés y el agotamiento son experiencias comunes. El cuidado personal puede incluir actividades como hacer ejercicio regularmente, mantener una dieta saludable, dormir lo suficiente y tomar tiempo para realizar de forma activa actividades de ocio y relajación [46].

Finalmente, la búsqueda de apoyo social también puede ser una intervención efectiva a nivel individual. Esto puede incluir hablar con colegas, amigos y familiares sobre los desafíos del trabajo, buscar apoyo de un mentor o supervisor, o buscar ayuda de un profesional de la salud mental. El apoyo social puede ayudar a los trabajadores de la salud a sentirse comprendidos y apoyados, y puede proporcionar una válvula de escape para el estrés y la frustración [47].

4.3. MEDICIÓN DEL BURNOUT

El MBI (Maslach Burnout Inventory), diseñado por Maslach y Jackson en 1981, es uno de los instrumentos más utilizados para evaluar el Síndrome de Burnout [13]. Este instrumento ha sido traducido a varios idiomas y se ha utilizado en diversos países y ocupaciones para medir el desgaste laboral, incluyendo docentes, estudiantes, personal militar y de la policía, y profesionales de la salud [14-18]. El MBI (Maslach Burnout Inventory - Human Services Survey) evalúa el Burnout de acuerdo con la propuesta teórica original contemplando tres dimensiones: agotamiento, distanciamiento o cinismo, y realización personal.

Debido a su aplicación en diferentes áreas, se han desarrollado otras diversas versiones del instrumento: el MBI-HSS (Maslach Burnout Inventory - Human Services Survey), MBI-ES (MBI- Educators Survey) y el MBI-GS (MBI- General Survey). Estas versiones han sido ampliamente utilizadas y validadas, aunque con resultados variados en cuanto a su estructura factorial. En general, parece que, al eliminar algunos ítems la estructura que mejor se ajusta es el modelo de 3 dimensiones originalmente propuesto. El MBI-GS, en particular, ha ganado popularidad debido a su brevedad, facilidad de aplicación en diversos contextos laborales y aplicabilidad en diferentes ocupaciones [48].

En cuanto a la validación en español, Gil-Monte realizó la validación del MBI en España en 2001 con una muestra de 149 policías [49], y luego en 2005 realizó la validación del MBI en diversas profesiones y ocupaciones [14]. En ambos estudios, el autor encontró la misma estructura de 3 dimensiones propuesta por los autores originales. Sin embargo, la dimensión "realización personal" no parece ajustarse bien con las otras dos dimensiones y no presenta una buena consistencia interna. Gil-Monte sugiere que la realización personal podría estar compuesta por dos aspectos: Auto-competencia y componente existencial.

Un estudio de validación publicado en 2014 por Cañadas-de la Fuente et al, realizado con 435 trabajadores de la salud de España, corroboró la estructura de 3 factores propuesta por Maslach y Jackson [50]. Los autores encontraron que la

profesión, la edad y el tipo de actividad laboral se relacionaban con el Burnout, siendo la profesión de enfermería o auxiliares de enfermería las que presentaron mayores índices de desgaste.

Pando Moreno, et al. [2015, 51] llevaron a cabo un estudio de validación del MBI-GS en ocho países de América Latina en 2015, en el que participaron 2470 trabajadores no asistenciales. Los resultados de este estudio mostraron una estructura factorial que no se alineaba con la estructura original de tres dimensiones. En cambio, se identificó una estructura de dos factores, en la que los ítems de cinismo y agotamiento se agrupaban en un factor y los de realización personal en otro. Estos hallazgos, junto con los de Gil-Monte, sugieren que la relación entre el agotamiento emocional y el cinismo es evidente, mientras que la relación de la realización personal con las otras dos dimensiones no es tan clara. Por lo tanto, los investigadores propusieron la necesidad de más estudios y desarrollo teórico para determinar si la medición de estas dos dimensiones es suficiente para evaluar el Burnout, o si sería más apropiado utilizar cada subescala de forma independiente y no utilizar una puntuación total como medida de Burnout, tal como se propone en el manual original del instrumento.

En 2016, Guevara Bedoya y Ocampo Agudelo [2016, 27] llevaron a cabo una validación del MBI-GS en Colombia con 121 trabajadores de la región cafetera, en áreas distintas a la salud y la educación. Aunque encontraron la estructura de tres factores original, solo obtuvieron un buen ajuste cuando eliminaron dos ítems (uno de agotamiento y otro de eficacia profesional). Este hallazgo es similar a otros reportados, lo que sugiere que esta versión del instrumento podría necesitar modificaciones menores para ser aplicada con una adecuada validez de constructo en nuestro contexto.

En relación con el MBI-HSS, Córdoba, et al. [2011, 31] realizaron la validación de este instrumento en nuestro contexto con 314 trabajadores de la salud de la ciudad de Cali. Los autores encontraron una buena consistencia interna de la escala a nivel general ($\alpha = 0.767$), pero las subescalas de distanciamiento y realización personal mostraron solo una consistencia intermedia ($\alpha = 0.51$ y $\alpha = 0.57$, respectivamente), mientras que la de agotamiento emocional mostró una alta homogeneidad ($\alpha = 0.83$). Además, sugirieron eliminar dos ítems, uno de la escala de distanciamiento y otro de realización personal, para mantener la estructura original de tres factores. Los autores consideran que estas diferencias del instrumento pueden deberse a dificultades encontradas en el funcionamiento de las opciones de respuesta. Por lo tanto, sugieren que se aplique nuevamente el instrumento completo con un ajuste de las opciones de respuesta y que se realicen nuevamente los análisis de validez de constructo y de consistencia interna.

No obstante, en el estudio llevado a cabo por Amaya-Arias, et al. [2023, 32], se implementaron modificaciones a estas opciones de respuesta con la ayuda de jueces expertos. Se estableció un tipo de respuesta Likert unipolar con 5 opciones que van desde "nunca" hasta "siempre", las cuales son comúnmente utilizadas en el país en cuestionarios que requieren una frecuencia de ocurrencia. Con estos ajustes, se encontró un ajuste del modelo aceptable, aunque no óptimo. Los indicadores de ajuste CFI, TLI, NFI, RFI, GFI y AGFI no superaron el 0.95, pero sí estuvieron por encima del 0,9, y los errores de aproximación (RMSEA) estuvieron por encima del 0,06 pero no del 0,08. Además, la consistencia interna reveló que no todas las escalas funcionan de la misma manera. Mientras que la subescala de fatiga emocional tiene un alfa de 0,87, que se considera alto, la de realización personal es moderada (0,77) y la de despersonalización es baja (0,45). Las correlaciones entre los ítems de esta última subescala también fueron muy bajas, lo que indica que el funcionamiento de las subescalas no es el mismo y que la forma en que se está midiendo la despersonalización parece no ser confiable en nuestro contexto.

El MBI-HSS ha sido hasta ahora el instrumento más utilizado para evaluar el Burnout en el personal de salud. Sin embargo, debido a los problemas identificados en algunos procesos de validación, Kristensen, et al. [2005, 23] decidieron desarrollar un nuevo instrumento al que llamaron *Copenhagen Burnout Inventory* (CBI), con el fin de superar las dificultades asociadas con el cuestionario de Maslach. Los autores identificaron varios problemas significativos: 1. Dado que Maslach fue el primero en proponer una teoría sobre el Burnout y también diseñó el instrumento, se ha creado una especie de argumento circular para definir el Burnout, llegando a considerar que el Burnout es lo que mide el MBI; 2. La relación entre el MBI y el Burnout no es clara cuando se habla de un constructo latente único, pero al medir sus componentes, estos deben analizarse de forma separada; 3. ¿Se está midiendo una estrategia de afrontamiento o un efecto? Según los autores, la despersonalización es más una estrategia de afrontamiento que un comportamiento que denote agotamiento, surge del agotamiento como una forma de afrontarlo, pero no son lo mismo; y 4. Algunas preguntas del MBI generan reacciones desfavorables en culturas diferentes a la norteamericana, especialmente preguntas relacionadas con el cinismo y la forma en que se percibe la realización personal, aspectos que pueden variar considerablemente de una cultura a otra y que, si no se tienen en cuenta, generan sesgos en la medición, moviendo las respuestas hacia la deseabilidad social.

El CBI no está diseñado específicamente para el personal de salud, pero puede ser utilizado en este grupo. En el estudio original de diseño y validación no se realizaron los análisis psicométricos convencionales de consistencia interna o de validez de constructo estructural (con análisis factoriales), sino que se evaluó la estabilidad, la

validez de contenido, de constructo convergente y la validez de criterio. Los autores encontraron correlaciones significativas con mediciones de calidad de vida, de desempeño, según ausencias laborales y la estabilidad mostró valores moderados (0,48 en Burnout relacionado con el trabajo) a altos (0,71 en Burnout personal y relacionado con la atención a usuarios) [23]. Posteriormente, Molinero Ruiz, et al. [2013, 52] validaron esta prueba al español, calculando Alfas de Cronbach y encontrando valores de consistencia interna entre 0,82 y 0,90. Realizaron pruebas similares de validez de constructo convergente y divergente, encontrando correlaciones directas y significativas (aunque con una fuerza de asociación moderada a baja) con otras escalas que miden exigencias psicosociales en los entornos laborales y correlaciones inversas y con una fuerza de asociación moderada con la escala SF-36 que evalúa la calidad de vida percibida.

Este instrumento también ha sido objeto de varios procesos de adaptación y validación. Por ejemplo, Milfont, et al. [2008, 24] realizaron una validación con profesores de Nueva Zelanda, en la que sí se realizaron pruebas de homogeneidad y de validez de constructo estructural con un AFC. Los Alfas de Cronbach estuvieron entre 0,79 (Burnout relacionado con clientes) y 0,87 (Burnout personal y relacionado con el trabajo), las subescalas mostraron altas correlaciones entre sí y en el AFC se pudo verificar la estructura original del instrumento con indicadores de ajuste adecuados. Hallazgos similares fueron obtenidos por Fiorilli, et al. [2015, 53], quienes realizaron la traducción y validación de esta prueba con profesores de Italia y también encontraron, mediante un AFC, un ajuste adecuado del modelo con la estructura original de la prueba, y altas consistencias internas que oscilaron entre 0,78 y 0,89.

Fong, et al. [2014, 25] tradujeron y validaron esta prueba al chino, también realizaron un AFC, utilizando el método de estimación WLSMV (Robust Weighted Least Square), que se recomienda junto con DWLS (Diagonally Weighted Least Squares) como los mejores métodos a utilizar cuando los ítems tienen una respuesta de tipo ordinal. Con este método de estimación lograron probar el modelo teórico del CBI, con indicadores de ajuste adecuados. Además, la consistencia interna fue alta, con valores entre 0,78 para Burnout relacionado con los usuarios y 0,91 para Burnout personal. Además, evaluaron la validez concurrente, encontrando correlaciones altas y positivas entre el CBI y el estrés físico, la ansiedad y la depresión; y correlaciones inversas y moderadas entre el CBI y el apoyo en el lugar de trabajo y el compromiso en el trabajo.

Recientemente, Montgomery, et al. [2021, 26] realizaron una validación del CBI en enfermeras de los Estados Unidos. En su estudio, también verificaron la validez de constructo estructural con un AFC, encontrando un ajuste adecuado del modelo original, con la única variación de incluir una covarianza entre los ítems 16 y 17, y

14 y 15. Además, encontraron una alta consistencia interna, con Alfas de Cronbach que estuvieron entre 0,89 y 0,92, lo que respaldaría su uso en el personal de salud.

Se han llevado a cabo dos procesos de validación en América Latina, específicamente en Perú y Brasil, aunque ninguno de estos se realizó con personal de salud. En Perú, la validación se realizó con una muestra de 160 operadoras de la línea telefónica de violencia familiar. En este estudio, se analizó la consistencia interna mediante el alfa de Cronbach, la correlación ítem-total corregida y el coeficiente omega y se midió la estabilidad por medio de un test- retest. La validez convergente se analizó con correlaciones de Pearson para Estrés Post Traumático Secundario, Estrés Percibido Agudo y la escala del Miedo al Covid-19. El análisis confirmatorio mostró que la mejor solución es la de los tres factores correlacionados. En términos de confiabilidad, se obtuvieron coeficientes adecuados (alfa: >0,82, omega: >0,91 y correlación intraclase: >0,66). Las escalas del CBI mostraron correlación con el Estrés Post Traumático Secundario, Estrés Percibido Agudo y la escala del Miedo al Covid-19, y también con el autorreporte de salud, aunque solo el Burnout relacionado al trabajo se asoció con el volumen de trabajo [54].

En Brasil, se realizó la validación al portugués (CBI-Br) con 676 profesores y personal académico de universidades públicas. En lo que respecta a la validez de constructo del CBI-Br, el modelo propuesto contó con tres factores y 18 elementos, un buen ajuste general y una fuerte invariancia en el análisis simultáneo de muestras independientes. El CFA mostró un bajo peso factorial para el ítem 10, por lo que fue excluido. Se verificó una validez convergente adecuada para todos los dominios. La consistencia interna para las tres subescalas fue alta, con alfas de Cronbach entre 0,91 y 0,95. Además, se observó una adecuada validez convergente y discriminante de los factores del CBI, así como una adecuada fiabilidad del instrumento para la muestra [55].

5. METODOLOGÍA

5.1. DISEÑO

El presente es un estudio analítico observacional de corte transversal, de validación de instrumentos de medición [56, 91].

5.2. UBICACIÓN

El estudio se llevó a cabo en el Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo (HUN), una institución pública de tercer nivel, descentralizada, que brinda servicios de salud de alta complejidad. El hospital está ubicado en la ciudad de Neiva, capital del departamento de Huila, en la zona sur de Colombia. La muestra se recopiló durante el período comprendido entre noviembre y diciembre del 2022.

5.3. POBLACIÓN Y MUESTRA

5.3.1. Población de interés. Personal de la salud que brinda atención en instituciones de salud.

5.3.2. Muestra

5.3.2.1. *Criterios de Inclusión*

Los criterios de inclusión para este estudio fueron:

- Trabajadores de la salud que brindan atención asistencial en el Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva (HUN).
- Haber aceptado voluntariamente su participación en el estudio

5.3.2.2. *Criterios de Exclusión*

Los criterios de exclusión para este estudio fueron:

- Trabajadores que cuenten con un diagnóstico o en proceso diagnóstico de síndrome de burnout

- Personas que no quieran participar en el estudio
- Personas que no tienen un vínculo laboral con la institución

5.3.2.3. *Tipo de Muestra.* Muestreo no probabilístico por conveniencia en el que se invitó a participar a la totalidad del personal asistencial del hospital, se aplicaron los cuestionarios únicamente de aquellos trabajadores que decidieron participar de forma voluntaria en el estudio. Estos datos fueron tomados en el marco del proyecto de tesis para optar al título de doctora en epidemiología de Amaya-Arias, et al. [2023, 32]. Se usó la base de datos con la información recolectada por la investigadora para el logro de los objetivos del presente estudio.

5.3.2.4. *Tamaño de la muestra.* El tamaño de muestra se calculó teniendo en cuenta las recomendaciones dadas por Hair [2009, 57] quienes proponen que para estudios en los que se van a hacer análisis factoriales confirmatorios con modelos de ecuaciones estructurales se deben incluir entre 5 a 10 de sujetos por cada parámetro (k) que se va a estimar en el modelo. Dado que se van a probar dos modelos, se calculó el tamaño de muestra para el modelo con más parámetros, este cuenta con 47 parámetros (19 ítems, 22 errores, 3 correlaciones entre factores y 3 coeficientes de regresión), teniendo en cuenta esto se estimó que se requerirían entre 235 y 470 sujetos. La base de datos que se usará cuenta con una muestra de 510 sujetos a los que ya se les aplicó el CBI, por lo que todos los análisis que se proponen se podrán realizar con el poder suficiente.

5.3.2.5. *Instrumentos*

5.3.2.5.1. *Datos analizados:* Se analizaron los datos obtenidos de un cuestionario aplicado en el estudio desarrollado por Amaya-Arias, et al. [2023, 32]. Donde incluye las siguientes variables: sexo, ocupación, edad, unidad o servicio del hospital en la que trabaja, tipo de vinculación laboral, tiempo de experiencia en la ocupación actual, tiempo laborando en la unidad, tipo de contratación y horas promedio de trabajo a la semana.

5.3.2.5.2. *CBI (Anexo 2):* El Copenhagen Burnout Inventory es un cuestionario compuesto por 19 ítems, diseñado con el propósito de evaluar el síndrome de Burnout en una variedad de trabajadores. Las respuestas a las preguntas se estructuran en un formato unipolar de tipo likert de 5 puntos, con las siguientes opciones de respuesta: nunca (0), solo alguna vez (1), algunas veces (2), muchas veces (3) y siempre (4). La versión adaptada al español por Molinero Ruiz, et al. [2013, 52] consta de tres subescalas: Burnout Personal (BP), que incluye 6 ítems para evaluar el nivel de agotamiento general del individuo; Burnout relacionado con el Trabajo (BT), que utiliza 7 ítems para medir el agotamiento percibido por el individuo en relación con su trabajo; y Burnout relacionado con los Usuarios (BU), que evalúa el agotamiento percibido debido a las actividades

relacionadas con la atención a los usuarios, que en los entornos de salud serían los pacientes y sus familiares. Este instrumento fue desarrollado por Kristensen, et al. [2005, 23] como una estrategia para mejorar la medición del Burnout. En el estudio original donde se diseñó el instrumento, se evaluó su estabilidad, validez de contenido, validez de constructo convergente y validez de criterio. Se encontraron correlaciones significativas con medidas de calidad de vida y desempeño, así como con ausencias laborales. La estabilidad mostró valores moderados (0,48 en BT) a altos (0,71 en BP y BU). En la validación al español, se encontraron coeficientes de Cronbach entre 0,82 y 0,90, lo que indica una excelente consistencia interna de sus subescalas. Además, se realizaron pruebas de validez de constructo convergente y divergente, encontrándose correlaciones directas y significativas (aunque con fuerza de asociación moderada a baja) con otras escalas que miden exigencias psicosociales en los entornos laborales. Se encontraron correlaciones inversas y con fuerza de asociación moderada con la escala SF-36, que evalúa la calidad de vida percibida.

5.3.3. Recolección de los datos. La información de los datos de esta investigación proviene del estudio realizado por Amaya-Arias, et al. [2023, 32], quien en el consentimiento informado de su investigación fue autorizada por los participantes para replicar los datos y ser usada en futuras investigaciones, adicionalmente se gestionó permiso de base de datos anonimizada para esta investigación (Anexo 1 autorización de uso de base de datos anonimizada) y se generó acuerdo de confidencialidad y responsabilidad de uso de los datos.

Para obtener acceso al personal del HUN, la investigadora Amaya-Arias, et al. [2023, 32], estableció contacto con la dirección de investigación y presentó el proyecto a los comités de ética e investigación para su aprobación. Llevando a cabo una reunión inicial con la gerencia del hospital, los jefes de departamentos, y coordinadores de unidades, las unidades de calidad y seguridad del paciente, y otros líderes interesados en el proyecto. El propósito de esas reuniones fue socializar los objetivos, definir la estrategia y logística óptimas para presentar el proyecto al personal, obtener los consentimientos informados y coordinar la recopilación de datos. Además, logrando establecer acuerdos con el hospital para garantizar que no surgieran consecuencias negativas para ningún trabajador como resultado del estudio.

El área de comunicaciones del hospital envió un correo electrónico masivo a todo el personal asistencial del hospital, presentando el estudio, sus objetivos principales e invitando a los trabajadores a participar. Los coordinadores y jefes de unidades utilizaron grupos de chat, a través de WhatsApp, para replicar la información enviada por correo electrónico, con el objetivo de alcanzar y motivar al mayor número posible de personal.

Se acordó en la reunión que la recopilación de datos mediante lápiz y papel durante las horas de trabajo podría interrumpir la prestación de la atención y en algunas unidades requieren que el personal esté constantemente alerta a cualquier eventualidad o a la atención de los pacientes, por lo que se decidió no interrumpirlos durante este tiempo y se acordó que los coordinadores de cada unidad, el área de educación médica y de comunicaciones ayudarían a socializar el inicio del estudio por lo que la recopilación de datos, así como el consentimiento informado, se realizó de forma digital, utilizando un formulario de Google Forms.

La investigadora Amaya-Arias, et al. [2023, 32], visitó cada uno de los servicios presentando a los trabajadores los objetivos del estudio y reforzó la confidencialidad de todos los datos recolectados y resolviendo las dudas que pudieran surgir a aquellos que aceptaron participar, se les envió el enlace de acceso al consentimiento, que, al ser aceptado, redirigía automáticamente a la aplicación de los instrumentos de medición. Este enlace de acceso también fue enviado de forma masiva a través de los grupos de WhatsApp de cada servicio, una vez que los estudiantes habían realizado las visitas de socialización. Los datos se recopilaron entre el 1 de noviembre y el 31 de diciembre de 2022.

La base de datos y los archivos digitales de los instrumentos aplicados se encuentran almacenados en carpetas protegidas con contraseñas por Amaya-Arias, et al. [2023, 32]. Para tener acceso a estos se solicitó el permiso a la Dra. Amaya, quien nos proporcionó acceso a la base de datos.

5.3.4. Plan de Análisis. Este estudio empleó tanto la Teoría Clásica de los Test (TCT) como la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) para realizar los análisis de validez y confiabilidad. Se identificaron y abordaron diversas fuentes de error, incluyendo errores aleatorios, errores derivados de la interpretación de los ítems, errores asociados a patrones de respuesta que no reflejan las puntuaciones reales del constructo, y respuestas que reflejan la deseabilidad social en lugar de las puntuaciones reales. En lo que respecta a los errores aleatorios, estos se mitigaron mediante una definición adecuada del tipo y tamaño de la muestra. Los posibles errores sistemáticos se tratarán en la sección control de sesgos.

5.3.5. Descripción de la muestra. Inicialmente, se realizó el test de Shapiro-Wilks para evaluar si las variables cuantitativas se ajustan a una distribución normal. La identificación de esta distribución permitió decidir si se debían emplear pruebas paramétricas o no paramétricas en los análisis.

A las variables cualitativas se le hicieron cálculos de sus frecuencias absolutas y relativas. Los resultados de esta exploración se presentan a través de tablas y figuras con análisis descriptivos; para el caso de las variables cuantitativas se realizaron cálculos de medidas de frecuencias, tendencia central y de dispersión.

5.4. FUNCIONAMIENTO DE LOS ÍTEMS: TEORÍA DE RESPUESTA AL ÍTEM (TRI)

En este estudio se implementó el modelo de créditos parciales generalizados de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) para evaluar el funcionamiento de los ítems. Este modelo es una extensión del modelo Rasch [58] y se utiliza para analizar ítems con opciones de respuesta politómicas, como es el caso del CBI. Para estos análisis, se asumió unidimensionalidad dentro de cada subescala, es decir, cada subescala se analizó de manera independiente, ya que teóricamente cada una evalúa una dimensión distinta del constructo general.

Se calcularon la discriminación de los ítems (a) y los umbrales de dificultad de las opciones de respuesta (b). Estos análisis permiten evaluar la probabilidad de que cada opción de respuesta sea respaldada (seleccionada) por los sujetos, en función del nivel del atributo o rasgo que se está midiendo. Una opción de respuesta se considerará más "difícil" que otra si se requiere un mayor nivel del atributo para tener la misma probabilidad de ser seleccionada [15]. Siguiendo las recomendaciones de De Ayala [2013, 58] y Baker [2001, 59], se consideraron buenos parámetros de discriminación los valores entre 0,65 y 2,5; valores superiores indicarían un funcionamiento muy elevado, lo que sugiere que el rasgo puede estar definido por los ítems más que por un constructo subyacente.

Además, se evaluaron las opciones de respuesta de los ítems a través de las gráficas de las curvas características de las categorías (CCC), considerando el punto de corte para los umbrales y el pico de las curvas para determinar si hubo poco uso de algunas opciones de respuesta, solapamiento o umbrales reversos.

Se generaron las figuras de la Función de Información de los Ítems (IIFs), que permiten evaluar la calidad de los ítems de la prueba en términos de su capacidad para medir con precisión la habilidad de los individuos. Esta figura muestra la relación entre el nivel del rasgo de los individuos y la probabilidad de responder positivamente a un ítem específico, es decir, indica cuánta información se puede obtener sobre el atributo de un individuo a partir de su respuesta a un ítem específico. Si un ítem proporciona mucha información, la función de información del ítem será alta en ese punto del rasgo. Si la función de información del ítem es alta en un

amplio rango de valores del rasgo, esto indica que el ítem puede medir el atributo con precisión en varios niveles de ese rasgo, lo que lo convierte en un buen ítem para la prueba. Por otro lado, si la función de información del ítem es baja en un amplio rango del rasgo, esto indicaría que el ítem puede no ser lo suficientemente sensible para medir el atributo de los individuos en ese rango [60].

Finalmente, se generaron las figuras de la Función de Información del Test (TIF) para cada subescala, que muestran la relación entre el rasgo de los individuos y la cantidad de información que proporciona la subescala en su conjunto, en ese punto del rasgo. Es decir, indica cuánta información se puede obtener sobre el rasgo de un individuo.

5.5. CONSISTENCIA INTERNA (TCT)

Para la evaluación de la consistencia interna se usó la matriz de correlación inter-ítems, la correlación de cada pregunta con su respectiva subescala, se calcularon el coeficiente Alfa de Cronbach para cada subescala de la prueba, incluyendo el cálculo del Alfa cuando se elimina cada uno de los ítems; y, finalmente se calculó el coeficiente omega para cada subescala y los valores g para cada uno de los ítems.

El coeficiente Alfa de Cronbach es reconocido como el método más eficiente para medir la consistencia interna de un test, refleja la intercorrelación media entre los ítems del test y cualquier conjunto de ítems extraídos del mismo contexto. Este coeficiente aumenta a medida que las intercorrelaciones entre los ítems de la prueba se incrementan [61, 62]. Se calcula utilizando la siguiente ecuación:

$$8\alpha = \frac{n}{n-1} \left(1 - \frac{\sum_{j=1}^n S_j^2}{S_x^2} \right) \quad (1)$$

Donde, n representa el número de elementos del test, S_j^2 es la varianza de los ítems del test hasta j ($j = 1, 2, \dots$), y S_x^2 es la varianza total del test. Los valores ideales para el coeficiente Alfa de Cronbach oscilan entre 0,7 y 0,9; considerando el número de ítems de las subescalas del CBI, un valor de 0,7 es aceptable. Valores superiores a 0,9 podrían indicar redundancia en la medición del constructo, sugiriendo la posible eliminación de algunos ítems [63]. La redundancia en este contexto se interpreta teniendo en cuenta que varios ítems de la escala pueden estar midiendo exactamente el mismo aspecto del constructo, aportando poca o ninguna información adicional. En una escala bien diseñada, aunque se espera que los ítems estén relacionados (pues miden el mismo constructo), también se quiere que cada

ítem capture una faceta ligeramente diferente o contribuya de manera única a la comprensión del constructo. Cuando los ítems son demasiado similares o redundantes, esto no solo puede inflar artificialmente el valor del Alfa de Cronbach, sino que también puede limitar la capacidad de la escala para capturar la amplitud y la complejidad del constructo. En tales casos, la eliminación de ítems redundantes puede mejorar la utilidad de la escala, haciendo que sea más manejable y que sus ítems reflejen más eficazmente diferentes dimensiones o aspectos del constructo en cuestión [64].

Además de calcular el coeficiente Alfa de Cronbach, se determinó la consistencia interna y la pertinencia de cada ítem en la conformación de la escala mediante el cálculo de la matriz de correlación inter-ítems y la correlación de cada ítem con el total de la subescala a la que pertenece. Según De Vet, et al. [2011, 63], en la matriz de correlación inter-ítems, las correlaciones deben estar entre 0,2 y 0,5 para ser aceptables. Si este valor supera el 0,7 en la relación entre dos ítems, es probable que midan lo mismo y uno de ellos podría eliminarse. El valor aceptable de correlación entre ítems depende de la amplitud del constructo, por lo que, para constructos amplios como el Burnout, se consideran aceptables correlaciones cercanas a 0,3. Dado que cada ítem utiliza una medida ordinal tipo Likert, esta matriz de correlaciones se calculará utilizando correlaciones de Spearman.

Por otro lado, la correlación ítem-total permite determinar si un ítem discrimina a cada sujeto de acuerdo con el constructo que se está evaluando. Es decir, si el sujeto presenta la condición, debería puntuar alto en cada ítem y no solo en el puntaje total [7]. Por ejemplo, en el caso del CBI, si según la persona su percepción de agotamiento en el trabajo es alta, se asume que en cada ítem de la subescala BT el valor del puntaje será alto. Si esto ocurre, la correlación del ítem con la subescala debe ser fuerte.

Para este análisis, se esperaban correlaciones ítem-total entre 0,3 y 0,7. Un valor menor indica que el ítem no discrimina entre quienes tienen o no el constructo evaluado, por lo que se recomienda su eliminación. Por otro lado, un valor mayor indica que la escala mide el constructo de forma muy específica [64].

El coeficiente Omega, por otro lado, es un indicador de consistencia interna que refleja la cantidad de varianza común entre los ítems de una escala. Este coeficiente puede variar de 0 a 1, y un valor más próximo a 1 sugiere una mayor consistencia interna debido a la mayor varianza compartida entre los ítems. El coeficiente Omega se propone como una alternativa al Alfa de Cronbach, ya que este último puede verse influenciado por el número de ítems, el número de opciones de respuesta y la proporción de la varianza de la prueba. A diferencia del Alfa, Omega se basa en las

cargas factoriales, que se obtienen de la suma ponderada de las variables estandarizadas, lo que resulta en cálculos más estables. Además, este coeficiente no está sujeto al número de ítems. Para considerar un valor aceptable de confiabilidad mediante este coeficiente se esperan valores entre 0,7 y 0,9 [65]. Para el cálculo de este coeficiente se usa la siguiente fórmula, en donde ω es el coeficiente omega, λ_i es la carga factorial estandarizada de i:

$$\omega = \frac{[\sum_{i=1}^i \lambda]^2}{[\sum_{i=1}^i \lambda]^2 + [\sum_{i=1}^i 1 - \lambda_i^2]} \quad (2)$$

Junto con el cálculo del coeficiente omega se calcularon los pesos de los ítems en la estructura jerárquica del coeficiente por subescala (valores g); estos pesos representan la contribución de cada ítem al constructo subyacente que se está midiendo, es decir, indican cuánto contribuye un ítem específico a la variabilidad explicada de la subescala; un valor g alto ($\geq 0,5$) sugiere que el ítem está fuertemente asociado con el factor latente (dimensión o subescala) y, por lo tanto, es una buena medida de este; se consideran significativos valores por encima de 0,3. Es importante tener en cuenta que los valores g son específicos para cada ítem y están relacionados con la estructura jerárquica de los ítems en la subescala, es decir pueden ayudar a identificar qué ítems son más relevantes para medir el constructo y cómo contribuyen a la confiabilidad de la subescala [66].

En resumen, este estudio empleó diversas técnicas estadísticas para evaluar la homogeneidad de las subescalas de la prueba, así como la pertinencia de cada ítem en la conformación de la escala. Estos análisis permiten asegurar fiabilidad de los resultados obtenidos.

5.6. VALIDEZ DE CONSTRUCTO ESTRUCTURAL (TCT)

En este estudio se empleó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para evaluar la validez de constructo estructural. El AFC se utiliza cuando el investigador tiene una hipótesis previa acerca de la estructura de las variables latentes y busca confirmar dichas hipótesis [61]. El objetivo es explicar la covarianza entre un conjunto de variables observadas (ítems) en términos de un conjunto de factores latentes no observables (subescalas), que son menos en número que las variables observadas. En los modelos confirmatorios, es necesario especificar explícitamente el número de factores comunes esperados, la relación entre las variables observadas y los factores latentes, la covarianza entre los factores comunes, la relación entre los factores únicos y las variables observadas, y las varianzas y covarianzas entre los

factores únicos. Esta especificación debe establecerse con anticipación y generalmente se realiza de dos formas: mediante diagramas o mediante conjuntos de ecuaciones lineales similares a las de regresión, conocidos como "Modelo de ecuaciones estructurales" [67].

El modelo por probar consideró que los autores del instrumento encontraron intercorrelaciones entre todas las subescalas, con valores que oscilan desde 0,46 ($p < 0.01$) entre las subescalas BP y BU, hasta 0,72 ($p < 0.01$) entre las subescalas BP y BT. El modelo que se probará se presenta en la Figura 1. Además de este modelo, se probará un modelo alternativo jerárquico de segundo orden en el cual se tendrán en cuenta las intercorrelaciones entre las dimensiones del CBI, y éstas se agrupan en un factor de segundo orden (un factor general que subyace a los factores de primer orden), en este caso el Burnout, este modelo de se presenta en la Figura 2.

Siguiendo las recomendaciones de Schreiber, et al. [2006, 68], se calcularon los siguientes índices de ajuste: Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI), Normed Fit Index (NFI), y Relative Fit Index (RFI), Goodness of Fit Index (GFI), Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI), cuyos valores iguales o superiores a 0,95 se consideran como indicadores de óptimo ajuste, y valores por encima de 0,9 de buen ajuste; y el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), que indica buen ajuste con valores inferiores a 0,06.

El ajuste de los modelos se estimó con el método de Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos (WLSMV, por sus siglas en inglés), que ha demostrado ser un adecuado método de ajuste en AFCs confirmatorios cuando los ítems tienen una respuesta ordinal [69], que utiliza correlaciones policóricas para su cálculo y requiere muestras mayores a 200 [70, 71]. Se hicieron pruebas a los dos modelos y se seleccionó aquel que incluía solo asociaciones significativas entre las variables, y que haya mostrado el mejor ajuste de acuerdo con los indicadores antes mencionados. En caso de que ambos modelos sean muy similares en su ajuste, se optará por aquel que estime menos parámetros, es decir, el modelo más parsimonioso [72].

Para la realización de la figura se usó la función `semPath` de R, en este los nodos simbolizan las variables. Los cuadrados representan las variables observadas y los círculos las variables latentes. Las flechas indican las relaciones entre estas variables. Las relaciones unidireccionales, representadas por flechas de un solo sentido, indican la influencia de una variable sobre otra. Por otro lado, las relaciones bidireccionales, representadas por flechas de doble sentido, indican correlaciones entre variables. Los coeficientes estandarizados se muestran en los resultados y se

interpretan en términos de magnitud y dirección de la relación. Los componentes clave de este resultado son:

- Coeficientes de las trayectorias estandarizados (*Path Coefficients*): estos coeficientes representan la variación estandarizada en la variable dependiente por cada cambio estandarizado en la variable independiente. Permiten comparar diferentes relaciones y se interpretan en función de su signo (positivo o negativo) y magnitud, lo que indica la dirección y la intensidad de la relación entre las variables [57].
- Covarianzas estandarizadas (*Standardized Covariances*): Estas covarianzas, en su versión estandarizada, son equivalentes a coeficientes de correlación, en este caso, correlaciones policóricas debido al modelo utilizado. Estos valores indican correlación, pero no implican causalidad. La interpretación de una correlación policórica es similar a la de otras correlaciones; un valor cercano a 1 sugiere una fuerte relación positiva, un valor cercano a -1 indica una fuerte relación negativa, y un valor cercano a 0 señala una relación débil [73].
- Factores de carga estandarizados (*Standardized Loading Factors*): En los AFE y AFC reflejan la fuerza de la relación entre un indicador observado y su correspondiente variable latente en términos de desviaciones estándar [74].
- Errores de medición (*Measurement Errors*): Los errores de medición se visualizan generalmente como flechas dirigidas hacia cada indicador observado en la figura de resultados SEM. En las variables latentes, estos errores señalan la porción de varianza en un indicador observado que no es explicada por la variable latente. Esta variabilidad inexplicada o "ruido" es esencial para evaluar la confiabilidad de las mediciones. Los errores de medición oscilan entre 0 (lo que indica que la variable latente explica toda la variabilidad de la variable observada) y 1 (lo que indica que la variable latente no explica ninguna de la variabilidad de la variable observada). Cuanto mayor sea el error de medición, menos confiable será la variable observada como indicador de la variable latente. En las variables observadas, los errores de medición reflejan la variabilidad en la variable observada que no es explicada por otras variables incluidas en el modelo. No se trata de un "error" en el sentido de que haya ocurrido un sesgo en la medición; sin embargo, estos errores son un componente crítico de la evaluación de la confiabilidad y validez de las mediciones en un modelo SEM [75].
- Valores *p*: Los valores *p* asociados con cada coeficiente de trayectoria estandarizado o covarianza prueban la hipótesis nula de que el coeficiente verdadero estandarizado es cero [57].

En este estudio no se presentaron datos perdidos debido a que en la toma de datos que se hizo para la base de datos se usó un formato de aplicación digital que se programó para que cada respuesta fuese obligatoria para poder pasar a la siguiente pregunta, debido a esto no se requirió hacer imputaciones. Todos los análisis de los datos se realizaron en los softwares STATA 15® y R 4.2.2®, la base de datos usada estaba en formato en Excel 2016®.

Figura 1. Modelo hipotético: Basado en el modelo teórico propuesto en la estructura original del CBI.(23)

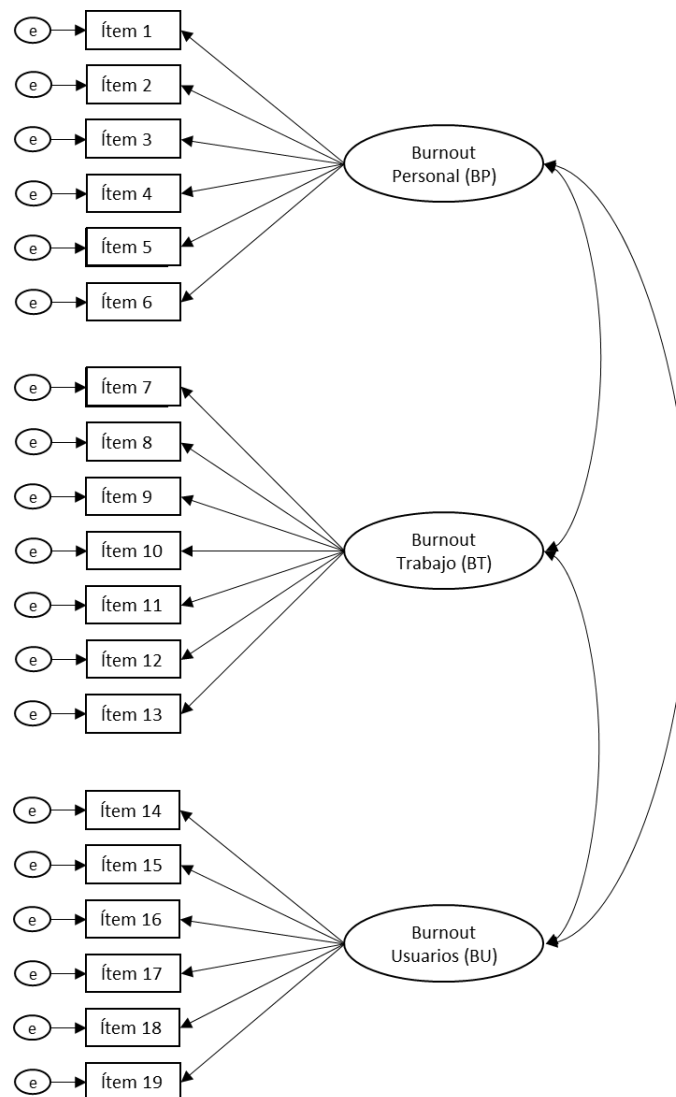
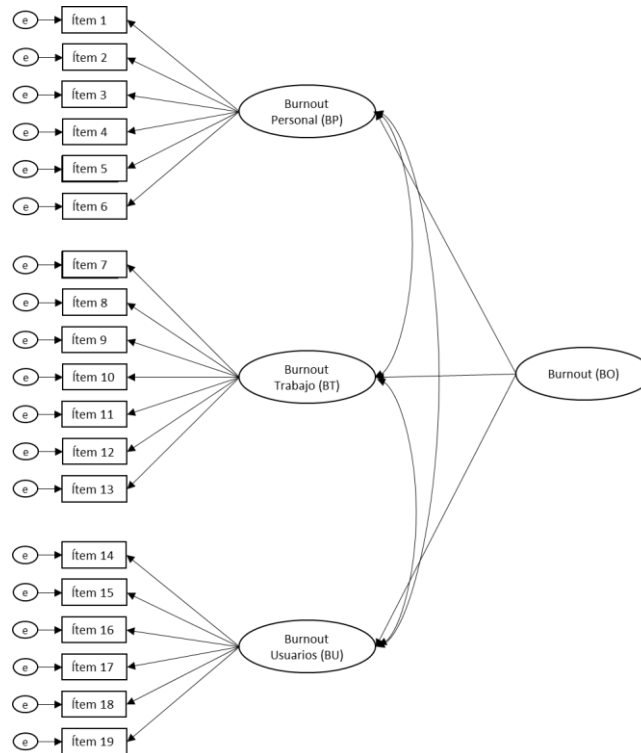


Figura 2. Modelo hipotético jerárquico de segundo orden para el CBI.(23)



5.7. CONTROL DE SESGOS

La validez de este estudio podría estar comprometida por sesgos de selección e información, debido a su uso de datos previamente recolectados. Dado que el control de estos sesgos no fue posible en la etapa inicial de recopilación de datos, su impacto podría haber afectado los resultados de este estudio.

Para mitigar el sesgo de selección y medición, los estudiantes de maestría fueron estrictos e la aplicación de los criterios de inclusión y exclusión establecidos para este proyecto, este enfoque tenía como objetivo reducir el riesgo de sesgos.

5.8. CONSIDERACIONES ÉTICAS

Este trabajo se llevó a cabo siguiendo las recomendaciones de la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial para la investigación biomédica. Además, se adhirió a las directrices éticas internacionales para la investigación biomédica en seres humanos de CIOMS-OMS y se rige por la resolución 8430 de 1993 del Ministerio de Salud de nuestro país, que establece las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud. En este contexto, se considera que esta investigación no presenta riesgos, ya que se basa en una base de datos ya recopilada y no se realizará ninguna intervención.

Este estudio se rige por los siguientes principios bioéticos:

5.8.1. Autonomía: En virtud del artículo 16, párrafo primero, de la resolución 8430, que permite la exención de la obtención del consentimiento informado en investigaciones sin riesgo, no se requirió dicho consentimiento en este estudio. Sin embargo, se debe aclarar que en el estudio original que recopiló estos datos se obtuvo el consentimiento informado de cada participante.

5.8.2. Beneficencia y no maleficencia: La no participación en el estudio no tuvo ningún impacto en la situación laboral o las evaluaciones de rendimiento de los trabajadores de la salud. Del mismo modo, la participación en este estudio no implicó cambios ni interrupciones en sus tareas, más allá de la aplicación de las escalas mencionadas.

5.8.3. Justicia: Los riesgos y beneficios para los participantes se distribuyeron de manera equitativa. En el estudio original que recopiló los datos, se invitó a participar de manera masiva y los riesgos y beneficios se distribuyeron de manera uniforme, ya que a todos los participantes se les aplicó un proceso de medición estandarizado.

5.8.4. Confidencialidad: La información recopilada durante el desarrollo del proyecto será de acceso exclusivo para el equipo de investigación. La información digital y las bases de datos estarán protegidas con contraseñas para garantizar la confidencialidad. Los participantes serán identificados mediante números de serie para evitar cualquier posibilidad de identificación. El equipo de investigación se compromete a manejar la información exclusivamente para fines científicos, protegiendo en todo momento la identidad de los participantes. La información obtenida en las mediciones solo se utilizará y difundirá con fines científicos, sin revelar la identidad de los participantes.

5.9. CONFLICTO DE INTERESES.

El equipo de investigación no tiene ningún conflicto de intereses.

6. RESULTADOS

6.1. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

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.

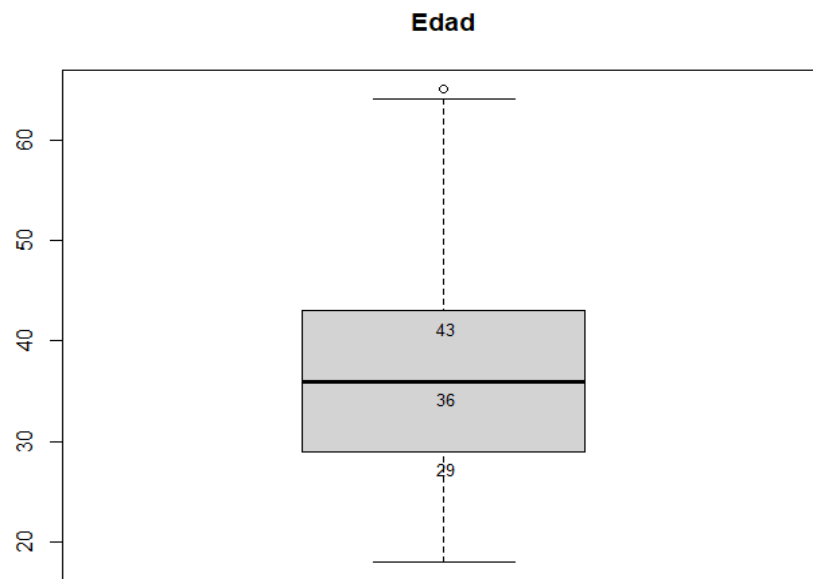
Variable	Categorías	N	%
Género	Hombre	143	28
	Mujer	367	72
Edad	18 a 26	83	16,3
	27 a 59	423	82,9
	60 años o más	4	0,8
Ocupación	Auxiliar de enfermería	228	44,7
	Enfermero (a)	79	15,5
	Médico general	53	10,4
	Médico especialista o subespecialista	63	12,4
	Otra profesión asistencial	87	17,0
Unidad	Hospitalización	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
Tiempo de experiencia laboral	Menos de 6 meses	18	3,5
	Entre 6 meses y 1 año	30	5,9
	Entre 1 y 3 años	83	16,3
	Entre 3 y 5 años	44	8,6
	Más de 5 años	335	65,7
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	Sí	100	19,6
	No	410	80,4

Variable	Categorías	N	%
además del HUN?			
Horas de trabajo semanal	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 5 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, 6 días de los 7 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 3. Distribución de la variable edad en la muestra



6.2. 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.

6.2.1. 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)
Burnout Personal (BP)					
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
Burnout Trabajo (BT)					
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
Burnout Usuarios (BU)					
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 4 a 6 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 4. Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Personal (BP)

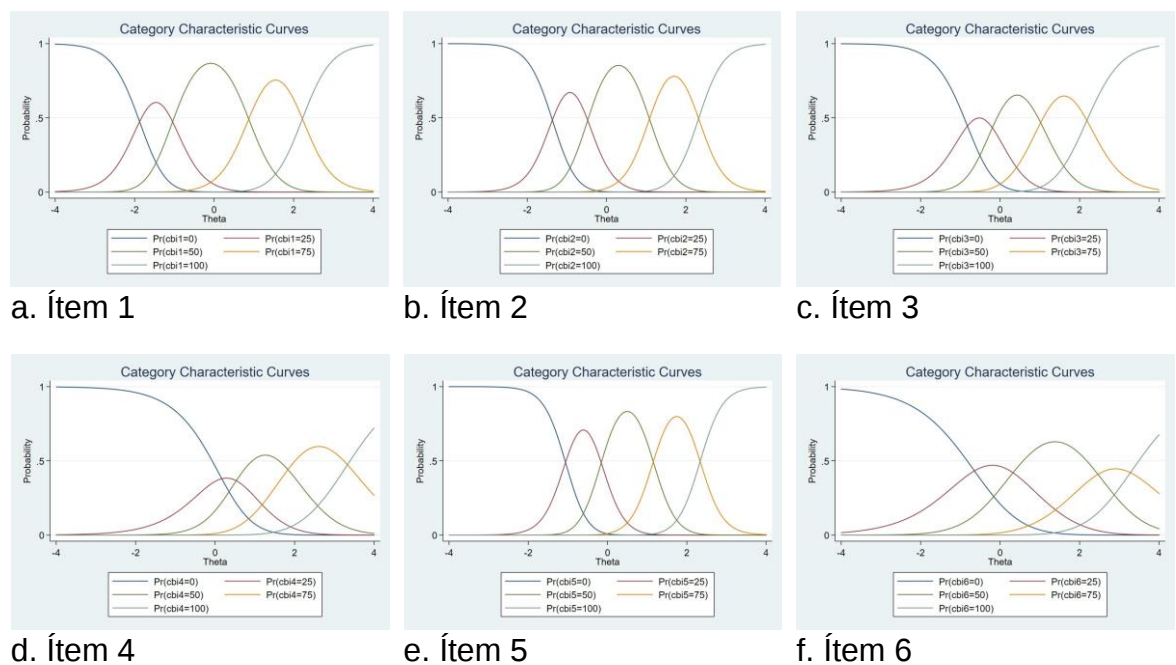
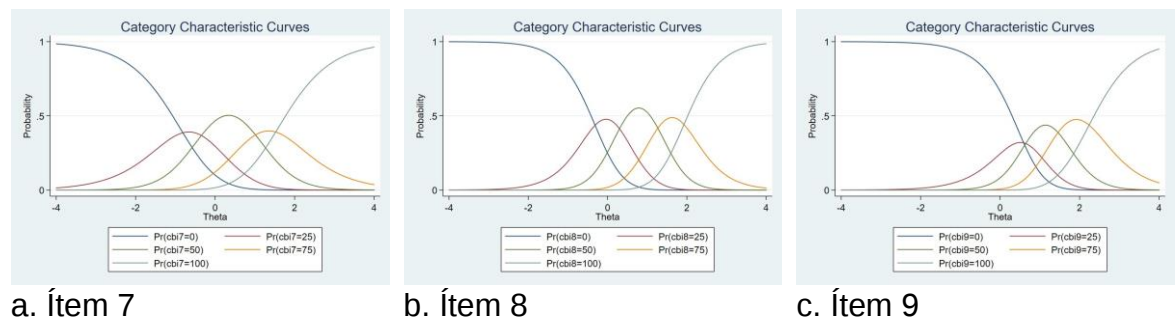
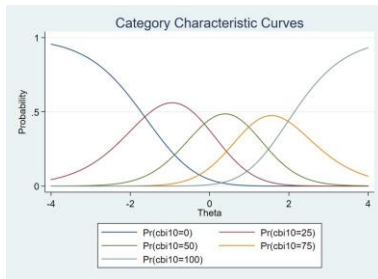
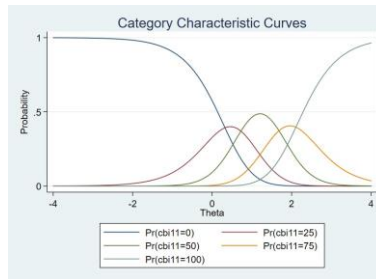


Figura 5. Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Personal (BT)

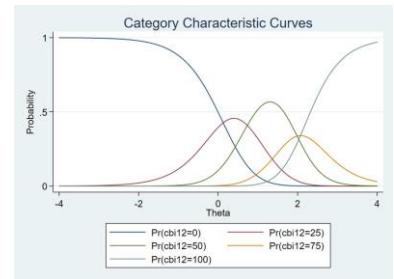




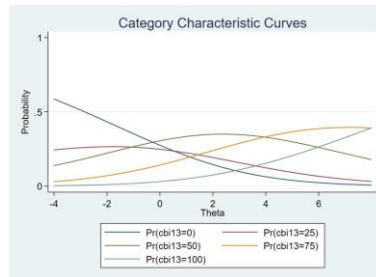
d. Ítem 10



e. Ítem 11

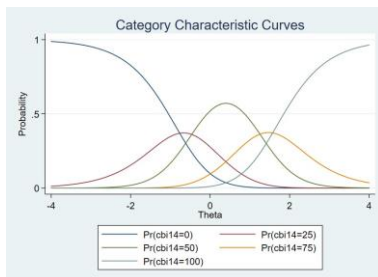


f. Ítem 12

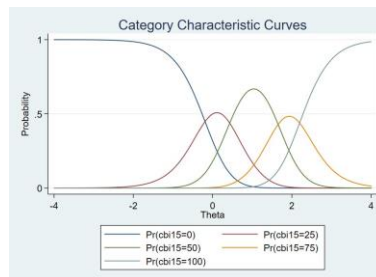


g. Ítem 13

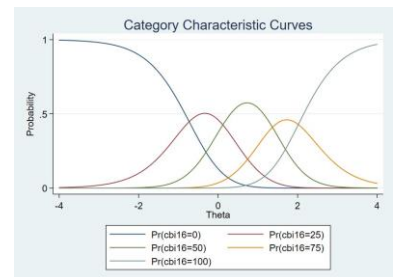
Figura 6. Curva características de las categorías de los ítems de la subescala Burnout Usuarios (BU)



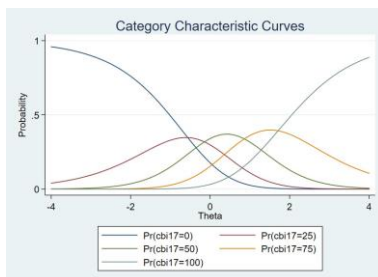
a. Ítem 14



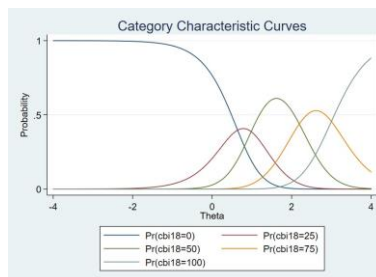
b. Ítem 15



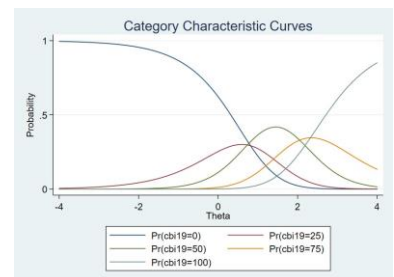
c. Ítem 16



d. Ítem 17



e. Ítem 18

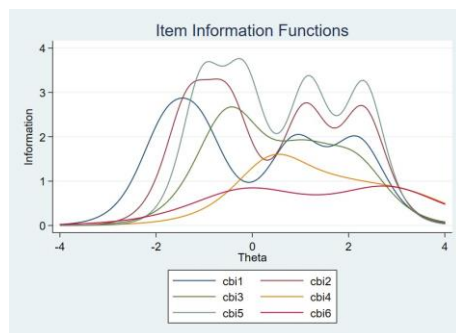


f. Ítem 19

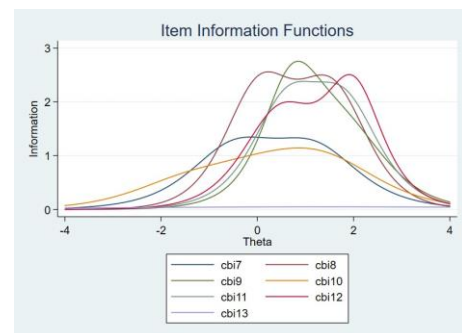
En la figura 7 se pueden observar los IIFs. La mayoría de los ítems de la subescala BP muestran una alta discriminación en todos los niveles del rasgo, con una menor capacidad para discriminar en los valores intermedios, en esta subescala el ítem 6 es el que muestra menor discriminación, pero aun así 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 8, 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.

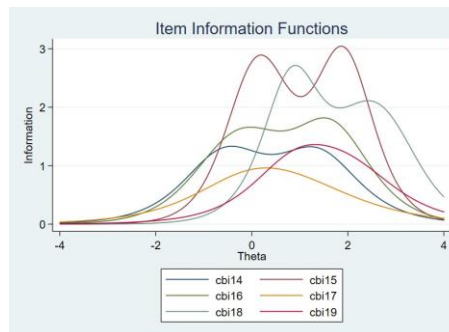
Figura 7. Función de información de los ítems por cada subescala del CBI



a. Burnout Personal

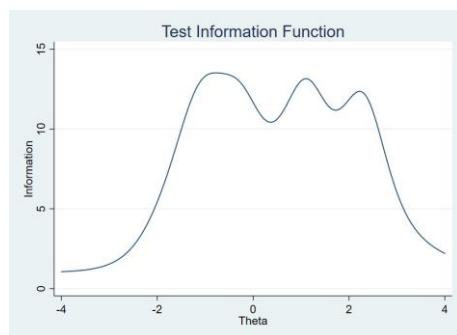


b. Burnout Trabajo

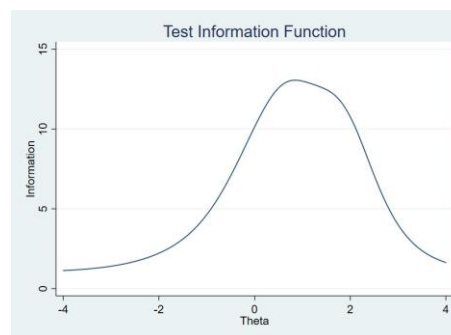


c. Burnout Usuarios

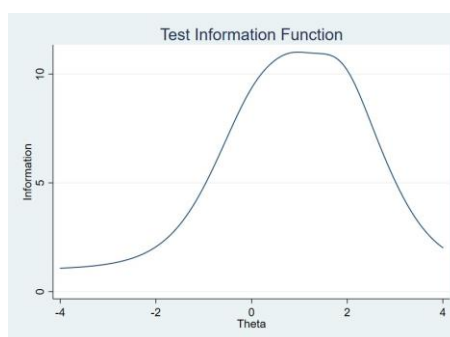
Figura 8. Función de información de las subescalas del CBI



a. Burnout Personal



b. Burnout Trabajo



c. Burnout Usuarios

6.3. 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.

6.3.1. 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)

Burnout Personal (BP)							
Ítems	1	2	3	4	5	6	
1	1,000						
2	0,700	1,000					
3	0,598	0,641	1,000				
4	0,478	0,507	0,641	1,000			
5	0,652	0,730	0,689	0,614	1,000		
6	0,491	0,514	0,529	0,505	0,546	1,000	
Burnout Trabajo (BT)							
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
Burnout Usuarios (BU)							
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.

6.4. 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 - rest	Alpha si se elimina el elemento	Valores g
Burnout Personal (BP)					
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
6	+	0,7371	0,6245	0,8938	0,61
<i>Alpha subescala</i>					0,897
<i>Coeficiente Omega</i>					0,92
Burnout Trabajo (BT)					
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
<i>Alpha subescala</i>					0,850
<i>Coeficiente Omega</i>					0,89
Burnout Usuarios (BU)					
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
<i>Alpha subescala</i>					0,860
<i>Coeficiente Omega</i>					0,90

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.

6.5. 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 9 a 11 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	1,00 0	1,00 3	0,99 2	0,99 0	0,049 (0,042 - 0,056)	0,99 4	0,993	333, 7	14 9	0,00 0
Modelo 2: jerárquico	0,99 5	0,99 4	0,99 2	0,99 1	0,049 (0,042 - 0,056)	0,99 4	0,993	367, 1	16 5	0,00 0
Modelo 3: original sin ítem 13	0,99 4	0,99 3	0,99 2	0,99 1	0,055 (0,048 - 0,062)	0,99 4	0,993	335, 3	13 2	0,00 0
Modelo 4: jerárquico sin ítem 13	0,99 5	0,99 4	0,99 3	0,99 2	0,054 (0,048 - 0,061)	0,99 5	0,993	364, 4	14 7	0,00 0

Figura 9. AFC Modelo 1: Estructura Original CBI

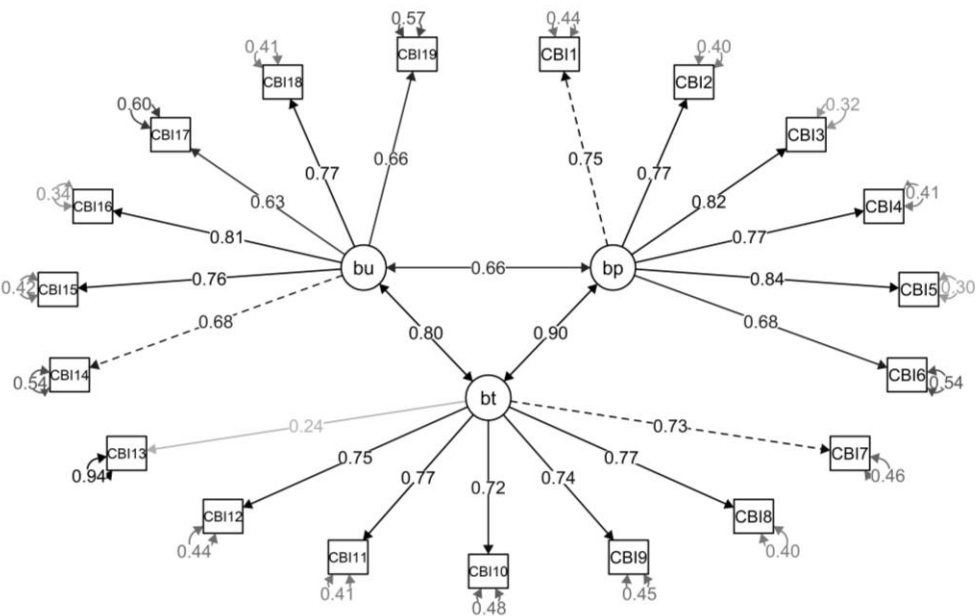


Figura 10. AFC Modelo 2: Modelo hipotético jerárquico de segundo orden CBI

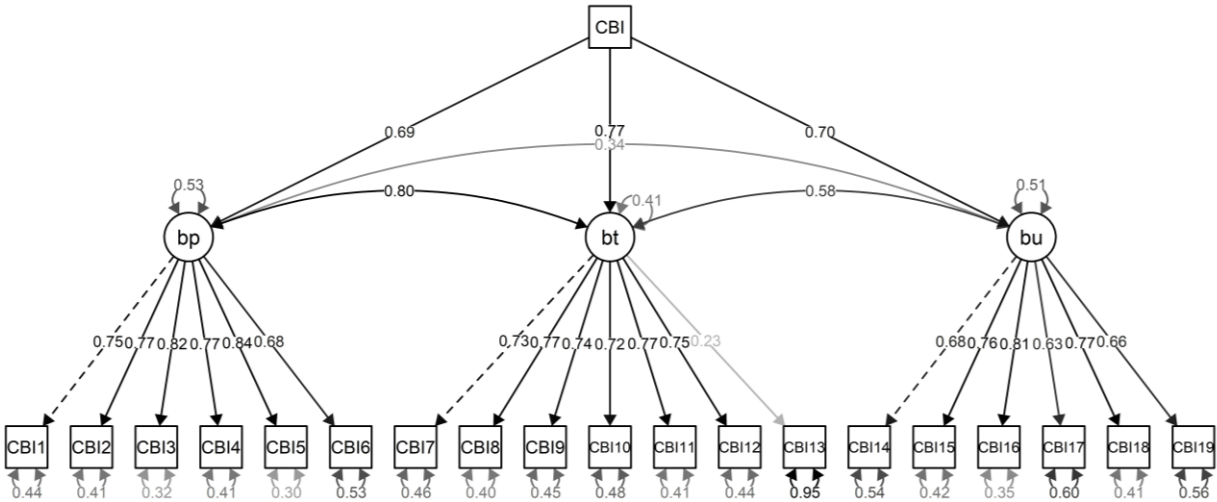


Figura 11. AFC Modelo 3: Estructura original CBI sin ítem 13

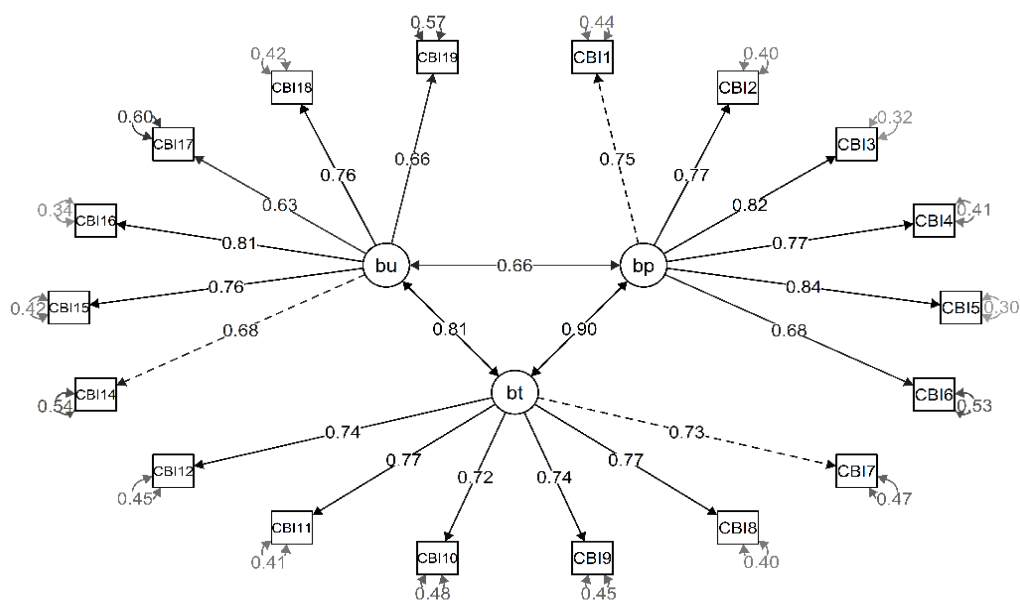
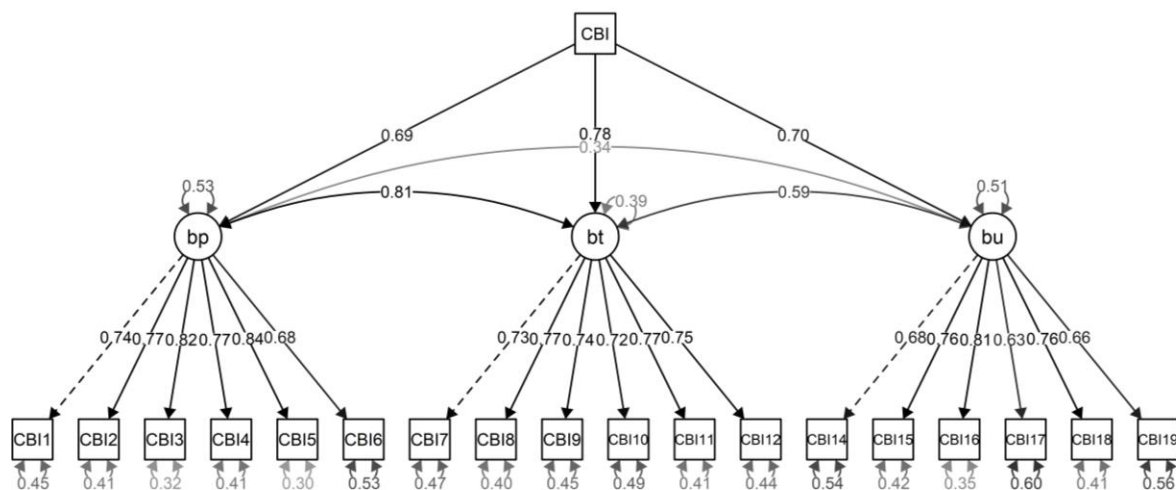


Figura 12. AFC prueba CBI. Modelo 4: Modelo hipotético jerárquico de segundo orden sin ítem 13



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 todos un excelente ajuste.

En la figura 9 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 10 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.

7. DISCUSIÓN

El objetivo de esta investigación era aportar evidencia sobre la fiabilidad y validez del Inventario de Burnout de Copenhague (CBI) para la evaluación del Burnout en el personal sanitario de la región Surcolombiana. La importancia de medir el Burnout en el personal de salud radica en su profundo impacto, no solo en los profesionales afectados, sino también en la calidad de la atención que brindan a los pacientes [8]. En el contexto colombiano, esta importancia se ve reflejada en la Resolución 2646 de 2008 del Ministerio de la Protección Social [28], que subraya la responsabilidad de las instituciones en la gestión de los factores de riesgo psicosociales en el trabajo. Sin embargo, a pesar de la existencia de estas regulaciones, persisten desafíos en la evaluación precisa y confiable del Burnout. El instrumento MBI-HSS, uno de los más usados en investigación y en las instituciones de salud para hacer seguimiento a sus trabajadores, ha presentado inconsistencias en sus validaciones en el contexto colombiano y en otros países de América Latina [19-22]

En estudio se centró en evaluar las propiedades psicométricas de la escala Copenhagen Burnout Inventory (CBI) [23] en personal de salud colombiano. Para abordar este objetivo el cuestionario fue aplicado a una muestra de 510 trabajadores de diferentes sexos, ocupaciones, unidades y años de experiencia, de modo que se logró contar con una muestra heterogénea y suficiente para realizar los análisis propuestos.

Los resultados obtenidos a través del análisis desde la TRI indican que, en general, la discriminación de los ítems de la prueba CBI se encuentra dentro de los rangos esperados. Sin embargo, el ítem 13 mostró una discriminación muy baja (0,19). Las curvas características de las categorías revelan que, en la mayoría de los ítems, se han utilizado todas las opciones de respuesta y los umbrales son crecientes sin solapamientos significativos; en los casos en los que estos se presentan no son tan graves como para afectar la medición. No obstante, el ítem 13 presenta un comportamiento atípico, con solapamientos entre las opciones de respuesta, umbrales reversos y aplanamiento de las curvas. Esto sugiere que este ítem no discrimina adecuadamente entre quienes pueden estar presentando Burnout en el Trabajo y quienes no, considerando que pertenece a esa subescala.

Los análisis revelan que los ítems, y por ende las subescalas de Burnout en el Trabajo (BT) y Burnout con los Usuarios (BU), discriminan de manera más efectiva en individuos con niveles elevados de agotamiento. En contraste, la subescala de Burnout Personal (BP) muestra una discriminación adecuada a lo largo de todos los niveles de agotamiento. Estas diferencias podrían atribuirse a una mayor reluctancia por parte de los encuestados a reportar agotamiento específicamente relacionado

con el trabajo o con los usuarios, en comparación con el agotamiento en la vida en general. Esta tendencia sugiere que se podrían necesitar puntuaciones más altas para identificar casos de agotamiento laboral.

En el contexto de la salud en la región Surcolombiana, estas diferencias en la discriminación de las subescalas enfatizan la importancia de considerar factores culturales y contextuales al interpretar los resultados de la prueba. Específicamente, los profesionales de la salud y los investigadores deben ser conscientes de las posibles reservas que los individuos pueden tener al reportar burnout relacionado con el trabajo o los usuarios, lo que podría llevar a una subestimación del agotamiento laboral. Por lo tanto, se recomienda una interpretación cuidadosa de las puntuaciones bajas en las subescalas de BT y BU, complementada con una evaluación cualitativa de las condiciones laborales y el bienestar general. Esta comprensión matizada puede mejorar la identificación y el tratamiento del burnout en poblaciones específicas, permitiendo intervenciones más dirigidas y efectivas que consideren la complejidad del fenómeno en diferentes ámbitos de la vida.

Hasta la fecha, solo el estudio de validación del CBI realizado en el Líbano ha empleado el modelo Rasch para analizar la discriminación de estos ítems [76]. Los valores reportados en ese estudio, que oscilan entre 0,80 y 1,27, son coherentes con nuestros hallazgos. Sin embargo, es importante destacar que, a diferencia de este estudio, no identificaron problemas de medición con el ítem 13 en su investigación. La realización de este tipo de análisis es crucial, ya que permite evaluar si la escala de respuesta utilizada refleja adecuadamente cómo los participantes responden a los ítems.

El CBI mostró una alta consistencia interna, con Alfas de Cronbach que oscilaron entre 0,89 (BT) y 0,92 (BP). Estos resultados son consistentes con la mayoría de los estudios de validación de esta prueba, donde se han reportado Alfas por encima de 0,8 y 0,9 [25, 26, 52, 54, 77-84]. En relación con el coeficiente Omega, los valores encontrados en este estudio estuvieron por encima de 0,8, y los valores κ de todos los ítems superaron el 0,5, con la excepción del ítem 13. Estos hallazgos son similares a los reportados en el estudio de Breña, et al. [2022, 54] realizado en Perú, donde se encontraron valores satisfactorios para las tres escalas del CBI con coeficientes Omega de superiores a 0,9 en todas las subescalas.

La elección del coeficiente Omega en nuestro estudio, siguiendo las recomendaciones de Flora [2020, 85], refleja una estimación de confiabilidad más adecuada, especialmente considerando la naturaleza categórica de las variables y el modelo factorial propuesto. Esta decisión se alinea con las tendencias actuales en la investigación psicométrica y proporciona una evaluación más precisa del CBI.

Sin embargo, se encontró que el ítem 13 (¿Tienes suficiente energía para la familia y los amigos durante el tiempo libre?) tuvo correlaciones muy bajas con el resto de los ítems de la subescala, con valores inferiores a 0,25. Además, fue el único ítem que, al ser eliminado, mejoró el Alfa de la subescala a la que pertenece (BT), aumentando de 0,85 a 0,88; y que en los valores g del Omega está por debajo de 0,5. Estos hallazgos sugieren que este ítem podría no estar adecuadamente relacionado con el constructo que se está midiendo o que presenta problemas en su redacción.

En relación con la validez de constructo estructural, la estructura propuesta en el estudio original no fue corroborada en nuestra muestra. Los indicadores de ajuste sugieren que el modelo necesita algunas modificaciones, en particular, los valores de CFI y TLI superiores a 1,00. Es notable que la carga factorial del ítem 13 fue insatisfactoriamente baja (menor a 0,3). Además, su error de medición único en ambos modelos (original y jerárquico) fue extremadamente elevado ($\geq 0,9$), lo que indica que más del 90% de la varianza de este ítem no está siendo explicada por los factores del modelo. Esto sugiere que el ítem 13 no correlaciona adecuadamente con los otros ítems que se supone miden la misma dimensión. Un error de medición único tan elevado sugiere la necesidad de revisar la pertinencia del ítem o incluso considerar su eliminación, ya que podría no ser relevante para la dimensión que se está evaluando. Esta observación es coherente con los hallazgos encontrados en los análisis de dificultad, discriminación y confiabilidad de este ítem.

Teniendo en cuenta esto, se exploraron dos modelos adicionales sin el ítem 13: uno ajustado al modelo original y otro basado en el modelo jerárquico, con la variable Burnout como variable latente de segundo orden. Ambos modelos mostraron un ajuste adecuado, con indicadores como CFI, TLI, NFI, RFI, GFI y AGFI todos superiores a 0,95, y un RMSEA inferior a 0,05. Estos resultados son coherentes con otros estudios en los que se ha eliminado este ítem debido a su baja correlación con otros ítems de la subescala [79, 80, 86], y, aunque en el estudio de Cordero-Franco, et al. [2022, 82] optaron por no eliminarlo, en su investigación este ítem también presentó una carga factorial muy baja (0,14) y un elevado error de medición (0,98).

En relación con la estructura factorial del CBI, es relevante mencionar que, hasta el momento, solo en el estudio de Phuekphan, et al. [2016, 83] se había explorado un modelo jerárquico de segundo orden. En dicho estudio, los autores reportaron que este modelo presentó un ajuste adecuado. Por otro lado, la mayoría de las validaciones del CBI se han centrado en probar el modelo original, en buena parte de estas, se reportaron ajustes adecuados [26, 54, 81, 82]. Sin embargo, en otros estudios, el ajuste no fue del todo satisfactorio, o fue necesario eliminar otros ítems

además del 13 para lograr un buen ajuste [25, 78, 79]. Es notable mencionar que solo un estudio propuso un modelo con más factores, específicamente un modelo de cuatro factores [84].

En cuanto al ítem 13, su inadecuado desempeño en otras culturas, no solo latinas, sugiere que es más recomendable eliminarlo que revisar su redacción. Parece que este ítem no refleja adecuadamente los comportamientos asociados al constructo en cuestión en diferentes contextos culturales. Una posible explicación para esta poca relación podría ser la redacción del ítem, que indaga sobre la energía para los familiares y amigos en el tiempo libre. Es plausible que las personas puedan distinguir entre su sensación de agotamiento laboral y los espacios que dedican para compartir con su familia o amigos. Estos últimos, de hecho, podrían ser vistos como momentos de recarga y desconexión del estrés laboral. En términos prácticos, dado que los puntajes de los ítems y totales se estandarizan, la eliminación de este ítem no modifica la puntuación que se obtiene en la subsescala; y dado que esta se basa en el promedio de los puntajes de los ítems y no en su sumatoria, la comparabilidad con otras culturas no se vería afectada.

Es importante señalar que, en la mayoría de los estudios previos de validación de esta prueba, se han empleado análisis factoriales confirmatorios. Sin embargo, en muchos de ellos, los métodos de estimación no se especifican, o se han utilizado métodos como Máxima Verosimilitud (ML) o Máxima Verosimilitud Robusta (MLM). Esta elección metodológica podría ser la razón por la cual algunos autores, como Jeon, et al. [2019, 78] y Aiello, et al. [2022, 81], a pesar de contar con muestras considerables, reportaron valores de CFI y TLI inferiores a 0,95. Por otro lado, hay estudios que han optado por métodos como el WLSMV y DWLS, los cuales han demostrado ser más adecuados para análisis factoriales confirmatorios con respuestas categóricas [71]. Estos estudios, al igual que el nuestro, han reportado indicadores de ajuste superiores a 0,95 [25, 54, 87].

En el contexto de nuestro estudio, todas las cargas factoriales de los ítems, a excepción del ítem 13, resultaron ser altas ($\geq 0,6$). Esto sugiere una relación robusta entre los ítems y los constructos que cada subescala del CBI pretende medir. Además, se identificaron correlaciones significativas entre las subescalas, reflejando una asociación coherente entre los diferentes componentes del Burnout evaluados por el CBI. No obstante, es relevante mencionar que la fuerza de la asociación es más alta entre BP con BT y BT con BU, en comparación con la relación entre BU y BP. Esto podría sugerir que el Burnout asociado con la atención a personas (BU) no está tan fuertemente vinculado con el agotamiento general (BP) como lo está el Burnout relacionado con el trabajo (BT).

7.1. LIMITACIONES Y FORTALEZAS

Una de las principales limitaciones de este estudio radica en el posible sesgo en la medición del Burnout. Es plausible que los participantes hayan reportado niveles de agotamiento inferiores a los reales, lo cual se reflejó en la capacidad de discriminación observada. Esta problemática es reconocida en la literatura; por ejemplo, Alahmari, et al. [2022, 88] han señalado las dificultades inherentes a los estudios que evalúan el agotamiento en el personal de salud. Dado que se trabajó con datos previamente recolectados, no fue posible controlar los sesgos de medición y selección, lo que implica que estos sesgos potenciales pudieron materializarse y deben ser considerados al interpretar los resultados.

Es fundamental destacar que, dada la naturaleza transversal de este estudio y su enfoque unicéntrico, donde la recopilación de datos se circunscribe a una única institución, la extensión de los resultados a una población más amplia presenta limitaciones [90]. Al seleccionar una muestra de una sola entidad, se reduce la diversidad y representatividad de los participantes, lo cual puede no reflejar adecuadamente la heterogeneidad del personal de salud en Colombia. Por lo tanto, es prudente ejercer precaución al interpretar los hallazgos, ya que las conclusiones derivadas de este análisis podrían no ser plenamente aplicables a todo el personal de salud colombiano. Para fortalecer la generalización de los resultados y obtener una comprensión más integral del fenómeno bajo estudio, investigaciones futuras deberían contemplar diseños multicéntricos que abarquen una variedad más amplia de contextos y poblaciones dentro del sector salud en Colombia.

Como fortalezas, en este estudio, a diferencia de los otros estudios de validación estructural del CBI, se usó el método de estimación WLSMV, que ha mostrado lograr mejores parámetros cuando se incluyen variables categóricas (nominales u ordinales) en el modelo por cuanto utiliza correlaciones policóricas en lugar de correlaciones de Pearson para la estimación [71]. Al contrastar los resultados de los AFC realizados al CBI con métodos ML y MLM con los nuestros, se puede ver que, probando el mismo modelo teórico, usando el método WLSMV los índices de ajuste son mejores, lo que indica que las estimaciones realizadas con este método son más precisas y que las cargas factoriales o las relaciones encontradas entre las variables se ajustan mejor a la realidad de los datos.

Este estudio no solo destaca por la aplicación del método WLSMV en la validación estructural del CBI, ofreciendo estimaciones más precisas y ajustadas a la realidad de los datos, sino que también aporta significativamente a la teoría de la psicometría al demostrar la eficacia de este método en la mejora de los parámetros psicométricos de instrumentos que incluyen variables categóricas. Los análisis

realizados subrayan la capacidad de discriminación y la adecuada dificultad de los ítems del CBI, reafirmando su robustez y precisión como herramienta de medición del burnout. En el contexto colombiano, el CBI evidencia que es un instrumento con una validez y confiabilidad adecuadas para evaluar las distintas dimensiones del burnout en el personal de salud. Este avance metodológico, junto con la validación del CBI en nuestro entorno, abre nuevas posibilidades para la investigación en psicometría, promoviendo el desarrollo de estrategias de evaluación más refinadas y contextualizadas. Además, la confirmación de la fiabilidad y validez del CBI en el contexto colombiano potencia su aplicabilidad clínica y de investigación, facilitando la identificación precisa del burnout y el diseño de intervenciones más efectivas para su manejo entre los profesionales de la salud.

7.2. RECOMENDACIONES

Dada la consistente problemática con el ítem 13 en diversos estudios y contextos, es esencial revisar su redacción. Una vez revisado, se deben llevar a cabo nuevos análisis psicométricos para evaluar su validez y fiabilidad en la versión modificada. Si, tras la revisión y nuevos análisis, el ítem 13 sigue sin mostrar adecuadas propiedades psicométricas, se recomienda su eliminación. En este caso, es crucial usar puntuaciones estandarizadas para permitir comparaciones con resultados de otros países donde el ítem 13 ha sido eliminado o modificado.

Es fundamental que los profesionales encargados de aplicar el CBI reciban capacitación adecuada. Esto garantizará que mantengan el carácter estrictamente confidencial de los resultados y se logre mayor honestidad en las respuestas.

Se sugiere llevar a cabo estudios longitudinales para evaluar la estabilidad temporal del CBI y cómo evoluciona el Burnout en los trabajadores de la salud a lo largo del tiempo. Sería beneficioso, además, realizar estudios que comparen directamente las respuestas al CBI entre diferentes culturas y contextos. Esto podría ayudar a identificar ítems que, aunque funcionen bien en un contexto, podrían no ser adecuados en otro.

Se recomienda usar en el HUN para la medición del Burnout en su personal el CBI y no el MBI-HSS que se ha estado usando, esto porque el CBI cuenta con mejores indicadores de validez y confiabilidad.

La adaptación transcultural y transcripción lingüística del del Copenhagen bournout inventory (CBI), se considera una variable importante a considerar antes

de eliminar el ITEM 13 del CBI, por lo cual se sugiere a los diferentes grupos de investigación, diseñar futuras validaciones teniendo en cuenta esta variable.

8. CONCLUSIONES

Los análisis realizados han demostrado la capacidad de discriminación y la adecuación de la dificultad de sus ítems, consolidando al Copenhagen Burnout Inventory (CBI) como una herramienta robusta y precisa para la medición del Burnout en nuestro contexto.

El CBI mostró ser un instrumento confiable, con adecuada consistencia interna para evaluar el burnout personal, relacionado con el trabajo y relacionado con la atención de usuarios en el personal de salud de la región Surcolombiana.

Este estudio ha reafirmado la validez estructural del CBI para evaluar el Burnout en el personal de salud. Sin embargo, el ítem 13 ha mostrado consistentemente una correlación insuficiente con su dimensión objetivo, tanto en este estudio como en validaciones internacionales, sugiriendo la necesidad de su eliminación o una revisión significativa. La eliminación de este ítem no comprometería la estructura general de la prueba ni los puntajes totales, dado que estos se calculan a partir del promedio de los ítems por subescala, manteniendo la integridad y aplicabilidad del CBI. La adaptación propuesta refleja un compromiso con la mejora continua y la precisión de las herramientas de medición en el campo de la salud mental laboral.

En resumen, el Copenhagen Burnout Inventory, con las consideraciones mencionadas, se considera un instrumento válido y confiable para la evaluación del Burnout en profesionales de la salud, permitiendo mediciones más precisas en este ámbito.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. World Health Organization. Burn-out an "occupational phenomenon": International Classification of Diseases [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2019 May 28 [cited 2025 Oct 6]. 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. Available from: <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. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2018.08.014>
4. Dorigan GH, Guirardello EdB. Effect of the practice environment of nurses on job outcomes and safety climate. *Rev Lat Am Enfermagem.* 2018;26:e3056. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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 [Factorial validity of the "Spanish Burnout Inventory" (SBI) in a sample of Mexican doctors]. *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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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 [Adaptation and validation of the Maslach Burnout Inventory in Argentine mental

health professionals]. *Liberabit*. 2019;25(2):179–193. Available from: <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 [Confirmatory factor analysis of the MBI-HSS in a sample of Mexican psychologists]. *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 [Factorial validity of the Maslach Burnout Inventory Human Services (MBI-HSS) in Chilean professionals]. *Univ Psychol*. 2014;13(1):145–159. Available from: <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 [Internal structure analysis of the Maslach Burnout Inventory (Human Service Survey) in Peruvian physicians]. *Rev Cienc Salud*. 2020;18(2):1–17. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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. Available from: <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 [Psychometric properties of reliability and validity of the Maslach Burnout Inventory–General Survey]. *Rev Interam Psicol Ocup*. 2016;33(2):128–142. Available from: <https://doi.org/10.21772/ripo.v33n2a06>

28. Ministerio de la Protección Social. *Resolución 2646 de 2008* [Internet]. Bogotá: Ministerio de la Protección Social; 2008 [cited 2025 Oct 6]. Available from: <https://www.mintrabajo.gov.co/documents/20147/0/Resolucion+2646+de+2008.pdf>

29. Presidencia de la República de Colombia. *Ley 1562 de 2012* [Internet]. Bogotá: Diario Oficial; 2012 [cited 2025 Oct 6]. Available from: <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=49981>
30. Ministerio de Salud y Protección Social. *Decreto 1477 de 2014* [Internet]. Bogotá: Ministerio de Salud y Protección Social; 2014 [cited 2025 Oct 6]. Available from: http://www.mintrabajo.gov.co/documents/20147/36482/decreto_1477_del_5_de_agosto_de_2014.pdf
31. Córdoba L, Tamayo JA, González MA, Martino M. Adaptation and validation of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey in Cali, Colombia. *Colomb Med (Cali)*. 2011;42(3):286–293. Available from: <https://doi.org/10.25100/cm.v42i3.782>
32. Amaya-Arias A, García-Valencia J, González D, Torres J. *Trabajo en equipo, burnout y su relación con la seguridad de los pacientes del Hospital Universitario Hernando Moncaleano Perdomo de Neiva* [doctoral dissertation]. Medellín: Universidad de Antioquia; 2023. Available from: Repositorio Institucional UdeA.
33. Marks DF. *Psicología de la salud: Teoría, investigación y práctica*. Ciudad de México: Manual Moderno; 2008.
34. Brannon L, Feist J. *Psicología de la salud*. Madrid: Paraninfo; 2001.
35. Singh J, Goolsby JR, Rhoads GK. Behavioral and psychological consequences of boundary spanning burnout for customer service representatives. *J Mark Res*. 1994;31(4):558–569. Available from: <https://doi.org/10.1177/002224379403100406>
36. Bakker AB, Demerouti E, Verbeke W. Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Hum Resour Manag*. 2004;43(1):83–104. Available from: <https://doi.org/10.1002/hrm.20004>
37. Bakker AB, Demerouti E. La teoría de las demandas y los recursos laborales [The job demands-resources theory]. *Rev Psicol Trab Organ*. 2013;29(3):107–115. Available from: <https://doi.org/10.5093/tr2013a16>
38. Demerouti E, Bakker AB. The job demands-resources model: Challenges for future research. *SA J Ind Psychol*. 2011;37(2):9. Available from: <https://doi.org/10.4102/sajip.v37i2.974>
39. Bakker AB, Demerouti E, Schaufeli WB. Dual processes at work in a call centre: An application of the job demands–resources model. *Eur J Work Organ Psychol*. 2003;12(4):393–417. Available from: <https://doi.org/10.1080/13594320344000165>

40. Xanthopoulou D, Bakker AB, Demerouti E, Schaufeli WB. The role of personal resources in the job demands–resources model. *Int J Stress Manag.* 2007;14(2):121–141. Available from: <https://doi.org/10.1037/1072-5245.14.2.121>
41. Bakker AB, Demerouti E. Job demands–resources theory: Taking stock and looking forward. *J Occup Health Psychol.* 2017;22(3):273–285. Available from: <https://doi.org/10.1037/ocp0000056>
42. Panagioti M, Panagopoulou E, Bower P, Lewith G, Kontopantelis E, Chew-Graham C, Esmail A. Controlled interventions to reduce burnout in physicians: A systematic review and meta-analysis. *JAMA Intern Med.* 2017;177(2):195–205. Available from: <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2016.7674>
43. Wang W, Atingabili S, Mensah IA, Agyemang JK, Gyimah J, Ansah EE. Teamwork quality and health workers burnout nexus: A new insight from canonical correlation analysis. *Hum Resour Health.* 2022;20(1):52. Available from: <https://doi.org/10.1186/s12960-022-00750-z>
44. West CP, Dyrbye LN, Shanafelt TD. Physician burnout: Contributors, consequences and solutions. *J Intern Med.* 2018;283(6):516–529. Available from: <https://doi.org/10.1111/joim.12752>
45. Ruotsalainen JH, Verbeek JH, Mariné A, Serra C. Preventing occupational stress in healthcare workers. *Cochrane Database Syst Rev.* 2014;2014(11):CD002892. Available from: <https://doi.org/10.1002/14651858.CD002892.pub4>
46. Neff KD, Germer CK. A pilot study and randomized controlled trial of the mindful self-compassion program. *J Clin Psychol.* 2013;69(1):28–44. Available from: <https://doi.org/10.1002/jclp.21923>
47. Halbesleben JR. Correction to "Sources of social support and burnout: A meta-analytic test of the conservation of resources model" [Corrigendum]. *J Appl Psychol.* 2011;96(1):187. Available from: <https://doi.org/10.1037/a0022099>
48. 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. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.burn.2014.09.001>
49. Gil-Monte PR. Validez factorial de la adaptación al español del Maslach Burnout Inventory–General Survey [Factorial validity of the Spanish adaptation of the Maslach Burnout Inventory–General Survey]. *Salud Publica Mex.* 2002;44(1):33–40. Available from: <https://doi.org/10.1590/S0036-36342002000100005>

50. 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 [Evidence of factorial validity of the Maslach Burnout Inventory and study of burnout levels in health professionals]. *Rev Lat Am Psicol.* 2014;46(1):44–52. Available from: [https://doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70006-X](https://doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70006-X)
51. Pando Moreno M, Aranda Beltrán C, López Palomar MR. Validez factorial del Maslach Burnout Inventory–General Survey en ocho países latinoamericanos [Factorial validity of the Maslach Burnout Inventory–General Survey in eight Latin American countries]. *Cienc Trab.* 2015;17(52):28–31. Available from: <https://doi.org/10.4067/S0718-24492015000100006>
52. Molinero Ruiz E, Basart Gómez-Quintero H, Moncada Lluís S. Fiabilidad y validez del Copenhagen Burnout Inventory para su uso en España [Reliability and validity of the Copenhagen Burnout Inventory for use in Spain]. *Rev Esp Salud Pública.* 2013;87(2):165–179. Available from: <https://doi.org/10.4321/S1135-57272013000200006>
53. 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. Available from: <https://doi.org/10.4473/TPM22.4.7>
54. Breña WH, Burneo A, Cassaretto M. Translation, adaptation, and validation of the Copenhagen Burnout Inventory for the Peruvian version. *Rev Psicol (Lima).* 2022;40(2):711–738. Available from: <https://doi.org/10.18800/psico.202202.003>
55. Rocha FLR, Jesus LC, Marziale MHP, Haddad MCF, 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. Available from: <https://doi.org/10.1186/s41155-020-00150-z>
56. Szklo M, Nieto FJ. *Epidemiología intermedia: Conceptos y aplicaciones*. Madrid: Ediciones Díaz de Santos; 2003.
57. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. *Multivariate data analysis*. 7th ed. Upper Saddle River (NJ): Pearson; 2009.
58. De Ayala RJ. *The theory and practice of item response theory*. New York: Guilford Press; 2013.
59. Baker FB. *The basics of item response theory*. Washington (DC): ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation; 2001.

60. Embretson SE, Reise SP. *Item response theory*. New York: Psychology Press; 2013.
61. Martínez R. *Psicometría: Teoría de los test psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis; 1995.
62. Brown FG. *Principios de la medición en psicología y educación*. Ciudad de México: Manual Moderno; 1980.
63. De Vet HC, Terwee CB, Mokkink LB, Knol DL. *Measurement in medicine: A practical guide*. Cambridge: Cambridge University Press; 2011.
64. Nunnally JC, Bernstein IH. *Psychometric theory*. 3rd ed. New York: McGraw-Hill; 1994.
65. Ventura-León JL, Caycho-Rodríguez T. El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad [Omega coefficient: An alternative method for reliability estimation]. *Rev Lat Cienc Soc Niñez Juventud*. 2017;15(1):625–627. Available from: <https://doi.org/10.11600/1692715x.1513504062016>
66. McDonald RP. *Test theory: A unified treatment*. New York: Psychology Press; 2013.
67. Muñiz J, Hambleton RK. Adaptación de los tests de unas culturas a otras [Test adaptation across cultures]. *Metodol Cienc Comport*. 2000;2(2):129–149.
68. Schreiber JB, Nora A, Stage FK, Barlow EA, King J. Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *J Educ Res*. 2006;99(6):323–338. Available from: <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
69. Rhemtulla M, Brosseau-Liard PÉ, Savalei V. When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychol Methods*. 2012;17(3):354–373. Available from: <https://doi.org/10.1037/a0029315>
70. Freiberg Hoffmann A, Stover JB, de la Iglesia G, Fernández Liporace M. Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios [Polychoric and tetrachoric correlations in exploratory and confirmatory factor studies]. *Cienc Psicol*. 2013;7(2):151–164. Available from: <https://doi.org/10.22235/cp.v7i2.145>
71. Özdemir HF, Toraman Ç, Kutlu Ö. The use of polychoric and Pearson correlation matrices in the determination of construct validity of Likert type scales. *Turk J Educ*. 2019;8(3):180–195. Available from: <https://doi.org/10.19128/turje.502230>

72. Kahn JH. Factor analysis in counseling psychology research, training, and practice: Principles, advances, and applications. *Couns Psychol.* 2006;34(5):684–718. Available from: <https://doi.org/10.1177/0011000006286347>
73. Holgado-Tello FP, Chacón-Moscoso S, Barbero-García I, Vila-Abad E. Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Qual Quant.* 2010;44:153–166. Available from: <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
74. Kline RB. *Principles and practice of structural equation modeling.* 5th ed. New York: Guilford Press; 2023.
75. Bollen KA, Noble MD. Structural equation models and the quantification of behavior. *Proc Natl Acad Sci U S A.* 2011;108(Suppl 3):15639–15646. Available from: <https://doi.org/10.1073/pnas.1010661108>
76. 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. Available from: <https://doi.org/10.1177/23779608211020919>
77. 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. Available from: <https://doi.org/10.47626/2237-6089-2021-0362>
78. 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. Available from: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0221323>
79. 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. Available from: <https://doi.org/10.4081/hpr.2019.8050>
80. 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. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jtumed.2017.12.001>
81. 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. Available from: <https://doi.org/10.23749/mdl.v113i4.13269>

82. 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. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.arcmed.2022.08.005>
83. Phuekphan P, Aungsuroch 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. Available from: <https://doi.org/10.14456/jhr.2016.19>
84. 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. Available from: <https://doi.org/10.4103/1735-9066.205956>
85. Flora DB. Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Adv Methods Pract Psychol Sci*. 2020;3(4):484–501. Available from: <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
86. 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. Available from: <https://doi.org/10.15171/hpp.2019.19>
87. Abraham O, Myers MN, Brothers AL, Montgomery J, Norman BA, Fabian T. Assessing need for pharmacist involvement to improve care coordination for patients on LAI antipsychotics transitioning from hospital to home: A work system approach. *Res Social Adm Pharm*. 2017;13(5):1004–1013. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2016.10.010>
88. Alahmari MA, Al Moaleem MM, Hamdi BA, Alahmari AM. Prevalence of burnout in healthcare specialties: A systematic review using Copenhagen and Maslach Burnout Inventories. *Med Sci Monit*. 2022;28:e938798. Available from: <https://doi.org/10.12659/MSM.938798>
89. Babbie ER. *The practice of social research*. Belmont (CA): Wadsworth Publishing Company; 1989.
90. Sedgwick P. Bias in observational study designs: Cross sectional studies. *BMJ*. 2015;350:h1286. Available from: <https://doi.org/10.1136/bmj.h1286>
91. Ato M, López JJ, Benavente A. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología [A classification system for research designs in psychology]. *An Psicol*. 2013;29(3):1038–1059. Available from: <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>

ANEXOS

Anexo A. Formato De Autorización Para Uso De Datos De Investigación En Base De Datos Anonimizadas

FORMATO DE AUTORIZACIÓN PARA USO DE DATOS DE INVESTIGACIÓN EN BASE DE DATOS ANONIMIZADAS

4. Derechos:

Manifiesto conocer y hacer uso de los derechos que me asisten como autora de la base datos, incluyendo el derecho a: (i) acceder, conocer, los datos, (ii) solicitar prueba de la autorización otorgada, (iii) ser informado sobre el uso de los datos, (iv) revocar la autorización o solicitar la supresión de los datos cuando no se respeten los principios, derechos y garantías legales.

Firma del titular de los datos:

Ana Carolina Amaya Arias
Firmado digitalmente por Ana Carolina Amaya Arias
Fecha: 2023.09.26 11:05:41 -0500

Nombre completo: Ana Carolina Amaya

Identificación: CC

Fecha: 15 de Enero del 2024

En las siguientes bases de datos y con los siguientes fines:

1. Base(s) de Datos Anonimizadas:

- CBI HUN COMPETA
- La base de datos solo cuantifica caracteres de los individuos, contiene los puntajes dados por los sujetos a cada uno de los items del cuestionario CBI, y solo se permite su uso para validar dicho instrumento, el cual no se tiene aún un estudio de sus propiedades psicométricas para su uso en Colombia.

2. Finalidad(es) del Tratamiento:

- Desarrollo de proyecto de investigación titulado: **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**

3. Compromisos:

Declaro conocer y aceptar que el uso de esta información se regirá por los principios y normas de protección de datos personales vigentes y se garantizará su uso exclusivo para la investigación autorizada. Respetando siempre el **Decreto 1074 de 2015**, en lo que Regula aspectos como el principio de proporcionalidad y minimización, y los requisitos para la transferencia de datos.

Anexo B. Copenhagen Burnout Inventory (CBI)

A continuación, encontrará algunas afirmaciones referentes a sus sentimientos e ideas acerca de su trabajo y de las consecuencias que tiene para usted como profesional y como persona. Indique con qué frecuencia siente o piensa lo que se describe en cada una de ellas.

Para responder marque con una X en la casilla que más se ajuste a su situación, así:

0. Nunca, 1. Solo alguna vez, 2. Algunas veces, 3. Muchas veces, 4. Siempre:

N o	Afirmación	0 Nun ca	1 Solo alguna vez	2 Algun as veces	3 Mucha s veces	4 Siemp re
1	¿Con qué frecuencia te sientes cansado?					
2	¿Con qué frecuencia estás físicamente agotado?					
3	¿Con qué frecuencia estás psicológicamente agotado?					
4	¿Con qué frecuencia piensas "no puedo más"?					
5	¿Con qué frecuencia te sientes agotado?					
6	¿Con qué frecuencia te sientes débil y susceptible de enfermar?					
7	¿Tu trabajo es emocionalmente agotador?					
8	¿Te sientes quemado por tu trabajo?					
9	¿Te sientes frustrado por tu trabajo?					
10	¿Te sientes agotado al final de tu jornada laboral?					
11	¿Por la mañana te agota pensar en otro día de trabajo?					
12	¿Sientes que cada hora de trabajo es agotadora?					
13	¿Tienes suficiente energía para la familia y los amigos durante el tiempo libre?					
14	¿Es duro trabajar con usuarios?					
15	¿Es frustrante trabajar con usuarios?					
16	¿Trabajar con usuarios consume tu energía?					
17	¿Sientes que das más que recibes cuando trabajas con usuarios?					
18	¿Estás cansado de trabajar con usuarios?					
19	¿A veces te preguntas cuánto tiempo podrás continuar trabajando con usuarios?					