



Comunicación breve

**Validación peruana de un inventario breve de
inteligencia emocional (EQ-i-M20) en personal de salud**

**Peruvian Validation of a Brief Emotional Intelligence
Inventory (EQ-i-M20) in Healthcare Personnel**

Bladimir Becerra-Canales¹  
Josefa Bertha Pari-Olarte¹ 
Julia Mercedes Flores-Martinez¹ 
José Llanto-Canchos¹ 
Richard Reymundo Reyes-Reduciendo¹ 
Patricia Pardo-LaRosa¹ 
Miguel Ángel Hernández-López¹ 

¹Universidad Nacional San Luis Gonzaga (UNSG). Ica, Perú

Recibido: 23/10/2025

Aceptado: 20/11/2025

Resumen

Introducción: la inteligencia emocional en el personal de salud es de vital importancia para los sistemas de salud porque impacta en la calidad del servicio. Por tanto, es necesario su monitoreo constante con instrumentos validados y fáciles de aplicar.

Objetivo: validar un inventario breve de inteligencia emocional (EQ-i-M20) en una muestra peruana de personal de salud.

Métodos: estudio de tipo instrumental, realizado durante abril a julio del 2025, en una muestra de 492 trabajadores de salud del hospital Regional de Ica, Perú. El EQ-i-M20 pasó por procedimientos de validación de contenido y una prueba piloto; se revisó la validez de constructo, discriminativa, predictiva y la confiabilidad.

Resultados: se generó una versión abreviada de 16 ítems, organizados en un único factor general que explicó el 31,96 % de la varianza total y buena calidad de ajuste del modelo. Los ítems y la escala global discriminan de manera satisfactoria. La validez predictiva y la consistencia interna con diversos estadísticos fueron adecuadas.

Conclusiones: la versión peruana (EQ-i-M16) del EQ-i-M20 es válida y confiable para medir la inteligencia emocional en trabajadores de salud. Se aconseja emplearlo en la práctica clínica e investigación.

Palabras clave: inteligencia emocional; encuestas de salud; estudio de validación; psicometría.

Abstract

Introduction: Emotional intelligence in healthcare personnel is of vital importance to healthcare systems because it impacts the quality of service. Therefore, it is necessary to constantly monitor it with validated and easy-to-apply instruments.

Objective: Validate a brief emotional intelligence inventory (EQ-i-M20) in a Peruvian sample of healthcare personnel.

Methods: An instrumental study was conducted from April to July, 2025 in a sample of 492 healthcare workers at the Regional Hospital of Ica, Peru. The EQ-i-M20 underwent content validation procedures and a pilot test; discriminative, predictive construct validity, and reliability were reviewed.

Results: An abbreviated version of 16 items was developed, organized into a single general factor that explained 31.96 % of the total variance and showed good model fit quality. The items and the global scale discriminate satisfactorily. Predictive validity and internal consistency with various statistics were adequate.

Conclusions: The Peruvian version (EQ-i-M16) of the EQ-i-M20 is valid and reliable for measuring emotional intelligence in healthcare workers. Its use is recommended in clinical practice and research.

Keywords: emotional intelligence; health surveys; validation study; psychometrics.



Introducción

La inteligencia emocional (IE), es definida como la capacidad para “percibir, asimilar, comprender y regular las emociones propias y de los demás de forma adaptativa”. Un conjunto de habilidades cognitivas y emocionales que facilitan el pensamiento y la acción.⁽¹⁾ En sus aportes teóricos primigenio, Mayer y otros⁽¹⁾ introdujeron estas capacidades como componentes fundamentales de la IE; más tarde, Goleman⁽²⁾ popularizó el término y lo integró en un modelo de competencias clave para el éxito personal, académico y laboral, otorgándole amplia difusión mediática y práctica.

Luego de haber experimentado una pandemia en pleno siglo XXI, el agotamiento emocional,⁽³⁾ causada por las exhaustas actividades del personal sanitario, sigue latente; no obstante, por la naturaleza de su trabajo este grupo humano está expuesto a situaciones de alta carga emocional y física, como los cuidados intensivos, toma de decisiones bajo presión, situaciones de conflicto interpersonal, entre otras.^(4,5,6)

La IE, es una variable que influye en aspectos importantes como el mejoramiento de la calidad de atención al paciente, incluida su satisfacción, la mejoría de las relaciones interprofesionales y el trabajo en equipo, así como la reducción del estrés laboral.^(7,8,9,10)

Existen diversos instrumentos que miden la IE, como el SSEIT,⁽¹¹⁾ el TEIQue,^(12,13) el MSCEIT⁽¹⁴⁾ y el TMMS.⁽¹⁵⁾ El modelo mixto desarrollado por Bar-On⁽¹⁶⁾ consolidó una visión integradora que combina competencias emocionales, sociales y de afrontamiento del estrés, y dio origen al Inventario de Cociente Emocional (EQ-i), una de las herramientas más utilizadas a nivel internacional para medir la IE. Este instrumento ha inspirado adaptaciones en distintas poblaciones, como el Inventario Breve de Inteligencia Emocional para Mayores (EQ-i-M20) validado por Pérez-Fuentes y otros.⁽¹⁷⁾

Esta versión inicial presentó validez estructural y adecuada consistencia interna, aunque el factor “manejo del estrés” evidenció menor fiabilidad, lo que motivó a los autores a recomendar su evaluación en nuevas muestras.⁽¹⁷⁾ Posteriormente, se exploró su aplicación en colectivos específicos, como personal militar,⁽¹⁸⁾ para medir competencias emocionales relevantes en entornos de alta exigencia, como puede significar el trabajo del personal de la salud. Después de la evaluación psicométrica del EQ-i-M20 en adolescentes de Lima,⁽¹⁹⁾ no se cuenta con una versión adaptada del EQ-i-M20 específicamente para personal de salud en el contexto peruano.



Por ello, el estudio tiene como objetivo validar un inventario breve de inteligencia emocional (EQ-i-M20) en una muestra peruana de personal de salud.

Métodos

Estudio de tipo instrumental, la población fueron 1964 trabajadores de salud del Hospital Regional de Ica, Perú. Con el algoritmo matemático para calcular una proporción en poblaciones finitas, con un nivel de confianza del 95 %, precisión del 4 %, proporción esperada del 50 % y una pérdida estimada del 7 %, se determinó un tamaño muestral de 492 participantes. Se accedió a la nómina de trabajadores y mediante procedimiento probabilístico aleatorio fueron seleccionadas las unidades muestrales. Se incluyó a profesionales y técnico asistenciales de ambos sexos y que aceptaron participar del estudio. Se excluyó a quienes respondieron de manera incompleta el cuestionario, dejaron de contestar al menos una pregunta o retiraron su consentimiento.

Se utilizó el inventario breve de inteligencia emocional para mayores (EQ-i-M20)¹⁷, generado a partir de la versión en español⁽²⁰⁾ del Emotional Intelligence Inventory: Youth Version.⁽²¹⁾

El instrumento consta de 20 ítems, con cinco categorías de respuesta tipo Likert (nunca/ a veces/casi siempre/siempre) que oscila de 1 a 4 puntos y cinco dimensiones: Componente intrapersonal (CIA), ítems 3, 7, 10 y 16; componente interpersonal (CIE) preg. 1, 5, 13 y 19; componente de adaptabilidad (CAD), ítems 6, 9, 11 y 14; componente de estado de ánimo general (CAG), preg. 4, 15, 17 y 20 y manejo del estrés, reactivos 2, 8, 12 y 18. Se obtienen puntuaciones totales que pueden variar de 0 a 80 puntos, calificaciones más altas sugieren mayor IE. Se empleó el promedio de la suma total de las puntuaciones como criterio de corte, para indicar mayor IE cuando el valor supera a la media y por el contrario una puntuación igual o inferior menor IE.

Para describir las características del personal de salud, se incluyó un cuestionario de variables generales que incluyó al sexo, estado civil, cargo funcional, situación laboral, edad y tiempo de servicio.

El instrumento fue sometido a validación de contenido a cargo de cinco expertos cuatro profesionales en psicología con grado de maestría y un experto en diseño y validación de instrumentos documentales. Durante este proceso el equipo sugirió realizar pequeñas modificaciones para mejorar la coherencia y fluidez de las preguntas, la versión final en términos del lenguaje y extensión de los ítems fueron aprobados en consenso por los expertos. A continuación, se ejecutó una prueba piloto con 38 trabajadores asistenciales de un centro de salud, con el propósito de evaluar la claridad y comprensión de los reactivos; en esta etapa del proceso, los ítems no fueron modificados.



Análisis estadístico

Se ejecutó una revisión descriptiva de los ítems y considero como aceptables aquellos con índices de variabilidad iguales o superiores a 0,20.⁽²²⁾ En el análisis factorial exploratorio (AFE), se estableció como criterio que las comunalidades fueran superiores a 0,40 y que las cargas factoriales alcancen al menos 0,30.⁽²³⁾

Debido a la naturaleza ordinal del EQ-i-M20, se ajustó el análisis a una matriz de correlación policórica. Las pruebas de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y de esfericidad de Bartlett confirmaron la pertinencia de efectuar el AFE, un valor ≥ 0.50 se consideró como correcto ajuste.⁽²³⁾ El método mínimos cuadrados ponderados diagonales robustos (DWLS) y de rotación promin robusto, fueron utilizados para la extracción de factores, dado el carácter ordinal de los datos.

Para el análisis factorial confirmatorio (AFC), se empleó el método DWLS y ULS (mínimos cuadrados no ponderados). Se utilizó como indicadores de ajuste, el cociente entre chi-cuadrado y los grados de libertad (χ^2/gf), el índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error (RMSEA), raíz del residuo cuadrático promedio estandarizado (SRMR), el índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de ajuste no normalizado (NNFI). Para garantizar el grado de ajuste del modelo, se verificó que dichos valores alcancen el estándar recomendado.^(24,25)

Para evaluar la consistencia interna, se consideró el índice mínimo recomendado de 0,70.⁽²⁶⁾ La prueba de Kolmogorov-Smirnov se utilizó para examinar la normalidad univariada y determinar la necesidad de aplicar estadística no paramétrica. La validez discriminante del instrumento se puso en evidencia al comparar las puntuaciones obtenidas, según las variables generales, con pruebas no paramétricas: U de Mann-Whitney para variables fijas dicotómicas y Kruskal-Wallis para variables fijas politómicas.

La validez predictiva se comprobó mediante regresión logística binaria; la variable dependiente fue mayor IE (sí/no) e independiente las variables generales. A fin de determinar si las variables propuestas son predictoras de mayor IE.

Se estableció como criterio de significancia un valor de p menor a 0,05 y se creó una base de datos en SPSS (versión 25) para llevar a cabo el análisis; el AFE se realizó en el software factor análisis versión 10.3.10; el AFC y la confiabilidad en el programa JASP versión 0.8.4.



El estudio fue aprobado por el Comité de Ética en Investigación de la Red de Salud de Ica (CO-001-02-2024/CEI-RSI).

Resultados

Participaron 492 trabajadores de salud, la mayoría de sexo femenino (61,2 %); solteros (60,2 %); profesionales asistenciales (55,1 %); tenían de 36 a 45 años (50,8 %); tiempo de servicio de 1 a 10 años (45,7 %); la edad osciló en el rango de 25 y 67 años ($M = 42,75$; $DE = 7,87$)

Se evidencia en el análisis descriptivo una alta variabilidad en los ítems, con cifras superiores a 0,46. En las comunalidades (h^2), los valores no alcanzaron el estándar referencial (0,40) y debido al muy bajo aporte al resultado total de los ítems 2 ($h^2 = 0,085$), 8 ($h^2 = 0,009$) y 12 ($h^2 = 0,010$) de la dimensión manejo del estrés y el ítem 16 ($h^2 = 0,037$) del componente CIA el software indicó eliminarlos, por tal razón se excluyeron de los sucesivos análisis; sin embargo el ítem 16 del dominio CIA podría estar bien representado por el único ítem restante de la dimensión manejo del estrés, preg. 18 “puedo mantener la calma cuando estoy molesto”. Las h^2 correspondientes a los demás reactivos oscilaron entre 0,14 a 0,42. El APH, con 20 reactivos incluidos sugirió retener un solo factor general; asimismo con 16 ítems (*siempre que el autovalor real supe al autovalor aleatorio) estos hallazgos permiten demostrar la unidimensionalidad del constructo que en sus siglas de la versión original (EQ-i-M20) fue denominado EQ-i-M16. (tabla 1)

Tabla 1. Análisis paralelo de Horn y descriptivos univariados de los ítems del EQ-i-M16

Ítems	AR	APA	Varianza	Asimetría	Curtosis	h^2
1	37,33*	12,64	0,715	-0,423	-0,322	0,424
3	11,51	11,61	0,704	-0,432	-0,188	0,342
4	9,99	10,68	0,584	-0,330	-0,108	0,338
5	7,17	9,84	0,612	-0,274	-0,220	0,402
6	6,47	9,04	0,582	-0,314	-0,073	0,283
7	5,31	8,20	0,631	-0,392	-0,040	0,210
9	4,93	7,39	0,542	-0,218	-0,010	0,285
10	4,01	6,63	0,593	-0,335	-0,026	0,191
11	3,14	5,81	0,661	-0,180	-0,327	0,258
13	2,90	5,03	0,642	-0,225	-0,139	0,303
14	2,70	4,24	0,586	-0,105	-0,230	0,262
15	1,72	3,46	0,608	-0,440	-0,034	0,313
17	1,09	2,62	0,559	-0,437	0,184	0,142
18	1,00	1,82	0,721	-0,409	-0,296	0,198
19	0,72	0,98	0,575	-0,414	0,169	0,345
20	0,69	0,82	0,467	-0,751	1,426	0,326



AR: autovalor real; APA: autovalor promedio aleatorio; h²: comunalidad

En seguida, con 16 reactivos agrupados en un solo factor general reportado por el APH se corrió el AFE y la medida de adecuación de Kaiser-Meyer-Olkin (0,823) y el test de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 2528,0$; $gl = 120$; $p < 0,000$) revelaron la viabilidad del análisis factorial. La solución unifactorial explicó el 31,96 % de la varianza total, con cargas factoriales superiores a 0,37 en todos los ítems. Estos hallazgos respaldan la validez de la estructura unidimensional del instrumento. (tabla 2).

Tabla 2. Cargas factoriales de los ítems del EQ-i-M16

N. o	Ítems	M	DE	CF
1	Puedo comprender como se sienten los demás	2,91	0,84	0,651
2	Me resulta fácil decirle a alguien cómo me siento	2,78	0,83	0,585
3	Tengo confianza en mí mismo(a).	2,92	0,75	0,581
4	Entiendo cómo se sienten otras personas	2,85	0,77	0,634
5	Es fácil para mí comenzar cosas nuevas.	2,88	0,75	0,532
6	Puedo hablar con facilidad acerca de mis sentimientos	2,79	0,79	0,458
7	Ante preguntas difíciles, puedo dar buenas respuestas	2,76	0,73	0,533
8	Puedo reconocer mis sentimientos con facilidad.	2,83	0,76	0,437
9	Puedo encontrar muchas formas de contestar a una pregunta difícil.	2,80	0,80	0,508
10	Me gusta ayudar a los demás.	2,84	0,79	0,550
11	Puedo resolver problemas de diferentes maneras	2,81	0,76	0,512
12	Me siento bien conmigo mismo.	2,97	0,77	0,559
13	Soy feliz con el tipo de persona que soy	2,96	0,74	0,376
14	Puedo mantener la calma cuando estoy molesto	2,84	0,84	0,444
15	Sé cuándo la gente está enfadada, incluso cuando no dicen nada.	2,84	0,75	0,588
16	Me gusta cómo me veo	2,90	0,67	0,571
% de varianza explicada				31,96 %

M: media; DE: desviación estándar; CF: carga factorial.

Con el propósito de verificar si el modelo planteado era adecuado en contraste con versiones preestablecidas, se llevó a cabo un análisis de ecuaciones estructurales. Para tal efecto, se revisó la configuración del instrumento en su versión original con 20 ítems: primero se analizaron los coeficientes del modelo (M1) de base unidimensional y el M2 con cuatro dimensiones. Asimismo, el nuevo modelo obtenido (M3) unifactorial con 16 reactivos. El M3 mostró un mejor ajuste de los datos en comparación con las otras versiones, lo que sustenta la validez de la estructura interna del EQ-i-M16 en su versión para Perú, al revelar índices de ajuste más satisfactorios (tabla 3).



Tabla 3. Índices de bondad de ajuste de los modelos del EQ-i-M16

Modelos	Método	χ^2	gl	NNFI	CFI	SRMR	RMSEA	IC 90 %
M1	ULS	229,34	170	0,941	0,947	0,077	0,027	[,017 -,035]
	DWLS	555,45	170	0,861	0,875	0,077	0,068	[,062 -,074]
M2	ULS	649,00	104	0,107	0,226	0,160	0,103	[,096 -,111]
	DWLS	1539,65	104	0,095	0,216	0,160	0,168	[,160 -,175]
M3	ULS	137,65	104	0,963	0,968	0,076	0,026	[,012 -,037]
	DWLS	342,33	104	0,901	0,914	0,076	0,068	[,060 -,076]

Validez discriminativa o por prueba de hipótesis

El EQ-i-M16 arrojó puntuaciones totales que oscilaron entre 25 y 60, sin ajustarse a una distribución normal según la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Se calcularon las siguientes estadísticas descriptivas para la puntuación global de la escala: $M = 45,76$ y $DE = 6,34$ ($KS = 0,123$; $p = 0,000$); $Me = 47,0$ y $RIC = 42,0-50,0$. El 53,5 % del personal de salud obtuvo puntajes superiores a la media. Las puntuaciones más elevadas de IE se observaron en el sexo femenino y profesionales asistenciales, mostraron diferencias estadísticamente significativas. Estos resultados indican que el instrumento permite discriminar adecuadamente la IE en función de variables generales del personal sanitario (tabla 4).

Tabla 4. Validez discriminante del EQ-i-M16, según variables generales

Variable	Inteligencia emocional		
	M	DE	Valor p
Sexo			
Masculino	44,3	6,31	,000
Femenino	46,6	6,24	
Estado civil			
Soltero	45,3	6,60	,094
Casado/conviviente	46,6	5,36	
Separado/divorciado	40,4	7,08	
Viudo	52,0	6,91	
Cargo funcional			
Profesional asistencial	46,7	6,15	,000
Técnico asistencial	44,5	6,40	
Situación laboral			
Personal de planta	45,7	6,20	,437
Destacado de otro lugar	46,0	7,51	
Grupo de edad (años)			



25-35	45,1	6,68	,233
36-45	46,0	6,32	
46 a más	45,7	6,22	
Tiempo de servicio (años)			
01-10	46,6	6,04	,640
11-20	45,9	6,53	
21 a más	45,6	6,85	

Validez predictiva

En el análisis de regresión con variables generales, el sexo femenino (OR 2,06; IC 95 %: 1,40-2,46) y la condición de ser profesional asistencial (OR 2,12; IC 95 %: 1,47-3,06), se asociaron con mayor IE. La prueba de Omnibus fue significativo ($p < 0,001$); por lo tanto, el modelo predictivo planteado estima un resultado (R cuadrado de Nagelkerke = 0,080).

Fiabilidad

La consistencia interna con el Alfa de Cronbach, Omega de McDonald y Gutmann, resultaron adecuadas [$\alpha = 0,814$; $\omega = 0,815$; $\lambda_6 = 0,831$ (IC 95 %: 0,789 -0,837);] y en los reactivos alcanzaron valores de α desde 0,796 a 0,812; ω de 0,798 a 0,814 y λ_6 de 0,815 a 0,829. La correlación elemento-total corregida fue superior a 0,33. (tabla 5)

Tabla 5. Análisis de fiabilidad del EQ-i-M16

Ítems	Correlación ítems-test	McDonald's ω	Cronbach's α	Gutmann's λ_6
1	0,522	0,798	0,796	0,815
2	0,436	0,804	0,803	0,818
3	0,401	0,807	0,805	0,818
4	0,509	0,800	0,798	0,815
5	0,369	0,808	0,807	0,825
6	0,440	0,804	0,803	0,820
7	0,334	0,811	0,809	0,824
8	0,398	0,807	0,805	0,821
9	0,435	0,804	0,803	0,821
10	0,437	0,804	0,803	0,819
11	0,393	0,807	0,805	0,821
12	0,454	0,803	0,801	0,817
13	0,344	0,810	0,809	0,824
14	0,282	0,814	0,812	0,829
15	0,478	0,802	0,800	0,817
16	0,430	0,805	0,803	0,819

Discusión

El estudio adaptó y validó una versión breve del inventario de inteligencia emocional (IE) basada en el modelo mixto de Bar-On,⁽¹⁶⁾ a partir de la propuesta abreviada EQ-i-M20



desarrollada por Pérez-Fuentes y otros.⁽¹⁷⁾ A diferencia del modelo original de cinco dominios que mostró ajuste aceptable en adultos mayores,⁽¹⁷⁾ el análisis (APH, AFE y AFC/SEM) favoreció una estructura unifactorial de 16 ítems (EQ-i-M16) con mejor ajuste global que las alternativas probadas, lo que sugiere un factor general de IE operativo en personal de salud. En instrumentos abreviados, la varianza común puede concentrarse en un factor general cuando se evalúan competencias emocionales transversales en contextos laborales exigentes.
(17)

La depuración de ítems (eliminación de tres reactivos del manejo del estrés y uno adicional por baja comunalidad) converge con antecedentes que ya advertían menor consistencia en algunos componentes del EQ-i abreviado, particularmente manejo del estrés.⁽¹⁷⁾ Asimismo, el debate psicométrico en la evaluación de la IE por desempeño y por autorreporte respalda la cautela sobre estructuras de primer orden demasiado fragmentadas.^(14,15) En la muestra, las cargas $> 0,37$ y la varianza explicada del 31,96 % para el modelo unifactorial, junto con KMO adecuado y Bartlett significativo, respaldan la validez interna del instrumento.

La calidad de ajuste del modelo, le confiere mejor desempeño del EQ-i-M16 frente a la versión de 20 ítems que se alinea con recomendaciones metodológicas recientes.^(24,25) Los índices (NNFI/CFI, SRMR y RMSEA) resultan coherentes con estándares contemporáneos para modelos parciales por mínimos cuadrados y DWLS, que apoyan la parsimonia del factor general en esta población ocupacional.

En términos de validez discriminante, el instrumento diferenció puntajes por sexo y por cargo funcional (profesionales Vs técnicos asistenciales), esta variabilidad es compatible con trabajos que vinculan mayores competencias emocionales con comunicación clínica, liderazgo interprofesional y desempeño en equipos de salud.^(27,28) Estas diferencias apoyan el uso del EQ-i-M16 para perfilamiento formativo y para orientar intervenciones de desarrollo de habilidades blandas.

Respecto a la validez predictiva, se encontró asociaciones (OR) modestas pero significativas del sexo femenino y el rol asistencial con mayor IE. Esto resulta esperable, ya que la IE es un constructo amplio y complejo que suele variar según características personales y laborales, con impacto plausible sobre resultados clínicos y organizacionales.^(29,30,31)

La consistencia interna evaluada con diversos estimadores, reportan que el instrumento presenta alta confiabilidad ($\alpha = 0,81$; $\omega = 0,82$), esto es congruente con otros estudios^(17,19) y respaldan la utilidad clínica e investigación del EQ-i-M16.

Dentro de las limitaciones del estudio, se puede discutir si el personal de salud de un nosocomio puede considerarse representativo de todo el país. Por ello, se recomienda que futuros estudios incluyan un mayor tamaño de muestra y establecimientos de todos los niveles asistenciales de las regiones del Perú. Futuros estudios deberían evaluar invarianza

factorial, la estabilidad temporal (test–retest), la validez de criterio y convergente con indicadores de desempeño y salud mental.

En conclusión, la EQ-i-M16 para trabajadores de salud, presenta adecuados indicadores de fiabilidad y validez que se alinean con los estándares en psicometría. Su brevedad y sólido desempeño psicométrico la convierten en una herramienta práctica y eficiente para el cribado y monitoreo de la IE. Su aplicación permite la identificación temprana de necesidades emocionales y contribuir con el diseño de intervenciones orientadas a fortalecer la regulación emocional, la comunicación efectiva y las estrategias de afrontamiento dentro de los equipos sanitarios.

Referencias bibliográficas

1. Salovey P, Mayer JD. Emotional intelligence. *Imagin Cogn Pers.* 1990; 9(3):185–211. Doi: <http://dx.doi.org/10.2190/dugg-p24e-52wk-6cdg>
2. Goleman D. *Emotional Intelligence: Why It Can Matter More Than IQ.* New York: Bantam Books; 1995.
3. Sexton JB, Adair KC, Proulx J, Profit J, Cui X, Bae J, et al. Emotional exhaustion among US health care workers before and during the COVID-19 pandemic, 2019-2021. *JAMA Netw Open.* 2022;5(9):e2232748. Doi: <http://dx.doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2022.32748>
4. Mollica RF, Fricchione GL. Mental and physical exhaustion of health-care practitioners. *Lancet.* 2021; 398(10318):2243–4. Doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(21\)02663-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(21)02663-5)
5. Rubic F, Curkovic M, Brajkovic L, Nevajdic B, Novak M, Filipovic-Grcic B, et al. End-of-life decision-making in pediatric and neonatal intensive care units in Croatia-A focus group study among nurses and physicians. *Medicina (Kaunas).* 2022; 58(2):250. Doi: <http://dx.doi.org/10.3390/medicina58020250>
6. D’Alessandro AM, Ritchie K, McCabe RE, Lanius RA, Heber A, Smith P, et al. Healthcare workers and COVID-19-related moral injury: An interpersonally-focused approach informed by PTSD. *Front Psychiatry.* 2021; 12:784523. Doi: <http://dx.doi.org/10.3389/fpsy.2021.784523>
7. Sahney R, Malhotra P, Mohanan A. Elevating healthcare with emotional intelligence: Lessons from the COVID-19 pandemic. *Curr Med Res Pr [Internet].* 2024;14(4):181–5. Disponible en: http://dx.doi.org/10.4103/cmrrp.cmrrp_34_24
8. Birks YF, Watt IS. Emotional intelligence and patient-centred care. *J R Soc Med.* 2007; 100(8):368-74. Doi: <http://dx.doi.org/10.1258/jrsm.100.8.368>



9. Stalin P. Emotional intelligence in health care. *J Curr Res Sci Med.* 2024; 10(1):1–2. Doi: http://dx.doi.org/10.4103/jcrsm.jcrsm_40_24
10. Naggar MAE, Al-Mutairi SM, Al Saidan AA, Al-Rashedi OS, Al-Mutairi TA, Al-Ruwaili OS, et al. Emotional intelligence and burnout in healthcare professionals: A hospital-based study. *Healthcare (Basel).* 2025; 13(15). Doi: <http://dx.doi.org/10.3390/healthcare13151840>
11. Schutte NS, Malouff JM, Hall LE, Haggerty DJ, Cooper JT, Golden CJ, et al. Development and validation of a measure of emotional intelligence. *Pers Individ Dif.* 1998; 25(2):167–77. Doi: [http://dx.doi.org/10.1016/s0191-8869\(98\)00001-4](http://dx.doi.org/10.1016/s0191-8869(98)00001-4)
12. Mikolajczak M, Luminet O, Leroy C, Roy E. Psychometric properties of the Trait Emotional Intelligence Questionnaire: factor structure, reliability, construct, and incremental validity in a French-speaking population. *J Pers Assess.* 2007; 88(3):338–53. Doi: <http://dx.doi.org/10.1080/00223890701333431>
13. Petrides KV. Psychometric properties of the trait emotional intelligence questionnaire (TEIQue). En: *Assessing Emotional Intelligence.* Boston, MA: Springer US; 2009. p. 85–101. Doi: https://doi.org/10.1007/978-0-387-88370-0_5
14. Brannick MT, Wahi MM, Goldin SB. Psychometrics of Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test (MSCEIT) scores. *Psychol Rep.* 2011; 109(1):327–37. Doi: <http://dx.doi.org/10.2466/03.04.PR0.109.4.327-337>
15. Aradilla-Herrero A, Tomás-Sábado J, Gómez-Benito J. Perceived emotional intelligence in nursing: psychometric properties of the Trait Meta-Mood Scale. *J Clin Nurs.* 2014; 23(7–8):955–66. Doi: <http://dx.doi.org/10.1111/jocn.12259>
16. Bar-On R. *The Emotional Quotient Inventory (EQ-i): Technical manual.* Toronto: Multi-Health Systems; 1997.
17. Pérez-Fuentes MC, Gázquez Linares JJ, Mercader Rubio I, Molero Jurado MM. Brief Emotional Intelligence Inventory for senior citizens (EQ-i-M20). *Psicothema.* 2014;26(4):524–30. Doi: <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2014.166>
18. Soriano-Sánchez JGS, Sastre-Riba S. Validación y adaptación del Inventario Breve de Inteligencia Emocional para Personal Militar del Ejército de Tierra español (EQ-i-JG15). *Retos Digit.* 2025;63:681–97. Doi: <http://dx.doi.org/10.47197/retos.v63.109945>
19. Navarro-Loli JS, Dominguez-Lara S, Alarcón-Parco D, Bárrig-Jó P, Romero-Mezarina F. Análisis Psicométrico de una Medida Breve de Inteligencia Emocional (EQ-i-M20) en Adolescentes de Lima. *Rev Iberoam Diagn Eval - Aval Psicol.* 2023; 69(3):15. Doi: <http://dx.doi.org/10.21865/ridep69.3.02>



20. Ferrándiz C, Hernández D, Berjemo R, Ferrando M, Sáinz M. Social and emotional intelligence in childhood and adolescence: Spanish validation of a measurement instrument/La inteligencia emocional y social en la niñez y adolescencia: validación de un instrumento para su medida en lengua castellana. *Rev psicodidact.* 2012; 17(2):309–38. Doi: <http://dx.doi.org/10.1387/revpsicodidact.2814>
21. Bar-On R, Parker JDA. Emotional Quotient Inventory: Youth Version (EQ-i:YV): Technical manual. Toronto (ON): Multi-Health Systems; 2000.
22. Ebel R, Frisbie D. Essentials of Education Measurement. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall. 1986.
23. Trejos-Herrera A, Bahamón M, Alarcón-Vásquez Y, Vinaccia S, González O, Quevedo-Barrios D, et al. Validación de las propiedades psicométricas de la Escala de Personalidad Tipo D en adultos colombianos. *Acta Colombiana de Psicología.* 2023; 26(2):128-40. Doi: <https://doi.org/10.14718/ACP.2023.26.2.11>
24. Sideridis G, Jaffari F. An R function to correct fit indices and omnibus tests in confirmatory factor analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development.* 2022; 55(1):48-70. Doi: <https://doi.org/10.1080/07481756.2021.1906159>
25. McNeish D, Wolf M. Dynamic fit index cutoffs for confirmatory factor analysis models. *Psychological Methods.* 2023; 28(1): 61-88. Doi: <https://doi.org/10.1037/met0000425>
26. Romo C, Tobon S, Juarez-Hernandez L. Diseño y validación de un instrumento para evaluar la práctica docente centrada en la metacognición en el aula. *Cuad. Investig. Educ. Montevideo.* 2020; 11(2):55-76. Doi: <https://doi.org/10.18861/cied.2020.11.2.2981>
27. Ghrayeb F, Zaben K, Haddad RH, Ghrayeb N, Barhoush M, Zuraikat N, et al. Exploring the relationship between emotional intelligence and communication skills in nurses: a cross-sectional study. *BMC Nurs.* 2025; 24(1):1002. Doi: <http://dx.doi.org/10.1186/s12912-025-03679-5>
28. Shrivastava S, Martinez J, Coletti DJ, Fornari A. Interprofessional leadership development: Role of emotional intelligence and communication skills training. *MedEdPORTAL.* 2022;18:11247. Doi: http://dx.doi.org/10.15766/mep_2374-8265.11247
29. Oyur Celik G. The relationship between patient satisfaction and emotional intelligence skills of nurses working in surgical clinics. *Patient Prefer Adherence.* 2017; 11:1363–8. Doi: <http://dx.doi.org/10.2147/PPA.S136185>



30. Oweidat I, Alzoubi M, Shosha GA, Ta'an W, Khalifeh A, Alzoubi MM, et al. Relationship between emotional intelligence and quality of healthcare among nurses. *Front Psychol.* 2024;15:1423235. Doi: <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1423235>

31. Cao Y, Gao L, Fan L, Jiao M, Li Y, Ma Y. The influence of emotional intelligence on job burnout of healthcare workers and mediating role of workplace violence: A cross sectional study. *Front Public Health.* 2022;10:892421. Doi: <http://dx.doi.org/10.3389/fpubh.2022.892421>

Conflicto de interés

Ninguno declarado

Contribuciones de los autores

Conceptualización: Bladimir Becerra-Canales y Josefa Pari-Olarte

Curación de datos: Julia Mercedes Flores-Martinez y José Llanto-Canchos

Análisis formal: Bladimir Becerra-Canales y Richard Reymundo Reyes-Reduciendo

Investigación: Patricia Pardo-LaRosa

Metodología: Bladimir Becerra-Canales y Miguel Ángel Hernández-López

Supervisión: Josefa Bertha Pari-Olarte y Julia Mercedes Flores-Martinez

Validación: José Llanto-Canchos y Richard Reymundo Reyes-Reduciendo

Redacción–borrador original: Bladimir Becerra-Canales, Josefa Bertha Pari-Olarte, Julia Mercedes Flores-Martinez y José Llanto-Canchos

Redacción–revisión y edición: Bladimir Becerra-Canales, Richard Reymundo Reyes-Reduciendo, Patricia Pardo-LaRosa y Miguel Ángel Hernández-López

