

VALIDEZ Y CONFIABILIDAD DE LA ESCALA DE SATISFACCIÓN DE LOS USUARIOS DE CONSULTA MÉDICA AMBULATORIA EN PERÚ

Miguel G. Moscoso ^{1,a}, David Villarreal-Zegarra ^{1,2,b}, Ronald Castillo ^{3,c}, Luciana Bellido-Boza ^{4,5,d}, Edward Mezones-Holguín ^{6,7,e}

RESUMEN

Objetivos. Evaluar las propiedades psicométricas de la escala para medir la satisfacción de los usuarios de consulta médica ambulatoria (ESCOMA) en Instituciones Prestadoras de Servicios de Salud (IPRESS) del sistema de salud peruano (SSP). **Materiales y Métodos.** Llevamos a cabo un estudio de tipo instrumental con los datos del Cuestionario 1 de la Encuesta Nacional de Satisfacción de Usuarios de Salud (ENSUSALUD) del 2016; en la cual se administró una escala inicial de 19 ítems construidos por revisión bibliográfica, juicio de expertos y estudio piloto. Realizamos un análisis factorial exploratorio (AFE) para valorar la estructura interna de la escala y luego un análisis factorial confirmatorio (AFC) mediante el método de estimación de máxima verosimilitud robusta. Finalmente, desarrollamos análisis de invarianza de medición y evaluamos la confiabilidad con el coeficiente omega de McDonald. **Resultados.** Analizamos 13 814 observaciones en dos submuestras aleatorias para el AFE con lo cual definimos un modelo de tres dimensiones con 18 ítems. En el AFC encontramos índices de bondad de ajuste aceptables (CFI=0,945; TLI=0,937; SRMR=0,036). Las dimensiones resultantes fueron: procesos administrativos, infraestructura y atención médica. Evidenciamos invarianza fuerte para la edad, sexo, nivel educativo y región, e invarianza parcial para el tipo de institución (Ministerio de Salud, Seguro Social, Fuerzas Armadas y Policiales, y Clínicas Privadas). Todos los coeficientes de confiabilidad fueron adecuados ($0,86 < \omega < 0,92$). **Conclusiones.** La ESCOMA presenta evidencia de validez y confiabilidad a nivel estructural y de invarianza de medición a diferentes niveles de atención y a nivel nacional en Perú.

Palabras clave: Satisfacción del paciente; Calidad de Atención de Salud; Prestación de Atención de Salud; Psicometría; Perú (fuente: DECS-BIREME)

VALIDITY AND RELIABILITY OF THE SATISFACTION SCALE FOR OUTPATIENT CARE USERS IN PERU

ABSTRACT

Objectives. To assess the psychometric properties of a scale to measure the satisfaction of individuals seeking services at outpatient clinics (ESCOMA) in public healthcare centers in Peru. **Materials and Methods.** We carried out a study based on a dataset from Questionnaire 1 of the National Health Users Satisfaction Survey (ENSUSALUD) 2016. ENSUSALUD applied an initial scale of 19 items constructed based on bibliographic review, expert judgment and a pilot study. We first performed an exploratory factor analysis (EFA) in two random subsamples to assess the scale's internal structure. We then developed a confirmatory factor analysis (CFA) using robust maximum likelihood estimation. Lastly, we analyzed measurement invariance and assessed reliability using McDonald's Omega Coefficient (ω). Results: We randomly divided 13,814 observations into two subsamples for the EFA. Based on this analysis, we selected a best-fitting CFA model, which comprised three factors and 18 items. We found acceptable goodness-of-fit indices for the CFA (CFI = 0.945, TLI = 0.937, SRMR = 0.036). The three resulting factors were a) administrative processes, b) infrastructure and c) medical care. We found strong invariance for age, sex, educational level and area of residence, and partial invariance for type of institution. All reliability coefficients indicated adequate fit ($0.86 < \omega < 0.92$). **Conclusions.** The ESCOMA demonstrates validity, reliability, and measurement invariance at different levels of care in a nationally representative Peruvian sample.

Keywords. Patient satisfaction, Quality of Health Care, Delivery of Health Care, Psychometrics, Peru (source: MeSH NLM).

¹ CRONICAS, Centro de Excelencia en Enfermedades Crónicas, Universidad Peruana Cayetano Heredia (UPCH). Lima, Perú.

² Instituto Peruano de Orientación Psicológica. Lima, Perú.

³ Área de Gestión del Aprendizaje y Aseguramiento de la Calidad, Universidad del Pacífico (UP). Lima, Perú.

⁴ Intendencia de Investigación y Desarrollo, Superintendencia Nacional de Salud (SUSALUD). Lima, Perú.

⁵ Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas (UPC). Lima, Perú.

⁶ Centro de Excelencia en Investigaciones Económicas y Sociales en Salud, Vicerrectorado de Investigación, Universidad San Ignacio de Loyola (USIL). Lima, Perú.

⁷ Epi-gnosis Solutions. Piura, Perú.

^a Fisioterapeuta, Maestro en Ciencias en Investigación Epidemiológica; ^b Licenciado en Psicología, Maestro en Salud Pública y Salud Global; ^c Licenciado en Psicología; ^d Licenciada en Nutrición; ^e Médico Cirujano, Maestro en Ciencias en Epidemiología Clínica.

Recibido: 19/10/2018 Aprobado: 08/05/2019 En línea: 28/06/2019

INTRODUCCIÓN

La cobertura universal de salud (CUS) es una estrategia que favorece el ejercicio de los derechos en salud, donde el acceso a los servicios de salud (SESA) es un elemento fundamental para su cumplimiento ⁽¹⁾. La CUS es una iniciativa global impulsada por la Organización Mundial de la Salud, en el marco de los Objetivos de Desarrollo Sostenible ⁽²⁾, la cual se sustenta en tres componentes esenciales: la cobertura poblacional, la cobertura prestacional y la cobertura financiera ⁽³⁾. Este esfuerzo tiene como propósito contribuir al logro del bienestar de las personas, y a mayor escala, optimizar los niveles de desarrollo humano de las sociedades ⁽⁴⁾. Las condiciones mínimas que se han propuesto para lograr ello son: sistemas de salud sólidos; sistemas financieros adecuados en los SESA; y acceso oportuno, integral y de calidad a los SESA. Esta última condición es de especial importancia, pues es uno de los principales canales de contacto directo entre la población y el sistema de salud, y sirve de base para la evaluación y mejora de los SESA con la participación de los usuarios ^(4,5). Subsecuentemente, la evaluación de la calidad de las prestaciones de salud es un componente substancial en la gestión de los SESA, y constituye un tópico clave en la arena de la investigación sobre los servicios y sistemas de salud ⁽⁶⁾.

Dentro de la valoración del desempeño de la oferta de SESA, la satisfacción del usuario constituye un marcador de calidad fundamental ^(6,7). En ese contexto, la consulta médica ambulatoria (CMA) es de alta importancia, al ser una de las prestaciones más frecuentes y requeridas en los SESA, y para cuya puesta en marcha interactúan diversos aspectos como la infraestructura, los procesos administrativos y las acciones asistenciales ⁽⁸⁻¹⁰⁾. En virtud de ello, la valoración de la CMA es un factor relevante en la gestión de los servicios de salud al ser un reflejo no sólo del acto médico sino de la interacción de todos los componentes involucrados al usar un servicio de salud ⁽⁸⁻¹⁰⁾. Dada la relevancia de esta evaluación, el uso de instrumentos para medir la satisfacción de los usuarios externos ha sido de especial interés para las SESA ^(6,7). Al respecto, una revisión mostró que al menos 12 instrumentos fueron empleados para evaluar la satisfacción de los usuarios de salud a nivel mundial, los autores concluyeron que las particularidades en la definición de satisfacción generaba la necesidad de reevaluar constantemente dicho constructo según cada país ⁽¹¹⁾. En ese escenario, resulta crucial el disponer de una herramienta estandarizada válida y confiable, en el que se considere la estructura y el contexto del sistema de salud.

El Sistema de Salud Peruano (SSP) es segmentado y fragmentado, lo cual implica una alta variabilidad en los procesos organizacionales y de gestión ^(12,13). El marco legal peruano ha cambiado a través del tiempo, una de las últimas acciones fue la promulgación de la Ley N° 29344, «Ley de

MENSAJES CLAVE

Motivación para realizar el estudio. La satisfacción de los usuarios de la consulta médica ambulatoria es crucial para valorar la calidad de los servicios de salud. En Perú se requiere instrumentos válidos y confiables para su medición.

Principales hallazgos. Desarrollamos una escala de 18 ítems distribuidos en tres dimensiones: infraestructura, procesos administrativos y atención médica. La cual tiene propiedades psicométricas que permiten comparaciones por sexo, grupos de edad, nivel educativo, y nivel de atención

Implicancias. Nuestra escala presenta evidencia de validez y confiabilidad, y puede ser utilizada en el sistema de salud peruano.

Aseguramiento Universal en Salud», donde se define como agentes vinculados a los procesos del SSP, al Ministerio de Salud (MINSA) como ente rector, a las Instituciones Administradoras de Fondos de Aseguramiento en Salud (IAFAS) y a las Instituciones Prestadoras de Servicios de Salud (IPRESS); y se crea la Superintendencia Nacional de Aseguramiento en Salud (SUNASA) ⁽¹⁴⁾. Posteriormente, en el 2013, en la Reforma del Sector Salud, mediante el Decreto Legislativo N°1158 cambia su denominación a Superintendencia Nacional de Salud (SUSALUD) y su definición se circunscribe a una institución pública autónoma, con el propósito de promover, proteger y defender los derechos en salud de las personas ^(15,16). En la actualidad, la oferta de SESA se diferencia entre el subsector público: MINSA, la Seguridad Social (EsSalud), las Fuerzas Armadas y Policiales (FFAAPP) y el subsector privado: principalmente conformado por las clínicas privadas ⁽¹³⁾. Bajo ese esquema, la valoración de la calidad es compleja pues no sigue un estándar en las diferentes dependencias del SSP, y las mediciones de carácter administrativo utilizadas no han contado con los debidos procesos técnico-metodológicos para su validación. Al respecto, uno de los instrumentos comúnmente usados en el SSP es la escala SERVQUAL, creada en 1988 para valorar la calidad percibida por los consumidores de un servicio en general ⁽¹⁷⁾. En 1992 se adaptó una versión para hospitales ⁽¹⁸⁾, la cual ha demostrado buenas propiedades y utilidad para la evaluación de la satisfacción, aunque los 44 ítems distribuidos en cinco dimensiones complejizan su aplicación ⁽¹⁹⁾. En ese sentido, la falta de un instrumento con evidencia de adecuadas propiedades psicométricas de validez y confiabilidad que mida la satisfacción de los usuarios de la CMA resulta ser un punto crítico negativo en el SSP.

Por lo expuesto, nuestro objetivo fue evaluar las propiedades psicométricas de la escala para medir la satisfacción de los usuarios de consulta médica ambulatoria (ESCOMA) en Instituciones Prestadoras de Servicios de Salud (IPRESS) del sistema de salud peruano (SSP). Consideramos que el instrumento obtenido podría ser útil para la generación de evidencia primaria que oriente la toma de decisiones en Perú.

MATERIALES Y MÉTODOS

DISEÑO DEL ESTUDIO

Desarrollamos un estudio de tipo instrumental basado en un análisis secundario de datos para la evaluación de las propiedades psicométricas de una escala de satisfacción de los usuarios de la consulta médica ambulatoria (ESCOMA), la cual fue incluida en el cuestionario 1 de la Encuesta Nacional de Satisfacción de Usuarios en Salud (ENSUSALUD), llevada a cabo el 2016 por SUSALUD y el Instituto Nacional de Estadística e Informática de Perú (INEI) (20). En la Figura 1 se resumen el proceso de diseño de la ESCOMA.

GENERACIÓN DEL INSTRUMENTO

Las versiones de ENSUSALUD de 2014 y 2015 midieron la satisfacción de los usuarios de la consulta externa con una pregunta global tipo Likert de cinco categorías y varias preguntas similares que exploraban otros aspectos relacionados a la atención recibida. Durante la formulación de ENSUSALUD 2016, el equipo técnico conformado por profesionales de SUSALUD y del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) realizaron una búsqueda bibliográfica para elegir un instrumento más aplicable a la

realidad peruana. Tras ello seleccionaron la escala de Satisfacción de los Usuarios de la Consulta Externa (SUCE) desarrollada por Granado *et al.* en España (21) la cual, mediante 12 ítems, evalúa dimensiones clínicas y administrativas relacionadas a la atención médica recibida.

En base a ello, el equipo técnico generó una versión inicial del instrumento con 20 ítems de escala tipo Likert con categorías de uno a diez (similar a SUCE), mantuvieron ocho ítems de las versiones anteriores de ENSUSALUD e incluyeron todos los ítems de la escala SUCE. Asimismo, realizaron modificaciones en los enunciados para mejorar el entendimiento en la población peruana. Esta propuesta fue presentada a un panel de expertos de instituciones públicas y privadas vinculadas al SSP, quienes sugirieron algunas modificaciones con las cuales desarrollaron una segunda versión de 20 ítems.

ESTUDIO PILOTO

La segunda versión de la escala fue incluida el cuestionario 1 de ENSUSALUD, la cual fue testeada en un estudio piloto, donde se recogieron las observaciones de los encuestadores y las respuestas de los encuestados. Se advirtió que una proporción importante de los pacientes

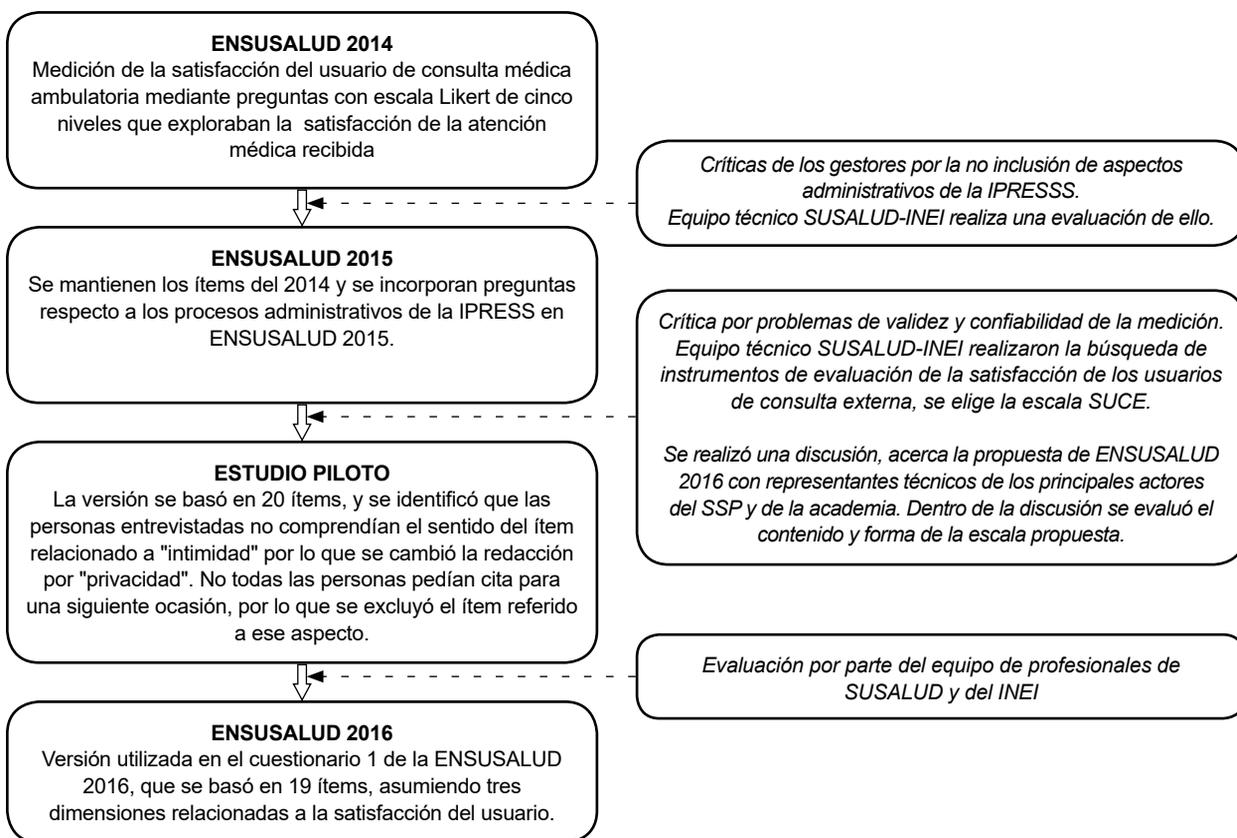


Figura 1. Flujograma del proceso de la generación de la escala de medición de la Satisfacción de los Usuarios de los Servicios de Salud - ESCOMA

independientemente de su condición de cita previa, no realizaban trámites administrativos para una nueva consulta en la IPRESS, por lo que el ítem que exploraba ello fue excluido. Asimismo, una pregunta que hacía referencia a «la intimidad» fue modificada a «privacidad» puesto que gran parte de los encuestados relacionaba el término a «partes íntimas».

ADMINISTRACIÓN DEL INSTRUMENTO

Finalmente, la tercera versión de la escala se conformó de 19 ítems de tipo Likert con categorías de uno a diez que evalúan diferentes indicadores sobre la satisfacción del usuario que recibieron atención en la CMA, la cual fue administrada como parte del cuestionario 1 de ENSUSALUD 2016 a un total de 13 814 usuarios atendidos en la CMA en IPRESS del MINSa, EsSalud, FFAAPP y del subsector privado. El diseño de la muestra para la encuesta fue probabilístico bietápico por conglomerados estratificado por región política (25 estratos). En la primera etapa se seleccionaron IPRESS dentro de cada una de las regiones, y en la segunda se eligieron los pacientes basados en los listados diarios de atención por especialidad dentro de cada IPRESS ⁽²⁰⁾.

ANÁLISIS

La base de datos del Cuestionario 1 de ENSUSALUD 2016 fue descargada en formato .sav, para luego, importarla al software estadístico R en su formato RStudio[®] ⁽²²⁾. Usamos los paquetes psych ⁽²³⁾, lavaan y lavaan.survey ⁽²⁴⁾, SemTools y SemPlot ⁽²⁵⁾ con la consideración del diseño muestral complejo.

ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Describimos las características sociodemográficas de los participantes mediante frecuencias y porcentajes ponderados. Las correlaciones entre ítems de la escala fueron realizadas con coeficientes de correlación de Pearson bajo el supuesto de continuidad.

ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO (AFE)

Para el AFE, obtuvimos una submuestra aleatoria que corresponde a la mitad de la muestra total (*Split-half method*) ^(26,27). Utilizamos el método de estimación de máxima verosimilitud robusta (MLR), con matrices Pearson y rotación quartimin. Usamos el análisis paralelo para determinar el número de dimensiones más adecuado ⁽²⁸⁾ y evaluamos modelos alternativos de hasta cuatro dimensiones (M1, M2, M3 y M4) con el fin de identificar aquellos con mejor ajuste. Se optó por evaluar diferentes soluciones factoriales ya que diferentes investigaciones y modelos teóricos sobre la satisfacción del usuario sugieren que es un constructo multidimensional. Catalogamos como estables a las dimensiones compuestas por un mínimo de tres ítems ⁽²⁹⁾.

ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO (AFC)

La estructura interna la evaluamos en el total de la muestra mediante el AFC en base de los modelos sugeridos a partir del AFE. Optamos por el estimador de MLR y para estimar el ajuste de los modelos usamos el índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI), que definen como valores adecuados aquellos > 0,90; la raíz del residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR); y la raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA) con un intervalo de confianza al 90%, donde se consideran valores adecuados < 0,08 ⁽³⁰⁾. Para comparar los modelos entre sí, se utilizó el criterio de información de Akaike (AIC), que define como mejor al modelo que tenga el menor valor ⁽³⁰⁾.

INVARIANZA DE MEDICIÓN

Realizamos un AFC multigrupo según el sexo, región natural, tipo de establecimiento, grupo de edad, nivel educativo y categoría de la IPRESS. Establecimos cuatro modelos con restricciones progresivas para cada uno de los grupos pre-especificados. Inicialmente, fijamos un modelo base o configural y, asentados sobre este, agregamos restricciones a nivel de las cargas factoriales. Una discrepancia no sustancial entre ambos modelos indica una invarianza débil. Luego evaluamos el modelo de invarianza fuerte con restricciones a nivel de las cargas factoriales y los interceptos. Al cumplirse la invarianza fuerte, evaluamos el modelo de invarianza estricta que restringe las cargas factoriales, los interceptos y las varianzas de los errores. Estos dos modelos, al igual que los anteriores, son comparados entre sí para evaluar su nivel de discrepancia. Definimos que existe una variación no sustancial en cada una de las anteriores etapas descritas si la diferencia era CFI < 0,01 ⁽³¹⁾. Finalmente, consideramos que existía invarianza parcial si obteníamos un resultado satisfactorio hasta el nivel de invarianza débil.

CONFIABILIDAD

Usamos el coeficiente de consistencia interna omega de McDonald (ω), cuyos valores óptimos son los mayores 0,80 ⁽³²⁾. Este coeficiente hace consideración de la naturaleza congénica (cargas factoriales diferentes) de los modelos factoriales. Asimismo, calculamos la varianza extraída promedio (AVE), a fin de obtener evidencias de validez interna convergente (AVE > 0,50) ⁽³³⁾.

ASPECTOS ÉTICOS

La base de datos de ENSUSALUD es pública y está disponible en el portal web <http://portal.susalud.gob.pe/blog/base-de-datos-2016/>. La encuesta fue anónima y en la base de datos no hay información que permita identificar a sus participantes, por lo que no representa un riesgo ético ya que no se tiene acceso a datos confidenciales. Dos de

autores (LBB y EMH) participaron del proceso de diseño de la ESCOMA.

RESULTADOS

ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Analizamos 13 814 observaciones. La edad promedio fue 42,7±17,0 años (rango de 15 a 98 años) y 60,8% fueron mujeres. Con respecto al nivel educativo, 43,3% reportaron tener más de 12 años de educación y 41,4%, entre 7 y 11 años. También, 47,4% se atendieron en el MINSA y 43,8% en EsSalud. En la Tabla 1 mostramos las características generales de los participantes según región, categoría de IPRESS y lengua materna.

Tabla 1. Características generales de los participantes (n=13814)

Características	n	%**
Sexo		
Hombre	5417	39,8
Mujer	8397	60,2
Edad (años)		
15 a 29	3912	30,7
30 a 44	3825	26,8
45 a 59	3296	23,2
60 a más	2781	19,3
Nivel educativo (años de educación)		
Hasta seis	2527	15,2
Siete a 11	5419	41,4
De 12 a más	5859	43,3
No sabe/no se acuerda	9	0,01
Región		
Lima Metropolitana	1333	42,7
Costa (Excepto Lima)	4229	24,5
Sierra	2763	9,6
Selva	5489	23,2
Tipo de institución*		
MINSA	6546	45,8
EsSalud	6044	31,0
FFAA y PNP	528	8,4
Privados	696	14,8
Categoría de la IPRESS†		
I	2593	35,5
II	9019	41,3
III	2142	22,9
Sin categoría	60	0,3
Lengua materna		
Español	13370	97,5
Quechua	384	1,9
Otros	60	0,1

* FFAA: Fuerzas armadas del Perú, PNP: Policía nacional del Perú, MINSA: Ministerio de Salud, EsSalud: Seguro Social de Salud del Perú
 † I = primer nivel de atención (Solo I-4); II = segundo nivel de atención; III = tercer nivel de atención.

** Proporción ponderada de acuerdo con el muestreo complejo

ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO

Al realizar el AFE para cada uno de los cuatro posibles modelos, identificamos que en tres de ellos (M2, M3 y M4), el ítem relacionado con la «privacidad» de la atención (c1p44_7) presentó cargas factores mayores a 0,30 en más de una dimensión, por lo que se eliminó en los análisis posteriores. En el modelo M4, el ítem que pide calificar «el tiempo que pasó desde que pidió la cita hasta la fecha de consulta» (c1p45_1) también fue eliminado por presentar cargas altas en más de una dimensión. Sin embargo, debido a ello el modelo M4 tiene una dimensión inestable de solo dos ítems (D3), por lo que fue suprimido para análisis posteriores ya que recoge menor información en comparación al resto de modelos (Tabla 2) (29). El AFE sugiere tres modelos con 18 ítems claramente diferenciados entre sí (M1, M2 y M3), los cuales fueron evaluados para identificar el mejor ajuste de la ESCOMA. El análisis paralelo sugirió un modelo de tres dimensiones.

ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

Analizamos los índices de bondad de ajuste y el AIC de los tres modelos obtenidos a partir del AFE e identificamos que el modelo de tres dimensiones (M3) es el que presenta mejor ajuste en comparación con los otros dos modelos (Tabla 3). Las cargas factoriales del M3 fueron mayores de 0,50 (Figura 2), lo que da soporte a un modelo de tres dimensiones correlacionadas conformado por D1 con seis ítems relacionados con la «Satisfacción con los procesos administrativos»; D2 con ocho ítems ligados a la «Satisfacción con la infraestructura del establecimiento de salud»; y D3 con cuatro ítems asociados a la «Satisfacción con la atención médica». Observamos que la correlación entre la primera y tercera dimensión fue relativamente alta (> 0,80). Adicionalmente, para la replicación de los análisis, se presenta la matriz de correlaciones de la ESCOMA (Tabla 6)

INVARIANZA DE MEDICIÓN

Realizamos el análisis de invarianza de medición en base al modelo de tres dimensiones correlacionadas seleccionado a partir del AFC. Se alcanzó una invarianza estricta según el sexo, grupo de edad, nivel educativo, región natural y categoría de establecimiento (Tabla 4). Sin embargo, según tipo de institución (MINSA, EsSalud, Privados y FFAA/PNP) encontramos evidencia de invarianza parcial.

CONFIABILIDAD

Calculamos los coeficientes de confiabilidad a nivel general y para cada uno de los cuatro tipos de IPRESS y encontramos valores óptimos en los modelos evaluados. Asimismo, la validez convergente fue adecuada en todas las dimensiones (Tabla 5).

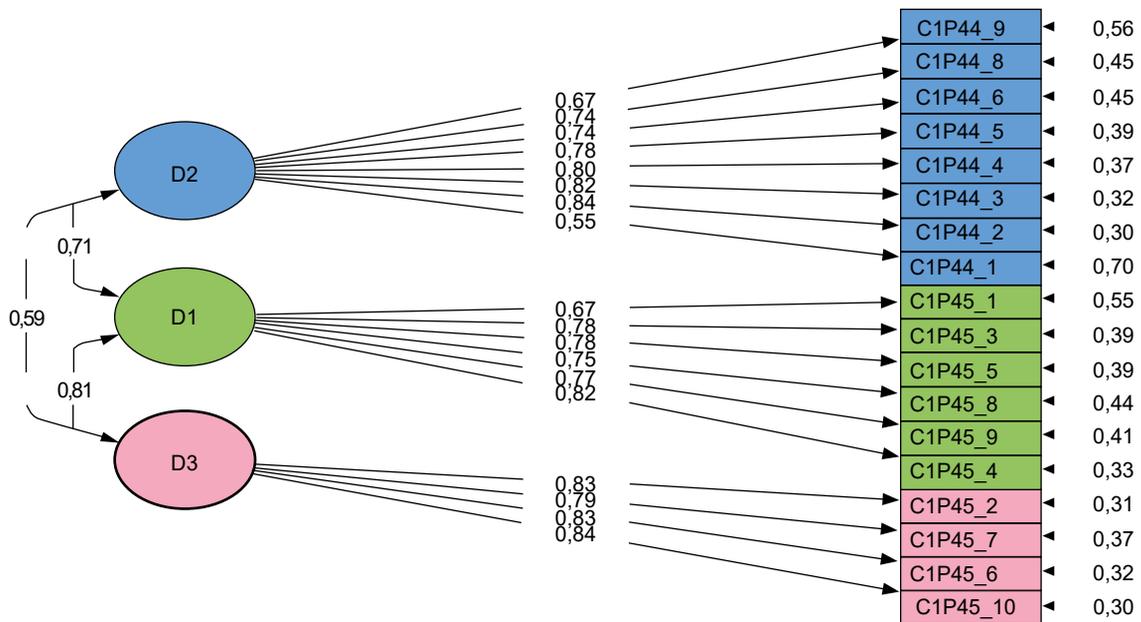


Figura 2. Estructura interna del modelo de tres dimensiones correlacionadas (M3) para la ESCOMA

DISCUSIÓN

Nuestros resultados muestran que la ESCOMA presenta evidencia psicométrica de validez y confiabilidad para evaluar

la satisfacción del usuario de la CMA en el SSP. En cuanto a la estructura interna observamos que el modelo de tres dimensiones correlacionadas tenía mejores propiedades. En lo referente a la invarianza de la medición se obtuvieron

Tabla 2. Cargas factoriales rotadas de los diferentes modelos exploratorios*

Items	M1		M2		M3			M4			
	D1	D1	D2	D1	D2	D3	D1	D2	D3	D4	
c1p44_1	0,537	-	0,430	-	0,467	-	0,457	-	-	-	
c1p44_2	0,697	-	0,844	-	0,845	-	0,847	-	-	-	
c1p44_3	0,711	-	0,819	-	0,831	-	0,829	-	-	-	
c1p44_4	0,630	-	0,819	-	0,762	-	0,786	-	-	-	
c1p44_5	0,690	-	0,707	-	0,687	-	0,673	-	-	-	
c1p44_6	0,636	-	0,636	-	0,635	-	0,620	-	-	-	
c1p44_7	0,687	0,377†	0,390†	-	0,455†	0,401†	0,429†	0,378†	-	-	
c1p44_8	0,631	-	0,705	-	0,714	-	0,706	-	-	-	
c1p44_9	0,600	-	0,517	-	0,513	-	0,509	-	-	-	
c1p45_1	0,610	0,496	-	0,573	-	-	-	-	-	-	
c1p45_2	0,718	0,788	-	-	-	0,671	-	0,701	-	-	
c1p45_3	0,705	0,633	-	0,743	-	-	-	-	0,491	-	
c1p45_4	0,733	0,539	-	0,658	-	-	-	-	-	0,901	
c1p45_5	0,707	0,556	-	0,523	-	-	-	-	-	0,671	
c1p45_6	0,666	0,847	-	-	-	0,833	-	0,804	-	-	
c1p45_7	0,686	0,801	-	-	-	0,650	-	0,672	-	-	
c1p45_8	0,671	0,575	-	0,823	-	-	-	-	0,852	-	
c1p45_9	0,665	0,467	-	0,689	-	-	-	-	-	0,421	
c1p45_10	0,688	0,862	-	-	-	0,832	-	0,834	-	-	

* Se presentan las cargas factoriales ≥ 0,300; † Diferencia menor a 0,200 entre las cargas factoriales de dos o más dimensiones.

M: Modelos de 1,2,3 y 4 dimensiones, D: Dimensiones

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste de los modelos de ESCOMA*

Modelo	X ²	gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [IC 90%]	AIC
M1	2899,0	135	0,763	0,731	0,083	0,142 [0,137 – 0,146]	830763,6
M2	2095,8	134	0,899	0,885	0,047	0,093 [0,089 – 0,096]	810075,3
M3	1271,4	132	0,945	0,937	0,036	0,069 [0,065 – 0,072]	803258,7

gl: grados de libertad; CFI: índice de ajuste comparativo; TLI: índice de Tucker-Lewis; SRMR: raíz del residuo cuadrático medio estandarizado; RMSEA : raíz cuadrada media del error de aproximación; AIC: criterio de información de Akaike.

resultados óptimos para los grupos definidos por sexo, edad, nivel educativo, región y categoría de la IPRESS, además de un resultado de invarianza parcial para el tipo de institución. Finalmente, la ESCOMA alcanzó coeficientes de confiabilidad excelentes para cada una de las dimensiones en los diferentes tipos de institución. Estos resultados nos permiten proponer a la ESCOMA como un instrumento estándar que podría ser usado en la investigación, así como en la gestión de los sistemas y servicios de salud.

La satisfacción desde la perspectiva de nuestro estudio, se condice con la teoría propuesta por Pascoe, en la que define el constructo de satisfacción como una actitud positiva de «necesidades y expectativas cumplidas»⁽³⁴⁾. En el caso de una prestación de salud, los servicios involucrados incluyen la interacción con el ambiente físico, los procesos administrativos y el trato del personal, aspectos que se encuentran incluidos en nuestra escala. Un modelo más reciente basado en la teoría del «proveedor primario»

Tabla 4. Invarianza de medición para el modelo de tres dimensiones de la ESCOMA, según grupos sociodemográficos

Grupo	Invarianza	X ² (gl)	CFI	RMSEA	Δ x2(Δ gl)	ΔCFI
Sexo	Configural	8958,9 (264)	0,934	0,054	-	-
	Débil	8988,9 (279)	0,933	0,053	23,5 (15)	0,001
	Fuerte	9068,0 (294)	0,931	0,052	79,1 (15)	0,002
	Estricta	9091,9 (297)	0,930	0,052	23,4 (3)	0,000
Edad	Configural	9435,9 (528)	0,934	0,054	-	-
	Débil	9513,0 (573)	0,932	0,052	77,1 (45)	0,002
	Fuerte	9780,8 (618)	0,928	0,052	267,8 (45)*	0,004
	Estricta	9924,9 (627)	0,926	0,052	144,1 (9)*	0,002
Nivel educativo†	Configural	9219,5 (396)	0,934	0,054	-	-
	Débil	9283,3 (426)	0,932	0,052	63,8 (30)*	0,002
	Fuerte	9460,3 (456)	0,929	0,052	177,0(30)*	0,003
	Estricta	9509,1 (462)	0,929	0,052	49,1 (6)*	0,000
Región	Configural	9927,0 (528)	0,929	0,056	-	-
	Débil	10163,0 (573)	0,926	0,055	236,0 (45)*	0,003
	Fuerte	10591,0 (618)	0,921	0,054	428,0 (45)*	0,005
	Estricta	11150,0 (627)	0,916	0,056	559,0 (9)*	0,005
Tipo de institución	Configural	9832,9 (528)	0,926	0,057	-	-
	Débil	10021,5 (573)	0,924	0,055	188,6 (45)*	0,002
	Fuerte	12063,9 (618)	0,905	0,060	2042,4 (45)*	0,019
	Estricta	13459,6 (627)	0,893	0,063	1395,7 (9)*	0,012
Categoría de la IPRESS‡	Configural	9329,3 (396)	0,933	0,055	-	-
	Débil	9436,6 (425)	0,931	0,054	107,3 (30)*	0,002
	Fuerte	10100,0 (456)	0,924	0,054	663,4 (30)*	0,007
	Estricta	10150,3 (462)	0,923	0,054	50,3 (6)*	0,001

*p<0,001, † No se consideró a lo que no saben o no recuerdan; ‡ No se consideró a los que no tenían categoría

X²: Chi cuadrado; gl: grados de libertad; ΔX²: Diferencia entre los valores de Chi cuadrado; Δgl: Diferencia entre los grados de libertad; CFI: índice de ajuste comparativo; RMSEA: raíz cuadrada media del error de aproximación; ΔCFI: Diferencia entre los índice de ajuste comparativo.

Tabla 5. Coeficientes de confiabilidad y medidas descriptivas del modelo de tres dimensiones de la ESCOMA, según cada tipo de institución

Tipo de institución	Dimensión	ω	AVE	M	DE
General	D1	0,89	0,67	39,6	8,8
	D2	0,88	0,57	53,3	11,4
	D3	0,90	0,58	29,5	5,8
MINSA	D1	0,86	0,51	38,0	8,5
	D2	0,88	0,49	50,3	11,3
	D3	0,88	0,64	28,7	5,7
EsSalud	D1	0,86	0,50	40,0	8,5
	D2	0,88	0,49	55,1	10,3
	D3	0,88	0,65	29,7	5,7
FFAAPP	D1	0,92	0,68	44,7	9,2
	D2	0,92	0,62	56,4	12,8
	D3	0,91	0,72	31,9	5,7
Privados	D1	0,89	0,57	47,8	7,7
	D2	0,91	0,56	64,5	9,0
	D3	0,89	0,67	34,3	4,5

D1 = Satisfacción con los procesos administrativos; D2 = Satisfacción con el ambiente físico del establecimiento de salud; D3 = Satisfacción con la atención médica; FFAAPP = Fuerzas armadas y policiales; MINSA = Ministerio de Salud; EsSalud = Seguro Social de Salud del Perú. AVE: varianza extraída promedio; M: media; DE: desviación estándar

considera que la satisfacción del paciente se basa en tres dimensiones: el tiempo de espera, el trato del médico y trato del personal de enfermería⁽³⁵⁾. Esta teoría también se alinea a nuestra propuesta pues consideramos el tiempo de espera en la dimensión de aspectos administrativos del centro de salud y el trato del personal médico y no médico que puede incluir a personal de enfermería.

Este es, a nuestro conocimiento, el primer estudio peruano en el que se evalúa la validez y confiabilidad de una escala para medir la satisfacción con la CMA que cuente con la utilización de métodos psicométricos formales y una muestra con representatividad nacional. Pese que en muchas IPRESS peruanas se aplica SERVQUAL, su administración resulta ser dificultosa sobre todo por la gran cantidad de ítems. Además, su medición sigue un criterio que podría supra estimar la satisfacción, puesto que sólo se requiere que exista compatibilidad o una mínima diferencia entre las expectativas y percepciones del encuestado; por lo que depende mucho del encuestado y dificulta su uso extendido. En ese sentido, la ESCOMA ofrece una administración más ágil con 18 ítems y una cartilla estándar de puntuaciones de uno a diez. Por lo tanto, podríamos sugerir el uso de la ESCOMA a nivel nacional. Sin embargo, es necesario señalar que la medición de la satisfacción varía con el tipo de servicio ofrecido y en este caso la evaluación de la satisfacción se limita a la consulta médica ambulatoria.

La definición de satisfacción es variable y, según una revisión a nivel global, se han encontrado más de diez

instrumentos para medirla en los servicios de salud, en la consulta externa o en otros servicios ofrecidos por los centros de salud. Sin embargo, los autores señalan que sólo dos habían pasado por un proceso formal de validación para evaluar su uso en el país y región correspondiente⁽¹¹⁾. En China, un cuestionario de satisfacción en la consulta externa fue desarrollado y validado; en el AFE, los autores reportaron que la satisfacción se expresaba en seis dimensiones entre las cuales están incluidas las dimensiones halladas en nuestro instrumento. Sin embargo, dicho modelo no fue verificado a través de un AFC, por lo que podría expresarse de forma distinta en otros países u otros sistemas de salud⁽³⁶⁾. En Malasia, se evaluó la satisfacción con el servicio ambulatorio de las farmacias de los hospitales a través de un cuestionario de 20 ítems administrado a 200 participantes, en dicho estudio se encontraron cinco dimensiones relacionadas, aunque el tamaño de muestra el AFE podría no tener suficiente adecuación muestral⁽³⁷⁾. En Perú, el 2012, Cabello y Chirinos⁽³⁸⁾ realizaron una adaptación y validación del cuestionario SERVQUAL en 384 usuarios de consulta externa y emergencias de un hospital público. Sin embargo, esta adaptación carece de un análisis confirmatorio, se realizó en un hospital de ciudad y podría no cumplir el supuesto de invarianza al ser aplicado en otros hospitales, regiones o servicios. Otras escalas validadas en distintos países están orientadas a la evaluación de un servicio específico (rehabilitación, cirugías) y, por lo tanto, emiten diversas dimensiones para reflejar la satisfacción, por lo que no son comparables⁽¹¹⁾. Cabe señalar que nuestro estudio propone que dos de las dimensiones se encuentran

Tabla 6. Matriz de correlaciones Pearson considerando el ajuste por el muestreo bietápico

Ítem	c1p44_1	c1p44_2	c1p44_3	c1p44_4	c1p44_5	c1p44_6	c1p44_7	c1p44_8	c1p44_9	c1p45_1	c1p45_2	c1p45_3	c1p45_4	c1p45_5	c1p45_6	c1p45_7	c1p45_8	c1p45_9
c1p44_1	1																	
c1p44_2	0,51	1																
c1p44_3	0,48	0,74	1															
c1p44_4	0,39	0,69	0,66	1														
c1p44_5	0,41	0,61	0,63	0,65	1													
c1p44_6	0,38	0,59	0,59	0,58	0,64	1												
c1p44_7	0,38	0,61	0,58	0,57	0,57	0,59	1											
c1p44_8	0,36	0,52	0,51	0,50	0,51	0,49	0,62	1										
c1p44_9	0,33	0,40	0,41	0,39	0,38	0,37	0,35	0,39	1									
c1p45_1	0,36	0,43	0,46	0,39	0,42	0,41	0,39	0,44	0,55	1								
c1p45_2	0,32	0,43	0,42	0,42	0,39	0,39	0,37	0,40	0,54	0,57	1							
c1p45_3	0,35	0,49	0,48	0,48	0,50	0,48	0,44	0,45	0,52	0,54	0,61	1						
c1p45_4	0,34	0,46	0,45	0,44	0,46	0,45	0,43	0,43	0,47	0,55	0,57	0,72	1					
c1p45_5	0,33	0,35	0,39	0,32	0,37	0,37	0,32	0,39	0,42	0,67	0,53	0,53	0,58	1				
c1p45_6	0,34	0,37	0,39	0,34	0,37	0,36	0,35	0,40	0,44	0,64	0,53	0,50	0,51	0,68	1			
c1p45_7	0,30	0,40	0,38	0,42	0,38	0,37	0,35	0,38	0,52	0,50	0,69	0,55	0,54	0,46	0,55	1		
c1p45_8	0,32	0,45	0,46	0,46	0,44	0,45	0,39	0,41	0,54	0,50	0,57	0,66	0,58	0,46	0,48	0,61	1	
c1p45_9	0,34	0,37	0,39	0,33	0,36	0,38	0,34	0,39	0,44	0,71	0,53	0,50	0,52	0,70	0,66	0,50	0,52	1

altamente relacionadas (satisfacción con los procesos administrativos y satisfacción con la atención médica). Ambas dimensiones reflejan la atención recibida dentro del sistema de salud, lo cual puede sustentar la correlación fuerte encontrada, sin embargo, esto podría ser producto de solapamiento. Al analizar otros instrumentos que miden satisfacción del usuario, se identifica que también presentan dimensiones altamente relacionadas ($\geq 0,80$), por ejemplo, un estudio realizado en hospitales en China identificó que tres de sus dimensiones están altamente correlacionadas. Es por ello por lo que no consideramos crítico el mantener un modelo con dos dimensiones correlacionadas, ya que esto último se adhiere con la naturaleza del constructo de satisfacción del usuario. Por otro lado, el análisis de invarianza de medición realizado entre los cuatro tipos de instituciones (MINSA, EsSalud, FFAA-PNP y privados) sugiere que la satisfacción del usuario es un constructo que se estructura de forma sustancialmente diferente entre las instituciones evaluadas. Esto puede explicarse debido a la heterogeneidad del sistema de salud peruano, en este sentido, los usuarios valoran diferentes características de la institución donde reciben atención. Sumado a que la atención brindada en cada tipo de institución es muy diferente, por ejemplo, los centros privados (clínicas) reciben un menor número de pacientes y tiene un costo mucho más elevado en comparación a los servicios públicos (MINSA, EsSalud o FFAA-PNP)^(12,13).

Es importante declarar algunas limitaciones de nuestro estudio. Primero, a pesar del proceso realizado por INEI, la modificación de cualquier instrumento debe seguir un proceso formal de revisión de la teoría en la que se basa el constructo a evaluar, un proceso de validación de contenido para determinar la cantidad de ítems a agregar o modificar

y una evaluación de validez aparente para determinar que la medición del constructo no se ha visto afectada por la comprensión de los ítems modificados⁽²⁹⁾. En ENSUSALUD los ítems agregados provenían de encuestas anteriores. Sin embargo, estos pasaron por una revisión de expertos y en nuestra evaluación estos ítems mostraron un comportamiento adecuado y los modelos fueron estables según el AFE, por lo que podríamos considerarlos para una versión final del instrumento. Aun así, no se descarta que una evaluación más profunda sea necesaria para futuros estudios relacionados a la medición de la satisfacción. Segundo, la medición del constructo de satisfacción puede verse alterada por el pronóstico médico obtenido durante la consulta; donde malos resultados pueden derivar en una baja satisfacción, aunque exista buena percepción de la infraestructura y el trato del personal⁽³⁹⁾, no obstante, esto puede verse reflejado de manera distintas para las dimensiones con que cuenta la ESCOMA. Finalmente, la percepción de satisfacción por posesión de un seguro de salud o recibir atención en zonas rurales en lugar de zonas urbanas, podrían requerir de un análisis de invarianza el cual no fue realizado en este estudio debido a que las IPRESS incluidas fueron de nivel I-4 o superior. Por lo que la ESCOMA podría utilizarse sólo en este tipo de establecimientos de salud.

Más allá de las limitaciones mencionadas, nuestro estudio presenta fortalezas. Primero, la ejecución del cuestionario 1 de ENSUSALUD contó con un proceso estandarizado desarrollado por dos instituciones públicas como el INEI y SUSALUD. Segundo, los datos provinieron de una muestra representativa del SSP con un muestreo complejo que fue considerado en el análisis. Tercero, realizamos análisis estadísticos robustos para la estimación de los parámetros del modelo factorial. Cuarto, la confiabilidad fue evaluada

mediante la consistencia interna de la escala mediante el método más pertinente a la naturaleza congénica del modelo de medición: el coeficiente ω . Quinto, la valoración de la invarianza de la medición en cuatro niveles nos permite una mayor confianza para el uso del instrumento en distintos escenarios de heterogeneidad.

Para futuras investigaciones, con respecto a los aspectos psicométricos, sugerimos hacer inclusión de procedimientos que impliquen otras fuentes de evidencia de validez tales como la asociación con otras variables o el análisis de los procesos de respuesta, de tal forma que tengamos un mayor soporte de las interpretaciones de las puntuaciones del ESCOMA. También el hacer análisis de la pertinencia del número de opciones de respuesta para cada ítem, a fin de confirmar que la variabilidad en las puntuaciones en los sujetos corresponde a niveles distintos en el constructo y no a un posible efecto de sesgo por la diferenciación o no de las alternativas de respuesta. Asimismo, es necesario comparar los resultados de nuestra escala contra las de un criterio externo que sirva como prueba de oro a fin de determinar puntos de corte que nos permitan definir categorías de clasificación de la satisfacción. En relación con la medición de la satisfacción, futuros estudios deben realizarse para evaluar el constructo de satisfacción en

otros servicios ofrecidos diferentes a la CMA, como se ha hecho en otros países, pues es necesaria una evaluación integral de los servicios de salud en el SSP.

En nuestro estudio valoramos las propiedades psicométricas de una escala modificada y adaptada para la población peruana para medir la satisfacción de los usuarios de la consulta médica ambulatoria (ESCOMA) en una muestra representativa del SSP. Nuestros resultados señalan que la satisfacción de los usuarios de consulta externa puede ser medida en tres dimensiones diferenciadas de los procesos administrativos, la infraestructura y la atención del personal médico de centros de salud o IPRESS a diferentes niveles de atención y a nivel nacional.

Conflicto de interés: Los autores refieren no tener conflicto de interés.

Fuentes de financiamiento: El presente análisis fue autofinanciado. La Encuesta Nacional de Satisfacción de Usuarios (ENSUSALUD) fue financiada por la Superintendencia Nacional de Salud (SUSALUD) y ejecutada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI).

Material suplementario: Disponible en la versión electrónica de la RPMESP.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- World Health O. Tracking universal health coverage: 2017 global monitoring report. 2017.
- United Nations Population Fund. Transforming our World: The 2030 Agenda for Sustainable Development. New York: UNFPA; 2015.
- Seinfeld J, Besich N. Universal Health Coverage Assessment Peru. Glob Netw Health Equity (GNHE). 2014;14.
- Papadimos TJ. Healthcare access as a right, not a privilege: a construct of Western thought. Philos Ethics Humanit Med. 2007;2:2. doi: 10.1186/1747-5341-2-2
- Raivio R, Jaaskelainen J, Holmberg-Marttila D, Mattila KJ. Decreasing trends in patient satisfaction, accessibility and continuity of care in Finnish primary health care - a 14-year follow-up questionnaire study. BMC Fam Pr. 2014;15:98. doi: 10.1186/1471-2296-15-98
- Liz G, Lesley W. A critical review of patient satisfaction. Leadersh Health Serv. 2009;22(1):8-19. doi: 10.1108/17511870910927994
- Woodward CA, Ostbye T, Craighead J, Gold G, Wenghofer EF. Patient satisfaction as an indicator of quality care in independent health facilities: developing and assessing a tool to enhance public accountability. Am J Med Qual. 2000;15(3):94-105. doi: 10.1177/106286060001500303
- Gold M. The demand for hospital outpatient services. Health Serv Res. 1984;19(3):383. PMC1068820
- Elnicki RA. Substitution of outpatient for inpatient hospital care: a cost analysis. Inquiry. 1976;13(3):245-61.
- National Center for Health Statistics. National Ambulatory Medical Care Survey: 2015 State and National Summary Tables. Atlanta: CDC; 2015. Disponible en: https://www.cdc.gov/nchs/data/ahcd/names_summary/2015_names_web_tables.pdf
- Crow H, Gage H, Hampson S, Hart J, Kimber A, Storey L, et al. Measurement of satisfaction with health care: Implications for practice from a systematic review of the literature. Health Technol Assess. 2003;6(32). doi: 10.3310/hta6320
- Sánchez-Moreno F. El sistema nacional de salud en el Perú. Rev Peru Med Exp Salud Publica. 2014;31(4):747-53.
- Alcalde-Rabanal JE, Lazo-González O, Nigenda G. Sistema de salud de Perú. Salud pública Méx. 2011;53(0):s243-s254.
- Ley Marco de Aseguramiento Universal en Salud. Norma Legal Diario Oficial El Peruano [Internet]. Disponible en: <http://www.leyes.congreso.gob.pe/Documentos/Leyes/29344.pdf>
- Decreto Legislativo N° 1153 - Norma Legal Diario Oficial El Peruano [Internet]. Disponible en: <https://busquedas.elperuano.pe/normaslegales/decreto-legislativo-que-regula-la-politica-integral-de-compe-decreto-legislativo-n-1153-987016-1/>
- Velásquez A, Suarez D, Nepo-Linares E. Reforma del sector salud en el Perú: derecho, gobernanza, cobertura universal y respuesta contra riesgos sanitarios. Rev Peru Med Exp Salud Pública. 2016;33(3):546-55. doi: 10.17843/rpmesp.2016.333.2338
- Parasuraman A, Zeithaml B, Berry LL. A Multiple - Item Scale for Measuring Consumer Perceptions of Service Quality. J Retail. 1988;64(1):12-37.
- Babakus E, Mangold WG. Adapting the SERVQUAL scale to hospital services: an empirical investigation. Health Serv Res. 1992;26(6):767-86. PMC1069855
- Ladhari R. A review of twenty years of SERVQUAL research. Int J Qual Serv Sci. 2009;1(2):172-98. doi: 10.1108/17566690910971445
- Superintendencia Nacional de Salud. Encuesta Nacional de Satisfacción de Usuarios en Salud 2016 - Informe Final [Internet]. Lima: SUSALUD; 2015. Disponible en: http://portal.susalud.gob.pe/wpcontent/uploads/archivo/encuestasatnac/2016/INFORME_FINAL_ENSUSALUD_2016.pdf; 2016.

21. Granado de la Orden S, Rodríguez Rieiro C, Olmedo Lucerón M del C, Chacón García A, Vigil Escribano D, Rodríguez Pérez P. Diseño y validación de un cuestionario para evaluar la satisfacción de los pacientes atendidos en las consultas externas de un hospital de Madrid en 2006. *Rev Esp Salud Pública*. 2007;81(6):637-45. doi: 10.1590/s1135-57272007000600007
22. Team RDC. R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2010.
23. Revelle W. psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research. Northwest Univ Evanston Ill. 2014.
24. Oberski D. lavaan. survey: An R package for complex survey analysis of structural equation models. *J Stat Softw*. 2014;57(1):1-27. doi: 10.18637/jss.v057.i01
25. SemTools Contributors. semTools: Useful tools for structural equation modeling. R Package Version 04-9 Retrieved August. 2015.
26. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol*. 2014;30(3):1151-69. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
27. Anderson JC, Gerbing DW. Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychol Bull*. 1988;103(3):411. doi: 10.1037/0033-2909.103.3.411
28. Timmerman ME, Lorenzo-Seva U. Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychol Methods*. 2011;16(2):209-20. doi: 10.1037/a0023353
29. Muñiz J. Introducción a la Psicometría: Teoría clásica y TRI. España: Ediciones Pirámide; 2018.
30. Keith TZ. Multiple Regression and Beyond: An Introduction to Multiple Regression and Structural Equation Modeling, 2nd ed. New York: Routledge; 2014.
31. Putnick DL, Bornstein MH. Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Dev Rev*. 2016;41:71-90. doi: 10.1016/j.dr.2016.06.004
32. McDonald RP. Test theory: A unified treatment. New York: Taylor & Francis Group; 1999.
33. Fornell C, Larcker DF. Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *J Mark Res*. 1981;18(1):39-50. doi: 10.2307/3151312
34. Pascoe GC. Patient satisfaction in primary health care: a literature review and analysis. *Eval Program Plann*. 1983;6(3-4):185-210. doi: 10.1016/0149-7189(83)90002-2
35. Aragon SJ, Gesell SB. A patient satisfaction theory and its robustness across gender in emergency departments: a multigroup structural equation modeling investigation. *Am J Med Qual*. 2003;18(6):229-41. doi: 10.1177/106286060301800603
36. Wei J, Shen L, Yang H-B, Qin J-B, Huang W, Zhang J-J, et al. Development and validation of a Chinese outpatient satisfaction questionnaire: evidence from 46 public general hospitals and 5151 outpatients. *Public Health*. 2015; 129(11):1523-9. doi: 10.1016/j.puhe.2015.03.004
37. Lai PSM, Chung WW, Toh LS, Othman S. Development and validation of an Ambulatory Care Patient Satisfaction Questionnaire to assess pharmacy services in Malaysia. *Int J Clin Pharm*. 2018;40(5):1309-16. doi: 10.1007/s11096-018-0721-x
38. Cabello E, Chirinos JL. Validación y aplicabilidad de encuestas SERVQUAL modificadas para medir la satisfacción de usuarios externos en servicios de salud. *Rev Medica Hered*. 2012;23:88-95.
39. Sitzia J, Wood N. Patient satisfaction: A review of issues and concepts. *Soc Sci Med*. 1997;45(12):1829-43. doi: 10.1016/S0277-9536(97)00128-7

Correspondencia: Edward Mezones-Holguín
 Dirección: Avenida la Fontana 550, La Molina, Lima, Perú.
 Correo electrónico: emezones@usil.edu.pe

Nuestros artículos se encuentran **indizados** en:

