

Desarrollo y validación psicométrica de una escala de estigma hacia profesionales de la salud con tatuajes

Development and psychometric validation of a stigma scale for tattooed healthcare professionals

Escobar-Vilca Daisy Daniela¹
Yana Pomari Steven Franz²
Lopez Sucasaca Alex Junior²
Cahua Cortez Luz Norma Georget²
Quispe Cruz Ana Melva^{1 2}

Fecha de recepción: 10/09/2025

Fecha de aceptación: 12/11/2025

Fecha de publicación en línea: 30/11/2025

Sección: Artículo original

Cómo citar este artículo: Escobar-Vilca, D. D., Yana Pomari, S. F., Lopez Sucasaca, A. J., Cahua Cortez Luz, N. G., & Quispe Cruz, A. M. (2025). Diseño y propiedades psicométricas de una escala de estigma hacia los profesionales del sector salud con tatuajes. *Journal of Humanities Titicaca*, 4(2), 205-219. <https://doi.org/10.70123/jht.105>

RESUMEN

El estigma hacia profesionales de la salud con tatuajes puede afectar la confianza, la relación terapéutica y decisiones organizacionales. Este estudio presenta el desarrollo y la validación psicométrica inicial de una escala para evaluar dicho estigma en población universitaria. A partir de una definición teórica del constructo y una revisión de literatura, se elaboró un banco de ítems que fue depurado mediante juicio de expertos (validez de contenido) y pilotaje cognitivo. Con una muestra de estudiantes (N = 283), se realizaron análisis preliminares (distribución de ítems y correlaciones ítem-total corregidas) y un análisis factorial exploratorio con correlaciones policóricas; posteriormente, se efectuó un análisis factorial confirmatorio con estimación apropiada para variables ordinales (WLSMV), reportando índices de ajuste incrementales y absolutos (CFI, TLI, SRMR, RMSEA con intervalos de confianza). La solución final mostró una estructura interpretable de dos dimensiones (cognitiva y conductual), con ajuste global satisfactorio; las estimaciones de consistencia interna (α y ω) evidenciaron fiabilidad adecuada por subescala. Se señala la conveniencia de equilibrar la

¹ Escuela Profesional de Psicología, Facultad de Ciencias de la Salud - Universidad Peruana Unión Puno Perú, Correo Electrónico: daysiescobarvilca@gmail.com ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-0290-3939>, Autor de correspondencia.

² Escuela Profesional de Psicología, Facultad de Ciencias de la Salud - UPeU Puno Perú.

representación conductual y revisar ítems potencialmente redundantes en la dimensión cognitiva, así como de ampliar la validación hacia evidencias convergente, discriminante y de criterio, invarianza multigrupo y estabilidad temporal (test–retest). En conjunto, la escala ofrece una medida inicial válida y confiable del estigma hacia profesionales de la salud con tatuajes en población universitaria, con potencial de aplicación en ámbitos formativos y organizacionales.

Palabras clave: estigma; tatuajes; profesionales de la salud; análisis factorial confirmatorio; fiabilidad; validez.

ABSTRACT

Stigma toward healthcare professionals with tattoos can affect trust, the therapeutic relationship, and organizational decision-making. This study presents the development and initial psychometric validation of a scale to assess such stigma in a university population. Based on a theoretical definition of the construct and a literature review, an initial item pool was generated and refined through expert judgment (content validity) and cognitive pretesting. Using a student sample (N = 283), we conducted preliminary analyses (item distributions and corrected item–total correlations) and an exploratory factor analysis with polychoric correlations; subsequently, we performed a confirmatory factor analysis with an estimator appropriate for ordinal variables (WLSMV), reporting incremental and absolute fit indices (CFI, TLI, SRMR, RMSEA with confidence intervals). The final solution yielded an interpretable two-dimensional structure (cognitive and behavioral) with satisfactory global fit; internal consistency estimates (α and ω) indicated adequate reliability at the subscale level. We note the desirability of balancing behavioral representation and reviewing potentially redundant items in the cognitive dimension, as well as expanding validation toward convergent, discriminant, and criterion-related evidence, multigroup measurement invariance, and temporal stability (test–retest). Overall, the scale provides an initial valid and reliable measure of stigma toward tattooed healthcare professionals in a university population, with potential applications in educational and organizational settings.

Keywords: stigma; tattoos; healthcare professionals; confirmatory factor analysis; reliability; validity.

I. INTRODUCCIÓN

En el ámbito del sector salud, el estigma hacia el personal está influenciado por la apariencia; en ese marco, los tatuajes pueden operar como un marcador social que condiciona percepciones sobre competencia y profesionalismo (Massieu & Rocío, 2021). Estudios recientes muestran que, aunque los pacientes no siempre verbalizan estigmas, las valoraciones rápidas pueden afectar la interacción clínica–paciente. González y Vázquez (2019) documentan que esto es particularmente evidente en médicas y enfermeras, donde tatuajes visibles se asocian con menor confiabilidad y profesionalismo. A nivel de política laboral, la OIT (2019) enfatiza evaluar por competencias evitando sesgos de apariencia. La ENADIS (2023) reporta que, entre personas de 18 años o más, el 30.6 % refirió discriminación por forma de vestir o aspecto (tatuajes, peinados, perforaciones). En Perú, el Tribunal Constitucional resolvió que prohibir tatuajes sin justificación razonable vulnera el libre desarrollo de la

personalidad (EXP. N.º 02027-2021-PA/TC; 2022). Informes históricos del MINSA (2005) asociaron tatuajes con riesgo infeccioso, lo que puede alimentar estigmas si no se actualiza la evidencia.

Desde la evidencia empírica, Marini et al. (2024) desarrollaron una escala para discrimen hacia tatuajes en el trabajo (7 ítems, tres dimensiones) con adecuado ajuste; por su parte, Rodríguez (2022) analizó efectos halo sobre percepción salarial en estudiantes universitarios. Si bien aportan datos relevantes, se circunscriben a contextos específicos y muestras acotadas, lo que limita la generalización. En educación médica, hallazgos cualitativos recientes describen tensiones entre experiencias de estudiantes/profesionales con tatuajes y políticas institucionales, reforzando la necesidad de instrumentos válidos en ámbitos clínico-formativos (McConville & Agwan, 2023).

Conceptualmente, el estigma es una desvalorización social que “marca” y desacredita al individuo (Goffman, 2006). También puede entenderse como un proceso de construcción social dinámico que se expresa en tres componentes: estereotipos, prejuicios y discriminación (Ottati, Bodenhausen, Victor, et al., 2005). En el plano cognitivo, los estereotipos recogen creencias socialmente aprendidas sobre grupos (López et al., 2020); el prejuicio refiere actitudes hostiles o de desconfianza (Allport, 1954); y la discriminación se expresa en conductas de exclusión. La literatura también ha documentado barreras añadidas en personas con diagnósticos de salud mental (Twenge et al., 2003).

Entre los marcos teóricos, además de la teoría del estigma (Goffman, 2006), la teoría del etiquetado (Becker, 1963) explica cómo la sociedad asigna rótulos que moldean percepciones y trato; la teoría de identidad social (Scandroglio et al., 2008) describe cómo la pertenencia grupal estructura la auto/heteropercepción; y la amenaza del estereotipo (Rial et al., 2016) muestra cómo el temor a confirmar estereotipos negativos puede afectar el rendimiento. En paralelo, Oanță et al. (2014) señalan avances higiénicos en la práctica del tatuaje que reducen riesgos infecciosos, matizando asociaciones históricas entre tatuajes y enfermedad.

El estigma emerge cuando existe discrepancia entre la “identidad social actual” esperada y los atributos efectivamente poseídos (Goffman, 2006), generando marcas desacreditadoras. Dichas marcas alimentan estereotipos que derivan en prejuicios y discriminación (Scandroglio et al., 2008). Las personas catalogadas como “normales” pueden deshumanizar a quienes portan la marca, justificando el trato desigual; frente a ello, los estigmatizados desarrollan estrategias como ocultamiento, sobrecompensación o resignificación (Goffman, 2006).

En salud mental se distinguen estigma social, autoestigma y estigma asociado a la

búsqueda de ayuda (Durango et al., 2023). El estigma público recoge reacciones del público general (Ainara & Uriarte, 2006) y los prejuicios sociales influyen en inclusión laboral (Muñoz et al., 2009). El autoestigma implica internalización de actitudes negativas (Ainara & Uriarte, 2006). El estigma por búsqueda de ayuda es más frecuente en minorías y jóvenes, y puede asociarse con evitación del diagnóstico por temor a la etiqueta (Durango et al., 2023).

El estigma no surge de manera individual sino como proceso colectivo: desinformación, normas culturales y mediaciones comunicativas interactúan. La falta de educación sobre salud mental o diversidad corporal/cultural incrementa respuestas estigmatizantes, especialmente sin contacto intergrupales (Corrigan, 2004). Las normas sociales definen lo “profesional/aceptable” y pueden reforzar exclusiones estéticas en instituciones sanitarias (Link & Phelan, 2001). Los medios de comunicación difunden imágenes estereotipadas que consolidan visiones sesgadas (Wahl, 1995, como se citó en Geller et al., 1997).

Las consecuencias del estigma se expresan a nivel individual, interpersonal, institucional y social. En el plano individual, se observan conductas de exclusión, burlas o negación de oportunidades; la discriminación se ve reforzada por prejuicios sociales que desvalorizan la capacidad profesional (Goffman, 2006). Evidencia reciente en el ámbito sanitario sugiere que la aceptación de apariencias no estándar (incluidos tatuajes visibles) varía según edad y normas locales, por lo que se requieren medidas culturalmente situadas (Dziubaszewska, Makowicz, Lisowicz, Szydło, & Makowicz, 2023).

Con base en lo anterior, el objetivo de este estudio fue diseñar y validar psicométricamente una escala que evalúe el estigma hacia los tatuajes en profesionales del sector salud, reuniendo evidencias de validez basadas en el contenido y el constructo, así como estimaciones de confiabilidad por consistencia interna, en una muestra universitaria.

II. METODOLOGÍA

2.1. Método

Estudio psicométrico de enfoque cuantitativo y diseño no experimental de corte transversal, orientado a obtener evidencias de validez y fiabilidad de una escala sobre estigma hacia profesionales de la salud con tatuajes. Se siguió una secuencia estándar de desarrollo de instrumentos: (a) validez de contenido mediante juicio de expertos; (b) análisis factorial exploratorio (AFE) con correlaciones policóricas; y (c) análisis factorial confirmatorio (AFC) con estimación apropiada para ítems ordinales

(WLSMV), reportando índices incrementales y absolutos (CFI, TLI, SRMR, RMSEA con intervalos de confianza). Se prestó atención a la naturaleza ordinal de los reactivos y a la transparencia del reporte de ajuste y decisiones de reespecificación.

2.2. Diseño

Diseño no experimental, transversal, centrado en la evaluación de evidencias psicométricas de un instrumento. La elección de esta estrategia se justifica porque permite, en una sola medición, estimar la estructura interna y la consistencia del constructo con base en modelos de variable latente (AFE/AFC) adecuados para respuestas tipo Likert. Como criterio metodológico, se siguieron lineamientos contemporáneos para análisis con indicadores ordinales (uso de policóricas y estimación WLSMV) y para el reporte de ajuste (CFI, TLI, SRMR, RMSEA con IC), tal como recomiendan guías de validación y literatura especializada en psicometría aplicada.

2.3. Participantes

Se utilizó muestreo no probabilístico por conveniencia en población universitaria. El tamaño muestral se planificó para contrastar un modelo bifactorial de 28 ítems con potencia $\geq .80$ y $\alpha = .05$, atendiendo a la complejidad del modelo y a la magnitud esperada de las cargas factoriales; con estos criterios y considerando una deserción prevista del 10%, se superó el mínimo planificado. La muestra final estuvo compuesta por $N = 283$ estudiantes (rango 18–45 años; $M = 21.4$; $DE = 3.93$), 50.2% mujeres, 46.6% varones y 3.2% “prefirió no declarar”. Se consignan además variables descriptivas (p. ej., estado civil, frecuencia de uso de servicios de salud) en el cuerpo del manuscrito.

2.4. Instrumentos

La Escala de Estigma hacia Profesionales de la Salud con Tatuajes se sustenta en el marco teórico de Goffman y se responde en formato Likert de cinco puntos (1 = totalmente en desacuerdo; 5 = totalmente de acuerdo). El instrumento final comprende 28 ítems distribuidos en dos dimensiones: Cognitiva (24 ítems) y Conductual (4 ítems). Tras la validación de contenido por jueces, se eliminó un ítem no representativo, corrigiendo la inconsistencia previa en el conteo de la dimensión cognitiva. La administración puede ser individual o colectiva, con tiempo estimado de 10–15 minutos. La validez de contenido se obtuvo mediante V de Aiken con IC95% a partir del juicio de 5 expertos, depurando los ítems con problemas de relevancia/claridad/representatividad. La fiabilidad se evaluó por subescala con alfa de Cronbach y omega de McDonald.

2.5. Procedimiento

Secuencia: (1) Definición conceptual y revisión de literatura; (2) redacción del banco de ítems y pilotaje cognitivo; (3) juicio de expertos (V de Aiken, IC95%) y depuración; (4) aplicación en aula/virtual con consentimiento informado, asegurando confidencialidad y anonimato; (5) AFE con matriz policórica y rotación oblicua; (6) AFC con WLSMV, reporte de CFI, TLI, SRMR, RMSEA (IC90%), y decisiones de reespecificación sustentadas en residuos estandarizados e índices de modificación; (7) estimación de α y ω por dimensión. El estudio se condujo conforme a los principios éticos de la American Psychological Association (APA, 2017), garantizando autonomía y protección de datos. *Nota para la re-sumisión*: añadir el código/acta del Comité de Ética institucional y fecha de aprobación a fin de cumplir con estándares editoriales Q1/Q2.

2.6. Análisis de datos

Se realizaron descriptivos de ítems (tendencia central, dispersión, asimetría, curtosis) y correlaciones ítem–total corregidas como cribado preliminar. Para la estructura interna: (a) matriz policórica y AFE (rotación oblicua) para explorar dimensionalidad; (b) AFC (WLSMV) para confirmar el modelo bidimensional y estimar CFI, TLI, SRMR y RMSEA con IC90%. La consistencia interna se estimó mediante alfa y omega en cada subescala. Se empleó Jamovi para descriptivos/AFE, R (lavaan) para policóricas y AFC, y JASP para fiabilidad, manteniendo trazabilidad de versiones y scripts. Se inspeccionaron residuos e índices de modificación para detectar dependencia local o redundancias (p. ej., clúster cognitivo X24–X28), preservando parsimonia y validez del modelo.

III. RESULTADOS

Se realizó un examen descriptivo y psicométrico de los 28 ítems considerando tendencia central, dispersión, distribución y discriminación. Las medias oscilaron entre 1.89 y 2.49 (DE: 0.94–1.14), y la asimetría/curtosis se mantuvo dentro de ± 1.5 , compatible con distribuciones aproximadamente normales en escalas ordinales (criterio de Medrano & Pérez, 2019). Se observaron asimetrías algo más altas en los ítems 19 ($As=0.999$) y 26 ($As=0.957$), y curtosis más aplanadas en los ítems 5 ($K=-0.809$) y 12 ($K=-0.738$), sin transgredir límites de aceptabilidad. Todas las correlaciones ítem–total corregidas superaron 0.66, destacando X10 (0.855), X17 (0.849) y X23 (0.840), sin indicios de ítems a eliminar en esta fase (Tabla 1).

Tabla 1

Análisis preliminar de los ítems

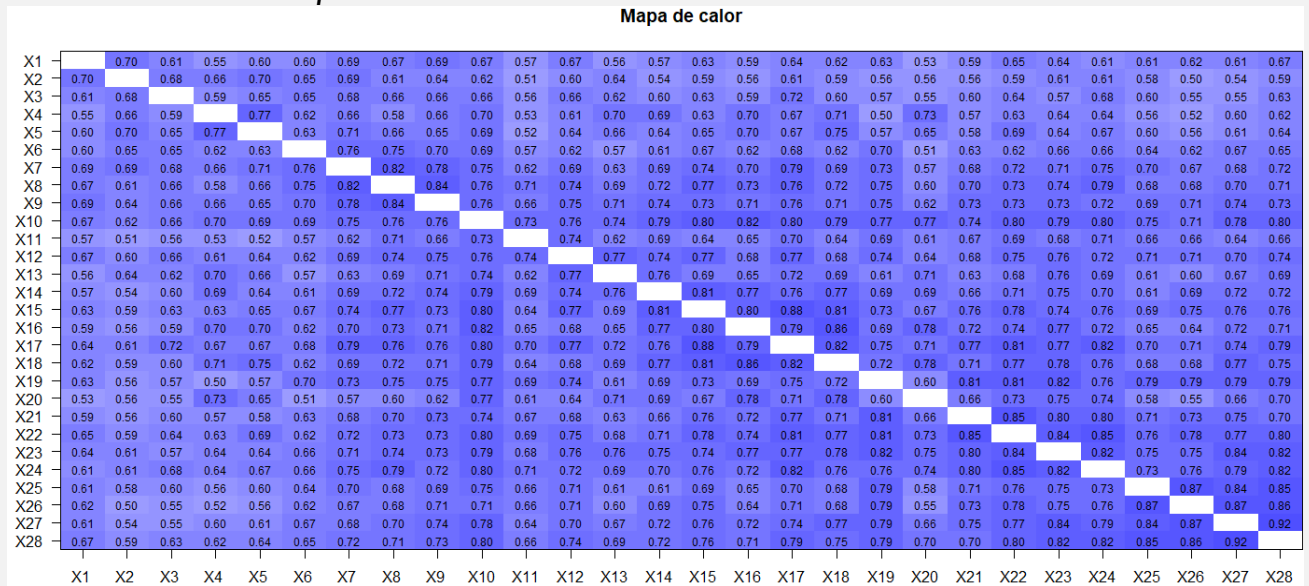
Ítem	Media	DE	As	K	Ri-test
1	2.02	1.012	0.646	-0.3845	0.677
2	2.32	1.119	0.447	-0.6767	0.666
3	2.24	1.020	0.381	-0.4761	0.684
4	2.49	1.143	0.359	-0.6426	0.705
5	2.49	1.134	0.257	-0.8094	0.727
6	1.92	0.979	0.773	-0.1878	0.705
7	2.09	0.994	0.541	-0.4108	0.791
8	2.02	0.940	0.559	-0.3013	0.800
9	2.10	1.057	0.780	0.1140	0.805
10	2.10	1.021	0.658	-0.1734	0.855
11	2.09	1.051	0.572	-0.5346	0.705
12	2.10	0.968	0.327	-0.7381	0.783
13	2.29	1.094	0.442	-0.5603	0.751
14	2.21	1.063	0.521	-0.3965	0.789
15	2.13	1.010	0.492	-0.5219	0.826
16	2.17	1.046	0.584	-0.3824	0.800
17	2.09	1.003	0.579	-0.2979	0.849
18	2.23	1.124	0.595	-0.4864	0.819
19	1.89	0.972	0.999	0.6444	0.785
20	2.43	1.087	0.287	-0.5393	0.733
21	1.98	0.980	0.710	-0.0610	0.780
22	2.11	1.076	0.720	-0.1456	0.838
23	2.04	1.017	0.730	0.0205	0.840
24	2.10	1.034	0.577	-0.4426	0.837
25	1.96	0.965	0.746	0.0839	0.767
26	1.95	0.997	0.957	0.5373	0.754
27	2.00	1.037	0.873	0.2274	0.807
28	2.07	1.091	0.777	-0.1389	0.832

Nota. DE = Desviación estándar; As = Asimetría; K = Curtosis; Ri-test = Correlación; Media = Promedio.

Para modelar la asociación entre ítems ordinales se estimó una matriz policórica, representada mediante mapa de calor. Los coeficientes oscilaron entre 0.50 y 0.92 (M=0.68, DE=0.12) con un clúster denso entre X24–X28 ($r=0.84-0.92$), lo que sugiere posible solapamiento de contenido latente en ese bloque. No se detectaron correlaciones excesivas (>0.95), por lo que no se evidenció redundancia extrema. Esta pauta anticipa estructura interna moderada–alta y guía los análisis factoriales posteriores (Figura 1).

Figura 1

Matriz de correlaciones policóricas



IV. DISCUSIÓN

Nuestros hallazgos confirman una estructura bidimensional (cognitiva y conductual) con cargas altas y correlación interfactorial elevada ($r \approx .90$), lo que sugiere un núcleo latente compartido de estigma hacia profesionales de la salud con tatuajes. Los índices incrementales ($CFI \approx .998$; $TLI \approx .997$) y el $SRMR \approx .047$ indican excelente ajuste, mientras que $RMSEA \approx .077$ se sitúa en el rango aceptable (con IC90% estrecho). Esta combinación respalda validez estructural inicial en la muestra universitaria, pero invita a fortalecer la interpretación convergente y discriminante en fases siguientes (p.ej., HTMT, AVE), manteniendo el anclaje conceptual clásico del estigma (Goffman, 2006; Allport, 1954).

Sobre el debate RMSEA en modelos con ítems ordinales y WLSMV, la literatura reciente precisa que los puntos de corte deben contextualizarse y que, ante discrepancias entre RMSEA “estándar” y RMSEA robusto, conviene ponderar el SRMR y no sobrerreaccionar a RMSEA en condiciones de g bajos o dependencia local (Shi, Maydeu-Olivares, & Rosseel, 2024). Adicionalmente, análisis comparativos modernos muestran ventajas de WLS/Polícóricas frente a ML con Pearson en Likert, pero también advierten que distribuciones muy asimétricas pueden sesgar estimaciones y elevar artificialmente ciertos índices (Marôco, 2024). Estas evidencias sustentan nuestra lectura prudente: el patrón CFI/TLI/SRMR favorable y un RMSEA aceptable son coherentes con un modelo razonablemente bien especificado, a la vez que justifican aclarar en el manuscrito el cálculo robusto reportado (Shi et al., 2024).

La posible dependencia local (LD) detectada por la covarianza elevada en el par de ítems 27–28 y el clúster cognitivo sugiere inspeccionar residuos estandarizados e índices de modificación, ya que la LD puede inflar CFI/TLI o empeorar RMSEA robusto. Simulaciones muestran que los índices WLSMV son sensibles a LD y permiten diagnosticarla como complemento de análisis tradicionales (Huggins-Manley & Han, 2016). Para una versión refinada, proponemos comparar CFA con alternativas como ESEM (que modela cargas cruzadas realistas) o bifactor-S (varianza general + específica), siguiendo lineamientos prácticos de reporte (van Zyl & ten Klooster, 2022) (Huggins-Manley & Han, 2017).

En fiabilidad, α y ω fueron muy altos (cognitiva $\approx .97$; conductual $\approx .94$). Si bien esto es alentador, 24 ítems cognitivos y correlaciones interítem altas pueden inflar los coeficientes. El debate metodológico recomienda no depender solo de α : ω suele ser preferible cuando se relaja la tau-equivalencia (McNeish, 2018), aunque existe réplica crítica que solicita matizar su reemplazo y reportar IC (Raykov, 2018). Para escalas con ítems categóricos, estimadores basados en SEM (p.ej., ω categórico) resultan más apropiados (Yang & Green, 2015). En consecuencia, sugerimos reportar AIC (average inter-item correlation), CR/fiabilidad compuesta, IC y—si procede— ω categórico, junto a test-retest en una segunda ola (Mcneish, 2017).

Respecto a validez de contenido, el juicio de expertos permitió depurar ítems con varianza irrelevante (p.ej., alusiones a alcohol o economía) y retener contenido alineado al estigma profesional por tatuajes. No obstante, el desequilibrio entre subescalas (24 cognitivos vs. 4 conductuales) sugiere subrepresentación conductual (construct underrepresentation). Recomendamos ampliar la dimensión conductual (p. ej., conductas de asignación, derivación, rechazo/evitación, micro-interacciones en el acto clínico) y podar redundancias cognitivas (par 27–28) combinando criterio conceptual, residuos e invariancia por subgrupos.

La validez externa encuentra apoyo y también matices en estudios recientes. En enfermería, se reporta estigmatización pública hacia tatuajes visibles (Lee, Newby, & Lee, 2023), en línea con la fuerte conexión que hallamos entre cogniciones y disposición conductual. Sin embargo, evidencia con pacientes indica que la reacción a apariencias no estándar (tatuajes, piercings, color de cabello) varía por edad y normas locales, resaltando la importancia del contexto (Dziubaszewska et al., 2023). Estos resultados coinciden con el patrón observado: un núcleo de estigma común (r alto entre factores) sujeto a modulación contextual.

Más allá del entorno clínico, estudios experimentales recientes muestran que la apreciación estética de estímulos humanos disminuye conforme aumenta la cobertura de tatuajes y que dicha respuesta depende de normas internalizadas asociadas a edad, estatus de tatuaje y expertise (Weiler et al., 2024). Este marco ayuda a interpretar por

qué el estigma puede intensificarse frente a tatuajes extensos/visibles y por qué no es uniforme entre grupos, reforzando la conveniencia de validaciones multigrupo por edad y exposición a tatuajes.

En cuanto a generalización y diseño, el carácter transversal y la muestra universitaria impiden inferir “cambio generacional”; la literatura sugiere que diferencias entre cohortes pueden confundirse con efectos de edad o periodo. Proponemos estudios longitudinales o time-lag, muestreos multi-sitio (instituciones con políticas de apariencia diversas) y análisis de invarianza (sexo, edad, carrera, contacto con pacientes). Estas estrategias, junto con criterio conductual (p. ej., decisiones simuladas de contratación/asignación) y modelos comparativos (CFA vs. ESEM/bifactor), consolidarán la validez externa y el uso aplicado de la escala (van Zyl & ten Klooster, 2022; Marôco, 2024). (van Zyl & ten Klooster, 2022)

En síntesis, la escala muestra estructura clara y fiabilidad muy alta, pero requiere (a) aclarar la discrepancia entre RMSEA y RMSEA robusto—ajustando el reporte a WLSMV y verificando LD—, (b) reequilibrar la subescala conductual y depurar redundancias cognitivas, y (c) ampliar evidencias de validez externa (convergente, discriminante, criterio, invarianza y test-retest). Con estos ajustes, el instrumento ganará precisión y alcance para investigación y política institucional (formación, protocolos de imagen, sensibilización de equipos), sin perder su viabilidad operativa en contextos educativos y sanitarios.

V. CONCLUSIONES

El estudio logró su propósito de diseñar y validar psicométricamente una escala para medir el estigma hacia profesionales del sector salud con tatuajes en población universitaria, aportando evidencias claras de validez de contenido, estructura interna y fiabilidad. La validez estructural se sustenta en un modelo de dos dimensiones (cognitiva y conductual) con índices comparativos excelentes ($CFI \approx 0.998$; $TLI \approx 0.997$) y $SRMR \approx 0.047$, acompañados de un $RMSEA \approx 0.077$ en rango aceptable, lo que respalda la adecuación empírica del modelo reportado. Asimismo, la consistencia interna fue muy alta en ambas subescalas (α y $\omega > 0.94$), y la validez de contenido—obtenida mediante V de Aiken con IC95% en un panel de cinco jueces—aseguró relevancia, representatividad y claridad de los ítems. En conjunto, estas evidencias apoyan que la escala es válida y confiable para el contexto muestral en el que se aplicó y coherente con el objetivo planteado en la investigación.

Al mismo tiempo, los resultados identifican frentes de mejora que orientan el desarrollo futuro del instrumento y su uso aplicado. En la estructura interna, se

observó covariación elevada entre los ítems 27–28 (posible dependencia local/redundancia), lo que recomienda su revisión en una versión refinada del banco; además, el desbalance entre la dimensión cognitiva extensa y la conductual reducida sugiere reequilibrar la representación conductual para prevenir inflación de fiabilidad por longitud y mejorar la operacionalización del constructo. En términos de validez complementaria, será deseable documentar invarianza de medida por subgrupos, validez convergente/discriminante, criterio (p. ej., decisiones simuladas) y estabilidad temporal (test–retest) en muestras más heterogéneas y en contextos institucionales diversos. Finalmente, corresponde moderar interpretaciones contextuales: aunque el resumen alude a un “cambio generacional” en actitudes, el diseño transversal y la única fuente de medición no permiten inferir tendencias de cohorte; por ello, se sugiere contrastar esta hipótesis con diseños longitudinales o time-lag y muestreo multinivel en futuras investigaciones.

VI. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ainara, A., & Uriarte, J. J. (2006). Estigma y enfermedad mental, 6(26), 49–59. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2122134>
- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Addison-Wesley. <https://depts.washington.edu/ctcenter/assets/other%20docs/Allport%20G%20W%20The%20Nature%20of%20Prejudice%201954.pdf>
- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. <https://www.apa.org/ethics/code>
- Arifin, W. N. (2025). *Sample size calculator*. <https://wnarifin.github.io/ssc/>
- Arrogante, Ó. (2018). Modelos de ecuaciones estructurales en Enfermería: Metodología y aplicación en la investigación enfermera. *Index de Enfermería*, 27(1–2), 67–71. https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1132-12962018000200015
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Becker, H. S. (1963). *Outsiders: Studies in the sociology of deviance*. Free Press. https://monoskop.org/images/4/4f/Becker_Howard_S_Outsiders_Studies_in_the_Sociology_of_Deviation.pdf
- Corrigan, P. (2004). How stigma interferes with mental health care. *American Psychologist*, 59(7), 614–625. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.59.7.614>

- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsten, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Durango, M. A., Gutiérrez, M., Cáceres, M., & Riquelme, G. (2023). Estigma y discriminación en salud mental. *Revista Médica Clínica Las Condes*, 34(6), 400–410. <https://doi.org/10.1016/j.rmcl.2023.11.001>
- Dziubaszewska, R., Makowicz, D., Lisowicz, K., Szydło, E., & Makowicz, N. (2023). Patients' perception of non-standard appearance of nursing staff. *Nursing Problems / Problemy Pielęgniarstwa*, 31(4), 174–179. <https://doi.org/10.5114/ppiel.2023.136173>
- ENADIS. (2023). *Encuesta Nacional sobre Discriminación 2022*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía (México). <https://www.inegi.org.mx/programas/enadis/2022/>
- Geller, J., Sander, M. P. H., & Gilman, S. L. (1997). Media Madness: Public images of mental illness. *Psychiatric Services*, 48(2), 247. <https://doi.org/10.1176/ps.48.2.247>
- Goffman, E. (2006). *Estigma: La identidad deteriorada*. Amorrortu. <https://pascal.iseg.utl.pt/~cesm/ensino/Estigma.Goffman.pdf>
- González Martínez, C., & Vázquez Campo, M. (2019). Opinión de un grupo de pacientes sobre los profesionales sanitarios con tatuajes. *Enfermería Clínica*, 29(5), 313–317. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.07.003>
- Han, H. (2022). The effectiveness of weighted least squares means and variance adjusted based fit indices in assessing local dependence of the Rasch model: Comparison with principal component analysis of residuals. *PLOS ONE*, 17(9), e0271992. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0271992>
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity*, 44, 153–166. <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Lee, M., Newby, K., & Lee, A. (2023). Nurses with visible tattoos and the issue of stigmatisation by the public. *British Journal of Nursing*, 32(20), 1010–1011. <https://doi.org/10.12968/bjon.2023.32.20.1010>
- Link, B. G., & Phelan, J. C. (2001). Conceptualizing stigma. *Annual Review of Sociology*, 27, 363–385. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.27.1.363>

- López, A., González, S., & Ugidos, C. (2020). *Guía de buenas prácticas contra el estigma*. Cátedra UCM.
https://www.amrp.info/pdf/estigma/Guia_Buenas_practicas_Contra_el_Estigma_Catedra_UCM_Grupo_5.pdf
- Marôco, J. (2024). Factor analysis of ordinal items: Old questions, modern solutions? *Stats*, 7(3), 984–1001. <https://doi.org/10.3390/stats7030060>
- McConville, S., & Agwan, S. (2023). Attitudes toward visible tattoos in medical education. *MedEdPublish*, 12, 33. <https://doi.org/10.12688/mep.19592.1>
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412–433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
- Ministerio de Salud del Perú – MINSA. (2013). *¿Es seguro realizarse tatuajes y piercings?* <https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/42180-es-seguro-realizarse-tatuajes-y-piercings>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (2019). *Trabajar para un futuro más prometedor (Informe de la Comisión Mundial sobre el Futuro del Trabajo)*. <https://www.ilo.org/es/media/410931/download>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Santiago, Y. M., et al. (2024). Escala de Discrimen hacia los Tatuajes en el Contexto Laboral: Desarrollo y validación. *Revista Caribeña de Psicología*, 8(1), e7847. <https://doi.org/10.37226/rcp.v8i1.7847>
- Shi, D., Maydeu-Olivares, A., & Rosseel, Y. (2024). Evaluating close fit in ordinal factor analysis models with multiply imputed data. *Educational and Psychological Measurement*, 84(1), 171–189. <https://doi.org/10.1177/00131644231158854>
- Tews, M. J., Stafford, K., & Kudler, E. P. (2020). The influence of tattoo content on perceptions of employment suitability across the generational divide. *Journal of Personnel Psychology*, 19(1), 4–13. <https://doi.org/10.1027/1866-5888/a000234>
- Timming, A. R. (2015). Visible tattoos in the service sector: A new challenge to recruitment and selection. *Work, Employment and Society*, 29(1), 60–78. <https://doi.org/10.1177/0950017014528402>
- Tribunal Constitucional del Perú. (2022). *Sentencia EXP. N.° 02027-2021-PA/TC (Caso PNP – tatuajes)*. <https://www.tc.gob.pe/wp-content/uploads/2024/06/02027-2021-PA-A.P.T.-ARMAS-CENTURION-JANET-GABRIELA-modificado.pdf>

- van Zyl, L. E., & ten Klooster, P. M. (2022). Exploratory structural equation modeling: Practical guidelines and tutorial with a convenient online tool for Mplus. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 795672. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.795672>
- Ventura-León, J. L. (2018). Intervalos de confianza para coeficiente Omega: Propuesta para el cálculo. *Adicciones*, 30(1), 77–78. <https://doi.org/10.20882/adicciones.962>
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625–627. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77349627039>
- Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), 913–934. <https://doi.org/10.1177/0013164413495237>

ACERCA DE LOS AUTORES

Este artículo es el resultado del trabajo académico de estudiantes de la Escuela Profesional de Psicología de la Facultad de Ciencias de la Salud – Universidad Peruana Unión (sede Puno, Perú), bajo el liderazgo de Escobar-Vilca, Daisy Daniela. Nuestro equipo nace en las alturas del altiplano, con la convicción de que la psicología científica puede transformar prácticas y políticas en contextos reales, pluriculturales y desafiantes como los de la cuenca del Titicaca. Combinamos formación rigurosa en metodología, psicometría y ética con un compromiso humanista: investigar para dignificar a las personas en su diversidad. Este estudio refleja una apuesta por la innovación responsable: diseñar instrumentos válidos y confiables que iluminen fenómenos contemporáneos —como el estigma hacia profesionales de salud con tatuajes— y que, a la vez, sirvan a la toma de decisiones en educación superior, servicios de salud y gestión institucional. Trabajamos con estándares abiertos (protocolos, sintaxis y reportes reproducibles), promoviendo ciencia transparente y colaborativa. Creemos en una psicología intercultural, situada y con vocación pública: una disciplina que escucha a las comunidades, dialoga con otras ciencias y responde con evidencia a problemas actuales. Invitamos a colegas, docentes y estudiantes a co-crear redes de investigación y transferencia, y a seguir consolidando una psicología peruana exigente, sensible y global. Porque investigar bien no es un fin en sí mismo: es un acto de responsabilidad social.

Conflicto de intereses:

Los autores declaran que no incurre en conflictos de intereses.

Contribución de los autores

Los autores declaran haber desarrollado en su totalidad el presente estudio.

Fuentes de financiamiento

Los autores declaran que no recibió un fondo específico para esta investigación.

Aspectos éticos y legales

Los autores declaran no haber incurrido en aspectos antiéticos, ni haber omitido aspectos legales en la realización de la investigación.

Agradecimientos:

Los autores agradecen a la *Journal of Humanities Titicaca* de la Universidad Nacional del Altiplano de Puno Perú, por valorar nuestra contribución y por su apertura a las y los investigadores que se inician en la vida académica. Extendemos nuestro reconocimiento al equipo editorial por su rigor en la evaluación y a las personas revisoras por sus comentarios constructivos, cuya retroalimentación fue esencial para fortalecer el manuscrito y superar satisfactoriamente las recomendaciones planteadas.