

# CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN DE ESCALAS DE MEDICIÓN EN SALUD EN GRUPOS VULNERABLES



Isaí Arturo Medina Fernández  
Ana Laura Carrillo Cervantes  
Josué Arturo Medina Fernández  
Reyna Torres Obregón

Coordinadores



LA BIBLIOTECA

# **CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN DE ESCALAS DE MEDICIÓN EN SALUD EN GRUPOS VULNERABLES**



# **CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN DE ESCALAS DE MEDICIÓN EN SALUD EN GRUPOS VULNERABLES**

MEDINA FERNÁNDEZ ISAÍ ARTURO  
CARRILLO CERVANTES ANA LAURA  
MEDINA FERNÁNDEZ JOSUÉ ARTURO  
TORRES OBREGÓN REYNA  
(Coordinadores)



LA BIBLIOTECA

Este libro en su totalidad fue arbitrado bajo el método “doble ciego” por especialistas en la materia.

## CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN DE ESCALAS DE MEDICIÓN EN SALUD EN GRUPOS VULNERABLES

*Medina Fernández Isaí Arturo*

*Carrillo Cervantes Ana Laura*

*Medina Fernández Josué Arturo*

*Torres Obregón Reyna*

*(Coordinadores)*

D.R. © Grupo Editorial Biblioteca, S.A. de C.V.

Manantiales 29 - 5

Colonia Chapultepec

C.P. 62450, Cuernavaca, Morelos.

Tel. 55-3233-6910

Email: [contacto@labiblioteca.com.mx](mailto:contacto@labiblioteca.com.mx)

Primera edición: diciembre, 2025

ISBN: 978-607-5927-76-3

Queda prohibida la reproducción parcial o total, directa o indirecta, del contenido de la presente obra, sin contar previamente con la autorización expresa y por escrito de los editores, en términos de lo así previsto por la Ley Federal de Derechos de Autor y, en su caso, por los tratados internacionales aplicables.

Impreso y encuadrado en México

*Printed and bound in Mexico*

# Índice

---

Prólogo . . . . .	9
Presentación . . . . .	13
<b>CAPITULO 1</b>	
Diseño y validación de la escala de violencia obstétrica en mujeres indígenas de la zona maya de Quintana Roo . . . . .	15
<i>Torres-Soto Nissa Yaing</i>	
<i>Martínez-Ramírez Beatriz</i>	
<i>Matos-Aguayo Gerardo Omar</i>	
<i>Cortez-González Luis Carlos</i>	
<b>CAPÍTULO 2</b>	
Adaptación y validación en español de la escala de evaluación para las percepciones de los pacientes sobre la competencia cultural de los enfermeros en las interacciones de atención de salud . . . . .	39
<i>Molina-Sánchez, Janeth Wendolyne</i>	
<i>Pedrero, Víctor</i>	
<b>CAPITULO 3</b>	
Validación de la escala de intención de consumo de cannabis en estudiantes universitarios . . . . .	55
<i>Morua Estrada Ricardo</i>	
<i>Leija Mendoza Alejandra</i>	
<i>Hernández Martínez Eva Kerena</i>	
<i>Gómez Melasio Dafne Astrid</i>	
<b>CAPITULO 4</b>	
Propiedades psicométricas de una escala para medir la Preocupación por la COVID-19 en México . . . . .	69
<i>Reyes-Sosa, Hiram</i>	
<i>Castro-Lugo, David</i>	

## CAPÍTULO 5

Validación de la Escala de Riesgo Percibido a las Infecciones de Transmisión Sexual en Adultos Jóvenes . . . . .	83
<i>Gómez-Melasio Dafne Astrid</i>	
<i>Pérez-Briones Nancy Griselda</i>	
<i>Leija-Mendoza Alejandra</i>	
<i>González-Álvarez Mireya del Carmen</i>	

## CAPITULO 6

Validez de contenido del índice de aspiraciones para la prevención del embarazo en la adolescencia . . . . .	99
<i>Rodríguez-Vázquez Nancy</i>	
<i>Moreno-Monsiváis María Guadalupe</i>	
<i>Morales-Borrero María Carolina</i>	
<i>Hernández-Torres José Luis</i>	

## CAPÍTULO 7

Escala Satisfacción del Rol en abuelas cuidadoras de nietos en el contexto mexicano: análisis psicométrico . . . . .	113
<i>Isaí Arturo Medina Fernández</i>	
<i>Janeth Wendolyne Molina Sánchez</i>	
<i>Josué Arturo Medina Fernández</i>	
<i>Ana Laura Carrillo Cervantes</i>	
<i>Sonia Carreño Moreno</i>	

## CAPÍTULO 8

Diseño y validación psicométrica de la escala de Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico (IMRA) en estudiantes universitarias de la Península de Yucatán . . . . .	129
<i>Torres-Soto Nissa Yaing</i>	
<i>Martínez-Ramírez Beatriz</i>	
<i>Silveira-Patricio Yeltzi Sarai</i>	
<i>Clarke Elizabeth Viktoria</i>	

## CAPÍTULO 9

Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Creencias acerca de la Vacunación para el COVID-19

en universitarios . . . . . 153

*López Rodríguez Diana Isabel*

*Pérez Pedraza Bárbara de los Angeles*

*Valdés García Karla Patricia*

## CAPITULO 10

Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12):

Protocolo de adaptación y validación en cuidadores

de personas con cáncer en Colombia . . . . . 169

*Luis Alejandro Valencia*

*Cristian Juez Bulla*

*Olinda Santin*

*Lorena Chaparro-Díaz*

*Mauricio Arias Rojas*

*Sona Carreño Moreno*

## CAPÍTULO 11

Validación de la Escala de Conductas Sexuales de Riesgo

en Hombres que Tienen Sexo con Hombres . . . . . 187

*Axel G. Maldonado Moreno*

*Gómez-Melasio Dafne Astrid*

*Rosario E. Apodaca-Armenta*

*Gustavo Alfredo Gómez-Rodríguez*

## CAPÍTULO 12

Análisis Factorial Confirmatorio del Inventory

de Historia Familiar de Consumo de Alcohol en

adolescentes indígenas del norte de México . . . . . 205

*Enríquez Quintero Isamar Daniela*

*Alonso Castillo María Magdalena*

*Armendáriz García Nora Angélica*

*Guzman Facundo Francisco Rafael*

## CAPÍTULO 13

Propiedades psicométricas de la Escala de actitudes hacia  
la sexualidad en la vejez en profesionales de enfermería . . . . . 219

*Torres-Obregón Reyna*

*Medina Fernández Isaí Arturo*

*Medina Fernández Josué Arturo*

*Gómez Melasio Dafne Astrid*

## Prólogo

---

El estudio de la salud en grupos vulnerables exige no solo sensibilidad social, sino también rigor científico en la forma de comprender y medirla. En este sentido, el desarrollo de instrumentos válidos y confiables constituye un puente entre la teoría y la práctica, al permitir que fenómenos complejos, como las percepciones, actitudes, creencias, emociones o experiencias, sean comprendidos desde la evidencia. El libro “Construcción y validación de escalas de medición en salud en grupos vulnerables” es resultado de ese esfuerzo colectivo: reunir trece capítulos que abordan el proceso de diseño, adaptación y validación psicométrica de escalas orientadas a distintos determinantes de la salud en poblaciones diversas de México y América Latina.

Los trece capítulos que lo integran comparten una misma objetivo, el ofrecer instrumentos válidos, confiables y culturalmente pertinentes que permitan comprender fenómenos de salud desde la mirada de quienes los viven. Cada investigación aquí reunida representa no solo un ejercicio técnico de validación, sino también un gesto ético de reconocer que medir es dar voz, y que toda medición es también una forma de visibilizar realidades que con frecuencia han sido ignoradas.

De primera instancia la obra considera la adaptación y validación de una escala para evaluar la competencia cultural en enfermería desde la perspectiva del paciente. Este trabajo recuerda que el cuidado genuino nace del encuentro y del reconocimiento del otro, y que la competencia cultural no se limita al conocimiento, sino que se expresa en gestos, palabras y actitudes que significan.

Desde una dimensión más social, el Cuestionario de Creencias sobre Vacunación contra COVID-19 revela cómo las ideas, emociones y percepciones influyen en la decisión de vacunarse. En un mundo marcado por la desinformación, contar con instrumentos que ayuden a comprender las creencias que guían las conductas preventivas resulta esencial para fortalecer la confianza en la salud pública. En similar,

la Escala de Preocupación por la COVID-19 permite dimensionar el impacto emocional de la crisis sanitaria, aportando una herramienta sensible para comprender cómo la incertidumbre y el miedo atraviesan la salud mental colectiva.

Por otra parte, el estudio sobre el Inventario de Historia Familiar de Consumo de Alcohol en adolescentes Yaquis nos invita a mirar de cerca las raíces comunitarias del consumo y a valorar el sentido que tiene adaptar las herramientas de medición a la diversidad cultural. A su vez, la Escala de Intención de Consumo de Cannabis en universitarios contribuye a identificar factores que pueden orientar estrategias preventivas y educativas más cercanas a la realidad de los jóvenes.

En esa misma línea, la validación del HLS-SF12 en cuidadores familiares de personas con cáncer aporta una mirada humana al papel de quienes sostienen el cuidado día a día, reconociendo su alfabetización en salud como un factor de empoderamiento y acompañamiento afectivo.

Varios capítulos abordan temas profundamente vinculados con la equidad, identidad de género y sexualidad. La Escala de Conductas Sexuales de Riesgo en Hombres que Tienen Sexo con Hombres y la Escala de Riesgo Percibido de ITS en adultos jóvenes contribuyen a fortalecer la prevención desde una mirada inclusiva, libre de estigmas y comprometida con la diversidad sexual y de género. Por su parte, la Escala de Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico (IMRA) ilumina un tema históricamente silenciado en los espacios educativos, mostrando cómo la salud menstrual incide en el desempeño académico y en el bienestar emocional de las estudiantes universitarias. A su vez, la Escala de Violencia Obstétrica en Mujeres Indígenas Mayas da voz a quienes han sufrido la deshumanización del parto, transformando la medición en un acto de justicia que reconoce la necesidad de un cuidado con perspectiva intercultural y de género.

El libro también abre espacio a la reflexión sobre las relaciones familiares y el envejecimiento. La Escala de Satisfacción del Rol en Abuelas Cuidadoras de Nietos rescata las emociones y valoraciones

que acompañan esta labor amorosa y desafiante, mientras que la Escala de Actitudes hacia la Sexualidad en la Vejez en Profesionales de Enfermería confronta prejuicios y promueve una atención más empática e inclusiva hacia las personas mayores.

Finalmente, el capítulo sobre la validez de contenido del Índice de Aspiraciones para la Prevención del Embarazo en la Adolescencia nos recuerda que prevenir no es solo advertir riesgos, sino también acompañar sueños. Medir las aspiraciones de vida de los adolescentes permite construir políticas más humanas, centradas en sus proyectos y esperanzas.

En conjunto, estos trece capítulos son una red de conocimiento que une ciencia, sensibilidad y compromiso social hacia quienes viven en contextos de vulnerabilidad. Así, esta obra se rige como un referente para investigadores, profesionales y docentes que buscan construir conocimiento útil para medir la realidad. En ella se conjugan la rigurosidad metodológica, la pertinencia cultural y el compromiso ético de una comunidad académica que cree en una ciencia más humana, inclusiva y solidaria.

DR. DONOVAN CASAS PATIÑO

*Universidad Autónoma del Estado de México*



# Presentación

---

El presente libro reúne una serie de 13 capítulos en lo que se incluyen obras originales sobre el diseño, adaptación y validación de instrumentos psicométricos en el área de la salud, con énfasis específicos en poblaciones de mujeres embarazadas, adolescentes y jóvenes universitarios, indígenas, adultos mayores, HSH y profesionales de enfermería en México y Colombia.

A lo largo de esta obra literaria los autores, quienes son profesores e investigadores de diversas universidades nacionales e internacionales, abordan con rigor metodológico la construcción y validación de escalas que permiten medir fenómenos complejos, a continuación se hace mención de los capítulos que integran este libro:

1. Escala de violencia obstétrica en mujeres indígenas de la zona maya de Quintana Roo
2. Escala de evaluación para las percepciones de los pacientes sobre la competencia cultural de los enfermeros y las interacciones de atención en salud
3. Escala de intención de consumo de cannabis en estudiantes universitarios
4. Escala para medir la preocupación por la COVID-19 en México
5. Escala de riesgo percibido a las infecciones de transmisión sexual en adultos jóvenes
6. Índice de aspiraciones para la prevención del embarazo en la adolescencia
7. Escala satisfacción del Rol en abuelas cuidadoras de nietos en el contexto mexicano
8. Escala de Impacto de la menstruación en el rendimiento académico (IMRA) en estudiantes universitarios de la península de Yucatán
9. Creencias acerca de la vacunación para COVID-19 en universitarios

10. Instrumento de Alfabetización en salud (versión corta) en cuidadores de personas de cáncer en Colombia
11. Escala de conductas Sexuales de riesgo en hombres que tienen sexo con hombres
12. Inventario de Historia familiar de consumo de alcohol en adolescentes indígenas del norte de México
13. Escala de actitudes hacia la sexualidad en la vejez en profesionales de enfermería

Cada capítulo aporta no solo resultados psicométricos sólidos (validez de contenido, confiabilidad, análisis factorial y confirmatorio), sino también reflexiones críticas sobre la pertinencia cultural, ética y social de los instrumentos. Con el propósito de responder a la necesidad científica y académica de contar con herramientas válidas y confiables y culturalmente sensibles que sustenten la investigación, práctica clínica y toma de decisiones en salud pública y educación superior.

Este libro es un esfuerzo colectivo y fruto de la colaboración entre universidades mexicanas (UAdeC, UQROO, UANL, UACH, entre otras) y extranjeras, que se adhieren a los estándares de calidad y ética científica establecida por organismos nacionales e internacionales.

Estamos seguros de que este libro será de gran utilidad para investigadores, docentes, estudiantes y profesionales de la salud, así también para los responsables de políticas públicas, interesados en la medición de constructos clave para la promoción de la salud, prevención de enfermedades y la equidad en contextos interculturales.

Finalmente, con esta obra no solo contribuye a la consolidación de una investigación cuantitativa rigurosa, sino que en sus páginas se refleja el firme compromiso ético y social de los autores. Es un claro testimonio de su dedicación al bienestar y los derechos humanos de las poblaciones estudiadas y de la sociedad en su conjunto.

DRA. MARILY DANIELA AMARO HINOJOSA  
*Universidad Autónoma de Chihuahua*

## CAPITULO 1

# Diseño y validación de la escala de violencia obstétrica en mujeres indígenas de la zona maya de Quintana Roo

---

TORRES-SOTO NISSA YAING

*Departamento de Ciencias de la Medicina,  
Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo, Chetumal,  
Quintana Roo, México.*

(nissa.torres@uqroo.edu.mx)

MARTÍNEZ-RAMÍREZ BEATRIZ

*Departamento de Ciencias de la Medicina,  
Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo, Chetumal,  
Quintana Roo, México.*

MATOS-AGUAYO GERARDO OMAR

*Departamento de Ciencias de la Medicina,  
Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo, Chetumal,  
Quintana Roo, México.*

CORTEZ-GONZÁLEZ LUIS CARLOS

*Facultad de Enfermería,  
Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, Coahuila, México*

## RESUMEN

**Introducción:** La violencia obstétrica, como forma de violencia institucional y de género, se expresa en prácticas que niegan el consentimiento informado, deshumanizan la atención y refuerzan relaciones de poder desiguales, especialmente en contextos interculturales. **Objetivo:** Este estudio tuvo como objetivo diseñar y validar una escala para evaluar la percepción de la violencia obstétrica en mujeres indígenas mayas del poblado José María Morelos, Quintana Roo. **Metodología:** Se realizó un estudio cuantitativo, no experimental, transversal y correlacional, en el que participaron 300 mujeres indígenas con antecedentes de parto entre 2019 y 2024. **Resultados:** La escala fue sometida

a un análisis factorial exploratorio, que identificó cinco factores que explicaron el 71.3% de la varianza total. Posteriormente, se aplicó un análisis factorial confirmatorio, construyendo parcelas para los primeros cuatro factores para optimizar el modelo, el cual mostró un buen ajuste a los datos ( $\chi^2 = 178.288$ ;  $g.l. = 89$ ;  $p = 0.375$ ;  $\chi^2/gl = 2.0$ ; BBNFI = 0.97; BBNNFI = 0.98; CFI = 0.98; RMSEA = 0.07). La confiabilidad fue adecuada según el coeficiente Omega de McDonald: escala total ( $\omega = 0.87$ ) y cinco factores: trato digno y respetuoso ( $\omega = 0.87$ ), consentimiento informado y autonomía ( $\omega = 0.86$ ), comunicación efectiva ( $\omega = 0.83$ ), acceso a información clara ( $\omega = 0.88$ ), y ausencia de daño innecesario ( $\omega = 0.89$ ). **Conclusión:** Los resultados respaldan la validez de constructo y la pertinencia cultural de la escala, que permite visibilizar la violencia obstétrica desde la perspectiva de mujeres indígenas, promoviendo su evaluación desde enfoques de género, derechos humanos e interculturalidad.

**Palabras clave:** violencia obstétrica, mujeres indígenas, salud intercultural, derechos sexuales y reproductivos

## INTRODUCCIÓN

La violencia obstétrica (VO) ha sido reconocida como una forma específica de violencia de género e institucional que vulnera los derechos humanos, sexuales y reproductivos de las mujeres, especialmente durante la atención del embarazo, parto y puerperio (OMS, 2014; Bohren et al., 2019). Esta forma de violencia incluye prácticas como el trato deshumanizado, la medicalización excesiva, la negación del consentimiento informado, las intervenciones sin justificación clínica, y la humillación verbal o física por parte del personal de salud (Sadler et al., 2016; OMS, 2018; CNDH, 2022).

Diversos organismos internacionales, como la Organización Mundial de la Salud (OMS) y la Comisión Interamericana de Derechos Humanos (CIDH), han llamado a los Estados a reconocer y erradicar estas prácticas, las cuales se perpetúan en contextos marcados por des-

igualdades estructurales, racismo institucional y ausencia de perspectiva intercultural (CIDH, 2017). De manera similar, en comunidades indígenas de Colombia se ha evidenciado que la violencia obstétrica no solo se manifiesta como una práctica médica invasiva, sino como una expresión del racismo estructural que permea el sistema de salud. Esta forma de violencia se sostiene en la deslegitimación de los saberes ancestrales, la imposición de un modelo biomédico excluyente y la negación sistemática del consentimiento informado. Según Gaffney et al. (2021), estas prácticas vulneran profundamente los derechos reproductivos de las mujeres indígenas, limitan su acceso digno y equitativo a la atención obstétrica, y demandan un abordaje desde la justicia reproductiva y el reconocimiento efectivo de la interculturalidad en los servicios de salud.

La atención obstétrica en México ha sido señalada como un ámbito en el que persisten prácticas que vulneran los derechos humanos, particularmente en el caso de mujeres indígenas. De acuerdo con Torrisi et al. (2024), estas prácticas incluyen procedimientos médicos realizados sin consentimiento informado, esterilización forzada, trato degradante y formas de discriminación estructural, las cuales configuran un patrón de violencia institucional que trasciende lo individual y se inserta en estructuras históricas y sociales más amplias. En contextos interculturales, estas formas de maltrato se agravan por la exclusión de saberes tradicionales y la deslegitimación de los modelos comunitarios de salud. Esta evidencia pone de manifiesto la necesidad urgente de repensar la atención del parto desde un enfoque de justicia reproductiva e interculturalidad, que garantice el respeto a la autonomía, la dignidad y los derechos de las mujeres, reconociendo sus contextos socioculturales y la pluralidad de sus experiencias.

En México, la Encuesta Nacional sobre la Dinámica de las Relaciones en los Hogares (ENDIREH) reportó que el 31.4% de las mujeres que tuvieron un parto entre 2016 y 2021 experimentaron algún tipo de maltrato en la atención obstétrica (INEGI, 2021). En el estado de Quintana Roo, esta cifra se mantiene en 31.3%, y es aún más preocupante en comunidades indígenas mayas, donde las barreras

lingüísticas, la discriminación cultural y la desvalorización de los saberes tradicionales profundizan la exclusión en los servicios de salud (Arévalo, 2023).

A pesar de su creciente visibilidad, la medición de la violencia obstétrica presenta desafíos metodológicos. La mayoría de los instrumentos existentes, como la Escala de Violencia Obstétrica de Cárdenas y Salinero (2021) y su adaptación en población española (González-de la Torre et al., 2023), presentan limitaciones por su carácter unifactorial y por no haber sido diseñados para poblaciones indígenas. Por su parte, el instrumento PercOV-S (Mena-Tudela et al., 2020), aunque innovador en su conceptualización bidimensional, fue elaborado para estudiantes de salud y no para usuarias de servicios.

En este contexto, se justifica la creación de una herramienta específica que permita captar, desde una perspectiva intercultural, los distintos niveles en que se manifiesta la violencia obstétrica en mujeres indígenas. Considerando los marcos normativos vigentes en México, como la NOM-007-SSA2-2016, la Ley General de Acceso de las Mujeres a una Vida Libre de Violencia (LGAMLV) y la Declaración de las Naciones Unidas sobre los Derechos de los Pueblos Indígenas (ONU, 2007), el presente estudio tiene como objetivo diseñar y validar una escala para medir la violencia obstétrica en mujeres mayas del sur de México, asegurando su pertinencia cultural, normatividad ética y robustez psicométrica.

## METODOLOGÍA

### *Diseño del estudio*

Se realizó un estudio cuantitativo, transversal, descriptivo y correlacional. La estrategia metodológica buscó captar tanto la frecuencia como la distribución de las experiencias de atención obstétrica en una población de contexto indígena, para ello se consideró la localidad de José María Morelos perteneciente al municipio del mismo nombre en el estado de Quintana Roo, clasificada como pueblo maya de acuerdo

con el Catálogo de Localidades Indígenas elaborado por el Instituto Nacional de los Pueblos Indígenas (INPI, 2024).

### *Participantes*

La población estuvo conformada por 300 mujeres indígenas mayas que hayan tenido al menos un parto entre 2019 y 2024 y que aceptaran participar en el estudio, se empleó un muestreo por conveniencia no probabilístico, se consideraron como criterios de inclusión a mujeres que cumplieran con las siguientes condiciones; ser mayores de edad, haber tenido al menos un parto vaginal en una unidad de salud pública del estado de Quintana Roo durante los últimos cinco años y que se clasificara como parto fisiológico (sin evolución complicada para la intervención del proceso médico ni en el parto ni puerperio). Se excluyeron a las mujeres con parto por cesárea debido a que la resolución obstétrica abdominal implica un contexto clínico diferente al del parto fisiológico vaginal. La cesárea conlleva la intervención médica directa desde el inicio, mayor grado de medicalización y posibles complicaciones perioperatorias, factores que podrían introducir sesgos en la valoración de la experiencia del parto y en las percepciones estudiadas. La adscripción étnica fue determinada principalmente mediante el criterio de autoadscripción indígena, reconocido por el Instituto Nacional de los Pueblos Indígenas (INPI, 2024). Como criterios complementarios, se tomó en cuenta si la participante hablara o entendiera lengua maya ya sea como lengua materna o secundaria, y que fuera residente de la localidad de José María Morelos, se excluyó a las mujeres que hubieran tenido parto en su domicilio o con partera.

A través de un estudio cuantitativo, no experimental, transversal y explicativo, se encuestó una muestra conformada por 300 mujeres indígenas con edades comprendidas entre los 19 y 50 años. La distribución por rangos etarios mostró que el 24.0% tenía entre 19 y 24 años, el 26.0% entre 25 y 34 años, el 32.0% entre 35 y 44 años, y el 18.0% entre 45 y 50 años. En términos de alfabetización, el 12.66% de las participantes reportó no saber leer ni escribir, mientras que el

87.33% indicó poseer habilidades de lectoescritura. Respecto al nivel educativo alcanzado, el 24% tenía estudios de preescolar, el 20.66% primaria, el 18.66% secundaria, el 12.66% preparatoria, el 5.33% carrera técnica y el 4.66% licenciatura; además, el 14% señaló no haber cursado ningún nivel escolar.

En relación con el ingreso mensual familiar, el 30% reportó ingresos entre \$0 y \$2,500 pesos, el 22.66% entre \$2,501 y \$5,000 pesos, el 15.33% entre \$5,001 y \$10,000 pesos, el 10% entre \$10,001 y \$20,000 pesos, y el 13.33% indicó percibir entre \$20,001 y \$40,000 pesos mensuales. El 58% de las mujeres refirió estar trabajando al momento del estudio. En cuanto a la afiliación a servicios de salud, el 12.66% al IMSS y el 10.66% al ISSSTE y el resto de las mujeres acudían para atención a las unidades de Secretaría de Salud o IMSS-Bienestar (73%). Respecto a la edad de la primera unión, el 52% de las participantes reportó haber iniciado entre los 15 y 18 años, el 36% entre los 19 y 24 años, y el 12% entre los 25 y 39 años. En cuanto al número de embarazos, el 46.66% había tenido tres, el 34.66% dos, y el 18.66% solo uno. Sobre el tipo de parto en su último embarazo, el 75.33% fue por vía vaginal y el 24.66% tenía antecedente de alguna cesárea. Finalmente, en relación con el lugar de atención del último parto, el 80% en unidades de SESA, el 10% en el IMSS, el 10% en el ISSSTE.

**Tabla 1. Características sociodemográficas de mujeres de que tuvieron al menos un parto en los últimos cinco años (n=300).**

Variables	n, %	Variables	n, %
<b>Edad</b>		<b>Trabaja actualmente</b>	
19 a 24 años	72(24.0%)	Si	174 (58%)
25 a 34 años	78(26.0%)	No	126 (42%)
35 a 44 años	96 (32.0%)	Afilación al Servicio de Salud	
45 a 50 años	54 (18.0%)	IMSS	38 (12.66%)
<b>Sabe leer o escribir</b>		ISSSTE	32 (10.66%)
Si	262 (87.33%)	SESA / IMSS Bienestar	230 (73.33%)
No	38 (12.66%)	<b>Edad a la primera unión</b>	
<b>Escolaridad</b>		15 a 18 años	156 (52%)
Licenciatura	14 (4.66%)	19 a 24 años	108 (36%)

Variables	n, %	Variables	n, %
Carrera técnica	16 (5.33%)	25 a 39 años	36 (12%)
Preparatoria	38 (12.66%)	Número de embarazos	
Secundaria	56 (18.66%)	Uno	56 (18.66%)
Primaria	62 (20.66%)	Dos	104 (34.66%)
Preescolar	72 (24%)	Tres	140 (46.66%)
No estudió	42 (14%)	Tipo de parto del último embarazo	
<b>Ingreso mensual familiar</b>		Vaginal	226 (75.33%)
\$0 a 2,500 pesos	116 (30%)	Cesárea	74 (24.66%)
\$2,501 a 5,000 pesos	68 (22.66%)	Lugar de atención del último parto	
\$5,001 a 10,000 pesos	46 (15.33%)	IMSS	31 (10%)
\$10,001 a 20,000 pesos	30 (10%)	ISSSTE	30 (10%)
\$20,001 a 40,000 pesos	40 (13.33%)	SESA/IMSS Bienestar	239 (80%)

## Instrumentos

*Escala de percepción de la violencia obstétrica en mujeres indígenas:* (E elaborada *ex profeso* para este estudio), es un instrumento diseñado para evaluar la percepción de las mujeres sobre la calidad de la atención obstétrica recibida, particularmente en lo que respecta al 1) “Trato digno y respetuoso” que evalúa si la mujer fue tratada con cortesía, respeto y sin juicios por parte del personal de salud 2) “Consentimiento informado y autonomía”, que abarca aspectos relacionados con la toma de decisiones, el respeto a las preferencias de la mujer y la solicitud expresa de autorización para realizar procedimientos. 3) “Comunicación efectiva”, hace referencia a la calidad del intercambio verbal, la claridad del lenguaje utilizado y la disposición del personal para responder dudas. 4) “Acceso a información clara y comprensible”, integra ítems sobre la explicación de procedimientos, medicamentos y maniobras realizadas durante el parto y 5) “Intervención médica innecesaria”, que se refiere a la percepción de haber recibido una atención cuidadosa, libre de intervenciones dolorosas o injustificadas. La construcción del instrumento se basó en marcos normativos y científicos reconocidos a nivel nacional e internacional, incluyendo la Norma Oficial Mexicana NOM-007-SSA2-2016 para la atención del embarazo, parto y puerperio; las recomendaciones de la Organización Mundial de la Salud sobre cuidados intraparto respetuosos; la Ley General de

acceso de las mujeres a una vida libre de violencia; y la declaración de las Naciones Unidas sobre los Derechos de los Pueblos Indígenas.

Inicialmente, el instrumento estuvo conformado por 46 ítems con formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos, que van de 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo), sin embargo, al realizar el Análisis Factorial Exploratorio y Confirmatorio la escala resultó de 34 ítems que alcanzaron el peso factor  $\geq .40$ .

### *Validez de contenido*

Para asegurar la validez de contenido, el instrumento fue sometido a juicio de expertos con la participación de diez especialistas en salud materna, derechos humanos, salud intercultural y metodología de la investigación. Se evaluaron la claridad, relevancia, pertinencia cultural y congruencia normativa de cada ítem mediante una matriz de validación, los resultados del juicio reflejaron un alto nivel de consenso entre los jueces (índice de validez de contenido [IVC]  $> 0.80$  en la mayoría de los ítems), lo cual respalda la calidad del instrumento. Este proceso permitió refinar los reactivos para asegurar que fueran culturalmente sensibles, científicamente sólidos y adecuados para captar las experiencias de violencia obstétrica en contextos indígenas.

### *Análisis de datos*

El análisis estadístico se realizó utilizando el software IBM SPSS Statistics, versión 28. Para las variables categóricas se calcularon frecuencias absolutas y relativas (porcentajes), mientras que para las variables continuas se obtuvieron estadísticas univariadas (media y desviación estándar).

Posteriormente, se llevó a cabo un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) empleando el método de máxima verosimilitud con rotación oblimin directa. La adecuación de la muestra fue evaluada mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), considerando valores aceptables superiores a .80. Asimismo, se aplicó la prueba de esfericidad

de Bartlett, cuyo resultado significativo ( $p < .05$ ) indica correlación suficiente entre los ítems para proceder con el análisis factorial.

Se efectuó también un análisis de Mardia para evaluar la normalidad multivariada de los datos, con el fin de determinar el método más apropiado para el Análisis Factorial Confirmatorio (máxima verosimilitud o método robusto), considerando valores de curtosis multivariada inferiores a 3 como indicativo de normalidad.

La bondad de ajuste del modelo se evaluó mediante la prueba chi-cuadrada ( $\chi^2$ ), así como por la razón chi-cuadrada entre los grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ), esperándose valores inferiores a 5. Dado que la chi-cuadrada es sensible al tamaño de la muestra, se complementó la evaluación del modelo con índices de ajuste incremental como el BB-NFI (Bentler-Bonett Normed Fit Index), BBNIFI (Bentler-Bonett Non-Normed Fit Index) y el CFI (Comparative Fit Index), considerando valores adecuados aquellos superiores a .90. Además, se utilizó el RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) para valorar la bondad de ajuste poblacional, con un umbral de aceptabilidad inferior a .08.

La consistencia interna de la escala fue estimada mediante el coeficiente Omega de McDonald, considerado más robusto que el alfa de Cronbach, aunque también se reportó este último para fines comparativos (Hayes & Coutts, 2020).

### *Análisis de resultados*

La solución factorial arrojó un total de cinco componentes que explicaron conjuntamente el 71.30% de la varianza total. La adecuación de la muestra fue confirmada mediante la medida de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0.949), considerada excelente, y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ( $\chi^2 = 7238.415$ ;  $g.l. = 123$ ;  $p < 0.001$ ), lo que indica que los datos son adecuados para el análisis factorial. Durante la optimización del modelo se eliminaron los ítems 2, 4, 5, 6, 10, 11, 14, 16, 19, 25, 27, 28, 38 y 41, debido a que no alcanzaron el criterio de carga factorial mínima ( $\geq .40$ ), lo que derivó en una versión

final de la escala compuesta por 31 ítems con un índice de consistencia interna de ( $\omega=.87$ ). Las varianzas explicadas por cada factor fueron: Factor 1 “Trato digno y respetuoso” (10.20%); Factor 2 “Consentimiento informado y autonomía” (20.75%); Factor 3 “Comunicación efectiva” (17.14%); Factor 4 “Acceso a información clara y comprensible” (14.22%); y Factor 5 “Intervención médica innecesaria” (8.99%). Todos los ítems presentaron cargas factoriales superiores a .80 en su respectiva dimensión, lo cual evidencia una estructura factorial sólida y coherente con el marco teórico. Además, los coeficientes de confiabilidad Omega de McDonald oscilaron entre .83 y .89, indicando una alta consistencia interna en cada factor. Estos resultados respaldan la validez de constructo de la escala y confirman la existencia de cinco dimensiones diferenciadas en la experiencia de atención obstétrica.

**Tabla 2. Análisis Factorial de la escala de violencia obstétrica en mujeres indígenas mayas (n=300).**

Variables/ítems	Min.	Máx.	M	DE	Cargas factoriales				
					1	2	3	4	5
Durante mi atención, el personal de salud me habló con respeto y en un tono amable.	1	5	3.2	0.879	<b>0.879</b>				
Durante mi atención, recibí un trato respetuoso sin utilizar sobrenombres, diminutivos ni expresiones que descalificaran mi comportamiento.	1	5	3.1	0.823	<b>0.823</b>				
Me sentí valorada y respetada por mi forma de hablar, vestir o por mi cultura.	1	5	2.8	0.805	<b>0.805</b>				
Sentí que mi cuerpo fue tratado con respeto durante el parto.	1	5	3.0	0.891	<b>0.891</b>				
Fui tratada como una persona adulta, capaz y competente y se valoraron mis emociones, decisiones y necesidades durante todo el proceso del parto.	1	5	2.8	0.880	<b>0.870</b>				
Durante mi trabajo de parto se garantizó mi privacidad y se evitó la exposición innecesaria a personas ajenas al personal de salud.	1	5	2.9	0.821	<b>0.833</b>				
Me preguntaron si estaba de acuerdo antes de tocar mi cuerpo o realizar un procedimiento médico.	1	5	2.5	0.844		0.844			
Se me permitió estar acompañada por una persona de mi confianza antes y después del parto.	1	5	2.4	0.876		0.833			
Me pidieron permiso antes de hacerme una revisión íntima (como el tacto vaginal).	1	5	2.2	0.821		0.844			
Me explicaron todos los procedimientos médicos claramente y se respetaron mis decisiones.	1	5	2.1	0.890		0.821			
Se respetó mi derecho a decidir sobre el uso de métodos anticonceptivos después del parto, brindándome opciones e información suficiente.	1	5	2.0	0.811		0.890			
Sentí que se respetaron mis decisiones durante el parto, incluso si eran diferentes a las del personal de salud.	1	5	2.4	0.833		0.811			
Me sentí involucrada en las decisiones relacionadas con mi cuerpo durante el parto.	1	5	2.6	0.802		0.833			

Variables/items	Min.	Máx.	M	DE	Cargas factoriales				
					1	2	3	4	5
Pude expresar mi deseo de tener un parto natural.	1	5	2.9	0.825			0.802		
Me ofrecieron opciones para mi atención (como elegir la posición para parir, el uso de medicamentos o tener un acompañante).	1	5	2.3	0.848			0.825		
Me permitieron elegir la posición en la que me sentía más cómoda para parir.	1	5	2.5	0.831			0.848		
Durante el trabajo de parto, me permitieron caminar y adoptar las posiciones que sentía necesarias según mi comodidad.	1	5	2.2	0.845			0.837		
Durante toda la atención, el personal de salud me explicó las cosas con palabras claras y comprensibles.	1	5	3.0	0.884			0.884		
Comprendí todo lo que el personal decía durante mi atención.	1	5	3.1	0.867			0.867		
Las personas que me atendieron se identificaron con su nombre y función (médico, enfermera, estudiante, etc.).	1	5	3.3	0.883			0.883		
Durante mi atención, sentí que podía hacer preguntas y que el personal respondía con paciencia y claridad.	1	5	3.0	0.861			0.861		
Me preguntaron si comprendía lo que se me estaba explicando antes de continuar con el procedimiento.	1	5	2.7	0.884			0.884		
El personal adaptó su forma de hablar para que pudiera entender, tomando en cuenta mi nivel educativo o idioma.	1	5	2.5	0.845			0.845		
Cuando no entendía algo, el personal buscó otras formas (dibujos, ejemplos, lenguaje sencillo) para explicarme.	1	5	2.2	0.811			0.811		
El personal me explicó lo que me iban a hacer antes de realizarme un procedimiento o revisión.	1	5	2.9	0.819			0.819		
Me explicaron para qué servía cada examen o procedimiento que me realizaron.	1	5	2.8	0.875			0.875		
Me explicaron la función de los medicamentos antes de aplicarlos para facilitar el parto.	1	5	2.7	0.865			0.865		
Me explicaron con palabras sencillas qué es el corte (episiotomía) que a veces hacen para ayudar a que nazca el bebé, y que sólo se hace cuando realmente es necesario.	1	5	2.4	0.819			0.819		
Recibí una explicación clara sobre cualquier maniobra realizada durante el parto, incluyendo prensionar mi abdomen.	1	5	2.3	0.816			0.875		
Me explicaron previamente por qué aplicaban presión sobre mi vientre para ayudar al nacimiento.	1	5	2.5	0.823			0.823		
Me sentí protegida contra prácticas innecesarias o potencialmente dañinas durante el parto y el puerperio inmediato.	1	5	2.6	0.822			0.822		
Sentí que los procedimientos realizados durante el parto no me causaron daño ni dolor innecesario.	1	5	2.9	0.851			0.851		
Antes de la revisión postparto interna (meter la mano), me aplicaron medicamentos para el dolor o anestesia.	1	5	2.1	0.801			0.801		
Fui obligada a quedarme en cama impidiéndome caminar o buscar posiciones según mis necesidades.	1	5	2.0	0.817			0.817		
Varianza explicada					10.20%	20.75%	17.14%	14.22%	8.99%
Omega de McDonald ( $\omega$ )					0.87	0.86	0.83	0.88	0.89

### *Análisis de correlación de Pearson*

Se realizó un análisis de correlación de Pearson para examinar las asociaciones entre los cinco factores que conforman la escala de violencia obstétrica. Los resultados revelaron correlaciones negativas y estadísticamente significativas entre todas las dimensiones evaluadas, lo cual indica que, a mayor presencia de prácticas respetuosas en la atención obstétrica, menor es la percepción de violencia ejercida durante el proceso de atención. El factor denominado trato digno y respetuoso mostró correlaciones negativas de magnitud moderada con los otros cuatro componentes de la escala: consentimiento informado y autonomía ( $r = -.45, p < 0.001$ ), comunicación efectiva ( $r = -.56, p < 0.001$ ), acceso a información clara y comprensible ( $r = -.52, p < 0.001$ ), e intervención médica innecesaria ( $r = -.49, p < 0.001$ ). Estos resultados sugieren que cuando las mujeres reportan haber sido tratadas con dignidad y respeto, tienden a experimentar menos eventos asociados con prácticas de violencia obstétrica.

Asimismo, la dimensión de consentimiento informado y autonomía se asoció negativamente con comunicación efectiva ( $r = -.53, p < 0.001$ ), acceso a información clara y comprensible ( $r = -.43, p < 0.001$ ), e intervención médica innecesaria ( $r = -.39, p < .001$ ). Lo anterior indica que el respeto a la autonomía de las mujeres y la solicitud del consentimiento durante la atención están vinculados con una menor percepción de violencia institucional. Por su parte, comunicación efectiva mostró correlaciones negativas con acceso a información clara y comprensible ( $r = -.40, p < 0.001$ ) y con ausencia de intervención médica innecesaria ( $r = -.46, p < 0.001$ ), lo cual enfatiza la relevancia de una comunicación adecuada entre el personal de salud y la mujer como elemento protector frente a experiencias obstétricas adversas. Finalmente, se observó una correlación negativa entre acceso a información clara y comprensible y la intervención médica innecesaria ( $r = -.38, p < 0.001$ ), lo que refuerza la importancia del acceso a información oportuna como factor clave para la prevención de prácticas de violencia obstétrica.

**Tabla 3. Análisis de correlación de pearson entre los factores de la escala de violencia obstétrica (n=300).**

Variables	TDR	CIA	CE	AICC	IMI
TDR	1				
CIA	-.45	1			
CE	-.56	-.53	1		
AICC	-.52	-.43	-.40	1	
IMI	-.49	-.39	-.46	-.38	1

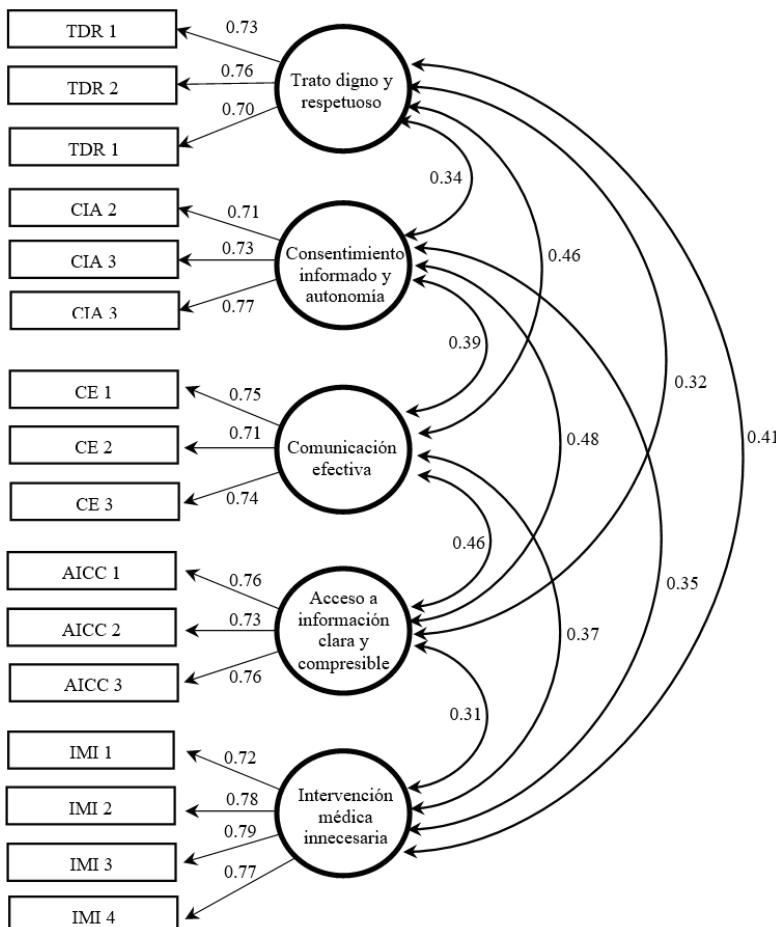
TDR= Trato digno y respetuoso, CIA=Consentimiento informado y autonomía, CE= Comunicación efectiva, AICC=Acceso a información clara y comprensible, IMI= No maltrato o daño innecesario.

### *Análisis factorial confirmatorio*

El análisis factorial confirmatorio permitió evaluar la validez estructural de la escala de percepción de la violencia obstétrica en mujeres indígenas mayas, confirmando una estructura compuesta por cinco factores latentes interrelacionados: trato digno y respetuoso, consentimiento informado y autonomía, comunicación efectiva, acceso a información clara y comprensible, y ausencia de maltrato o daño innecesario. Para optimizar la estimación del modelo y reducir el error residual asociado a los ítems individuales, se construyeron **parcelas de ítems** para los factores 1, 2, 3 y 4, agrupando los reactivos de manera teóricamente coherente y empíricamente balanceada. El factor 5, por su parte, fue modelado a partir de ítems individuales, dado su menor número de indicadores y su especificidad semántica. El modelo mostró un ajuste global satisfactorio a los datos observados. La estadística chi-cuadrada fue no significativa ( $\chi^2 = 178.288$ ; g.l. = 89;  $p = 0.375$ ), y la chi-cuadrada relativa resultó adecuada ( $\chi^2/g.l.=2.0$ ). Los índices incrementales de ajuste también indicaron un buen ajuste: BBNFI = 0.97, BBNNFI = 0.98 y CFI = 0.98. Asimismo, el valor del RMSEA fue de 0.07, lo que sugiere una aceptable aproximación entre la matriz observada y la estimada. Se evaluó la **validez convergente** del modelo mediante el cálculo de las **varianzas extraídas medias (AVE)**, obteniéndose valores superiores a .50 para los cinco factores, lo que indica que una proporción sustancial de la varianza de los ítems es explicada por su constructo latente correspondiente. Por otro lado, la **validez**

**divergente** se corroboró al comprobar que, en todos los casos, el valor del AVE de cada factor fue mayor que el cuadrado de las correlaciones entre factores, lo cual evidencia que las dimensiones propuestas capturan aspectos diferenciados del fenómeno evaluado.

**Figura 1. Análisis factorial confirmatorio de la escala de percepción de la violencia obstétrica en mujeres indígenas mayas.**



Bondad de ajuste:  $\chi^2 = 178.288$ , (89 g.l.)  $p=0.375$ ,  $\chi^2$  relativa=2.0,  $BBNFI = 0.97$ ;  $BBNNFI = 0.98$ ;  $CFI = 0.98$  y  $RMSEA = 0.07$ .

## DISCUSIÓN

Los hallazgos de este estudio deben ser comprendidos a la luz del contexto estructural en el que se brinda la atención obstétrica, especialmente en comunidades indígenas rurales. La violencia obstétrica no debe interpretarse como una suma de conductas individuales, sino como una expresión de estructuras institucionales, históricas y epistemológicas profundamente arraigadas.

La hegemonía del modelo biomédico ha medicalizado y patologizado el parto, reduciéndolo a un evento técnico que excluye sus dimensiones culturales y subjetivas. Esta lógica legitima el control profesional sobre los cuerpos femeninos, desautorizando el saber de las mujeres y priorizando la eficiencia institucional por encima del acompañamiento humanizado. Factores como la sobrecarga laboral, el enfoque productivista y la escasa formación en derechos humanos y comunicación empática refuerzan prácticas autoritarias. Así, la atención obstétrica se convierte en una forma de dominación simbólica sustentada en la tecnología y la jerarquía médica (Castrillo, 2020). Estas condiciones estructurales, lejos de deberse a malas intenciones individuales, generan un terreno fértil para la reproducción de prácticas que pueden ser percibidas como deshumanizantes, especialmente por mujeres de origen indígena, quienes enfrentan brechas lingüísticas, barreras de acceso, discriminación étnica y exclusión de sus saberes tradicionales (Martínez-Velasco et al., 2024; Hernández & Rangel, 2023). En este escenario, urge contar con herramientas de medición culturalmente pertinentes y psicométricamente válidas que permitan visibilizar estas formas de maltrato normalizado, y a partir de ello impulsar transformaciones institucionales desde un enfoque de género, interculturalidad y derechos humanos.

En este contexto, el estudio aborda una necesidad metodológica poco explorada: la medición cuantitativa de la violencia obstétrica en contextos culturalmente diversos. Si bien existe un creciente cuerpo de investigaciones que ha contribuido a visibilizar este fenómeno, la mayoría ha utilizado enfoques cualitativos, como entrevistas, relatos

de experiencia o estudios etnográficos, centrados en temas como la interseccionalidad, la discriminación y las desigualdades estructurales (Santos et al., 2025; Torres-Soto et al., 2024; Murrieta, 2021). Sin embargo, estos enfoques no permiten generar datos comparativos y replicables que sirvan como base para el diseño de políticas públicas. Esta limitación es especialmente crítica en poblaciones indígenas, donde la violencia obstétrica suele estar normalizada. El enfoque cuantitativo adoptado constituye así un aporte metodológico relevante.

Con base a esta necesidad, el presente estudio tuvo como objetivo diseñar y validar una escala que permita medir la percepción de violencia obstétrica (VO) en mujeres indígenas mayas, atendiendo a sus particularidades culturales y contextuales. Los resultados obtenidos evidencian adecuados indicadores psicométricos, tanto en términos de confiabilidad como de validez. El análisis factorial exploratorio reveló una estructura de cinco factores que explican más del 70% de la varianza total, lo que representa un buen nivel de explicación para un constructo complejo y multidimensional. La consistencia interna fue alta en todas las dimensiones, con coeficientes omega de McDonald superiores a .80, lo que indica estabilidad y coherencia entre los ítems de cada subescala.

Estos resultados coinciden parcialmente con los hallazgos obtenidos en instrumentos previos como el PercOV-S, diseñado por Mena-Tudela et al. (2020) para evaluar la percepción de violencia obstétrica entre estudiantes de ciencias de la salud. En dicho estudio, el análisis factorial identificó dos dominios: violencia obstétrica no protocolizada-invisible y violencia obstétrica protocolizada-visible, los cuales explicaron conjuntamente el 54.47% de la varianza. Este modelo resulta útil para ilustrar que la violencia obstétrica, como forma de violencia de género, no siempre se manifiesta en formas explícitas y visibles, sino que muchas veces permanece oculta, normalizada o justificada en la práctica clínica cotidiana (Mena-Tudela et al., 2020).

En ese sentido, los autores del estudio PercOV-S propusieron el modelo del “iceberg” como metáfora analítica para comprender la violencia obstétrica. En este modelo, las formas protocolizadas y visibles

(como la episiotomía sin consentimiento o la inducción sistemática del parto) representan la parte emergida del fenómeno; mientras que la mayor parte de esta violencia, expresada en omisiones, lenguaje violento, trato infantilizante, desinformación y negación del acompañamiento, permanece sumergida, difícil de detectar y aún más difícil de denunciar (González-de la Torre et al., 2023).

La clasificación de las prácticas protocolizadas como estándar de atención ha contribuido a su normalización, muchas veces sin considerar el consentimiento informado ni las preferencias individuales de las mujeres (OMS, 2014). Tal como señala la Organización Mundial de la Salud, un número significativo de mujeres sanas experimenta al menos una intervención clínica innecesaria durante el parto, lo que afecta negativamente su experiencia y autonomía. Prácticas como el rasurado perineal, los tactos vaginales repetidos, la amniotomía sistemática y la restricción de líquidos durante el trabajo de parto, siguen siendo frecuentes en entornos institucionales, a pesar de estar desaconsejadas por la evidencia científica más reciente (OMS, 2018).

En el caso particular de las mujeres indígenas mayas, esta situación se agrava debido a la confluencia de factores estructurales como la discriminación étnica, las barreras lingüísticas y la invisibilización de sus saberes ancestrales en la atención médica. Estudios previos han documentado que estas mujeres perciben el parto institucional como una experiencia hostil, en la que sus necesidades emocionales son desestimadas y sus decisiones no son respetadas (Arévalo, 2023). La escala validada en este estudio permite captar esas dimensiones con mayor precisión, incorporando elementos vinculados al trato respetuoso, la comunicación intercultural, el consentimiento informado y la ausencia de intervenciones innecesarias.

Una comparación con los resultados del PercOV-S también permite reflexionar sobre los desafíos éticos y profesionales en la atención obstétrica. En dicho estudio, los estudiantes de obstetricia percibieron mayores niveles de violencia obstétrica, particularmente en prácticas como la maniobra de Kristeller, la episiotomía sin anestesia y la negación del acompañamiento durante una cesárea. Estas percepciones se

relacionan con la formación centrada en la fisiología del parto y con enfoques salutogénicos que consideran el embarazo como un proceso natural, más que como una condición médica *per se* (Mena-Tudela et al., 2020). En contraste, el modelo biomédico dominante en muchos hospitales tiende a medicalizar el proceso de parto, debilitando la capacidad de decisión de las mujeres y favoreciendo intervenciones innecesarias que, aunque protocolizadas, constituyen formas de violencia obstétrica.

Otra dimensión relevante es la normalización de la violencia obstétrica en la vida sexual y reproductiva de las mujeres. El estudio Per-*cOV-S* mostró que las participantes sin experiencia previa en embarazo o parto obtuvieron puntuaciones más altas en VO percibida, lo que podría deberse a que, una vez vividas, muchas de estas prácticas dejan de ser percibidas como violentas debido a su naturalización. Este fenómeno ha sido descrito por diversas autoras como un mecanismo de adaptación frente a la violencia estructural, que lleva a las mujeres a resignificar prácticas invasivas como necesarias o inevitables (García, 2018; OMS, 2014).

Los hallazgos de este estudio coinciden con investigaciones internacionales que evidencian que mujeres en situación de vulnerabilidad —como migrantes o indígenas— tienden a experimentar formas específicas de trato irrespetuoso, falta de autonomía y discriminación durante la atención obstétrica. En este sentido, León-Larios, Gálvez-Lara y Aguilar-Latorre (2022) desarrollaron y validaron una escala para evaluar la atención materna respetuosa en mujeres migrantes, identificando tres dimensiones fundamentales: trato digno, autonomía y atención no discriminatoria. Sus resultados subrayan la importancia de contar con instrumentos culturalmente sensibles que permitan visibilizar las formas estructurales e interpersonales de violencia y exclusión en el parto, la similitud entre los factores encontrados en dicho estudio y los identificados en la presente investigación (por ejemplo, la autonomía y el consentimiento informado) refuerza la necesidad de promover un modelo de atención centrado en los derechos y la experiencia subjetiva de las mujeres.

## CONCLUSIÓN

En conclusión, la escala desarrollada y validada en este estudio constituye un instrumento pertinente y confiable para medir la violencia obstétrica en mujeres indígenas mayas. Su diseño incorporó una perspectiva intercultural y de género, lo cual permite captar con mayor precisión las experiencias de maltrato en contextos donde confluyen desigualdades históricas por razón de sexo, etnicidad y clase social. Este instrumento puede contribuir tanto a la investigación como a la evaluación e intervención en políticas públicas orientadas a erradicar la violencia obstétrica y garantizar una atención digna, respetuosa y culturalmente sensible.

## REFERENCIAS

- ARÉVALO, N. S. (2023). *Derechos sexuales y reproductivos de las mujeres en la zona maya de Quintana Roo: un análisis desde el enfoque interseccional en Felipe Carrillo Puerto y José María Morelos, 2008-2022*. Tesis de Maestría en Ciencias Sociales Aplicadas a los Estudios Regionales. Recuperado de: [https://risisbi.uqroo.mx/bitstream/handle/20.500.12249/3286/21-28317\\_M\\_20230712.pdf](https://risisbi.uqroo.mx/bitstream/handle/20.500.12249/3286/21-28317_M_20230712.pdf)
- BILLETT, H., Vázquez Corona, M., & Bohren, M. A. (2022). Women from migrant and refugee backgrounds' perceptions and experiences of the continuum of maternity care in Australia: A qualitative evidence synthesis. *Women and Birth*, 35(4), 327–339. <https://doi.org/10.1016/j.wombi.2021.08.005>
- BOHREN, M. A., Vogel, J. P., Hunter, E. C., Lutsiv, O., Makh, S. K., Souza, J. P., Aguiar, C., Saraiva Conegiani, F., Diniz, A. L. A., Tunçalp, Ö., Javadi, D., Oladapo, O. T., Khosla, R., Hindin, M. J., & Gülmезoglu, A. M. (2015). *The mistreatment of women during childbirth in health facilities globally: A mixed-methods systematic review*. *PLoS Medicine*, 12(6), Article e1001847. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1001847>

- CÁMARA de Diputados del H. Congreso de la Unión. (2007). *Ley General de Acceso de las Mujeres a una Vida Libre de Violencia* [Ley]. Diario Oficial de la Federación. Recuperado de: <https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LGAMVLV.pdf> (Consultado el 24 de junio de 2025)
- CÁRDENAS, A., & Salinero, E. (2021). *Desarrollo y validación de una escala de violencia obstétrica*. *Revista Chilena de Obstetricia y Ginecología*, 86(3), 213–222. <http://dx.doi.org/10.16888/interd.2021.38.2.14>
- CASTRILLO, B. (2020). *Parir como la institución médica manda: Análisis sociológico del modelo hegemonico de atención obstétrica*. Argumentos. *Revista de Crítica Social*, 22, 309–329. Recuperado de <http://publicaciones.sociales.uba.ar/index.php/argumentos/article/view/2391>
- COMISIÓN Nacional de los Derechos Humanos (CNDH). (2022). *Relatoria: Violencia obstétrica*. Recuperado de: [https://igualdaddegenero.cndh.org.mx/doc/Promocion/Relatorias/Relatoria\\_Violencia\\_Obstetrica.pdf](https://igualdaddegenero.cndh.org.mx/doc/Promocion/Relatorias/Relatoria_Violencia_Obstetrica.pdf)
- COMISIÓN Interamericana de Derechos Humanos. (2017, 17 de abril). *Las mujeres indígenas y sus derechos humanos en las Américas* (OEA/Ser.L/V/II. Doc. 44/17) [PDF]. Organización de los Estados Americanos. Recuperado de: <https://www.oas.org/es/cidh/informes/pdfs/MujeresIndigenas.pdf> (Consultado el 24 de junio de 2025)
- GARCÍA, E. M. (2018). *La violencia obstétrica como violencia de género: estudio etnográfico de la violencia asistencial en el embarazo y el parto en España y de la percepción de usuarias y profesionales*. Tesis de Doctorado en Ciencias Humanas. Recuperado de: <https://repositorio.uam.es/handle/10486/684184>
- GONZÁLEZ-DE LA TORRE, H., González-Artero, P. N., Muñoz de León-Ortega, D., Lancha-de la Cruz, M. R., & Verdú-Soriano, J. (2023). Cultural adaptation, validation and evaluation of the psychometric properties of an obstetric violence scale in the

- Spanish context. *Nursing Reports*, 13(4), 1368–1387. <https://doi.org/10.3390/nursrep13040115>
- GAFFNEY, E., Molina, D. P., López, J. M., & Mejía, C. M. (2021). “Parir no es un asunto de etnia, es un asunto de humanidad”: experiencias frente a la violencia obstétrica durante la atención al parto en mujeres indígenas. *Salud Colectiva*, 17, e3727. <https://doi.org/10.18294/sc.2021.3727>
- HAYES, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach’s alpha for estimating reliability. *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1–24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- HERNÁNDEZ, E., & Rangel, Y. Y. (2023). Una mirada desde la interseccionalidad a la violencia obstétrica en mujeres indígenas. *CONfines. Revista de Ciencia Política y Relaciones Internacionales*, 37, 31–48. <https://doi.org/10.46530/cf.vi37/cnfns.n37.p31-48>
- INSTITUTO Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2022). *Resultados nacionales. Encuesta Nacional sobre la Dinámica de las Relaciones en los Hogares (ENDIREH) 2021* [PDF]. Recuperado de: [https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/endireh/2021/doc/nacional\\_resultados.pdf](https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/endireh/2021/doc/nacional_resultados.pdf) (Consultado el 24 de junio de 2025)
- GOBIERNO de México. Instituto Nacional de los Pueblos Indígenas (INPI). (2025). *INPI | Instituto Nacional de los Pueblos Indígenas*. Gob.mx. Recuperado de: <https://www.gob.mx/inpi> (Consultado el 24 de junio de 2025)
- SANTOS, D., Ferreira, A. B., dos Santos, S. E., da Costa, K., Carvalho, G. G., Silva, G., Leal, L., Ferreira, A. L., Vieira, K. M., & Gonçalves, A. (2025). Violência obstétrica: racismo enquanto produtor de discrepâncias na atenção à saúde. En Interseccionalidade e equidade em saúde: Gênero, raça e deficiências no trabalho no SUS (Cap. 7, pp. 100–117). Editora Científica. <https://doi.org/10.37885/250118734>
- MARTÍNEZ, I. G., Jiménez, R., Gallego, M. F., Basilio, A., Cisneros, E., Guillén, M. A., & Angulo, A. P. (2024). Violencia obstétrica en el contexto de las mujeres indígenas en México. *Revista de Ciencia Política y Relaciones Internacionales*, 38, 1–24. <https://doi.org/10.46530/cf.vi38/cnfns.n38.p1-24>

trica: percepción de las mujeres durante la atención de parto en dos hospitales rurales de la zona Nahua Mixteca. Perinatología y Reproducción Humana. Advance online publication. <https://doi.org/10.24875/PER.23000016>

MENA-TUDELA, D., Cervera-Gasch, Á., Alemany-Anchel, M. J., Andreu-Pejó, L., & González-Chordá, V. M. (2020). Design and validation of the PercOV-S questionnaire for measuring perceived obstetric violence in nursing, midwifery and medical students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(21), 8022. <https://doi.org/10.3390/ijerph17218022>

ORGANIZACIÓN Mundial de la Salud (OMS). (2014). *Prevención y eliminación de la falta de respeto y el abuso durante el parto en instituciones: declaración de la OMS*. Recuperado de: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/134588> (Consultado el 24 de junio de 2024)

ORGANIZACIÓN Mundial de la Salud (OMS). (2018). *Recomendaciones de la OMS: atención intraparto para una experiencia de parto positiva*. Recuperado de: <https://www.who.int/publications/item/9789241550215> (Consultado el 24 de junio de 2024)

NACIONES Unidas. (2007). *Declaración de las Naciones Unidas sobre los derechos de los pueblos indígenas* (A/RES/61/295) [PDF]. Foro Permanente para las Cuestiones Indígenas de la ONU. Recuperado de: [https://www.un.org/esa/socdev/unpfii/documents/DRIPS\\_es.pdf](https://www.un.org/esa/socdev/unpfii/documents/DRIPS_es.pdf) (Consultado el 24 de junio de 2025)

MURRIETA, A. (2021). La cesárea rutinaria como una forma de violencia obstétrica: Experiencias de mujeres y médicos de un hospital público en la Ciudad de México. *Musas: Revista de Investigación en Mujer, Salud y Sociedad*, 6(1), 59–76. <https://doi.org/10.1344/musas2021.vol6.num1.4>

SECRETARÍA de Salud. (2016). *NOM-007-SSA2-2016: Para la atención de la mujer durante el embarazo, parto y puerperio, y de la persona recién nacida* [Norma Oficial Mexicana]. *Diario Oficial de la Federación*. Recuperado de: [https://www.dof.gob.mx/nota\\_detalle](https://www.dof.gob.mx/nota_detalle).

php?codigo=5422280&fecha=07/01/2016#gsc.tab=0 (Consultado el 24 de junio de 2025)

SECRETARÍA de Gobernación. (2007). *Ley General de Acceso de las Mujeres a una Vida Libre de Violencia*. Diario Oficial de la Federación. Recuperado de: <https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LGAMVLV.pdf> (Consultado el 24 de junio de 2025)

SADLER, M., Santos, M. J., Ruiz-Berdún, D., Rojas, G. L., Skoko, E., Gillen, P., & Clausen, J. A. (2016). Moving beyond disrespect and abuse: addressing the structural dimensions of obstetric violence. *Reproductive Health Matters*, 24(47), 47–55. <https://doi.org/10.1016/j.rhm.2016.04.002>

TORRES-SOTO, N.Y., Martínez-Ramírez, B., Suárez-Lara, G.A. & Bautista-Hernández (2024). Percepción de la violencia obstétrica en mujeres indígenas embarazadas del campo agrícola Villa Alberto Andrés Alvarado Arámburo del municipio de Mulegé, Baja California Sur. *Sociedad, salud y educación en grupos vulnerables* (pp. 43-68). Astra Ediciones. <https://doi.org/10.61728/AE20241025>

TORRISI, O., Svallfors, S., & Gargiulo, M. (2024). Obstetric violence in the context of community violence: The case of Mexico. *Social Science & Medicine*, 360, Article 117348. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2024.117348>



## CAPÍTULO 2

# Adaptación y validación en español de la escala de evaluación para las percepciones de los pacientes sobre la competencia cultural de los enfermeros en las interacciones de atención de salud

---

MOLINA-SÁNCHEZ, JANETH WENDOLYNE

*Facultad de Enfermería*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, México*

wendolyne.molina@uadec.edu.mx

PEDRERO, VÍCTOR

*Universidad Andrés Bello*

victor.pedrero@unab.cl

## RESUMEN

**Introducción:** La competencia cultural en salud representa un aspecto clave para reducir las inequidades estructurales y mejorar la calidad del cuidado en poblaciones con enfermedades crónicas. Sin embargo, existen pocas herramientas que evalúen dicha competencia desde la perspectiva del paciente. **Objetivo:** Adaptar y validar en español la escala *Development of Scales to Assess Patients' Perception of Physicians' Cultural Competence in Health Care Interactions* (Ahmed & Bates, 2012), dirigida al personal de enfermería en contextos de atención primaria en México. **Métodos:** Adaptación y validación instrumental con una muestra de 284 personas con diabetes y/o hipertensión entre 30 y 69 años. Se aplicó un proceso de traducción y adaptación cultural de la escala, seguido de una validación de contenido, análisis factorial confirmatorio y estimación de consistencia interna. **Resultados:** El modelo bifactorial obtenido reflejó cinco dimensiones: competencia cultural macro, proxémica/cronémica, lenguaje, centrada en el paciente y satisfacción. Los índices de ajuste fueron adecuados ( $\chi^2/gl = 2.62$ ;

$RMSEA = .08$ ;  $CFI = .96$ ;  $TLI = .95$ ;  $GFI = .93$ ;  $SRMR = .06$ ). La confiabilidad fue adecuada en la escala total ( $\alpha = .86$ ) y en cada subdimensión ( $\alpha = .66$  a  $.87$ ). **Conclusión:** La escala mostró evidencia adecuada de validez de constructo y consistencia interna. Es una herramienta útil para evaluar las percepciones de competencia cultural en profesionales de enfermería, con potencial para su uso en procesos de mejora continua del cuidado. Se recomienda su aplicación en poblaciones diversas para fortalecer su validez transcultural.

**Palabras clave.** Competencia Cultural; Satisfacción del paciente; Calidad de la atención de salud; Enfermería.

## INTRODUCCIÓN

En los sistemas de salud contemporáneos, brindar atención de calidad a poblaciones culturalmente diversas requiere reconocer los múltiples factores que inciden en la interacción entre pacientes y profesionales de la salud, particularmente en contextos atravesados por desigualdades estructurales. Entre estos factores se encuentran las barreras lingüísticas, los prejuicios implícitos, los estilos de comunicación divergentes y la desconfianza institucional, todos los cuales afectan tanto la calidad del cuidado como la experiencia del paciente (Sharif et al., 2019; Vértiz-Ramírez et al., 2024). Estudios recientes han documentado que los pacientes pertenecientes a minorías étnicas y culturales suelen percibir la atención como menos empática, menos clara y más discriminatoria, lo cual puede impactar negativamente su adherencia al tratamiento y su capacidad de autogestión (Vértiz-Ramírez et al., 2024; Sue & Sue, 2015).

Desde esta perspectiva, resulta fundamental evaluar la competencia cultural desde el punto de vista del paciente. A diferencia de los enfoques centrados exclusivamente en la autoevaluación del profesional, esta aproximación permite identificar cómo se perciben dimensiones clave del cuidado, como el respeto a los valores culturales del paciente, el uso de un lenguaje comprensible, la sensibilidad ante diferencias

culturales en el uso del tiempo y del espacio (proxémica y cronémica), así como el grado en que la atención se orienta a las necesidades individuales (Ahmed & Bates, 2012).

Ahmed y Bates (2012) desarrollaron un instrumento para evaluar la competencia cultural en las interacciones clínicas desde la perspectiva del paciente. Esta herramienta concibe la competencia cultural no sólo como un conjunto de conocimientos o habilidades técnicas, sino como una disposición activa del profesional para reconocer el contexto cultural del paciente, comprender sus emociones y necesidades particulares, y generar entornos seguros para la expresión de las diferencias. La escala se basa en marcos conceptuales como el Modelo de Competencia Cultural Multidimensional (Sue & Sue, 2015) y el enfoque de comunicación intercultural propuesto por Gudykunst (2004), y se organiza en torno a dimensiones macroculturales (relativas a etnidad, religión e idioma), proxémicas y cronémicas, así como aspectos emocionales y de satisfacción con la atención recibida (tabla 1).

**Tabla 1. Definiciones de las subdimensiones del instrumento “Percepciones de los pacientes sobre la competencia cultural del personal de salud”**

Subdimensión	Ítems	Definición
Competencia cultural global – factores macro culturales	1–5	Evalúa si el profesional considera factores socioculturales amplios como nacionalidad, etnidad, religión, cultura familiar.
Competencia proxémica y cronémica	6–8	Evalúa la sensibilidad del profesional hacia la percepción del espacio físico y del tiempo en el cuidado, incluyendo el tacto físico y la duración de las consultas.
Competencia lingüística	9–11	Evalúa la consideración de barreras lingüísticas, incluyendo el uso de traductores y la adaptación al idioma preferido del paciente.
Competencia centrada en el paciente	12–15	Evalúa la capacidad del profesional para comprender las emociones, valores y perspectivas del paciente sobre su enfermedad y tratamiento.
Satisfacción con el encuentro clínico	16–20	Evalúa la satisfacción del paciente con el encuentro clínico, desde una perspectiva general sobre el trato, la explicación brindada y el tiempo de atención.

**Nota.** Adaptado de Ahmed y Bates (2012). La tabla presenta las definiciones operativas utilizadas para describir las subdimensiones del instrumento durante su adaptación y validación en el presente estudio.

A pesar de su solidez teórica, no se han identificado estudios posteriores que hayan empleado esta escala para evaluar la competencia cultural desde la percepción de los pacientes. Esta ausencia evidencia un vacío en la literatura respecto a la experiencia vivida por personas culturalmente diversas, quienes han sido sistemáticamente excluidas como sujetos de evaluación en este ámbito. Como se ha documentado previamente, la percepción de competencia cultural desde la perspectiva del paciente se asocia con procesos críticos como la autogestión de la enfermedad, especialmente en escenarios de cronicidad y vulnerabilidad social (Molina-Sánchez, 2024). Incorporar esta perspectiva permite identificar fallas estructurales en el sistema de salud y orientar estrategias de mejora que incluyan la percepción de quienes experimentan directamente la atención.

En México, donde persisten desafíos importantes para ofrecer atención culturalmente pertinente, resulta indispensable contar con instrumentos adaptados lingüística y culturalmente que permitan evaluar la competencia cultural del personal de enfermería desde la visión de los pacientes. Por ello, este capítulo tiene como objetivo describir el proceso de adaptación y validación psicométrica al español del instrumento *Development of Scales to Assess Patients' Perception of Physicians' Cultural Competence in Health Care Interactions*, aplicado a una muestra de personas con enfermedades crónicas atendidas por personal de enfermería en el norte de México.

## MÉTODOS

El proceso de adaptación y validación en español de la escala *Development of Scales to Assess Patients' Perception of Physicians' Cultural Competence in Health Care Interactions* (Ahmed & Bates, 2012), adaptada al contexto del personal de enfermería en México, incluyó: (i) traducción y adaptación cultural; (ii) evaluación de validez de contenido; (iii) análisis de validez basada en la estructura interna; (iv) estimación de la confiabilidad; y (v) análisis de validez basada en la relación con variables culturales, mediante estadística descriptiva de los puntajes e

inferencias no paramétricas entre subgrupos. Todos los análisis fueron realizados con los programas SPSS v.26 y AMOS v.26.

La muestra estuvo conformada por 284 personas con enfermedades crónicas (PEC), específicamente con diagnóstico de diabetes mellitus tipo 2 y/o hipertensión arterial, quienes autogestionaban su condición de salud. Este trabajo fue aprobado por el comité de ética en investigación de la Facultad de Enfermería de la Universidad Autónoma de Nuevo León (FAEN-D-1923).

### *Traducción y adaptación cultural*

La versión original en inglés fue traducida al español por una persona bilingüe, y posteriormente revisada por un experto en competencia cultural en salud, quien evaluó la claridad semántica, la congruencia conceptual y la adecuación cultural de cada ítem. Esta estrategia es comúnmente empleada en estudios de adaptación inicial de instrumentos en contextos con recursos limitados o en etapas exploratorias (deVellis, 2012; Flake et al., 2017; Hox et al., 2017).

La escala final en español consta de 20 ítems distribuidos en cinco subescalas: (1) competencia cultural global – factores macro culturales (ítems 1-5); (2) proxémica y cronémica (ítems 6-8); (3) Competencia lingüística (ítems 9-11); (4) competencia centrada en el paciente (ítems 12-15); y (5) satisfacción del paciente con el encuentro clínico directo (ítems 16-20) (Ahmed & Bates, 2012). Las respuestas se evaluaron mediante una escala Likert de 5 puntos, donde para los ítems 1-17 fue 1 = totalmente de acuerdo y 5 = muy en desacuerdo. Mientras que para los ítems 18-20 fue 1=Excelente a 5=Pobre. La puntuación total se transformó a una escala de 0 a 100, donde una mayor puntuación indica mayor nivel de incompetencia o insatisfacción cultural percibida por el paciente.

### *Validez de contenido*

La validez de contenido se evaluó mediante revisión cualitativa por un experto en competencia cultural, quien analizó la claridad, congruen-

cia teórica y adecuación semántica de los ítems. Se realizaron ajustes mínimos sin alterar el sentido original de los reactivos. Esta estrategia se considera válida en estudios iniciales de validación o en contextos con recursos limitados (deVellis, 2012; Hox et al., 2017; Flake et al., 2017).

### *Validez basada en la estructura interna*

Se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el método de máxima verosimilitud para evaluar la adecuación de la estructura original propuesta por Ahmed y Bates (2012), adaptada al contexto mexicano. El modelo teórico incluyó cinco factores, correspondientes a las subescalas previamente descritas (Figura 1). Se evaluó el ajuste del modelo utilizando los índices  $\chi^2/gl$ , RMSEA ( $\leq .08$ ), CFI, TLI y GFI ( $\geq .90$ ), y SRMR ( $\leq .05$ ), siguiendo los estándares metodológicos establecidos (Hair et al., 2019).

### *Confiabilidad*

La consistencia interna de la escala fue evaluada mediante el coeficiente alfa de Cronbach para la escala total y para cada subescala por separado. Se consideraron valores superiores a .70 como aceptables, de acuerdo con los estándares metodológicos en la evaluación psicométrica (Nunnally & Bernstein, 1994).

### *Validez basada en la relación con variables culturales*

La validez basada en la relación con otras variables se refiere a la capacidad del instrumento para distinguir entre grupos que, según la teoría, deberían mostrar diferencias en la variable medida (American Educational Research Association et al., 2014). En este estudio, se consideraron variables como religión, ocupación, percepción del estado de salud y bienestar subjetivo, por entenderse como expresiones culturales que influyen en la forma en que los pacientes interpretan la competencia cultural de los profesionales de enfermería. Esta pos-

tura se sustenta en la definición de cultura adoptada, entendida como un sistema compartido de significados que orienta la forma en que los individuos y grupos experimentan el mundo (Hartigan, 2010; Kagawa-Singer, 1993), y en la premisa de que las interacciones clínicas son encuentros interculturales (Sue & Sue, 2015; Paternotte et al., 2015). Bajo este marco, se realizaron análisis comparativos de los puntajes de la escala según las categorías de estas variables.

## RESULTADOS

La muestra estuvo conformada mayoritariamente por mujeres (80.6 %) y por personas que no tenían un empleo remunerado al momento del estudio (51.1 %). En cuanto a la religión, la mayoría se identificó como católica (79.2 %). Respecto a la percepción del estado de salud, el 53.5 % la describió como regular. Finalmente, el 81.3 % reportó un nivel alto de bienestar subjetivo (Tabla 2).

**Tabla 2. Características sociodemográficas y percepciones generales de los participantes**

		Frecuencia (n)	Porcentaje (%)
<b>Sexo</b>			
	Femenino	229	80.6
	Masculino	55	19.4
<b>Ocupación</b>			
	No trabaja	145	51.1
	Trabajo remunerado	85	29.9
	Trabajo no remunerado	54	19
<b>Religión</b>			
	Católico	225	79.2
	Protestante/cristiano	33	11.6
	Otras religiones	26	9.2
<b>Percepción del estado de Salud</b>			
	Muy bueno	11	3.9
	Bueno	92	32.4
	Regular	152	53.5
	Malo	19	6.7
	Muy mala	10	3.5

		Frecuencia (n)	Porcentaje (%)
<b>Bienestar subjetivo</b>			
Bienestar subjetivo bajo	53	18.7	
Buen bienestar subjetivo	231	81.3	

Fuente: Cédula de datos sociodemográficos. *n*=284.

La Tabla 3 presenta las frecuencias y porcentajes para cada ítem de la escala. En términos generales, se observaron mayores niveles de percepción de satisfacción, así como de percepción de interacción cultural centrada en el paciente, mientras que la percepción de las acciones relacionadas con el idioma, la nacionalidad o el origen étnico fueron reportadas con menor frecuencia.

**Tabla 3. Percepciones de los pacientes sobre la competencia cultural de los profesionales de salud en las interacciones de atención médica (Versión final)**

Pensando en sus interacciones con profesionales de enfermería en la atención de su salud, indique que tan frecuentemente el personal de enfermería realiza las siguientes acciones	Total-mente de acuerdo	De acuerdo	Ni de acuerdo ni en desacuerdo	En desacuerdo	Muy en desacuerdo
	1	2	3	4	5
El personal de enfermería le pregunta su nacionalidad	37 (13)	9 (3.2)	15 (5.3)	11 (3.9)	212 (74.6)
El personal de enfermería le pregunta sobre su origen étnico	19 (6.7)	11 (3.9)	7 (2.5)	11 (3.9)	236 (83.1)
El personal de enfermería le pregunta sobre sus prácticas religiosas relacionadas con problemas de salud	39 (13.7)	6 (2.1)	17 (6)	12 (4.2)	210 (73.9)
El personal de enfermería quiere saber sobre mis antecedentes culturales (mis hábitos alimenticios, actividad física, tiempo, nivel socioeconómico, etc.)	138 (48.6)	19 (6.7)	35 (12.3)	13 (4.6)	79 (27.8)
El personal de enfermería le pregunta quién toma las decisiones importantes en su familia	28 (9.9)	9 (3.2)	17 (6)	12 (4.2)	218 (76.8)
El personal de enfermería le pregunta si sentiría molestias si lo toca durante el examen físico	120 (42.3)	15 (5.3)	19 (6.7)	8 (2.8)	122 (43)
El personal de enfermería le pregunta si el tiempo que tardará el examen de salud le preocupa	28 (9.9)	19 (6.7)	27 (9.5)	6 (2.1)	204 (71.9)
El personal de enfermería quiere saber si el tiempo es una preocupación con respecto al tratamiento	29 (10.2)	12 (4.2)	24 (8.5)	14 (4.9)	205 (72.2)
El personal de enfermería quiere saber sobre sus habilidades lingüísticas	10 (3.6)	3 (1.1)	15 (5.3)	9 (3.2)	247 (87)
El personal de enfermería quiere saber acerca de su preferencia de idioma	3 (1.1)	5 (1.8)	9 (3.2)	10 (3.5)	257 (90.5)

Pensando en sus interacciones con profesionales de enfermería en la atención de su salud, indique que tan frecuentemente el personal de enfermería realiza las siguientes acciones	Totalmente de acuerdo	De acuerdo	Ni de acuerdo ni en desacuerdo	En desacuerdo	Muy en desacuerdo
	1	2	3	4	5
El personal de enfermería considera utilizar un traductor para ayudar en su comunicación	4 (1.4)	7(2.5)	2 (.7)	3 (1.1)	267 (94)
El personal de enfermería trata de comprender los sentimientos del paciente	169 (59.5)	25 (8.8)	23 (8.1)	12 (4.2)	55 (19.4)
El personal de enfermería trata de comprender sus emociones	117 (41.2)	30 (10.6)	16 (5.6)	13 (4.6)	108 (38)
El personal de enfermería quiere conocer su punto de vista sobre la enfermedad	133 (46.8)	24 (8.5)	21 (7.4)	12 (4.2)	94 (33.1)
El personal de enfermería quiere conocer su punto de vista sobre los objetivos de tratamiento	133 (46.8)	27 (9.5)	24 (8.5)	12 (4.2)	88 (31)
Que le pareció el tiempo que pasó con el personal de enfermería	186 (65.5)	26 (9.2)	29 (10.2)	8 (2.8)	35 (12.3)
Recibió una explicación por parte del personal de enfermería sobre lo que hizo por usted	207 (72.9)	25 (8.8)	26 (9.2)	10 (3.5)	16 (5.6)
	Excelente	Muy bueno	Bueno	Regular	Deficiente
Que le parecieron las habilidades técnicas del personal de enfermería que vio	217 (76.4)	25 (8.8)	26 (9.2)	10 (3.5)	16 (5.6)
Que le pareció el comportamiento del personal de enfermería	217 (76.4)	26 (9.2)	32 (11.3)	3 (1.1)	6 (2.1)
Que le pareció la visita en general	220 (77.5)	34 (12)	22 (7.7)	4 (1.4)	4 (1.4)

*Nota:* Se muestra frecuencias y porcentajes (%), para cada ítem. *n*=284.

Se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) para evaluar la validez de estructura interna del instrumento. Se especificó un modelo de cinco factores en concordancia con la solución teórica original, agrupando los ítems en las dimensiones de competencia cultural global relacionada con aspectos macrosociales, competencia cultural relacionada con aspectos próxemicos y cronémicos, competencia cultural relacionada con el lenguaje, competencia cultural centrada en el paciente y satisfacción con la atención (Figura 1).

Los índices de ajuste mostraron una buena adecuación del modelo a los datos ( $\chi^2 = 130.276$ ,  $gl = 84$ ,  $p = .001$ ;  $\chi^2/gl = 1.551$ ). Asimismo, se obtuvieron valores favorables en los índices de ajuste incremental y absoluto ( $GFI = .930$ ,  $AGFI = .895$ ,  $CFI = .972$ ,  $TLI = .964$ ,  $RMSEA = .045$ ,  $IC90\%: .030-.060$ ;  $RMR = .048$ ), lo que indica un ajuste adecuado del modelo a la estructura hipotetizada. Las cargas factoriales estandarizadas fueron superiores a .50 en la mayoría de los ítems y

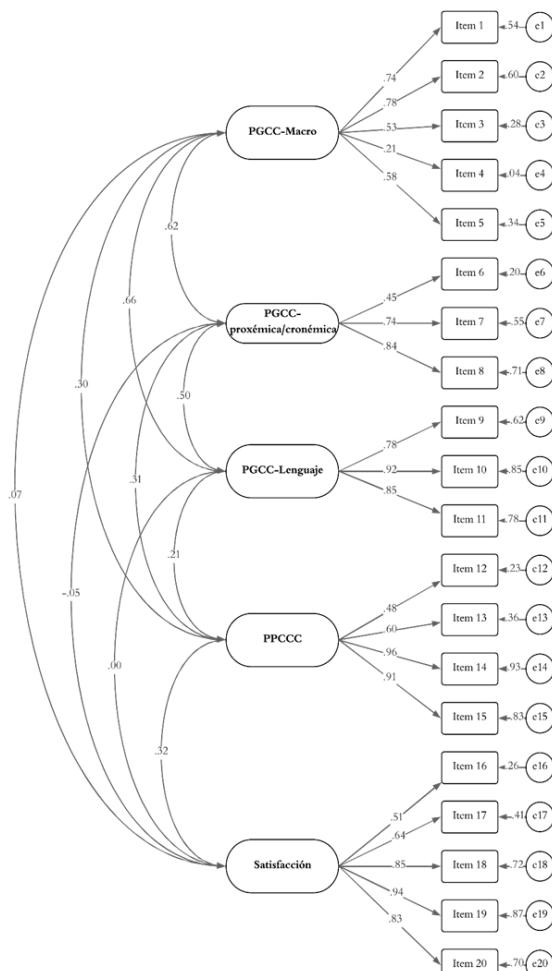
se distribuyeron de manera coherente con los dominios teóricos del instrumento (Figura 1).

El coeficiente alfa de Cronbach para la escala total fue de  $\alpha = .861$ , indicando una consistencia interna adecuada. Respecto a las subescalas, los valores de alfa fueron:  $\alpha = .676$  para competencia cultural global relacionada con cuestiones macro culturales,  $\alpha = .660$  para competencia cultural global relacionada con proxémica/cronémica,  $\alpha = .873$  para competencia cultural global relacionada con problemas del lenguaje,  $\alpha = .834$  para competencia cultural centrada en el paciente, y  $\alpha = .840$  para satisfacción del paciente con el encuentro clínico directo.

La Tabla 3 presenta las medias y desviaciones estándar de cada subescala, así como de la escala total, comparadas por variables socio-culturales relevantes. No se observaron diferencias significativas por sexo ( $p > .05$ ). En cuanto a la ocupación, se identificaron diferencias en competencia centrada en el paciente ( $p = .011$ ) y satisfacción ( $p = .013$ ), con medias más altas en quienes reportaron empleo remunerado. La adscripción religiosa mostró diferencias estadísticamente significativas en las subescalas macro cultural ( $p = .007$ ), proxémica/cronémica ( $p = .004$ ) y centrada en el paciente ( $p = .010$ ), así como en la puntuación total de la escala ( $p = .000$ ).

Asimismo, la percepción del estado de salud presentó diferencias significativas en las subescalas macro cultural ( $p = .011$ ) y proxémica/cronémica ( $p = .020$ ). Por su parte, el bienestar subjetivo se asoció con diferencias en satisfacción ( $p = .005$ ) y en la puntuación total ( $p = .024$ ), con medias más altas en quienes reportaron bajo bienestar subjetivo.

**Figura 1. Modelo factorial confirmatorio de la escala de evaluación para las percepciones de los pacientes sobre la competencia cultural de los enfermeros en las interacciones de atención de salud.**



**Nota.** El modelo fue estimado mediante análisis factorial confirmatorio en AMOS v.26. . Las cargas se organizaron según las dimensiones identificadas: competencia cultural global relacionada con aspectos macrosociales (PGCC-Macro), competencia cultural relacionada con aspectos proxémicos y cronémicos (PGCC-Proxémica/cronémica), competencia cultural relacionada con el lenguaje (PGCC-Lenguaje), competencia cultural centrada en el paciente (PPCCC) y satisfacción con la atención (Satisfacción).  $n=284$ .

**Tabla 3. Promedios y desviaciones estándar de la Escala de evaluación para las percepciones de los pacientes sobre la competencia cultural de los enfermeros en las interacciones de atención de salud**

	PGCC-Macro ( <i>DE</i> )	PGCC-Proxé- mica/croné- mica ( <i>DE</i> )	PGCC-Len- guaje ( <i>DE</i> )	PPCCC ( <i>DE</i> )	Satisfac- ción ( <i>DE</i> )	Escala ( <i>DE</i> )	total
Sexo	<i>p</i> =.515	<i>p</i> =.254	<i>p</i> =.027	<i>p</i> =.344	<i>p</i> =.176	<i>p</i> =.866	
Femenino	19.85 (4.6)	11.54 (3.5)	14.53 (1.87)	10.21 (5.7)	7.6 (4.1)	63.73 (14.26)	
Masculino	20.13 (4.9)	10.89 (3.78)	13.78 (2.6)	10.89 (5.4)	7.95 (3.60)	63.64 (14.16)	
Ocupación	<i>p</i> =.128	<i>p</i> =.072	<i>p</i> =.285	<i>p</i> =.011	<i>p</i> =.013	<i>p</i> =.054	
No trabaja	19.57 (4.52)	11.46 (3.54)	14.48 (2.06)	9.36 (5.43)	7.16 (3.59)	62.03 (13.42)	
Trabajo remunerado	20.07 (5.16)	10.78 (3.94)	14.07 (2.41)	11.53 (5.48)	8.48 (4.35)	64.93 (15.37)	
Trabajo no remunerado	20.54 (4.45)	12.30 (3.11)	14.63 (1.30)	11.11 (6.43)	7.74 (4.52)	66.31 (14.08)	
Religión	<i>p</i> =.007	<i>p</i> =.004	<i>p</i> =.254	<i>p</i> =.010	<i>p</i> =.441	<i>p</i> =.000	
Católico	20.29 (4.64)	11.76 (3.52)	14.56 (1.71)	10.91 (5.93)	7.87 (4.33)	65.38 (14.68)	
Protestante/cristiano	18.39 (4.9)	10.7 (3.28)	13.97 (2.51)	7.82 (3.72)	7.24 (2.69)	58.12 (10.11)	
Otras religiones	18.5 (4.46)	9.35 (4.09)	13.38 (3.52)	8.65 (4.76)	6.46 (2.4)	56.35 (10.22)	
Percepción del estado de Salud	<i>p</i> =.011	<i>p</i> =.020	<i>p</i> =.161	<i>p</i> =.300	<i>p</i> =.587	<i>p</i> =.069	
Muy bueno	19.45 (4.15)	9.73 (4.38)	15 (.000)	9.27 (5.74)	7.09 (3.04)	60.55 (12.80)	
Bueno	19.28 (4.8)	11.12 (3.61)	14.11 (2.22)	9.66 (5.35)	7.58 (3.54)	61.75 (13.61)	
Regular	19.93 (4.62)	11.91 (3.30)	14.43 (2.18)	10.52 (5.91)	7.59 (4.19)	64.39 (14.26)	
Malo	21.11 (5.54)	9.26 (4.56)	14.68 (1)	11.21 (6.17)	8.21 (5.35)	64.47 (17.64)	
Muy mala	23.4 (1.83)	12.4 (3.77)	15 (.000)	9.30 (4.47)	9.30 (4.47)	73.5 (10.1)	
Bienestar subjetivo	<i>p</i> =.290	<i>p</i> =.672	<i>p</i> =.315	<i>p</i> =.070	<i>p</i> =.005	<i>p</i> =.024	
Bienestar subjetivo bajo	20.55 (4.25)	11.40 (3.38)	14.77 (.912)	11.60 (5.86)	9.28 (4.98)	67.60 (14)	
Buen bienestar subjetivo	19.76 (4.8)	11.42 (3.68)	14.3 (2.24)	10.05 (5.66)	7.29 (3.71)	62.82 (14.15)	

**Nota:** Los valores corresponden a la media (*M*) y desviación estándar (*DE*) de las puntuaciones obtenidas en las dimensiones y en la escala total. Las *p* indican el nivel de significancia estadística obtenido mediante pruebas U de Mann-Whitney (para variables dicotómicas) y pruebas de Kruskal-Wallis (para variables polítómicas). **Fuente:** Cédula de datos sociodemográficos y culturales del personal de enfermería. *n* = 284. Nivel de significancia considerado = *p* ≤ .05.

## DISCUSIÓN

La validación de la escala de evaluación para las percepciones de los pacientes sobre la competencia cultural de los enfermeros en las interacciones de atención de salud constituye, hasta el momento, la mejor evidencia disponible para medir esta variable en el contexto mexicano. Los hallazgos aportan evidencia preliminar de validez basada en la estructura interna y confiabilidad. La estructura factorial confirmada, compuesta por cinco subdimensiones teóricas incluidas en el modelo original de Ahmed y Bates (2012), mostró un ajuste adecuado, lo que sugiere que la adaptación al idioma español y al ámbito de enfermería

mantiene la coherencia del constructo en escenarios clínicos culturalmente distintos. Sin embargo, deben considerarse algunas observaciones específicas relacionadas con la estructura del instrumento.

En particular, el ítem 4 presentó una carga factorial baja ( $\lambda = .210$ ), lo cual, desde una perspectiva técnica, podría justificar su eliminación. No obstante, se decidió conservarlo por su relevancia conceptual, ya que forma parte del instrumento original y aborda una dimensión central de la competencia cultural vinculada al reconocimiento de sesgos en las interacciones clínicas. Además, su contenido permite captar aspectos sutiles pero significativos de las percepciones de los pacientes sobre la conciencia del personal de enfermería respecto al privilegio y al poder en contextos de atención intercultural.

En conjunto, las dimensiones identificadas integran tanto aspectos relacionales, como la empatía, la comprensión emocional y la claridad en la comunicación, como elementos estructurales, incluyendo la proxémica, la cronémica y las barreras lingüísticas. Tanto las subdimensiones como la escala total mostraron niveles adecuados de consistencia interna. Estos resultados coinciden con los hallazgos de la versión original del instrumento y respaldan su aplicabilidad en el primer nivel de atención (Ahmed y Bates, 2012).

Adicionalmente, se exploró la validez basada en la relación con otras variables culturales, considerando diferencias en los puntajes de la escala según características sociodemográficas y culturales de los pacientes. Los análisis no paramétricos revelaron asociaciones significativas entre ciertas subdimensiones de la escala y variables como la ocupación, la adscripción religiosa, la percepción del estado de salud y el bienestar subjetivo. Por ejemplo, quienes reportaron empleo remunerado mostraron mayores niveles de competencia cultural centrada en el paciente y satisfacción, mientras que las personas con afiliaciones religiosas no católicas tendieron a otorgar puntajes más bajos en varias dimensiones. Estas diferencias respaldan la sensibilidad de la escala para captar variaciones significativas en función del contexto cultural y social del paciente.

El diseño metodológico, centrado en personas con enfermedades crónicas que autogestionan su atención, permitió captar de manera significativa experiencias relacionadas con la competencia cultural del personal de enfermería. Esta decisión cobra especial relevancia en un contexto donde las desigualdades estructurales y los sesgos implícitos afectan la calidad de la atención recibida por poblaciones en condiciones de vulnerabilidad. Evaluar la competencia cultural desde la perspectiva del paciente responde a los principios de justicia relacional en salud y permite visibilizar prácticas profesionales que fomentan o limitan la equidad en la atención (Sue & Sue, 2015; Molina-Sánchez, 2024).

A pesar de los hallazgos positivos, se identifican algunas limitaciones. La segunda etapa del muestreo fue por conveniencia, lo que restringe la generalización de los resultados. Además, aunque se identificó una estructura estable y coherente del instrumento, se recomienda su aplicación en otras poblaciones y contextos culturales, así como la evaluación de su validez convergente con otras escalas relacionadas con la experiencia del paciente.

## **CONCLUSIÓN**

En conclusión, la versión en español de esta escala constituye una herramienta válida y confiable para evaluar la competencia cultural del personal de enfermería desde la perspectiva del paciente. Su incorporación en procesos de evaluación clínica, investigación o mejora continua de la calidad podría fortalecer modelos de atención más sensibles a la diversidad cultural y contribuir a reducir brechas en la atención de personas con enfermedades crónicas en contextos latinoamericanos.

## **REFERENCIAS**

AHMED, R., & Bates, B. R. (2012). Development of scales to assess patients' perception of physicians' cultural competence in health

- care interactions. *Journal of Transcultural nursing: official journal of the Transcultural Nursing Society*, 23(3), 287–296. <https://doi.org/10.1177/1043659612441025>
- AMERICAN Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing* (2014 ed.). Washington, DC: American Educational Research Association.
- DEVELLIS, R.F. (2012). *Desarrollo de escalas: Teoría y aplicaciones* (3<sup>a</sup> ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- FLAKE, J.K., Pek, J. y Hehman, E. (2017). Validación de constructos en la investigación social y de la personalidad: Práctica actual y recomendaciones. *Ciencias de la Psicología Social y de la Personalidad*, 8 (4), 370-378.
- GUDYKUNST, W. B. (2004). *Bridging differences: Effective intergroup communication* (4th ed.). SAGE Publications.
- HAIR, JF, Black, WC, Babin, BJ y Anderson, RE (2019). *Ánálisis de datos multivariados* (8.<sup>a</sup> ed.). Andover, Reino Unido: Cengage Learning.
- HARTIGAN, J., (2010). *Race in the 21st Century: Ethnographic Approaches*. University Press, Oxford.
- Hox, JJ, Moerbeek, M. y van de Schoot, R. (2017). *Ánálisis multínivel: Técnicas y aplicaciones* (3<sup>a</sup> ed.). Nueva York, Nueva York: Routledge.
- KAGAWA-SINGER, M., Dressler, W., George, S.; NIH Expert Panel. (2016). *Culture: The missing link in health research*. *Social Science & Medicine*, 170:237-246.
- MOLINA Sánchez, J. W. (2024). *Modelo de competencia cultural enfermería-persona para la autogestión de la enfermedad crónica* (Tesis doctoral). Universidad Autónoma de Nuevo León. <http://eprints.uanl.mx/28249/>

- NUNNALLY, JC, y Bernstein, IH (1994). *Psychometric Theory* (3<sup>a</sup> ed.). Nueva York, NY: McGraw-Hill.
- PATERNOTTE E, van Dulmen S, van der Lee N, Scherpbier AJJA, Scheele F. (2015). Factors influencing intercultural doctor patient communication: a realist review. *Patient Educ Couns*, 98(4):420–45.
- SHARIFI, N., Adib-Hajbaghery, M. & Najafi, M. (2019). Cultural competence in nursing: A concept analysis. *International Journal of Nursing Studies*; 99:103386. <https://doi/10.1016/j.ijnurstu.2019.103386>
- SUE, D. W., & Sue, D. (2015). *Counseling the culturally diverse: Theory and practice* (7th ed.). John Wiley & Sons.
- VÉRTIZ-RAMÍREZ, J. J., Ramírez-Palacios, P., Ríos-Cázares, G., Sánchez-Domínguez, M. S., Ochoa-Torres, M. D. P., De Negri-Filho, A. A., & Saturno-Hernández, P. J. (2024). Vulnerabilidad y barreras de acceso a los servicios de salud. *Salud pública de México*, 66, 556–570. <https://doi.org/10.21149/16199>

## CAPITULO 3

# Validación de la escala de intención de consumo de cannabis en estudiantes universitarios

---

MORUA ESTRADA RICARDO

*Coordinación General del Deporte*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, Coahuila*

LEIJA MENDOZA ALEJANDRA

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”.*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, Coahuila*

[alejandraleijamendo@uadec.edu.mx](mailto:alejandraleijamendo@uadec.edu.mx)

HERNÁNDEZ MARTÍNEZ EVA KERENA

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”.*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, Coahuila*

GÓMEZ MELASIO DAFNE ASTRID

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”.*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, Coahuila*

## RESUMEN

**Introducción.** El cannabis representa la droga ilegal con mayor prevalencia de consumo en los jóvenes de México con una prevalencia de alguna vez en la vida del 16.6% en hombres y 12.5% mujeres por lo que es considerado un problema de salud pública. **Objetivo.** analizar la estructura, fiabilidad y validez del instrumento CUIQ en estudiantes universitarios. **Metodología.** La muestra fue de 226 estudiantes pertenecientes a una universidad pública, elegidos por conveniencia. El estudio se desarrolló en dos fases; la primera fue la evaluación por expertos para la aplicación y la segunda se procedió a evaluar la utilidad del instrumento. **Resultados.** La consistencia interna global fue de  $\alpha=.86$  con una varianza explicada de 79.39. En relación a la validez de constructo se utilizó un método correlacional por ítem con la escala total donde los valores de los ítems mostraron una correlación positiva

y significativa con el valor total ( $p=.000$ ), así como análisis factorial por componentes principales y rotación Varimax mostrando un total de cinco dominios. **Conclusión.** El instrumento es confiable para la utilización en las pruebas de tamizaje acreca de la intención de consumo lo que permitira actividades de prevención en estudiantes.

## INTRODUCCIÓN

El cannabis representa la droga ilegal con mayor prevalencia de consumo en los jóvenes de México con una prevalencia de alguna vez en la vida del 16.6% en hombres y 12.5% mujeres. Aunado a esto se observa que el consumo de esta droga se ha triplicado desde los estudiantes de secundaria a bachillerato de 6.1% a 18.1%, provocando que el uso de otras drogas sea crezca en esta misma población o en la universidad en la búsqueda por experimentar mayores sensaciones (Encuesta Nacional del Consumo de Drogas, Alcohol y Tabaco [ENCODAT], 2016-2017)

El estado de Coahuila ocupa el tercer lugar en el consumo, de droga alguna vez en la vida con prevalencias que aumentaron del 3.6% a 11.4% según los reportes de la ENCODAT, de igual manera cabe mencionar que los días perdidos por el consumo de drogas en hombres y mujeres varia desde 13.1 hasta 23 días ocasionando no sólo dificultades para estudiar o trabajar, también en el desarrollo de su vida social (ENCODAT, 2016-2017)

Derivado de lo anterior las estadísticas nacionales y estatales demuestran que el consumo de drogas se encuentra en edades cada vez más tempranas, donde la droga ilícita de preferencia es el cannabis pese a las consecuencias negativas que se pueden presentar en los jóvenes y su consumo radica en los retos que representa ser un estudiante de universidad al presentarse cambios emocionales, como frustración, desmotivación, molestia, agotamiento físico y emocional, ansiedad, estrés y en ocasiones también alegría, reconocimiento, aprendizaje, entre otras (Pérez et al., 2019)

Por lo anterior, en la actualidad en consumo de drogas en la población es considerado un problema de salud pública ya que su uso y consumo afecta la salud física y mental, desarrollando a corto o largo plazo una adicción que trae consigo dificultades y en ocasiones tratamiento y necesidades de atención con profesionales de salud, desintoxicaciones o estancias en anexos, lo que genera un costo económico en la familia de la persona dependiente (ENCODAT, 2016-2017).

Desafortunadamente, el consumo de cannabis se asocia a una percepción de bajo riesgo en México y no generar una adicción a corto o largo plazo en comparación con otras drogas manifestando que sirve como relajante, controlar el dolor en algunas enfermedades, olvidar los problemas e incluso aumentar la creatividad en algunas personas (Plancherel et al., 2005, ENCODAT, 2016-2017).

Este tipo de creencias pueden ser explicadas por la Teoría de la Conducta Planificada (TCP) de Ajzen, la cual explica que existen factores diferentes a la intención conductual como la actitud ante las creencias de una dimensión atributiva como agradable, bueno o malo, las consecuencias que puede tener la persona al realizar la conducta, así como creencia del control para permitir que exista o no un comportamiento influenciado por factores que se consideran externos (Schifter & Ajzen, 1985; Crean, Crane y Mason, 2011)

Emanado de esta problemática y la tolerancia social en el consumo de drogas se han desarrollado diversos instrumentos que permiten evaluar factores de riesgo, uso y consumo de drogas legales e ilegales, con el fin de obtener datos permitan identificar tipos de consumo en la población y desarrollar intervenciones que ayuden a prevenir y concientizar sobre el consumo de drogas desde edades tempranas (ENCODAT, 2016-2017; Irles et al., 2018).

El CUIQ (Cannabis Use Intention Questionnaire) es un instrumento que evalúa el riesgo de consumo de cannabis, se considera fácil para aplicar al tener pocos ítems, además de reportar una fiabilidad aceptable en otras investigaciones. Por tal motivo, el objetivo del pre-

sente estudio son analizar la estructura, fiabilidad y validez del instrumento CUIQ en estudiantes universitarios.

## METODOLOGÍA

### *Participantes*

El presente estudio tuvo una muestra de 226 estudiantes pertenecientes a una universidad pública de ambos sexos, contemplando dicha muestra derivado de los criterios de análisis estadístico donde refieren diez sujetos por cada ítem de la escala (Grove, Burns y Gray, 2012). Los participantes fueron elegidos por conveniencia provenientes de 2 centros educativos de la universidad

Cabe mencionar que los cuestionarios aplicados fueron administrados en el aula por expertos capacitados, quienes explicaron de manera detallada las instrucciones y el objetivo del estudio.

### *Instrumentos*

El Cuestionario de Intención de Consumo de Cannabis (CUIQ) tiene como objetivo medir el consumo de marihuana y ha sido validado en adolescentes españoles. Dicho instrumento consta de cuatro secciones: la primera mide a través de 4 ítems la medida en que se cree que consumir marihuana influye, con una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos, desde 1 (nada probable) a 5 (muy probable). La segunda parte se enfoca a las consecuencias de realizar dicha conducta, este se compone de cuatro ítems, con una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos desde 1 (nada probable) a 5 (muy importante).

La segunda sección contiene dos bloques; el primero se determina por 3 ítems los cuales verifican el grado de empatía o aprobación de las personas cercanas al consumo, con una escala tipo Likert de 5 puntos, donde 1 (muy en desacuerdo) a 5 (muy de acuerdo). El segundo bloque es la motivación y esta compuesto por 3 ítems que miden y evalúan como se valora la opinión de esas personas en relación al con-

sumo de marihuana, con una escala de respuesta de tipo Likert de 5 puntos, donde 1 (nada importante) a 5 (muy importante).

La tercera sección tiene 5 ítems medidos mediante una escala de tipo Likert de 5 puntos, donde 1 (nada capaz) a 5 (totalmente capaz), esta escala muestra una influencia negativa hacia la intención de consumo de marihuana, es decir, cuanto mayor es la eficacia del joven para abstenerse y no consumir entonces menor es la intención de consumir marihuana.

Por último, la cuarta sección de 3 ítems contempla la planeación o intención del consumo de marihuana próximamente. Estos 3 ítems se miden con una escala de respuesta Likert de 5 puntos, donde 1 (definitivamente no) a 5 (definitivamente sí).

### *Procedimiento*

La recolección de la información de los participantes se realizó mediante una reunión previa con las autoridades correspondiente de los centros educativos en los que se acordaron las fechas y los horarios para la aplicación del instrumento, previo a la autorización Departamento de Ciencias Aplicadas con número de autorización OF2023047-A05.

En la primera fase se realizó una reunión con expertos en la temática y el proceso de validación de instrumentos con el fin de determinar la claridad y comprensión del mismo y su aplicación en los estudiantes universitarios relacionados con el vocabulario utilizado, al cual se le agregaron instrucciones claras para responder cada uno de los ítems contemplados.

En la segunda fase los participantes tomaron alrededor de 25 a 30 minutos en responder el instrumento previo a la firma del consentimiento informado y la explicación del objetivo del estudio donde se les garantizó la confidencialidad de la información y el anonimato de los mismo siguiendo los criterios éticos del Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación (1987).

Así mismo se les solicitó a los participantes que respondieran un apartado de sugerencias correspondientes a los criterios de claridad y comprensión del instrumento. Al terminar la recolección de los cuestionarios se procedió a realizar el análisis del mismo (Grove, Burns y Gray, 2012; Waltz, Strickland y Lenz, 2010; Ajzen, 2002).

## RESULTADOS

En la fase de claridad y comprensión del instrumento el total de los participantes lograron la claridad y comprensión de este al no presentar conflicto con el entendimiento del vocabulario utilizado en el cuestionario a pesar de que ha sido aplicado en población adolescente. Respecto a la estadística descriptiva de los participantes la edad promedio era de 20 años (DE=2.44) este valor fluctuaba entre 18 y 27 años, respecto al grado que se encontraban estudiando predominaba la licenciatura con el 81.40% ( $f=184$ ) mientras el 18.60% ( $f=42$ ) pertenecía algún programa de posgrado, así como el sexo masculino con el 76.50% ( $f=173$ ). La validez de constructo se utilizó un método correlacional por ítem con la escalar total, así como un análisis factorial por componentes principales y rotación Varimax. En la Tabla 1 se observan los resultados correspondientes a la correlación de Pearson, donde los valores de cada uno de los Ítems mostraron una correlación positiva y significativa con el valor total ( $p=.000$ ), así como la estadística descriptiva del instrumento.

**Tabla 1. Estadística descriptiva y correlación de la escala total del Cuestionario de Intención de Consumo de Cannabis (CUIQ). Saltillo, Coahuila.**

No.	Ítem	x	s	rs	p
1	Crees que consumir marihuana. Te ayuda a relajarte	2.33	1.40	.68	.000
2	Crees que consumir marihuana. Te hace sentir bien	2.09	1.25	.69	.000
3	Crees que consumir marihuana. Te permite tener mas creatividad e imaginación	2.04	1.35	.72	.000
4	Crees que consumir marihuana. Hace que te diviertas más	1.90	1.18	.70	.000
5	Ahora por favor indicanos hasta que punto son importantes para ti. Relajarte consumiendo marihuana	1.71	1.08	.66	.000

No.	Ítem	x	s	rs	p
6	Ahora por favor indicanos hasta que punto son importantes para ti. Sentirte bien al consumir marihuana.	1.75	1.15	.67	.000
7	Ahora por favor indicanos hasta que punto son importantes para ti. Tener más creatividad e imaginación con el consumo de marihuana	1.69	1.08	.68	.000
8	Ahora por favor indicanos hasta que punto son importantes para ti. Divirtirte consumiendo marihuana	1.69	1.12	.53	.000
9	Por favor, piensa en las personas mas cercanas a ti ¿En que grado de mostrarian de acuerdo si consummes marihuana? Mis amigos íntimos	2.54	1.07	.64	.000
10	Por favor, piensa en las personas mas cercanas a ti ¿En que grado de mostrarian de acuerdo si consummes marihuana? Mis compañeros	2.73	1.03	.55	.000
11	Por favor, piensa en las personas mas cercanas a ti ¿En que grado de mostrarian de acuerdo si consummes marihuana? Mi novia o persona que me gusta	2.38	0.95	.50	.000
12	Y ¿Cómo valoras la opinión de estas personas en referencia al consumo de marihuana? La opinión de mis amigos íntimos, la considero	3.41	1.39	.46	.000
13	Y ¿Cómo valoras la opinión de estas personas en referencia al consumo de marihuana? La opinión de mis compañeros, la considero	2.87	1.36	.33	.000
14	Y ¿Cómo valoras la opinión de estas personas en referencia al consumo de marihuana? La opinión de mi novia o persona que me gusta, la considero	3.80	1.33	.43	.000
15	¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? Estar a gusto sin consumir marihuana	4.34	1.29	.39	.000
16	¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? Estar con amigos sin fumar marihuana	4.48	1.10	.40	.000
17	¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? Evitar situaciones en las que se fuma marihuana	4.38	1.17	.30	.000
18	¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? Divertirme sin consumir marihuana	4.51	1.12	.37	.000
19	¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? No consumir marihuana para relajarme	4.40	1.18	.26	.000
20	¿Tienes intención de consumir marihuana?	1.20	0.40	.57	.000
21	¿Tienes planeado consumir marihuana?	1.21	0.40	.60	.000
22	Si tuvieras oportunidad, ¿Querrías consumir marihuana?	1.26	0.44	.56	.000

Nota: n=226

El coeficiente del alfa de Cronbach tuvo un valor de 0.86, lo que muestra que los elementos del instrumento son homogéneos al medir de manera consistente las propiedades, es decir que la confiabilidad de este es aceptable, de igual manera el alfa de Cronbach en cada uno de los dominios fue aceptable. La varianza explicada del instrumento fue de 79.39 (De Vellis, 2017). Respecto a las dimensiones encontradas dentro del instrumento fueron 5 de las cuales se muestra el alpha de cronbach de cada una de ellas la Tabla 2.

**Tabla 2. Dominios del Cuestionario de Intención de Consumo de Cannabis (CUIQ). Saltillo, Coahuila**

Instrumento	Dominios	Ítem	a
CUIQ	Actitud hacia el consumo	Crees que consumir marihuana. Te ayuda a relajarte	
		Crees que consumir marihuana. Te hace sentir bien	
		Crees que consumir marihuana. Te permite tener mas creatividad e imaginación	
		Crees que consumir marihuana. Hace que te diviertas más	
		Ahora por favor indícanos hasta que punto son importantes para ti. Relajarte consumiendo marihuana	.94
		Ahora por favor indícanos hasta que punto son importantes para ti. Sentirte bien al consumir marihuana.	
	Autoeficacia hacia el consumo	Ahora por favor indícanos hasta que punto son importantes para ti. Tener más creatividad e imaginación con el consumo de marihuana	
		Ahora por favor indícanos hasta que punto son importantes para ti. Divertirte consumiendo marihuana	
		¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? Estar a gusto sin consumir marihuana	
		¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? Estar con amigos sin fumar marihuana	
	Percepción externa hacia el consumo	¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? Evitar situaciones en las que se fuma marihuana	.95
		¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? Divertirme sin consumir marihuana	
		¿En qué grado crees que serías capaz de realizar cada una de las siguientes conductas? No consumir marihuana para relajarme	
		Y ¿Cómo valoras la opinión de estas personas en referencia al consumo de marihuana? La opinión de mis amigos íntimos, la considero	
		Y ¿Cómo valoras la opinión de estas personas en referencia al consumo de marihuana? La opinión de mis compañeros, la considero	.86
	Intención hacia el consumo	Y ¿Cómo valoras la opinión de estas personas en referencia al consumo de marihuana? La opinión de mi novia o persona que me gusta, la considero	
		¿Tienes intención de consumir marihuana?	
		¿Tienes planeado consumir marihuana?	.90
		Si tuvieras oportunidad, ¿Querrías consumir marihuana?	

Instrumento	Dominios	Ítem	a
CUIQ		Por favor, piensa en las personas mas cercanas a ti ¿En que grado se mostrarían de acuerdo si consummes marihuana? Mis amigos íntimos	
	Aprobación externa hacia el consumo	Por favor, piensa en las personas mas cercanas a ti ¿En que grado se mostrarían de acuerdo si consummes marihuana? Mis compañeros	.83
		Por favor, piensa en las personas mas cercanas a ti ¿En que grado se mostrarían de acuerdo si consummes marihuana? Mi novia o persona que me gusta	

Nota: n=226

## DISCUSIÓN

El objetivo de este trabajo era validar un cuestionario dirigido a evaluar la intención de consumo de cannabis en estudiantes universitarios, así mismo cabe destacar que este mide factores que pueden ser susceptibles a modificación mediante intervenciones preventivas de salud y por lo tanto realizar mediciones longitudinales.

Sin embargo, como cualquier instrumento tiene algunas limitaciones por ser auto infamativo en el que el mayor factor de riesgo es la confiabilidad en las respuestas de los participantes al no responder con sinceridad los ítems derivados del tipo de sustancia sobre la que se está cuestionando.

Es importante mencionar que el hecho de aplicar dicho instrumento no forma parte de un diagnóstico establecido, sólo es una prueba de tamizaje que permite obtener de manera general el uso y abuso de sustancias como el cannabis y obtener prevalencias específicas y detalladas de los problemas de salud pública que involucran a México como lo es el consumo de sustancias licitas e ilícitas, las cuales tienen una mayor prevalencia en el sexo masculino.

Algunos autores refieren que los niveles de confiabilidad y el constructo de este es favorable para facilitar la aplicación en otros contextos y poblaciones jóvenes e incluso en edad adulta con el fin de lograr generalizarlo; dichas propiedades favorables se han observado de igual manera en el presente estudio al reportar una alfa de Cronbach confiable a nivel global y por cada uno de sus dominios, así como una

correlación interna significativa ( $p=.000$ ) entre cada uno de sus ítems (Elosua y Zumbo, 2008; Fernández et al., 2012)

Cabe mencionar, que el instrumento CUIQ originalmente establece una estructura compuesta por sólo cuatro dimensiones, los análisis estadísticos realizados en el presente estudio, especialmente el análisis factorial exploratorio abrieron la posibilidad de un quinto dominio. Dicho dominio emerge de la descomposición de uno de los factores originales, en los que estadísticamente se dividió en dos componentes diferentes que son: Percepción externa y Aprobación Externa hacia el consumo (Tabla 2).

Dicho hallazgo puede sugerir una mayor complejidad en los procesos psicosociales de la intención del consumo del estudiante, ya que la Percepción externa se refiere a la interpretación que el estudiante construye acerca de cómo los demás perciben el consumo, lo que puede incluir juicios sociales, o estereotipos implícitos en el entorno en que se desenvuelve. Mientras que la Aprobación externa hacia el consumo hace referencia al grado en el que la persona percibe la aprobación o aceptación del consumo de las personas significativas como amigos cercanos o los pares e incluso la fomentación de dichas conductas de consumo. Este enfoque puede tener su explicación en la Teoría del Comportamiento Planificado, la cual señala que la intención del consumo no depende únicamente de los factores individuales de la persona a su vez esta moderada por la normatividad social y la aceptación de dichos comportamientos dentro de los grupos de pertenencia en los cuales factores como el nivel de estrés o la exigencia de los programas pueden desencadenar dichos comportamientos (Ajzen, 1991; Chadwick et. Al.; 2013)

La emanación de esta quinta dimensión no sólo mejora la sensibilidad del instrumento en la aplicabilidad a los diversos contextos, a su vez permite una mayor comprensión de aspectos psicosociales acerca de las conductas de consumo y el entorno social en poblaciones jóvenes al considerar que no todos los factores externos pueden actuar con la misma intensidad ni bajo los mismos mecanismos en el desarrollo

de conductas. (Chadwick, Miller y Hurd, 2013; Flay; 2009; Hawkins; 1992).

Dicho lo anterior y los resultados obtenidos en cuanto a las dimensiones se considera una parte importante contemplar la perspectiva de los dominios actualmente presentados en relación a los patrones de consumo que puede presentar la población y como dichas conductas de pueden modificar basados en la aprobación o percepción de las personas significativas que rodean al consumidor, esto con el objetivo de implementar futuras líneas de investigación basadas en intervenciones en las que se concienticen y reduzcan las prevalencias de consumo.

## CONCLUSIÓN

La validación del presente cuestionario (CUIQ) en los estudiantes universitarios representa un avance significativo en la medición de los factores psicosociales capaces de influir en el desarrollo de la intención de consumo de cannabis. Los resultados obtenidos evidencian que el instrumento cuenta con niveles adecuados de confiabilidad global y por cada uno de sus dominios, lo que permite explorar variables susceptibles de colaboren en el desarrollo de intervenciones preventivas en los contextos educativos y del área de la salud pública, ya que su aplicación en estudios longitudinales pueden ampliar la utilidad para monitorear cambios a corto y largo plazo, ofreciendo información acerca de las tendencias y los determinantes de consumo en la población estudiantil y joven.

Uno de los hallazgos más relevantes de este estudio fue la identificación de una quinta dimensión en la estructura del instrumento en comparación a los presentados e la versión original, lo que permite una compresión más detallada de los procesos sociales que pueden influir en la intención del consumo, como la interpretación y percepción del juicio social y la aceptación de pares como factores importantes para la toma de decisiones, especialmente donde los niveles de estrés y la presión social pueden ser determinantes.

Por último, estos resultados permiten la apertura a nuevas líneas de investigación orientadas al diseño e implementación intervenciones enfocadas en el entorno social, ya que le hecho de que un instrumento funcione como herramienta de tamizaje y permita percibir diferencias en las percepciones de la intención del consumo, logrando una opción accesible y práctica en la identificación de los patrones de riesgo y el diseño de estrategias preventivas multidisciplinares y eficaces aplicables no sólo en los contextos académicos al contribuir en la reducción de las prevalencias de consumo de cannabis en los jóvenes de México y su alineación a los objetivos de la salud pública.

## REFERENCIAS

- AJZEN, I. (2002). *Constructing a TPB questionnaire: Conceptual and methodological* considerations.
- AJZEN, I. (1991). *The theory of planned behavior*. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179–211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- CHADWICK, A. E., Miller, M. L., & Hurd, N. M. (2013). *Peer influence and adolescent substance use: The moderating role of parental support and monitoring*. *Journal of Youth and Adolescence*, 42(3), 369–377. <https://doi.org/10.1007/s10964-012-9836-x>
- CREAN, R.D., Crane, N.A. y Mason, B.J. (2011). *An evidence based review of acute and long-term effects of cannabis use on executive cognitive functions*. *Journal of Addiction Medicine*, 5, 1-8. DOI: 10.1097/ADM.0b013e31820c23fa
- COMISIÓN Nacional Contra las Adicciones. (2017). *Encuesta nacional de consumo de drogas, alcohol y tabaco ENCODAT 2016-2017*.
- DE VELLIS, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications*. California, USA. Sage publications.
- ELOSUA, P. & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*,

- 20, 896-901. Disponible en: <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8747>
- FLAY, B. R. (2009). *School-based smoking prevention programs with the promise of long-term effects*. *Tobacco Induced Diseases*, 5(1), 6. Disponible en: <https://doi.org/10.1186/1617-9625-5-6>
- FERNÁNDEZ-ARTAMENDI, S., Fernández-Hermida, J. R., García-Cueto, E., Secades-Villa, R., García-Fernández, G. y Barril-Barbén, S. (2012). *Adaptación y validación española del Adolescent-Cannabis Problems Questionnaire (CPQ-A)*. *Adicciones*, 24, 41-49. DOI <https://doi.org/10.20882/adicciones.116>
- HAWKINS, J. D., Catalano, R. F., & Miller, J. Y. (1992). *Risk and protective factors for alcohol and other drug problems in adolescence and early adulthood: Implications for substance abuse prevention*. *Psychological Bulletin*, 112(1), 64-105. DOI <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.64>
- GROVE, S. K., Burns, N., y Gray, J. (2012). *The practice of nursing research: Appraisal, synthesis, and generation of evidence*. Elsevier Health Sciences.
- IRLES, D. L., Morell-Gomis, R., Laguía, A., & Moriano, J. A. (2018). *Diseño y validación de una escala de intención de consumo de cannabis (CUIQ) para adolescentes*. *Adicciones*, 30(1), 54-65. DOI <https://doi.org/10.20882/adicciones.865>
- LLORET, D., Morell-Gomis, R., Laguía, A., & Moriano, J. A. *Diseño y validación de una escala de intención de consumo de cannabis (CUIQ) para adolescentes*. *Adicciones* XX(X)2017. Disponible en: [https://www.researchgate.net/profile/Daniel-Lloret-Irles/publication/316211859\\_Diseno\\_y\\_validacion\\_de\\_una\\_escala\\_de\\_intencion\\_de\\_consumo\\_de\\_cannabis\\_CUIQ\\_para\\_adolescentes/links/5a11ceb9a6fdccc2d79b64c0/Diseno-y-validacion-de-una-escala-de-intencion-de-consumo-de-cannabis-CUIQ-para-adolescentes.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Daniel-Lloret-Irles/publication/316211859_Diseno_y_validacion_de_una_escala_de_intencion_de_consumo_de_cannabis_CUIQ_para_adolescentes/links/5a11ceb9a6fdccc2d79b64c0/Diseno-y-validacion-de-una-escala-de-intencion-de-consumo-de-cannabis-CUIQ-para-adolescentes.pdf)
- PÉREZ, L., Guirola, J., García, Y., Díaz Machado, A., Mastrapa, H., & Torres, J. R. (2019). *Nivel de conocimientos sobre los daños del*

- consumo de drogas en adolescentes.* Revista Cubana de Medicina Militar, 48(4). Disponible en: [http://scielo.sld.cu/scielo.php?pid=S0138-65572019000400008&script=sci\\_arttext&tlng=en](http://scielo.sld.cu/scielo.php?pid=S0138-65572019000400008&script=sci_arttext&tlng=en)
- PLANCHEREL, B., Bolognini, M., Stephan, P., Laget, J., Chinet, L., Bernard, M., & Halfon, O. (2005). *Adolescents' beliefs about marijuana use: a comparison of regular users, past users and never/occasional users.* Journal of drug education, 35(2), 131-146.
- SECRETARÍA de Salud (1987). Reglamento de la Ley General de Salud en materia de Investigación para la Salud. <http://www.salud.gob.mx/unidades/cdi/nom/compi/rlgsmis.html>
- SCHIFTER, D. E., & Ajzen, I. (1985). *Intention, perceived control, and weight loss: an application of the theory of planned behavior.* Journal of personality and social psychology, 49(3), 843.
- WALTZ, C. F., Strickland, O. L., y Lenz, E. R. (Eds.). (2010). *Measurement in nursing and health research.* Springer publishing company.

## CAPITULO 4

# Propiedades psicométricas de una escala para medir la Preocupación por la COVID-19 en México

---

REYES-SOSA, HIRAM

*Facultad de Psicología*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, México*

CASTRO-LUGO, DAVID

*Centro de Investigaciones Socioeconómicas*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, México*

david.castro@uadec.edu.mx

## RESUMEN

La preocupación por la COVID-19 ha tenido un impacto en el bienestar de la sociedad a nivel mundial. Algunos de sus efectos se han asociado con la salud mental, los estados de ánimo o el bienestar psicológico. La presente investigación tiene como objetivo realizar un estudio psicométrico de una escala que mide la preocupación por la COVID-19. Con la finalidad de validar la escala se realizaron Análisis Factorial Exploratorio (AFC) y Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con una muestra de 187 personas (66.5% mujeres y 33.5% hombres) de dos Estados de México (Sinaloa 54.8% y Coahuila 45.2%), con una edad de 37.07 años ( $DT = 12.76$ ). Los resultados de la escala presentaron índices de bondad de ajuste satisfactorios que confirman la estructura unidimensional del instrumento.

*Palabras claves:* COVID-19, Preocupación, Análisis factorial confirmatorio.

## INTRODUCCIÓN

Es bien sabido en psicología que fenómenos externos, no controlables y extraños generan emociones negativas, por ejemplo, de preocupación.

ción y de miedo que tienen un impacto en el bienestar de las personas, en este caso fenómenos como las pandemias (American Psychiatric Association [APA], 2002). Las pandemias parecen fenómenos que solo son de importancia para campos como la biología y la medicina. Así, se suele dejar de lado la importancia que las pandemias tienen para el campo del comportamiento, particularmente para la psicología (Chacón-Fuentes et al., 2020). En este sentido, Taylor (2019) ha evidenciado las consecuencias psicológicas, como la ansiedad o el sentimiento de vulnerabilidad, que las pandemias pueden tener entre la población, sobre todo cuando emergen emociones negativas como el miedo y la preocupación. Lorenzo et al., (2020), encontraron también como un evento amenazante (pandemias) puede afectar la salud mental y el bienestar entre la población. Así también, Javed et al., (2020), encontraron que existen efectos causados por las pandemias en la salud mental, por ejemplo, altos niveles de estrés y de ansiedad ocasionados por emociones como la preocupación.

En lo que concierne a la COVID-19, diversos estudios han destacado sus efectos en varios aspectos, por ejemplo, en el bienestar psicológico (Hernández, 2020), en la salud mental (Lozano-Vargas, 2020), en los estados de ánimos (Balluerka et al., 2021) como los niveles de depresión y ansiedad (Ozamiz-Etxeberria et al., 2020). Así, se puede atribuir que dichos efectos pueden estar asociados a emociones negativas que la COVID-19 despierta entre la sociedad (Johnson et al., 2020; Vásquez, et al. 2020). En este sentido, el estudio de Johnson, et al., (2020) al analizar los sentimientos y expectativas que genera dicho fenómeno encontró que la población encuestada presentó sentimientos de incertidumbre, de miedo y de angustia. Vásquez, et al., (2020) evidenció también que existía una asociación entre el nivel de preocupación y la COVID-19. Así, los participantes de su estudio señalaron que los niveles de preocupación aumentaban cuando se asociaba al COVID-19 con la salud o con el tipo de información que se recibe sobre dicho virus.

A partir de los estudios citados se puede afirmar que la pandemia de la COVID-19 ha sido motivo de preocupación entre la población

de diferentes países (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2020). Por tal razón, disponer de instrumentos validados que permitan medir los niveles de preocupación de la población es indispensable para determinar la magnitud y los efectos de la COVID-19 con el objetivo de atenuar las consecuencias psicológicas que la pandemia a dejado entre la población. Teniendo lo anterior en cuenta, el presente estudio tiene como propósito la adaptación y el análisis psicométrico de una escala de preocupación por la COVID-19 (Ruiz et al., 2020).

## MÉTODO

### *Participantes*

Una muestra no probabilística por conveniencia de 187 personas participó en esta investigación. Del total de participantes, el 66.5% eran mujeres y el 33.5% hombres, con una media de edad de 37.07 años ( $DT = 12.76$ ). Los participantes eran residentes de los Estados de Sinaloa 54.8% y de Coahuila 45.2% en México. Cabe señalar que la mayor parte de la muestra tenía una actividad laboral que se caracterizó por mantener contacto constante y cotidiano con otras personas: producción de servicios (restaurantes o comercios) 88.3%, materia prima (industria o construcción) 8.5% y recursos naturales (minería o pesca) 3.2%.

### *Instrumento*

Escala de preocupación por la COVID-19 (Ruiz et al.,2020). Escala unidimensional que mide la preocupación por la enfermedad COVID-19. La escala se compone de 6 ítems (por ejemplo, ¿Con qué frecuencia ha pensado usted sobre sus probabilidades de ser infectado con coronavirus? O ¿Hasta qué punto le preocupa la posibilidad de ser infectado con coronavirus algún día?) con un intervalo de respuesta de 1 = *nunca o en raras ocasiones* a 4 = *casi todo el tiempo* y es una adapta-

ción de una versión peruana. Así, en el estudio desarrollado por Ruiz et al., 2020 la escala presentó una consistencia interna de  $\alpha = .86$ .

Escala de emociones (Valencia et al., 2015). La escala se compone de 8 ítems que se agrupan en dos dimensiones, 4 ítems para las emociones positivas (por ejemplo, esperanza o alegría) y 4 para las emociones negativas (por ejemplo, miedo o rabia). La escala es de tipo Likert con un intervalo de respuesta de 1 = *nada* a 5 = *mucho*. La consistencia interna de la escala para la dimensión de emociones positivas fue de  $\alpha = .89$  y para la dimensión de emociones negativas fue de  $\alpha = .72$ .

### ***Procedimiento***

Con la finalidad de identificar los niveles de preocupación por la COVID-19 y las emociones que ésta genera, se elaboró un cuestionario en modalidad virtual. El cuestionario se aplicó entre los meses de diciembre 2020 y febrero 2021. La forma de recolectar las respuestas de los participantes fue a través de la plataforma de encuestas *Google Forms*. Un grupo de investigadores debidamente capacitados estuvieron a cargo de difundir la información entre el periodo de tiempo señalado.

### ***Análisis de datos***

En lo que corresponde a los análisis realizados para validar la adaptación de la escala, se obtuvieron los datos descriptivos de cada ítem, el índice de homogeneidad y los Alphas de Conbrach para la escala total. Posteriormente, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con la finalidad de explorar la estructura factorial de la escala (se considera que una carga factorial superior a .40 es representativo de una dimensión o factor, ver Howard, 2016) y un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para confirmar su estructura. Así, se utilizó el valor asociado con el estadístico de chi cuadrado ( $\chi^2$ ) que prueba el modelo nulo frente al hipotetizado o propuesto. Un resultado no estadísticamente significativo ( $p < .05$ ) puede interpretarse como indicador de un adecuado ajuste del modelo (Tabachnick & Fidell, 2001). Además de considerar la sensibilidad del estadístico chi cuadrado en relación con

el tamaño muestral, que generalmente tiende a presentar diferencias en muestras grandes, se considera que un chi cuadrado dividido por los grados de libertad de alrededor de 5 es satisfactorio (Fujikoshi, 2000; Sideridis & Jaffari, 2022).

La evaluación de la bondad de ajuste de los datos se determina utilizando como índice de ajuste incremental el CFI (Comparative Fit Index) y el TLI (Tucker-Lewis Index). Como índices de ajuste absoluto se utilizaron el RMSEA (Root Mean Square Error Aproximation) y el SRMR (Root Mean Square Residual). En cuanto menores son los valores del  $\chi^2$ , SRMR ( $< .08$ ) y RMSEA ( $< .07$ ), y mayores los del CFI y TLI ( $> .90$ ) mejor ajuste del modelo a los datos (Hu & Bentler, 1999; Xia & Yang, 2019). Por último, se realizaron análisis de correlaciones entre la escala de preocupación por la COVID-19 y la escala de emociones para evaluar la validez convergente. Además, se realizaron diferencias mediante el análisis t-student entre los Estados (Coahuila y Sinaloa) para arrojar evidencia de la validez discriminante de la escala de preocupación por la COVID-19. Los programas estadísticos utilizados han sido el SPSS Windows versión 21 y M-Plus versión 7.1 para los AFC (Muthén & Muthén, 2010).

## RESULTADOS

Se obtuvo la fiabilidad interna para la escala total de preocupación por la COVID-19. Este análisis calcula la ausencia de errores en la medición de la escala. La consistencia interna que se obtuvo fue satisfactoria  $\alpha = .86$  (Virla, 2010). Así también, se calculó el índice de homogeneidad que permite determinar el grado en que los ítems de la escala se agrupan (*ver* Tabla 1). Los resultados evidenciaron que todos los ítems presentaron índices satisfactorios que confirman la pertinencia de los ítems a la escala (Muñiz et al., 2005).

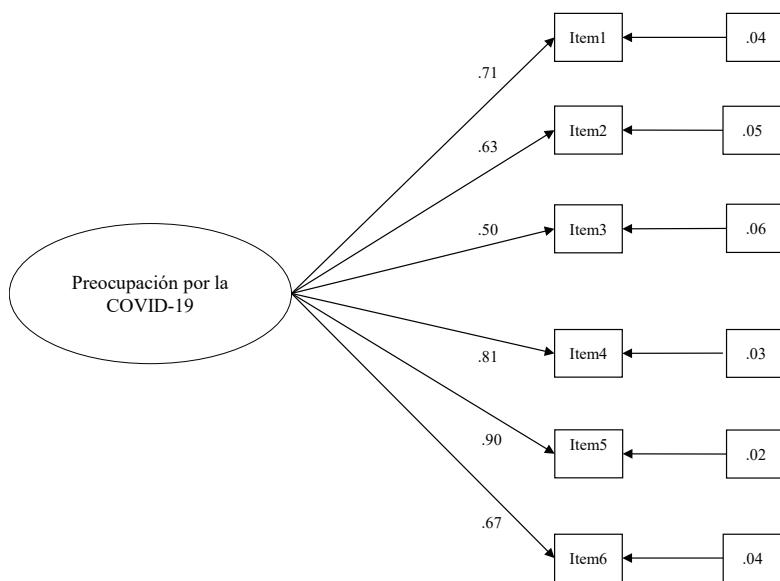
**Tabla 1. Estadísticos para cada ítem. Media, desviación típica, índice de homogeneidad corregida y alfa si se elimina el ítem**

Dimensión	ítems	M	DT	I.H.c	Alfa
Escala de preocupación por la COVID-19	ítem 1	2.07	.89	.66	.83
	ítem 2	1.70	.76	.63	.84
	ítem 3	1.50	.73	.50	.86
	ítem 4	2.45	.86	.72	.82
	ítem 5	2.16	.91	.81	.80
	ítem 6	2.14	1.01	.62	.84

*Análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio de la escala de preocupación por la COVID-19.*

Los resultados del análisis factorial exploratorio prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2 = 520.848$ ,  $gl = 15$ ,  $p < .000$ ) evidenciaron que los ítems eran dependientes y el índice Kaiser-Meyer-Olkin (.85) indicó una buena adecuación muestral y una buena correlación entre los ítems (Santisteban, 2009). Además, el análisis de máxima verosimilitud arrojó una dimensión que explica el 52.4% de la varianza. Las cargas factoriales para cada ítem son las siguientes: ítem 1 (.72), ítem 2 (.63), ítem 3 (.51), ítem 4 (.81), ítem 5 (.89) e ítem 6 (.68). Con la intención de confirmar la estructura unidimensional de la escala de preocupación por la COVID-19, se realizó un modelo de un único factor (Sternberg et al., 2000). El análisis confirmatorio arrojo ajustes satisfactorios ( $\chi^2 = 18.576$ ,  $gl = 9$ ,  $p < .027$ ;  $\chi^2/ gl = 2.06$  CFI = .979 TLI = .965, RMSEA = .070, SRMR = .030, 90% CI [.024, .124]).

**Figura 1. Análisis factorial confirmatorio escala preocupación por la COVID-19**



*Análisis de convergencia y discriminante.*

La evidencia sobre la validez convergente se estimó realizando correlaciones entre la dimensión de preocupación por la COVID-19 y las dimensiones de emociones negativas y emociones positivas (Valencia et al., 2015). Así, y como era de esperarse, las puntuaciones totales de la dimensión de COVID-19 correlacionó significativamente con las puntuaciones de emociones negativas ( $r = -.32$ ,  $p = .000$ ) (ver Tabla 2).

**Tabla 2. Media y desviación típica. Correlaciones de las variables de estudio**

Variables	M	DT	1	2	3
1. Preocupación por la COVID-19	2.38	.84	-----		
2. Emociones negativas	3.34	1.00	.32**	-----	
3. Emociones positivas	2.30	.83	-.03	-.34**	-----

Nota: La variable es significativa en \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ .

Con la finalidad obtener datos adicionales de validez externa (discriminante) de la escala, se examinaron las diferencias entre la dimensión de la COVID-19 en función de los Estados (Sinaloa y Coahuila) (Martínez-García & Martínez-Caro, 2008). Además, se estimo el tamaño del efecto con el estadístico  $d$  de Cohen. Analizando el efecto entre las variables es interesante destacar que en el estado de Sinaloa ( $M = 2.55$ ;  $DT = .73$ ) a diferencia de Coahuila ( $M = 2.17$ ;  $DT = .85$ ) se presentan mayores niveles de preocupación por la COVID-19 ( $t = 3.01$ ;  $p = .003$ ;  $d = .48$ ). En un contexto como el mexicano los niveles de preocupación que se presentan en la muestra se encuentran acordes con la realidad del país. Así, cabe señalar que desde el inicio de la pandemia ambos Estados se han caracterizado por mantener altos índices de contagios y de muertes por la COVID-19 (Google Noticias, 2020; Johns Hopkins, 2020).

## DISCUSIÓN

La escala de preocupación por la COVID-19 (Ruiz et al., 2020) mostró propiedades psicométricas adecuadas en su adaptación al contexto mexicano. Tal y como era de esperar la escala se agrupo en una sola dimensión. Así, con base a los estadísticos descriptivos se ha encontrado que en México (Sinaloa y Coahuila) las personas presentan niveles medios de preocupación por la COVID-19 (Vásquez et al., 2020). Cabe señalar también que se confirma la validez convergente y discriminante. Como se esperaba, la correlación entre la escala de preocupación por la COVID-19 y las puntuaciones totales de la dimensión de emociones negativas fue significativa y negativa. Esto quiere decir, que los estados de emociones como el miedo, la tristeza o la rabia se encuentran estrechamente relacionados con la preocupación por la COVID-19 (Johnson et al., 2020; Lorenzo et al., 2020; Taylor, 2019).

Los resultados de este estudio muestran que los participantes del Estado de Sinaloa presentan mayores niveles de preocupación en comparación con los participantes del Estado de Coahuila. Esto significa que los participantes de Sinaloa consideran que existe mayor proba-

bilidad de ser infectados por la COVID-19 o se preocupan más por llegar ser contagiados por dicho virus (Johnson et al., 2020; Vásquez et al., 2020). Los niveles de preocupación se han asociado con bajos niveles de bienestar y bajos niveles de salud mental (Balluerka et al., 2021; Hernández, 2020; Lozano-Vargas, 2020; Ozamiz-Etxeberria et al., 2020). En este sentido, se vuelve relevante conocer el impacto de la preocupación en los niveles de bienestar-salud entre la población de estudio. Por último, y como limitaciones de este estudio, se debe señalar que, si bien la muestra es relevante a nivel estadístico, también es cierto que pueden existir problemas de generalización, ya que debería ampliarse a otros niveles de la población. No obstante, los resultados de esta investigación demuestran que la adaptación de la medida unidimensional de preocupación por la COVID-19 es adecuada para medir y estudiar dicho fenómeno.

## CONCLUSIÓN

En suma, este trabajo permite concluir dos cosas fundamentales. La primera, la necesidad de continuar validando instrumentos que midan fenómenos como la COVID-19. En este sentido, se recomienda ahondar en las propiedades psicométricas de la escala propuesta con el objetivo de obtener mayores índices de validez (como, por ejemplo, de validez predictiva) (Ruiz et al., 2020). La segunda, es la necesidad de las ciencias del comportamiento de repensar al sujeto de estudio. Tal y como se encontró en esta investigación hechos sociales como la COVID-19 pueden promover mayores niveles de emociones negativas como la preocupación, lo que puede generar mayores niveles de sintomatología como la ansiedad o la depresión (Chacón-Fuentes et al., 2020; Taylor, 2019; Vásquez, et al., 2020). Así, al dejar de lado a un sujeto psicologizado y partir de un sujeto cargado de sus condiciones sociales, se pueden realizar análisis más profundos que permitan comprender las causas, en este particular caso, de la preocupación y los efectos de la COVID-19.

## REFERENCIAS

- AMERICAN Psychiatric Association, APA (2002). *Manual Diagnóstico y Estadístico de los trastornos mentales. DSM-IV-TR*. Barcelona: Masson
- BALLUERKA N.; Gómez J.; Hidalgo M., Gorostiaga, A., Espada, J., Padilla, J. & Santed, M. (2020). *Las consecuencias psicológicas de la Covid-19 y el confinamiento*. Informe de investigación, Universidad del País Vasco.
- FUJIKOSHI, Y. (2000). Transformations with improved chi-squared approximations. *Journal of Multivariate Analysis*, 72(2), 249-263. doi: <https://doi.org/10.1006/jmva.1999.1854>
- GOOGLE Noticias. (2020). *Coronavirus (COVID-19)* [Archivos de datos]. Recuperado de: <https://news.google.com/covid19/map?hl=es-419&mid=%2Fm%2F012tgw&gl=US&ceid=US%3Aes-419>
- HOWARD, M.C. (2016). A Review of Exploratory Factor Analysis Decisions and Overview of Current Practices: What We Are Doing and How Can We Improve? *International Journal of Human-Computer Interaction*, 32(1), 51-62. <https://doi.org/10.1080/10447318.2015.1087664>
- HERNÁNDEZ, J. (2020). Impacto de la COVID-19 sobre la salud mental de las personas. *Medicentro Electrónica*, 24(3), 578-594. Recuperado de: [http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1029-30432020000300578&lng=es&xtlng=es](http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1029-30432020000300578&lng=es&xtlng=es)
- Hu, L., & Bentler P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- JAVED, B., Sarwer, A., Soto, E. B., & Mashwani, Z.U. (2020). The coronavirus (COVID-19) pandemic's impact on mental health. *The International journal of health planning and management*, 35(5), 993-996. doi: <https://doi.org/10.1002/hpm.3008>

- JOHNS Hopkins (2020). *COVID-19 Dashboard by the Center for Systems Science and Engineering (CSSE)* [Archivos de datos]. Recuperado de: <https://coronavirus.jhu.edu/map.html>
- JOHNSON, M., Saletti-Cuesta. & Tumas, N. (2020). Emociones, preocupaciones y reflexiones frente a la pandemia del COVID-19 en Argentina. *Ciência & Saúde Coletiva*, 25(1), 2447-2456. doi: <https://doi.org/10.1590/1413-81232020256.1.10472020>
- LOZANO-VARGAS, Antonio. (2020). Impacto de la epidemia del Coronavirus (COVID-19) en la salud mental del personal de salud y en la población general de China. *Revista de Neuro-Psiquiatría*, 83(1), 51-56. doi: <https://dx.doi.org/10.20453/rnp.v83i1.3687>
- MARTÍNEZ-GARCÍA, J. & Martínez-Caro, L. (2008). La validez discriminante como criterio de evaluación de escalas: ¿teoría o estadística? *Universitas Psychologica*, 8(1), 27-36.
- MUÑIZ, J., Fidalgo, A.M., García-Cueto, E., Martínez, R., & Moreno, R. (2005). *Ánalisis de los ítems*. Madrid: La muralla
- MUTHÉN, L. K., & Muthén, B. O. (2010). *Mplus User's Guide. Sixth Edition*. Los Angeles: Muthén & Muthén.
- OZAMIZ-ETXEBERRIA, N., Dosil-Santamaría, M., Picaza-Gorrochategui, M. & Idoiaga-Mondragon, N. (2020). Niveles de estrés, ansiedad y depresión en la primera fase del brote del COVID-19 en una muestra recogida en el norte de España. *Cuadernos de Salud Pública*, 36(4), 1-9. doi: 10.1590/0102-311X00054020
- Ruiz, P., Morales-García, W., White, M. & Marquez-Ruiz, M. (2020). Propiedades psicométricas de una escala de preocupación por la COVID-19: análisis exploratorio en una muestra peruana. *Medicina Clínica*, 155(12), 535-537. doi: 10.1016/j.medcli.2020.06.022
- SANTISTEBAN, C. (2009). *Principios de psicometría*. Madrid: Sintesis.
- SIDERIDIS, G. D., & Jaffari, F. (2022). An R function to correct fit indices and omnibus tests in confirmatory factor analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 55(1), 48-70. <https://doi.org/10.1080/07481756.2021.1906159>

- STERNBERG, R.J., Prieto, M.D. & Castejón, J.L. (2000). Análisis factorial confirmatorio del Sternberg Triarchic Abilities Test (nivel-H) en una muestra española: resultados preliminares. *Psicothema, 12*(4), 642-647.
- SUÁREZ, V., Suarez, M, Oros, S. & Ronquillo, E. (2020). Epidemiología de COVID-19 en México: del 27 de febrero al 30 de abril de 2020. *Revista Clínica Española; 220*(8):463-471. doi: 10.1016/j.rce.2020.05.007
- TABACHNICK, B. & Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics*. New York: Harper & Row.
- VALENCIA, J.F., Méndez, I., Kaltzakorta, Z., & Wagner, W. (2015). Representaciones sociales y paz: sobre las dinámicas del significado compartido de paz y los posicionamientos políticos en el País Vasco. En P. Guareschi., A. Hernandez., & Cárdenas, M (Eds.), *Representações sociais movimento: psicologia do ativismo político* (pp.127-140). Porto Alegre: EDIPUCRS.
- VIRLA, M. (2010). Confiabilidad y coeficiente Alpha de Cronbach. *Telos, 12*(2), 248-252. Recuperado de: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=99315569010>
- VÁSQUEZ, G., Urtecho-Osorio, O., Agüero-Flores, M., Díaz-Martínez M., Paguada, R., Varela, M., Landa-Blanco, M. & Echenique, Y. (2020). Salud mental, confinamiento y preocupación por el CORONAVIRUS: un estudio cualitativo, *Revista Internacional de Psicología, 54*(2), 1-16.
- ORGANIZACIÓN Mundial de la Salud. (2020). Salud mental y consideraciones psicosociales durante el brote de la COVID-19 [Mental health and psychosocial considerations during the COVID-19 outbreak]. Recuperado de: WHO/2019-nCoV/MentalHealth/2020.1. <https://www.who.int/docs/default-source/coronavirus/mental-health-considerations.pdf>
- XIA, Y. & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they

tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51, 409–428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>



## CAPÍTULO 5

# Validación de la Escala de Riesgo Percibido a las Infecciones de Transmisión Sexual en Adultos Jóvenes

---

GÓMEZ-MELASIO DAFNE ASTRID

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila. Saltillo, Coahuila, México*

*dafne.gomez@uadec.edu.mx*)

PÉREZ-BRIONES NANCY GRISELDA

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila. Saltillo, Coahuila, México*

*naperezb@uadec.edu.mx*

LEIJA-MENDOZA ALEJANDRA

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila. Saltillo, Coahuila, México*

*alejandraleijamendo@uadec.edu.mx*

GONZÁLEZ-ÁLVAREZ MIREYA DEL CARMEN

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila. Saltillo, Coahuila, México*

*mireyagonzalez@uadec.edu.mx*

## RESUMEN

**Introducción:** Los adultos jóvenes a menudo subestiman erróneamente el riesgo que tienen de adquirir alguna ITS. El riesgo percibido es un factor que ha recibido atención como un predictor importante de la conducta sexual de riesgo. Dada la importancia de la percepción del riesgo en la prevención de la conducta sexual de riesgo, su medición es crucial. **Objetivo:** Validar la estructura de la “Escala de Riesgo Percibido de ITS” en adultos jóvenes. **Metodología:** Diseño instrumental con una muestra de 625 adultos jóvenes pertenecientes a la República Mexicana. Se utilizó un muestreo virtual en línea mediante redes sociales. Se incluyeron hombres y mujeres de 25 a 44 años

o más, heterosexuales, con actividad sexual vaginal, anal u oral en los últimos 12 meses. **Resultados:** La media de edad de los participantes fue de 37,71 años (DE = 5,67), predominando el sexo femenino (75,4%, 471). Los índices de bondad de ajuste del modelo cumplieron con los valores requeridos ( $\chi^2 = 182,377, p < 0,001$ ;  $CFI = 0,926$ ,  $RMSEA = 0,079$ ,  $GFI = 0,934$ ,  $TLI = 0,902$ ). En el análisis de consistencia interna utilizando el Alfa de Cronbach se obtuvo un valor de 0,85, lo que indica que la escala tiene una adecuada confiabilidad. **Conclusión:** La escala de riesgo percibido de ITS es una herramienta confiable y válida para medir dicho riesgo en adultos jóvenes.

**Palabras Clave:** Riesgo percibido, Infecciones de Transmisión Sexual, Adultos jóvenes.

## INTRODUCCIÓN

Los adultos jóvenes a menudo subestiman erróneamente el riesgo al que se exponen cuando participan en conductas sexuales de riesgo, como tener múltiples parejas sexuales, tener relaciones sexuales sin preservativo y no realizarse pruebas de detección de infecciones de transmisión sexual (ITS) (Thompson et al., 2021). De acuerdo con datos de la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2025) cada día, más de un millón de personas de entre 15 y 49 años contrae una ITS que se puede curar. De dicho rango de edad, aproximadamente 374 millones de personas contrajeron en 2020, clamidiosis, gonorrea, sífilis o tricomoniasis. Para ese mismo año, se estimó que más de 520 millones de personas tenían herpes genital y que unos 300 millones de mujeres tenían infección por el virus del papiloma humano, que es la principal causa de cáncer de cuello uterino. En 2022 alrededor de ocho millones de adultos contrajeron sífilis (OMS, 2025).

Más allá del efecto inmediato de la infección, las ITS tienen repercusiones en múltiples esferas de la vida de quienes las padecen. En el plano físico, algunas ITS, como el herpes, la gonorrea y la sífilis, pueden aumentar el riesgo de contraer el VIH. La infección por el virus

del papiloma humano causa cáncer de cuello uterino y otros tipos de cáncer. La gonorrea y la clamidiosis, son causas importantes de enfermedad inflamatoria pélvica y esterilidad femenina, y la transmisión maternofilial de una ITS puede causar muerte prenatal o neonatal, prematuridad o anomalías congénitas (OMS, 2025).

En el ámbito psicológico, diagnósticos de ITS, se asocian con síntomas elevados de depresión, ansiedad, estrés percibido y menor satisfacción con la vida (Ciccarese et al., 2020; Singh, S., & Singh, S. K., 2021). Socialmente, el estigma persistente vinculado a las ITS exacerba sentimientos de vergüenza y aislamiento, perjudicando la autoestima y dificultando las relaciones sociales. Finalmente, en lo económico, el manejo de complicaciones crónicas por ITS genera altos costos médicos directos, entre ellos, tratamientos de cáncer e infertilidad, además de pérdida de productividad laboral (Thomas, 2025).

El riesgo percibido es un factor que ha recibido atención como un predictor importante de la conducta sexual de riesgo; si bien no es suficiente para el cambio de comportamiento, es necesario. Marcos teóricos como el Modelo de Creencias de Salud y la Teoría de la Motivación de Protección argumentan que la percepción del riesgo es necesaria para comprender por qué las personas adoptan conductas que perjudican su salud. Las investigaciones centradas en la prevención de las ITS generalmente evalúan el riesgo percibido de contraerlas (Napper et al., 2012).

Dada la importancia de la percepción del riesgo en la prevención de la conducta sexual de riesgo, su medición es crucial y compleja. Las medidas disponibles generalmente se centran en un solo elemento y, al expresarse en un solo ítem, reducen el contenido y el significado del propio constructo (Napper et al., 2012). No se identificaron herramientas que capturen el riesgo percibido de ITS en adultos jóvenes. Son indispensables los instrumentos que amplían su alcance y significado al representar de forma más completa el término “Percepción del Riesgo de ITS”.

Reconociendo la necesidad de un instrumento más completo, se tomó la Escala de Riesgo Percibido a las ITS en adultos de mediana edad y mayores de Gómez y colaboradores (2023) adaptada de la Escala de Riesgo Percibido de VIH de Napper y colaboradores (2012), que evalúa: (a) el juicio analítico y deliberativo de la persona sobre la probabilidad de contraer una ITS (proceso cognitivo); (b) la respuesta emocional al sentirse vulnerable a una ITS, intuitivamente basada en el afecto; y (c) la relevancia o importancia del riesgo de adquirir una ITS, incluyendo la frecuencia con la que se piensa en él.

Además, como se mencionó, los adultos tienen un riesgo percibido bajo o nulo de contraer una ITS (Thompson et al., 2021). Los adultos pueden llegar a considerar que las ITS son exclusivas de los adolescentes. Por lo tanto, se considera importante conocer el riesgo percibido de ITS entre los adultos jóvenes en nuestra área geográfica, para identificar dicho riesgo como un posible factor a intervenir o incluir en el desarrollo de programas de prevención de ITS enfocados en ellos. Para lo anterior, es necesario contar con un instrumento de medición confiable y válido que capture el riesgo percibido de ITS de los adultos.

El propósito del estudio presentado fue validar la estructura de la “Escala de Riesgo Percibido de ITS” en adultos jóvenes, identificar su riesgo percibido de ITS e identificar su relación con algunas características sociodemográficas.

## **METODOLOGÍA**

### *Diseño del Estudio*

Se realizó un estudio instrumental para evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Riesgo Percibido de ITS en adultos jóvenes. El propósito de los diseños instrumentales es respaldar el desarrollo de pruebas de evaluación, en su diseño o adaptación, mediante el estudio de las propiedades psicométricas, la validez, la fiabilidad y el análisis factorial (Del Río et al., 2018).

## *Muestra y Muestreo*

La muestra estuvo compuesta por 625 adultos jóvenes. Para el tamaño de la muestra, se buscó obtener la mayor proporción de casos por variable para evitar confirmar factores específicos de una muestra con poca generalización (Hair et al., 2014). Se utilizó un muestreo virtual en línea mediante redes sociales y la plataforma Microsoft Forms® para el desarrollo del cuestionario en línea; el muestreo virtual en línea es ideal para reclutar participantes y recopilar datos sobre temas sensibles como el comportamiento sexual y aspectos relacionados (Baltar & Gorjup, 2012).

## *Criterios de Inclusión*

Se incluyeron hombres y mujeres de 25 a 44 años o más, heterosexuales, con actividad sexual vaginal, anal u oral en los últimos 12 meses, residentes de la República Mexicana. De acuerdo con el Consejo Nacional de Población (2000) los adultos jóvenes comprenden las edades de los 25 a 44 años. No se incluyeron otros tipos de orientación sexual diferentes a la heterosexual, como los hombres que tienen sexo con hombres, debido a que su percepción de riesgo de contraer ITS puede ser diferente a la de una persona heterosexual. Los HSH se consideran grupos clave debido a su alto riesgo de contraer una ITS a consecuencia de la práctica del sexo anal (Luz et al., 2023).

## *Mediciones*

Para medir el riesgo percibido de contraer ITS se utilizó la Escala de Riesgo Percibido a las ITS en adultos de mediana edad y mayores de Gómez y colaboradores (2023) adaptada de la Escala de Riesgo Percibido de VIH de Napper y colaboradores (2012). La escala consta de 8 ítems divididos en tres dimensiones. La dimensión afectiva consta de los ítems 1, 2 y 5; la dimensión cognitiva incluye los ítems 4, 6 y 7; y la dimensión de relevancia incluye los ítems 3 y 8. Las respuestas a los ítems se presentan en una escala tipo Likert, donde, en algunas pre-

guntas, varias opciones de respuesta otorgan al participante la misma puntuación.

Las puntuaciones totales de la escala oscilaron entre 10 y 40 puntos; a mayor puntuación, mayor riesgo percibido. La escala se desarrolló para medir el riesgo percibido de ITS en adultos de mediana edad y mayores con índices de ajuste de validez aceptables ( $\chi^2 = 48.283$ ,  $p < .001$ ;  $CFI = .962$ ,  $RMSEA = .079$ ,  $GFI = .963$ ,  $TLI = .938$ ) (Gómez et al., 2023). Se utilizaron cuartiles como aproximación para obtener los puntos de corte de la escala. El primer cuartil (<19 puntos) indicó un riesgo percibido bajo; el segundo y tercer cuartiles (>20 - <28 puntos), un riesgo percibido medio; y el cuarto cuartil (>29 puntos), un riesgo percibido alto.

### *Recolección de Datos*

Para reclutar a los participantes se compartió en enlace de la encuesta por diversas redes sociales. Los interesados en participar accedieron al enlace de la encuesta, donde encontraron una descripción detallada del proyecto en el consentimiento informado, y las preguntas que debían ser respondidas. El participante debía otorgar su consentimiento informado para poder continuar y responder la encuesta. Se les proporcionó un teléfono donde podían contactarse en caso de tener alguna duda. Al término del llenado de la encuesta se les agradeció por su participación.

### *Análisis de Datos*

Se utilizaron estadísticas descriptivas, frecuencias y porcentajes para las variables cualitativas, así como medidas de tendencia central para las cuantitativas, para determinar las características sociodemográficas y el riesgo percibido de ITS de los participantes. Se calcularon los cuartiles de la puntuación final de la escala para obtener una aproximación a los puntos de corte de la escala de riesgo percibido de ITS.

Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el software estadístico AMOS versión 24 para analizar la estructura factorial de la escala de riesgo percibido de ITS. Para evaluar los modelos pro-

puestos, se consideraron los principales índices de bondad de ajuste: chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), grados de libertad ( $gl$ ), índice de ajuste comparativo ( $CFI$ ), índice de bondad de ajuste ( $GFI$ ), índice de Tucker Lewis ( $TLI$ ) y error cuadrático medio de aproximación ( $RMSEA$ ). Los criterios para un ajuste adecuado fueron:  $\chi^2$  no significativo; los valores adecuados para  $CFI$ ,  $GFI$  y  $TLI$  debían ser iguales o superiores a 0,90; y menores de 0,05 para que el  $RMSEA$  se considerara adecuado; entre 0,05 y 0,08, aceptable; y mayores de 0,10, para un ajuste deficiente (Browne & Cudeck, 1993; Byrne, 2008).

La confiabilidad de la escala se evaluó mediante el coeficiente Alfa de Cronbach ( $\alpha$ ), que determinó la consistencia interna de la escala y sus factores. Finalmente, se realizó una prueba de chi-cuadrado para identificar la asociación entre las características sociodemográficas de los participantes y el riesgo percibido de ITS. Así como, una prueba de comparación de medias para identificar la diferencia del riesgo percibido de ITS por sexo.

### *Consideraciones Éticas*

La investigación se apegó éticamente a lo estipulado en el Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud (Cámara de Diputado del H. Congreso de la Unión, 2014), que establece que, en todo momento, la investigación en salud debe abordar aspectos éticos que garanticen la dignidad y el bienestar de las personas que participan en ella. Asimismo, establece que se debe obtener el consentimiento informado de los participantes.

## **RESULTADOS**

### *Características de los Participantes*

La media de edad de los participantes fue de 37,71 años (DE = 5,67), predominando el sexo femenino (75,4%, 471). Respecto al estado civil, el 29,1% (182) estaban casados, el 23,8% (149) vivían en unión

libre y el 23,0% (144) eran solteros. En cuanto a la escolaridad, el nivel de estudios predominante fue licenciatura o ingeniería con un 26,1% (163), seguido de secundaria con un 25,8% (161). En cuanto a los ingresos económicos, el 39,2% (245) de los participantes reportó ingresos mensuales inferiores a los 5,000 pesos mexicanos.

### *Riesgo Percibido de ITS*

La media del índice de riesgo percibido de ITS fue de 51,45 (DE = 22,30). Los cuartiles se utilizaron como aproximación para obtener los puntos de corte de la escala. El primer cuartil ( $\leq 21$  puntos) indicó un riesgo percibido bajo; el segundo y tercer cuartiles ( $\geq 22$  -  $\leq 29$  puntos), un riesgo percibido medio; y el cuarto cuartil ( $\geq 30$  puntos), un riesgo percibido alto. El 28,5 % (178) de los participantes presentó un riesgo percibido bajo; el 44,5% (278), un riesgo percibido medio; y el 27,0 % (169), un riesgo percibido alto.

### *Análisis Factorial Confirmatorio*

Los índices de bondad de ajuste del modelo, según la estructura propuesta por Gómez y colaboradores (2023) y Napper y colaboradores (2012) (Figura 1), cumplieron con los valores requeridos ( $\chi^2 = 182,377$ ,  $p < 0,001$ ;  $CFI = 0,926$ ,  $RMSEA = 0,079$ ,  $GFI = 0,934$ ,  $TLI = 0,902$ ). El único valor inaceptable en dicho modelo fue que  $\chi^2$  fue significativa, lo cual podría atribuirse a su alta sensibilidad al tamaño de la muestra (Tabla 1).

**Tabla 1. Índices de Ajuste del Modelo Propuesto**

Modelo	$\chi^2$	Df	p	CFI	GFI	TLI	RMSEA
Modelo 1	182,377	17	<.001	.926	.934	.902	.079

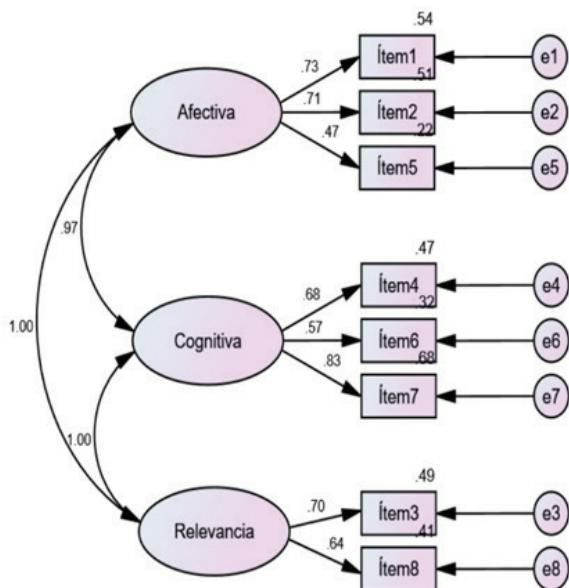
Nota:  $\chi^2$  = chi cuadrado,  $gl$  = grados de libertad,  $p$  = valor de significancia,  $CFI$  = Índice de Ajuste Comparativo;  $GFI$  = Índice de Bondad de Ajuste;  $TLI$  = Índice de Tucker Lewis;  $RMSEA$  = Error Cuadrático Medio de Aproximación

A continuación, se muestran los tres factores de la escala y sus componentes. Se observa que los ítems cinco y seis presentaron las cargas más bajas (Tabla 2).

**Tabla 2. Cargas Factoriales y R2 del Modelo Propuesto**

Factor	Ítem	Modelo 1	
		Carga Factorial	R2
Afectivo	1.- Intuitivamente, ¿qué tan probable siente que es, que se contagie de alguna infección de transmisión sexual como resultado de sus experiencias sexuales?	1.000	.535
	2.- Me preocupa contagiarde de alguna infección de transmisión sexual debido a mis experiencias sexuales	1.100	.508
	5.- Me siento vulnerable a contagiarde de alguna infección de transmisión sexual debido a mis experiencias sexuales	.927	.222
Cognitivo	4.- Con base en mis experiencias sexuales, estoy seguro de que NO me contagiaré de alguna infección de transmisión sexual	1.000	.467
	6.- Existe una posibilidad, no importa qué tan pequeña sea, de que pudiera contagiarde de alguna infección de transmisión sexual debido a mis experiencias sexuales	.798	.325
	7.- Con base en mis experiencias sexuales, considero que la probabilidad de que yo me contagie de alguna infección de transmisión sexual es:	1.025	.681
Relevancia	3.- Considerando mis experiencias sexuales, imaginar que me contagio de alguna infección de transmisión sexual me parece algo:	1.033	.489
	8.- Contagiarde de alguna infección de transmisión sexual debido a mis experiencias sexuales es algo que...	1.000	.412

Note:  $R^2$  = Coeficiente de correlación múltiple al cuadrado

**Figura 1. Estructura de la Escala de Riesgo Percibido de ITS**

### *Confiabilidad*

En el resultado del análisis de consistencia interna de la escala utilizando el Alfa de Cronbach se obtuvo un valor de 0,85, lo que indica que la escala tiene una adecuada confiabilidad.

### **Asociación Entre las Características Sociodemográficas y el Riesgo Percibido de ITS**

Para determinar la asociación entre el sexo, el estado civil, la escolaridad y los ingresos económicos con el riesgo percibido de ITS, se realizaron análisis de tablas de contingencia mediante la prueba de chi-cuadrado. No se encontraron asociaciones entre ninguna de las anteriores. Tampoco se identificó diferencia entre las medias del riesgo percibido de ITS por sexo (mujeres 25,33; DE = 6,76; hombres 26,73; DE = 6,46).

## **DISCUSIÓN**

El objetivo principal de este estudio fue validar la estructura de la “Escala de Riesgo Percibido de ITS” en adultos jóvenes. Los resultados indican que la escala es confiable y válida para medir el riesgo percibido de ITS en adultos jóvenes. El alfa de Cronbach obtenido respalda la consistencia interna o confiabilidad, es decir, que todos los ítems del instrumento miden el concepto de forma consistente (Gray et al., 2017). El modelo mostró un ajuste adecuado de la estructura propuesta, compuesta por los factores afectivo, cognitivo y de relevancia.

Una contribución de este estudio es demostrar la precisión de la escala para medir el riesgo percibido de ITS. A diferencia de la literatura previa, que ofrece una definición más reducida del riesgo percibido de ITS medido por un solo ítem (Clifton et al., 2018), este estudio evaluó diversos elementos que conforman el riesgo percibido. Los resultados de la prevalencia del riesgo percibido no son consistentes con los hallazgos de la literatura existente, ya que, en este estudio

se identificó un riesgo percibido bajo en menos de un tercio de los participantes, mientras que la literatura científica ha mostrado que, a pesar de que los adultos sexualmente activos participan en conductas sexuales de riesgo, el riesgo percibido de ITS en esta población tiende a ser bajo (Clifton et al., 2018; Guleria et al., 2018).

En el estudio Natsal-3 de Clifton y colaboradores (2018), se encontró que más del 70 % de los hombres y el 85 % de las mujeres que reportaron conductas sexuales de alto riesgo —como múltiples parejas sexuales o sexo sin condón— se percibían como personas en “bajo” o “ningún riesgo” de contraer una ITS. De manera similar, en el estudio realizado por Guleria y colaboradores (2018), en mujeres de 18 a 45 años, solo el 7.4 % se consideraron en riesgo medio o alto de ITS, incluso cuando muchas de ellas reportaron tres o más parejas sexuales en los últimos seis meses. Dicha diferencia en los hallazgos encontrado podría atribuirse a la medición del riesgo percibido mediante un solo ítem en estudios previos.

Se evidencia una desconexión entre el riesgo real y el riesgo percibido, lo que puede contribuir a una baja adopción de medidas preventivas como el uso del condón o las pruebas de detección de ITS. En el presente estudio no se observó diferencia en el riesgo percibido de ITS entre mujeres y hombres, sin embargo, los estudios mencionados, han evidenciado que existen diferencias en la percepción del riesgo de ITS por sexo. Generalmente, las mujeres tienden a percibir un menor riesgo que los hombres, incluso cuando están involucradas en conductas sexuales similares o más riesgosas. En el estudio Natsal-3 se encontró que el 85% de las mujeres sexualmente activas con conductas de riesgo percibían bajo o ningún riesgo de contraer ITS, en comparación con un 70% de los hombres en las mismas condiciones (Clifton et al., 2018)

Aunque el modelo tuvo un ajuste adecuado, los ítems cinco y seis presentaron cargas bajas, no se logró identificar la posible causa. Las cargas bajas de dichos ítems coincide con lo reportado por Gómez y colaboradores (2023), quienes reportaron que podría deberse a que fueron los ítems en los que sus participantes reportaron el mayor ries-

go percibido de ITS, ya que, al preguntarles si se sentían vulnerables a contraer una ITS debido a sus experiencias sexuales (ítem 5) y si creían que existía una probabilidad, por pequeña que fuera, de contraer cualquier ITS (ítem 6), las frecuencias de las opciones de respuesta «de acuerdo» y «totalmente de acuerdo» fueron mayores en comparación con el resto de los ítems de la escala. Sin embargo, en el presente estudio no se observó que en esos ítems predominarán las frecuencias más elevadas de «de acuerdo» y «totalmente de acuerdo», reflejando mayor riesgo percibido en ellos. Las mayores prevalencias de respuestas que reflejan mayor riesgo percibido de ITS se encontraron en los ítems ocho y tres.

## CONCLUSIÓN

En conclusión, la escala de riesgo percibido de ITS es una herramienta confiable y válida para medir dicho riesgo en adultos jóvenes. Se considera importante realizar investigaciones futuras que permitan analizar a profundidad la razón de las cargas bajas de los ítems cinco y seis, con la finalidad de perfeccionar la escala de riesgo percibido de ITS. Una medición adecuada es fundamental para examinar con precisión la relación entre el riesgo percibido y la conducta.

Se deben tener en cuenta las limitaciones al interpretar y evaluar los resultados. Este fue un estudio transversal que utilizó una muestra por conveniencia de la población general de adultos jóvenes de la república mexicana. El reclutamiento se realizó mediante un muestreo virtual en línea utilizando redes sociales, excluyendo a quienes no tenían acceso a un dispositivo móvil con internet o a redes sociales.

## REFERENCIAS

- BALTAR, F., & Gorjup, M. T. (2012). Muestreo mixto online: Una aplicación en poblaciones ocultas. *Intangible Capital*, 8, 123-149  
<http://dx.doi.org/10.3926/ic.294>

- BROWNE, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In: Bollen KA, Long JS, editors. Testing Structural Equation Models, Newbury Park: CA Sage; p. 136-162.
- BYRNE, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20. 872-882.
- CÁMARA de Diputado del H. Congreso de la Unión. (2014). Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud. [http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg\\_LGS\\_MIS.pdf](http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg_LGS_MIS.pdf)
- CICCARESE, G., Drago, F., Copello, F., Bodini, G., Rebora, A. & Parodi, A. (2020). Study on the impact of sexually transmitted infections on Quality of Life, mood and sexual function. *Italian Journal of Dermatology and Venereology*, 156 (6), 686-691. <https://10.23736/S2784-8671.20.06796-6>
- CLIFTON, S., Mercer, C. H, Sonnenberg, P., Tanton, C., Field, N., Gravning, K., Hughes, G., Mapp, F., & Johnson, A. M. (2018). STI Risk Perception in the British Population and How It Relates to Sexual Behaviour and STI Healthcare Use: Findings From a Cross-sectional Survey (Natsal-3). *EClinicalMedicine* , 2 , 29-36. <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2018.08.001>
- CONSEJO Nacional de Población [CONAPO]. (2000). Índices de desarrollo social en las etapas del curso de vida. <http://www.conapo.gob.mx/work/models/CONAPO/Resource/1342/1/images/02introduccion.pdf>
- DEL Río, F. J., Cabello-García, M. A., & Cabello-Santamaría, F. (2018). Guía para la clasificación de artículos de investigación clínica para la Revista Internacional de Andrología. *Rev Int Androl*, 16. 107-111 <http://dx.doi.org/10.1016/j.androl.2017.07.004>
- GÓMEZ-MELASIO, D. A., Onofre-Rodríguez, D. J., Trujillo-Hernández, P. E., Rodríguez-Vázquez, N., Hernández-Torres, J. L., & Lara-Reyes, B. J. (2023). Validation of the Scale of Perceived

- Risk of Sexually Transmitted Infections in Middle-aged and Older Adults. *Revista Salud Uninorte*, 39 (1), 124-140.
- GRAY, J. R, Grove, S. K., & Sutherland, S (2017). The practice of nursing research. 8th ed. St. Louis: Missouri.
- GULERIA, S., Faber, M. T., Hansen, B. T., Arnheim-Dahlström, L., Liaw, K. L., Munk, C., Nygard, M., & Kjær, S. K. (2018). Self-perceived risk of STIs in a population-based study of Scandinavian women. *Sexually Transmitted Infections*, 94 (7), 522-527. <https://doi.org/10.1136/sextrans-2017-053397>
- HAIR, J. F, Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). Multivariate data análisis. 7th ed. London.
- LUZ, I., Vinhaes, E., Cruz, I., Travassos, A. G., Luz, E., Netto, E. M. & Brites, C. (2023). High Prevalence of Anal Sexually Transmitted Infections among Men Who Have Sex with Men and Transgender Women Attending a Clinic for Prevention of Anal Cancer in Salvador, Brazil. *Pathogens*, 12 (11), 1297. <http://dx.doi.org/10.3390/pathogens12111297>
- NAPPER, L. E., Fisher, D. G., & Reynolds, G. L. (2012). Development of the perceived risk of HIV scale. *AIDS Behav*, 16. 1075-1083 <http://dx.doi.org/10.1007/s10461-011-0003-2>
- ORGANIZACIÓN Mundial de la Salud [OMS]. (2025). Infecciones de transmisión sexual (ITS). Obtenido de [https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/sexually-transmitted-infections-\(sts-is\)](https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/sexually-transmitted-infections-(sts-is))
- SINGH, S., & Singh, S. K. (2021). Psychological health and well-being in patients with sexually transmitted infections: A prospective cross-sectional study. *Indian Journal of Sexually Transmitted Diseases and AIDS*, 42(2), 125–131. [https://doi.org/10.4103/ijstd.IJSTD\\_77\\_19](https://doi.org/10.4103/ijstd.IJSTD_77_19)
- THOMAS, A. (2025). The Impact of Untreated Sexually Transmitted Diseases in Women. *Política de salud, economía y sociología*, 9 (1). <https://doi.org/10.52340/healthecosoc.2025.09.01.01>

THOMPSON, E. L., Griner, S. B., Galvin, A. M., Lowery, A. D. & Lewis, M. A. (2021). Correlates of STI Testing among U.S. Young Adults: Opportunities for Prevention. *Prevention Science*, 22 (2), 216-226. <https://doi:10.1007/s11121-020-01179-3>.



# CAPITULO 6

## Validez de contenido del índice de aspiraciones para la prevención del embarazo en la adolescencia

---

RODRÍGUEZ-VÁZQUEZ NANCY

*Facultad de Enfermería Unidad Laguna.*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Torreón, Coahuila*

[nancy\\_rodriguez@uadec.edu.mx](mailto:nancy_rodriguez@uadec.edu.mx)

MORENO-MONSVÁIS MARÍA GUADALUPE

*Facultad de Enfermería*

*Universidad Autónoma de Nuevo León. Monterrey, N.L. México*

MORALES-BORRERO MARÍA CAROLINA

*Facultad de Odontología*

*Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia*

HERNÁNDEZ-TORRES JOSÉ LUIS

*Facultad de Enfermería Unidad Laguna*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Torreón, Coahuila*

## RESUMEN

**Introducción.** El embarazo adolescente es un problema de salud pública con consecuencias médicas, sociales y emocionales que marcan la vida de quienes lo enfrentan. Identificar las aspiraciones y proyectos de los adolescentes permite comprender sus decisiones y orientar estrategias preventivas más efectivas. **Objetivo.** En el presente estudio se propuso analizar la validez de contenido de una propuesta de incorporación de ítems para medir los objetivos o metas en los adolescentes para la prevención del embarazo, a través del índice de aspiraciones.

**Métodos.** Se utilizó el juicio de expertos mediante la técnica Delphi modificada para validar el contenido de 28 ítems agrupados en las dimensiones existentes del índice de aspiraciones. Participaron en el estudio cinco jueces considerados expertos por su amplia experiencia y trayectoria profesional en diferentes áreas de la salud y con población

adolescente. **Resultados.** El coeficiente de validez de contenido sugiere la inclusión de 20 ítems en el índice de aspiraciones con acuerdo bueno y excelente entre los jueces expertos. **Discusión.** Los ítems resultantes para la incorporación al índice de aspiraciones cuentan con validez de contenido para ser utilizados e incluidos en la medición de las aspiraciones de vida en población adolescente para prevenir un embarazo.

Palabras clave: Objetivos, aspiraciones, embarazo en adolescencia.

## INTRODUCCIÓN

Los objetivos o metas y proyectos de vida son señalados como un aspecto importante para entender la conducta actual de la persona (López et al., 2017), la cual se regula según sus aspiraciones y se manifiestan en la idea de sí mismo y del entorno. Es la adolescencia, la etapa adecuada para formular metas, que serán producto de los procesos psicosociales (Méndez et al., 2022) como la visualización de planes a futuro o la vocación (Cortez et al., 2020; López et al., 2017); y de la influencia de los determinantes sociales y familiares (Briones & Mosquera, 2022), la familia, economía y servicios de salud (Salazar et al., 2019). Durante esta etapa, el adolescente atraviesa cambios físicos que aumentan su interés en la sexualidad (Rodríguez, 2021), lo que puede llevar a prácticas sexuales de riesgo si no se cuenta con la información y protección necesarias (Figueroa et al., 2021). El embarazo adolescente representa un problema urgente para la salud pública: cada año, 16 millones de mujeres de 15 a 19 años y alrededor de un millón de menores de 15 años dan a luz cada año (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2024). En México, en el año 2021 se registraron 147 279 nacimientos en adolescentes de 15 a 19 años, y 3019 en menores de 15 años. Entre el año 2017 al 2021 la tasa de natalidad fue de 35.3 por cada mil adolescentes (Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2023), lo que posiciona a México en el primer lugar de embarazo adolescente en Latinoamérica y segundo lugar en el mundo (C. DD., 2022).

Los objetivos o metas de vida pueden ser fundamentales para comprender la prevención del embarazo, ya que están ligadas a las motivaciones que impulsan la conducta (Stover et al., 2017). Un sustento teórico que permite analizar las metas de vida es la teoría del contenido de objetivos (TCO), una de las seis micro-teorías que forman parte de la teoría de la autodeterminación (TAD) (Deci & Ryan, 1985). La TCO examina el establecimiento de objetivos de vida a largo plazo para dirigir las actividades de la persona, y se divide en aspiraciones intrínsecas y extrínsecas (Deci & Ryan, 2008; Kasser & Ryan, 1996). Las aspiraciones intrínsecas son aquellas que están directamente asociadas con la búsqueda de lo que se valora intrínsecamente, como aspirar a las relaciones cercanas, crecimiento personal y atribución a la comunidad (Ryan & Deci, 2017), por lo que cuando la persona posee mayores aspiraciones intrínsecas mayor será su bienestar psicológico (Deci & Ryan, 2008). Por el contrario, las aspiraciones extrínsecas son aquellas con enfoque instrumental, como el dinero (riqueza), la fama y el atractivo externo (imagen) (Ryan & Deci, 2017), cuando más prioridad y valor se tenga en ellas, menor será el bienestar de la persona (Deci & Ryan, 2008).

Para medir las metas de vida se identificó el índice de aspiraciones de Kasser y Ryan (1996), traducido al español (Lirola et al., 2018) y adaptado al contexto mexicano en el ámbito del ejercicio físico (De la Cruz, 2018), y se adaptó a la prevención del embarazo en la adolescencia. Este índice mide la importancia de siete categorías de aspiraciones; extrínsecas: riqueza, fama e imagen; e intrínsecas: relaciones significativas, crecimiento personal y contribuciones a la comunidad; además de la aspiración de buena salud que no es exactamente extrínseca o intrínseca. Se amplió el mapa de objetivos donde se identificaron cuatro aspiraciones adicionales que no habían sido examinadas, dos intrínsecas: autoexpresión y dominio, y dos extrínsecas: poder y adherencia social (Martela et al., 2019). Sin embargo, de acuerdo con expertos en adolescentes, en prevención del embarazo y en la TAD y en base a la revisión de la literatura se ha identificado que existen algunas aspiraciones importantes, propias de los adolescentes que no

son reconocidas en la escala de aspiraciones de Kaser y Ryan (1996) ni en la propuesta de Martela et al. (2019). Pues al ser el índice de aspiraciones un instrumento genérico deja de lado aspectos prioritarios del adolescente para la prevención de embarazo. Contar con un proyecto de vida permite a los adolescentes a desarrollar habilidades clave como la negociación del uso de anticonceptivos (Consejo Nacional de Población [CONAPO], 2015). Por el contrario, la ausencia de metas puede ser un factor de riesgo para un embarazo en esta etapa (Atienzo et al., 2014). Aspiraciones académicas o profesionales tienden a retrasar la maternidad o paternidad (López et al., 2017), y quienes proyectan metas relacionadas con la familia, trabajo o estudios experimentan mayor bienestar a futuro. El nivel socioeconómico también influye en las aspiraciones del adolescente (Palomino, 2024) especialmente las relacionadas con vínculos familiares y altruismo. Además, la capacidad de tomar decisiones propias refuerza el compromiso con sus metas y su persistencia frente a la adversidad (López et al., 2017).

Por lo anterior, conocer el tipo de aspiraciones (intrínsecas o extrínsecas) que los adolescentes planean, permite mayor comprensión de las conductas que presentan, lo que podría ayudar a explicar la decisión de la conducta sexual de prevención del embarazo. El propósito de este estudio es analizar la validez de contenido de una propuesta de incorporación de ítems o reactivos para modificar y enriquecer el índice de aspiraciones, de forma que permita medir los objetivos o metas de vida de los adolescentes para la prevención del embarazo.

## **METODOLOGÍA**

Se realizó una revisión experta por parte de investigadores en adolescencia, prevención del embarazo y TAD de dos versiones del índice de aspiraciones con un total de 51 ítems, donde se califica la importancia que tiene para sí mismo cada aspiración, con una escala tipo Likert del 1 (nada importante) al 7 (muy importante), puntuaciones más altas reflejan mayor importancia concedida por la persona a esa aspiración. Los ítems fueron adaptados al contexto mediante la frase precedente

a los reactivos: ¿cómo calificas las siguientes afirmaciones de acuerdo con tus aspiraciones en la vida para evitar un embarazo antes de los 20 años de edad? La primera versión revisada fue del instrumento original en español compuesto por 35 ítems (cinco reactivos para cada una de las siete aspiraciones) aprobados en población estadounidense y española, y validados por expertos (Kasser & Ryan, 1996; Lirola et al., 2018). La segunda versión fue de 16 ítems que se incorporaron, correspondientes a las cuatro aspiraciones planteadas en la propuesta de Martela et al. (2019). Posterior a dichas revisiones, se identificó un vacío en la medición de metas de vida del adolescente para la prevención del embarazo, por lo que se propuso la incorporación de 28 nuevos ítems (ítems 52 al 79), basados en la literatura especializada y sugerencias de expertos, agrupados en 10 de las 11 dimensiones del índice de aspiraciones: riqueza, imagen, poder, adherencia social, crecimiento personal, relaciones significativas, atribución a la comunidad, salud, autoexpresión y dominio.

Se invitó a participar voluntariamente a cinco investigadores considerando su trayectoria, conocimiento del tema y disponibilidad para revisar los ítems propuestos (Escobar-Pérez & Cuervo, 2008). Los jueces son considerados expertos por su diferente y amplia experiencia profesional en enfermería, gestión del cuidado y sexualidad, psicología de la salud, salud pública de América Latina e internacional, políticas de salud, géneros y feminismos en salud colectiva de América Latina, y en pediatría y ciencias sociales. Además de que han estudiado población adolescente y su sexualidad, y dos de ellos han trabajado con la TAD. Todos los jueces tienen grado académico nivel doctorado y uno posdoctorado, son miembros activos de grupos de investigación y profesores de tiempo completo, con experiencia en su área de 10 a 46 años. Tres de los jueces cuentan con reconocimiento, dos de ellos como investigadores a nivel nacional en México nivel II, y uno con reconocimiento en Latinoamérica por aportaciones en psicología.

La validez de contenido de 28 ítems se evaluó mediante juicio de expertos con la técnica Delphi modificada en dos rondas de una semana cada una (Cabero-Almenara, 2014). En la primera ronda, se

enviaron dos formatos por correo electrónico; uno para registrar datos profesionales y otro con los objetivos de la evaluación, la descripción de la escala original y los ítems propuestos. El segundo formato fue un archivo de Excel con los ítems propuestos, donde el juez los calificó y podía realizar observaciones y sugerir o eliminar ítems. En la segunda ronda, recibieron resultados promedios de la ronda anterior para reafirmar o modificar sus evaluaciones. El juicio de expertos se basó en las categorías: coherencia, relevancia, claridad y suficiencia (Escobar-Pérez & Cuervo, 2008), para la presente validación no se tomó en cuenta la suficiencia, por no ser aplicable a la valoración individual de ítems; esta categoría valora si el grupo de ítems que forman una dimensión son suficientes. Estas categorías se midieron con una escala Likert 1= inaceptable, 2= deficiente, 3= regular, 4= bueno, 5= excelente (Hernández-Nieto, 2002).

En el análisis estadístico se calculó el coeficiente de validez de contenido (CVC) para cada ítem, con el fin de valorar el grado de acuerdo entre los expertos. El CVC, se calculó con la fórmula  $CVC = CVC_i - Pe_i$ , donde  $CVC_i$  es la media de las valoraciones dividida por la puntuación máxima ( $Mx/Vmax$ ), y  $Pe_i$  es el error asignado a cada ítem, con la fórmula:  $Pe_i = (1/j)^j$ , donde  $j$  representa el número de jueces. Los valores obtenidos menores a 0.6 son inaceptables, entre 0.6 y 0.7 deficientes, mayor a 0.7 y menor o igual a 0.8, aceptables; mayor a 0.8 y menor o igual a 0.9 buenas, y mayor a 0.9 excelentes (Hernández-Nieto, 2002; 2011).

## RESULTADOS

En la primera ronda, los jueces calificaron 28 ítems y se obtuvo el CVC con los criterios establecidos por Hernández-Nieto (Hernández-Nieto, 2011). En las categorías del Cuadro 1 para evaluar los ítems, los jueces calificaron la claridad de comprensión como buena y excelente en el 82,1 % de los ítems; la coherencia encargada de valorar la relación lógica del ítem con la dimensión que está midiendo fue deficiente o regular en el 64,3 % de los ítems, al igual que el 53,6 % de los ítems

en la relevancia e importancia para incluir el ítem. Se atendieron las sugerencias de los jueces, modificando la redacción de la mayoría de los ítems para mayor claridad. Se eliminó el ítem 54, a pesar de haber obtenido buen grado de acuerdo en los resultados de la primera ronda, debido a su similitud con otros reactivos en la escala original (ítem 26 y 33) y se incorporó un nuevo ítem sugerido sobre los derechos sexuales del adolescente, para someterlo a evaluación en la siguiente ronda. Se reasignaron las dimensiones de los ítems 67, 68, 75, 77 y 78. Al concluir la primera ronda, los 28 ítems se agruparon en ocho dimensiones, dos de aspiraciones extrínsecas (riqueza y poder) y seis de aspiraciones intrínsecas (adherencia social, crecimiento personal, relaciones significativas, salud, autoexpresión y dominio). Además, 13 ítems obtuvieron CVC superiores a 0.8, considerados buenos o excelentes.

En la segunda ronda de evaluación, los jueces reevaluaron los ítems modificados tomando en cuenta la media de los CVC, lo que les permitió reafirmar o ajustar su decisión anterior. La calificación de los jueces mostró un aumento en la segunda ronda: la claridad alcanzó el 85.7 %, la coherencia el 67.8 % y la relevancia el 71.4 % de los ítems siendo buenas y excelentes. La Tabla 1 muestra los CVC de ambas rondas y la agrupación de ítems por dimensión en la segunda ronda. Veinte ítems alcanzaron CVC superiores a 0.8, de los cuales 11 superaron 0.9. Los ítems se distribuyeron en riqueza, adherencia social, crecimiento personal, relaciones significativas, salud, autoexpresión y dominio. La redacción de los ítems resultantes se puede observar en la tabla 2.

**Tabla 1. Coeficientes de validez de contenido por dimensión final**

Ítem	CVC por ronda		Dimensión	Ítem	CVC por ronda		Dimensión
	1	2			1	2	
52	0.7	>0.8	Riqueza	69	<b>0.8</b>	> <b>0.8</b>	Salud
53	0.7	> <b>0.8</b>		54	<b>0.9</b>	<b>0.9+</b>	
55	>0.6	0.7	Poder	67	>0.7	<b>0.8</b>	
56	>0.6	>0.6		68	<b>0.8</b>	> <b>0.8</b>	
57	0.7	<b>0.8</b>	Adherencia social	70	0.7	>0.6	Autoexpresión
58	0.8	0.9		71	0.6	>0.6	
59	0.6	0.7		72	>0.7	>0.7	
60	<b>0.9</b>	> <b>0.9</b>		73	> <b>0.9</b>	> <b>0.9</b>	
61	<b>0.9</b>	> <b>0.9</b>	Crecimiento personal	74	0.8	0.8	
62	<b>0.9</b>	> <b>0.9</b>		75	>0.7	>0.7	
63	<b>0.9</b>	> <b>0.9</b>		77	0.7	0.7	
64	<b>0.9</b>	> <b>0.9</b>		78	>0.7	> <b>0.8</b>	
65	<b>0.9</b>	> <b>0.9</b>	Relaciones significativas	76	>0.7	<b>0.9</b>	Dominio
66	> <b>0.8</b>	> <b>0.9</b>		79	0.7	> <b>0.8</b>	

Nota: CVC coeficiente de validez de contenido, > mayor que, + ítem sugerido

**Tabla 2. Ítems resultantes**

Ítems
52. Compartir mi vida cuando sea adulto con alguien que tenga mucho dinero.
53. Vivir con alguien que me compre todo lo que quiera cuando sea adulto.
54. Ejercer mis derechos sexuales y reproductivos.
55. Asistir a fiestas y reuniones con amigos para ser popular y aceptado (a).
56. Ocuparme sólo de mí mismo (a), sin cuidar de alguien más, para ser incluido por mis compañeros.
57. Tener una carrera profesional.
58. Tener hijos hasta que sea profesionista.
59. Formar una familia unida.
60. Crecer y madurar como persona antes de ser padre o madre.
61. Ser independiente de mis padres.
62. Compartir mi vida cuando sea adulto con alguien que me respete.
63. Hacer amistades y disfrutar de ellos antes de embarazarme o embarazar a alguien.
64. Esperar a tener hijos para retribuir económicamente a mis padres.
65. No tener aún hijos para trabajar y poder ayudar a mi madre.
66. Utilizar correctamente un método anticonceptivo en cada relación sexual.
67. Tener tiempo libre para mí.
68. Viajar al lugar que quiera.
69. Conocer y disfrutar mi sexualidad libre y responsablemente.
70. Planear con mi pareja los hijos que queremos tener cuando seamos adultos.
71. Poder hacer las cosas que quiera sin tener la responsabilidad que implica tener un hijo.

## DISCUSIÓN

La propuesta se centra en contar con una medida válida para identificar las aspiraciones que un adolescente puede considerar importantes para su vida y sobre la decisión de prevenir un embarazo, pues no sólo es importante conocer por qué se produce el comportamiento, sino hacia qué metas se dirige la decisión de prevención del embarazo (García & Zegarra, 2023). Los ítems resultantes del análisis de validez de contenido están enfocados hacia la paternidad y/o maternidad adolescente, así como aspiraciones relacionadas con la pareja, la ocupación de sí mismo, superación profesional y a la retribución hacia los padres con el fin de identificar la diversidad de conductas en el adolescente y medirlas para orientar las maneras de prevenir el embarazo y acompañarlas en salud pública. El proceso de validez de contenido es considerado como necesario para realizar interpretaciones de las puntuaciones en los instrumentos (Pedrosa et al., 2013), por lo que permitió identificar los reactivos con mayor claridad, coherencia y relevancia a través del juicio de expertos (Escobar-Pérez & Cuervo, 2008). La identificación de los participantes como jueces expertos, fue consistente a los criterios planteados por Skjong y Wentworht (2000), se tomaron en cuenta grados académicos, investigaciones, publicaciones, enfoque o perspectiva, experiencia y reconocimientos, así como la disponibilidad, motivación para participar e imparcialidad.

Cabe señalar que originalmente en la aplicación de la técnica Delphi se realizan tres o más rondas de revisión, no obstante, se puede llevar a cabo una aplicación de dos rondas de revisión con el objetivo de facilitar la participación de los expertos, quienes generalmente tienen cargas importantes de trabajo que pueden impedir la continuidad y generar deserción de los expertos en rondas subsecuentes (Cabeiro-Almenara, 2014). De esta manera, en la primera ronda se logró identificar ítems que presentaron baja calificación o mayores discordancias entre los jueces, o desacuerdos en alguna de las categorías evaluadas, por lo que se perfeccionaron los ítems que así lo requerían para probar que el instrumento es válido en contenido (Galicia et al.,

2017). Además, se logró agrupar los ítems en 10 de las 11 dimensiones identificadas en las dos versiones de forma equitativa respecto a las aspiraciones intrínsecas y extrínsecas. Sin embargo, para la segunda ronda, los ítems fueron distribuidos en su mayoría en dimensiones de aspiraciones intrínsecas, esto pudiera considerarse como una posible limitación, pues pareciera que está más cubierta la parte intrínseca respecto a la extrínseca. Sin embargo, la dimensión no es la definitiva y podría cambiar u obtenerse una nueva en un análisis de validez interna.

Por lo anterior, los ítems resultantes se conservarán para realizar un análisis factorial exploratorio y confirmatorio en un segundo estudio con la nueva versión que se conforma de un total de 71 ítems, donde 35 corresponden al índice de aspiraciones de Kasser & Ryan (1996), 16 a la propuesta de Martela et al. (2019) y 20 ítems resultantes del presente estudio con adecuada validez de contenido para medir las aspiraciones del adolescente para decidir prevenir el embarazo. De esta manera, se determinará qué ítems corresponden a metas intrínsecas y cuáles a metas extrínsecas.

## **CONCLUSIÓN**

En conclusión, los ítems resultantes de este estudio cuentan con la validez de contenido para ser utilizados e incorporados al índice de aspiraciones para la medición de los objetivos o metas de vida en adolescentes para decidir una conducta orientada a la prevención de un embarazo.

## **REFERENCIAS**

- ATIENZO, E. E., Campero, L., Lozada, A. L., & Herrera, C. (2014). Aspiraciones educativas y familiares como condicionantes en la prevención de embarazos tempranos en México. *Salud Pública de México*, 56, 286-294.

- BRIONES Contreras, Y. M., & Mosquera Bastidas, L. M. (2022). *Determinantes sociales y familiares que influyen en el embarazo adolescente* (Bachelor's thesis, Babahoyo: UTB-FCS, 2022).
- CABERO-ALMENARA, J. C. (2014). Formación del profesorado universitario en TIC. Aplicación del método Delphi para la selección de los contenidos formativos. *Educación xx1*, 17(1), 111-131.
- C. DD. (2022). Cámara de Diputados Legislatura LXV. Nota 4079. México, primer lugar en embarazo de adolescentes; urge impulsar programas de planificación familiar: María Rosete. [Internet]. 2022 [Citado mayo 2023].
- CONSEJO Nacional de Población [CONAPO]. (2015). *Estrategia Nacional para la Prevención del Embarazo en Adolescentes 2013-2018 (ENAPEA 2015)*. Gobierno de México.
- CORTEZ, B. O. M., Melgar, R. F. L., & Vila, O. N. E. (2020). El acogimiento institucional y su influencia en la construcción del proyecto de vida de las adolescentes de 13 a 17 años (Doctoral dissertation, Universidad de El Salvador).
- CRUZ Ortega, M. F. D. L. (2018). *El padre de familia en el béisbol infantil. Enfoque desde la teoría de la autodeterminación* (Doctoral dissertation, Universidad Autónoma de Nuevo León).
- DECI, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. Springer Science & Business Media.
- DECI, E. L., & Ryan, R. M. (2008). *Self-determination theory: A macrotheory of human motivation, development, and health*. Canadian psychology/Psychologie canadienne, 49(3), 182.
- ESCOBAR-PÉREZ, J., & Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avances en medición*, 6(1), 27-36.
- FIGUEROA, O. D. A., Negrín, O. V. A., & Garcell, F. E. T. (2021). Riesgos y complicaciones asociados al embarazo en la adolescencia. *Revista de Ciencias Médicas de Pinar del Río*, 25(5), 1-14.

- GALICIA, A. L. A., Balderrama, T. J. A., & Edel, N. R. (2017). Validez de contenido por juicio de expertos: propuesta de una herramienta virtual. *Apertura*
- GARCÍA, A. & Zegarra, R. (2023). Conocimientos y actitudes sobre embarazo adolescente en alumnos del nivel secundario de la Institución Educativa “Milagro de Fátima” Huánuco. Universidad Nacional “Hermilio Valdizán; 2023 [Consultado 2024 Abr 25].
- HERNÁNDEZ-NIETO, R. A. (2002). Contribuciones al análisis estadístico. *Mérida, Venezuela: Universidad de Los Andes/IESINFO*.
- HERNÁNDEZ- Nieto, R. H. (2012). *Instrumentos de recolección de datos en ciencias sociales y ciencias biomédicas: Validez y confiabilidad*. Mérida, Venezuela: Consejo de publicaciones de la Universidad de los Andes. 2011; 1: 116-121.
- INSTITUTO Nacional de Estadística y Geografía [INEGI]. (2023). Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Día Mundial para la Prevención del Embarazo no Planificado en Adolescentes [Base de datos en internet].
- KASSER, T., & Ryan, R. M. (1996). Further examining the American dream: Differential correlates of intrinsic and extrinsic goals. *Personality and social psychology bulletin, 22*(3), 280-287.
- LIROLA, M. J., Sicilia, Á., Granero-Gallegos, A., Burgueño, R., & Alcaraz-Ibáñez, M. (2018). Estudio preliminar de la versión española del Índice de Aspiraciones en la Vida. *Psicología, salud y educación, 84*, 11-20.
- LÓPEZ, M. C., González, H.J., Garcés de los Fayos Ruiz, E. J., & Portoles, A. A. (2017). Versión reducida del cuestionario CMA de Metas para Adolescentes (CMA-R). *Revista de Investigación Educativa, 35*(2), 445-464.
- MARTELÀ, F., Bradshaw, E. L., & Ryan, R. M. (2019). Expanding the map of intrinsic and extrinsic aspirations using network analysis and multidimensional scaling: Examining four new aspirations. *Frontiers in Psychology, 10*, 2174.

- MÉNDEZ, L. A. J., Yncera, H. N. C., & Cabrera-Ruiz, I. I. (2022). Premisas y reflexiones teóricas para fundamentar un Programa de Entrenamiento en habilidades sociales en adolescentes. *Dilemas contemporáneos: educación, política y valores*.
- OMS. (2024). Organización Mundial de la Salud. El embarazo en la adolescencia. [Citado 2024, 31 de enero].
- PALOMINO Morales, M. C. (2024). Factores familiares que influyen en las aspiraciones profesionales de los estudiantes del 5to año de secundaria de la IE Alfonso Ugarte, Aranhuay-Ayacucho, 2019.
- PEDROSA, I., Suárez-Álvarez, J., & García-Cueto, E. (2013). Evidencias sobre la validez de contenido: avances teóricos y métodos para su estimación. *Acción psicológica*, 10(2), 3-18.
- RODRÍGUEZ, H. O. O. (2021). El conocimiento de la adolescencia y su implicación en la práctica docente. *Sincronía*, (79), 677-704.
- RYAN, R. M. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. Guilford Press.
- SALAZAR-CAMPOS, A., Cortes, H. H. R., & Reyes-Silva, J. A. (2019). Determinantes sociales del embarazo adolescente. *Uno Sapiens Boletín Científico de la Escuela Preparatoria No. 1*, 2(3), 1-4.
- STOVER, J. B., Bruno, F. P., Uriel, F. E., & Fernandez Liporace, M. M. (2017). Teoría de la Autodeterminación: una revisión teórica.
- SKJONG, R., & Wentworth, B. H. (2001, June). Expert judgment and risk perception. In *ISOPE International Ocean and Polar Engineering Conference* (pp. ISOPE-I). ISOPE.



# CAPÍTULO 7

## Escala Satisfacción del Rol en abuelas cuidadoras de nietos en el contexto mexicano: análisis psicométrico

---

Isaí ARTURO MEDINA FERNÁNDEZ

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila. Saltillo, Coahuila*

JANETH WENDOLYN MOLINA SÁNCHEZ

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila. Saltillo, Coahuila*

JOSUÉ ARTURO MEDINA FERNÁNDEZ

*Departamento de Ciencias de Enfermería*

*Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo*

[josue.medina@uqroo.edu.mx](mailto:josue.medina@uqroo.edu.mx)

ANA LAURA CARRILLO CERVANTES

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila. Saltillo, Coahuila*

SONIA CARREÑO MORENO

*Facultad de Enfermería*

*Universidad Nacional de Colombia. Bogotá, Colombia*

## RESUMEN

**Introducción:** El rol de abuelas cuidadoras de nietos se ha consolidado como un componente fundamental de las dinámicas familiares actuales, este rol ofrece beneficios emocionales, como cercanía afectiva y disfrute, pero también implica riesgos psicosociales y limitaciones en la libertad personal. La satisfacción percibida en este rol se manifiesta en dos dimensiones: emocional, vinculada a experiencias afectivas positivas, y cognitiva, asociada a valoraciones sobre el desempeño, el significado y la utilidad del cuidado.

**Objetivo:** Realizar un análisis psicométrico de la Escala de Satisfacción del Rol en abuelas cuidadoras de nietos en el contexto mexicano,

considerando sus dimensiones emocionales y cognitivas. **Metodología:** Se llevó a cabo un estudio transversal con 280 abuelas de Saltillo, Coahuila, mayores de 40 años y con al menos seis meses de cuidado de nietos menores de 15 años. Se aplicó la escala Satisfacción del rol en abuelas cuidadoras de nietos original de 11 ítems en formato Likert de 4 puntos, evaluando validez mediante análisis factorial, confirmatorio y confiabilidad mediante alfa de Cronbach. **Resultados:** Se encontraron niveles elevados de satisfacción emocional ( $M=63.14$ ,  $DE=12.90$ ), cognitiva ( $M=62.19$ ,  $DE=14.37$ ) y total ( $M=62.76$ ,  $DE=12.99$ ). El análisis factorial confirmó un modelo de dos factores correlacionados excluyendo el ítem 10, con cargas factoriales adecuadas ( $\lambda=.59-.84$ ) y alta correlación interfatorial ( $r=.878$ ). La consistencia interna fue excelente para la escala total ( $\alpha=.912$ ) y subescalas (emocional  $\alpha=.882$ ; cognitiva  $\alpha=.815$ ).

**Conclusión:** la Escala de Satisfacción del Rol es válida y confiable para medir la satisfacción de abuelas cuidadoras de nietos en México, proporcionando una herramienta útil para investigación y evaluación de la experiencia intergeneracional de cuidado.

**Palabras clave:** Cuidador familiar, satisfacción del rol, cuidado infantil

## INTRODUCCIÓN

El rol de abuelas que cuidan nietos se ha convertido en un componente importante de las dinámicas familiares contemporáneas, especialmente ante las crecientes demandas de conciliación laboral, el envejecimiento poblacional y los cambios sociales que propician cuidados intergeneracionales. Sin embargo, el desempeño de este rol implica un balance delicado entre beneficios emocionales y riesgos psicosociales, ya que la intensidad y duración del cuidado pueden impactar directamente en la salud física y psicológica de las cuidadoras (Medina-Fernández et al., 2023).

Diversas investigaciones han demostrado que la satisfacción percibida en el rol de abuela cuidadora está estrechamente relacionada con factores individuales y contextuales. Galarraga et al. (2025) señalan que la resiliencia, el optimismo y otras fortalezas de carácter actúan como recursos protectores que permiten a las abuelas gestionar la carga del cuidado y potenciar la experiencia positiva del rol. Asimismo, los estudios realizados en contextos rurales y urbanos evidencian que la valoración subjetiva del cuidado va más allá del tiempo dedicado o las demandas físicas, también están determinadas en gran medida el bienestar y la satisfacción de las cuidadoras (López, 2019; Montero y Ramírez, 2016).

Es así que, la satisfacción en el rol de cuidadora surge como una reacción emocional a la percepción de si se está cumpliendo adecuadamente con el cuidado de los nietos. Aunque muchas veces este rol se vive de manera positiva, esa percepción tiende a disminuir cuando el cuidado se vuelve intenso y demandante, obligando a asumir responsabilidades que tradicionalmente no le corresponderían y limitando la libertad, el disfrute y la flexibilidad que solían caracterizar su papel. (García et al., 2020).

No obstante, la satisfacción en el rol de abuela cuidadora se manifiesta en dos dimensiones complementarias: emocional y cognitiva. La satisfacción emocional se refleja en las experiencias afectivas positivas que emergen del cuidado, como el disfrute al compartir tiempo con los nietos, la alegría, la cercanía afectiva y el bienestar emocional inmediato que proporciona el rol. Por su parte, la satisfacción cognitiva se centra en las valoraciones y juicios que la cuidadora hace sobre su desempeño, incluyendo la percepción de la importancia y el significado de cuidar, la sensación de utilidad y beneficio personal, el fortalecimiento del sentido de vida y la autoevaluación favorable de su actuación dentro del rol. Ambas dimensiones interactúan para conformar la experiencia global de satisfacción en la abuela cuidadora, equilibrando las emociones positivas con la valoración reflexiva del impacto y sentido de su labor (ver tabla 1).

**Tabla 1. Definición operacional de satisfacción emocional y cognitiva de abuelas cuidadoras de nietos**

Subdimensión	Definición operacional
Satisfacción emocional	Vivencias afectivas positivas asociadas al cuidado: disfrute al estar con el nieto/a, alegría, cercanía y bienestar emocional inmediato que genera el rol.
Satisfacción cognitiva	Valoraciones y juicios sobre el rol: importancia y significado que tiene cuidar, percepción de utilidad/beneficio personal, sentido de vida y autoevaluación favorable del desempeño en el rol.

Es así que, la satisfacción representa la vivencia subjetiva derivada del cumplimiento o incumplimiento de las expectativas que tiene un sujeto con respecto a algo (Massip et al., 2008). Lo anterior se observó en un estudio, donde se ha atribuido que las abuelas sienten mayor satisfacción al cuidar y pasar tiempo con sus nietos, esto se genera porque participan en el crecimiento de estos y sentir la responsabilidad de su cuidado (Agila, 2020).

Tal rol de las abuelas asume de manera natural el cuidado secundario de los nietos y muy probablemente éste sea fuente de satisfacción y de reforzamiento de los lazos y las relaciones familiares, sobre todo con los hijos (Muñoz-Pérez & Zapater-Torras, 2006). Así mismo, las abuelas cuidadoras sienten satisfacción al relacionarse con el núcleo familiar, el sentimiento de abnegación y amor surge de ellos cuando cubren la necesidad de cuidar a sus nietos y ser de utilidad para sus hijos (Agila, 2020).

En este contexto, resulta fundamental contar con instrumentos válidos y confiables que permitan medir de manera precisa la satisfacción del rol de abuelas cuidadoras de nietos en México, considerando sus dimensiones emocionales y cognitivas. Este estudio, plantea el objetivo de Realizar el estudio psicométrico de escala *satisfacción del rol en abuelas cuidadoras de nietos* (Triado et al, 2001) en el contexto mexicano.

## METODOLOGÍA

Se realizó un estudio psicométrico transversal para validar en México la Escala de Satisfacción de Rol en abuelas cuidadoras de nietos/as, originalmente desarrollada en España. Se consideraron tres pasos: (1) análisis de validez basada en la estructura interna; (2) estimación de la confiabilidad.

La Escala de Satisfacción de Rol en abuelas cuidadoras de nietos evalúa la satisfacción asociada al rol de cuidado del nieto/a. La versión original consta de 11 ítems en dos subdimensiones: Satisfacción emocional (ítems 1–6) y Satisfacción cognitiva (ítems 7–11). Las respuestas se registran en formato Likert de 4 puntos (1= *Nada*, 2= *Algo*, 3= *Bastante*, 4= *Mucho*) (Triadó et al., 2008). Para su interpretación, se sumaron las puntuaciones de cada dimensión y se convirtieron a una escala de 0 a 100. En donde a mayor puntaje, mayor satisfacción (tanto global como en cada subescala).

Participaron 280 abuelas cuidadoras reclutadas mediante muestreo no probabilístico por conveniencia en la ciudad de Saltillo, Coahuila. Dentro de los Criterios de inclusión: fue ser adulta con una edad igual o superior a los 40 años, con 6 meses como mínimo en el tiempo de cuidado y cuidar a nieto con una edad menor a 15 años. La escala se respondió en formato Likert de 4 puntos (1= *Nada*, 4= *Mucho*). Los análisis se realizaron con SPSS v.26 y AMOS v.26.

### *Plan de análisis*

Las variables del cuidado (edad de la abuela, edad del/de la nieta/o, tiempo de cuidado en meses, días por semana y horas por semana) se resumieron mediante mínimo, máximo, media, mediana, desviación estándar y rango intercuartílico, y las respuestas por ítem de la escala se presentaron como frecuencias y porcentajes para cada categoría Likert (1–4).

### *Validez basada en la estructura interna*

Se evaluó la estructura interna mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) en AMOS (método Máxima Verosimilitud). Se compararon modelos teóricos competidores:

- M1: un factor (solución unidimensional).
- M2: dos factores correlacionados (Emocional: ítems 1–6; Cognitiva: ítems 7–11).
- M3 (final propuesto): dos factores correlacionados sin el ítem 10 (eliminación a priori por bajo desempeño en la adaptación y desalineación semántica).

Se evaluó el ajuste del modelo utilizando los índices  $\chi^2/\text{gl}$ , RMSEA ( $\leq .08$ ), CFI, TLI y GFI ( $\geq .90$ ), y SRMR ( $\leq .05$ ), siguiendo los estándares metodológicos establecidos (Hair et al., 2019). Para la comparación entre modelos se consideraron  $\Delta\text{CFI} \leq .010$  y  $\Delta\text{RMSEA} \leq .015$ . Los criterios de retención de ítems fueron cargas estandarizadas  $\geq .40$ ,  $R^2 \geq .20$ , ausencia de cargas cruzadas no previstas por la teoría; las correlaciones de errores solo se permitieron dentro del mismo factor cuando existía redundancia de contenido claramente justificable.

### *Confiabilidad*

La consistencia interna de la escala fue evaluada mediante el coeficiente alfa de Cronbach para la escala total y para cada subescala por separado. Se consideraron valores superiores a .70 como aceptables, de acuerdo con los estándares metodológicos en la evaluación psicométrica (Nunnally & Bernstein, 1994).

## **RESULTADOS**

La muestra estuvo constituida por 280 mujeres, en su mayoría son casadas con un 55.7%, seguido de divorciadas con un 24.6%, viudas con un 12.5%, solteras con 6.1% y unión libre en un 1.1%. De igual

manera se encontró que la media en edad adulta mayor cuida nietos en edad escolar, tiempo de cuidado mayor a 4 años y una jornada aproximada de 36 horas a la semana (ver tabla 2). En cuanto a la escala de satisfacción, las puntuaciones se ubicaron predominantemente en el tramo alto de la métrica (0–75): Satisfacción emocional ( $M=63.14$ ,  $DE=12.90$ ), Satisfacción cognitiva ( $M=62.19$ ,  $DE=14.37$ ) y Satisfacción de rol total ( $M=62.76$ ,  $DE=12.99$ ), lo que indica niveles elevados de satisfacción con variabilidad general moderada.

**Tabla 2. Características del cuidado de los nietos**

	Mínimo	Máximo	Media	Mediana	DE	Rango	Intercuartil
Edad	40	88	61.33	61	9.20	13	
Edad del nieto	1	16	6.56	5	4.08	7	
Tiempo de cuidado	1	180	55.41	36	48.13	71	
Días a la semana de cuidado	1	7	5.14	5	1.49	2	
Horas a la semana de cuidado	5	168	36.79	26.5	32.84	32	
Satisfacción emocional	0	75	63.14	65	12.9	21	
Satisfacción Cognitiva	0	75	62.19	68.75	14.37	19	
Satisfacción de Rol	0	75	62.76	65	12.99	18	

Nota: Tiempo de cuidado medido en meses.  $n=280$ .

La tabla 3 presenta las frecuencias y porcentajes para cada ítem de la escala. En términos generales, los ítems 1–9 y 11 muestran concentración de respuestas en categorías altas (*Bastante/Mucho*), con baja selección de categorías bajas. Algunos reactivos (p. ej., responsabilidad y sentido de vida) presentan ligera mayor dispersión hacia *Algo*, manteniendo predominio alto. En contraste, el ítem 10 exhibe un perfil inverso. En conjunto, la distribución respalda niveles elevados de satisfacción en la muestra.

**Tabla 3. Distribución de respuestas por ítem de la Escala de Satisfacción de Rol**

Respecto a la satisfacción que le proporciona cuidar a su nieto/a, señale en qué medida está de acuerdo con las siguientes afirmaciones:	Nada (1)	Algo (2)	Bastante (3)	Mucho (4)
1. Cuidar a mi nieto/a me llena de satisfacción	5 (1.8)	12 (4.3)	90 (32.1)	173 (61.8)
2. Ayudar a mi nieto/a me hace sentir mucho más cercano/a a él/ella	3 (1.1)	11 (3.9)	85 (30.4)	181 (64.6)
3. Cuidando a mi nieto/a me aseguro de que está recibiendo la atención adecuada	5 (1.8)	12 (4.3)	80 (28.6)	183 (65.4)
4. Disfruto mucho estando con mi nieto/a	4 (1.4)	9 (3.2)	88 (31.4)	179 (63.9)
5. Tener responsabilidades sobre mi nieto/a hace que me sienta bien conmigo mismo/a	8 (2.9)	37 (13.2)	93 (33.2)	142 (50.7)
6. Que mi nieto/a disfrute de pequeñas cosas me hace estar contento/a	5 (1.8)	14 (5)	81 (28.9)	180 (64.3)
7. Cuidar de mi nieto/a da sentido a mi vida	8 (2.9)	23 (8.2)	90 (32.1)	159 (56.8)
8. Cuidar a mi nieto/a me hace feliz	4 (1.4)	9 (3.2)	82 (29.3)	185 (66.1)
9. Mi nieto/a es la alegría de mi casa	5 (1.8)	19 (6.8)	76 (27.1)	180 (64.3)
10. Si dejara de cuidar a mi nieto/a, lo sentiría mucho*	109 (38.9)	66 (23.6)	54 (19.3)	51 (18.2)
11. Desde que cuido a mi nieto/a me siento más activo/a	6 (2.1)	31 (11.1)	93 (33.2)	150 (53.6)

**Nota.** Valores expresados como frecuencias y (%). El ítem 10\* se muestra por transparencia; fue excluido en el análisis confirmatorio por presentar cargas estandarizadas negativas y  $< .20$ .  $n= 280$ .

Para la validez pasada en la estructura interna se compararon tres modelos: M1 unifactorial (11 ítems), M2 dos factores correlacionados (11 ítems) y M3 dos factores correlacionados sin el ítem 10. Como se muestra en la tabla 4, el M1 no alcanzó criterios de ajuste aceptables. El M2 presentó ajuste adecuado; sin embargo, en los modelos donde estuvo presente, el ítem 10 mostró cargas estandarizadas negativas y de magnitud inferior a .20, con varianza explicada mínima; por ello se decidió su eliminación y se estimó M3, que mantuvo un ajuste global aceptable y mejoró la parsimonia, por lo que se retuvo como modelo final.

**Tabla 4. Comparación de índices de ajuste entre modelos de la Escala de Satisfacción de Rol**

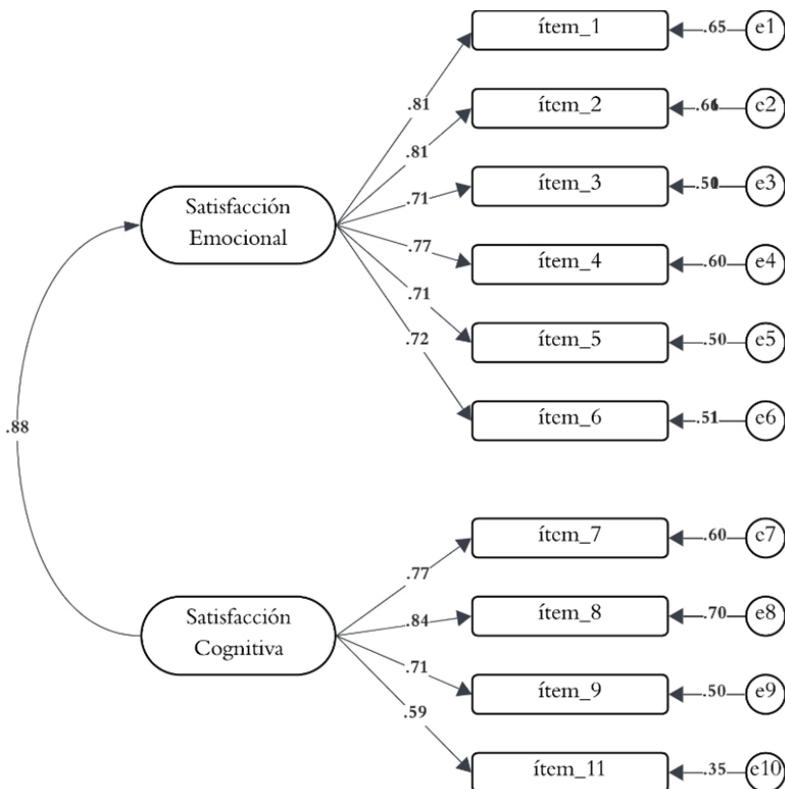
Índice	M1	M2	M3
$\chi^2$	156.353	112.029	<b>97.901</b>
gl	44	43	34
$\chi^2/gl$	3.553	2.605	2.879
CFI	.926	.954	<b>.957</b>
TLI	.907	.942	.943
RMSEA (IC90)	.096 (.080–.112)	.076 (.059–.093)	.082 (.063–.101)
PCLOSE	.000	.008	.003
GFI	.900	.930	.932
RMR	.028	.026	<b>.021</b>
AIC	200.353	158.029	139.901
BIC	280.318	241.629	<b>216.232</b>
Hoelter .05 / .01	108 / 123	148 / 169	139 / 160
r(F1, F2)	—	.877	.878

Nota. M1 = modelo unifactorial con 11 ítems; M2 = modelo de dos factores correlacionados (Emocional: ítems 1–6; Cognitiva: ítems 7–11) con 11 ítems; M3 = modelo de dos factores correlacionados con 10 ítems (excluye el ítem 10 por bajo desempeño y desalineación semántica). r(F1, F2) = correlación entre los factores latentes Emocional y Cognitiva. n= 280.

En la solución estandarizada (véase Figura 1), las cargas de los ítems fueron moderadas a altas en ambos factores ( $\lambda=.71$ –.81 en Emocional;  $\lambda=.59$ –.84 en Cognitiva); solo un ítem del factor cognitivo presentó carga moderada (ítem 11:  $\lambda=.59$ ), permaneciendo dentro de los criterios de retención. La correlación interfatorial fue elevada ( $r=.878$ ), consistente con la presencia de un componente general de satisfacción de rol, sin que la exclusión del ítem 10 comprometiera la cobertura conceptual del factor cognitivo.

La consistencia interna fue adecuada en todos los casos. El puntaje total estimado con 10 ítems (excluyendo el ítem 10) mostró buena confiabilidad ( $\alpha=.912$ ), al igual que las subescalas (Emocional:  $\alpha=.882$ ; Cognitiva:  $\alpha=.815$ ). Todas las estimaciones superan el umbral  $\geq .70$ .

Figura 1. Modelo M3



**Nota.** La figura muestra cargas factoriales estandarizadas ( $\lambda$ ) y varianza explicada por ítem ( $R^2$ ); los círculos e1-e10 representan los errores y la flecha curvada la correlación entre los factores latentes. El ítem 10 se excluyó por presentar cargas negativas y  $< .20$  en los modelos previos. Estimación por máxima verosimilitud en AMOS v.26;  $n= 280$ .

## DISCUSIÓN

El análisis psicométrico de la Escala de Satisfacción del Rol en Abuelas Cuidadoras de Nietos confirmó índices de ajuste adecuados ( $CFI=.957$ ;  $RMSEA=.082$ ), lo que respalda la estructura bifactorial propuesta originalmente. Este resultado es congruente con estudios previos sobre satisfacción del rol de abuelos donde las dimensiones afectiva y cog-

nitiva se identifican como constructos diferenciados, pero altamente relacionados (Triadó et al., 2008; García, 2020).

La exclusión del ítem 10 se justificó por sus cargas factoriales negativas y baja varianza explicada, situación que también se ha descrito en otras adaptaciones donde algunos reactivos no se alinean semánticamente con el contexto cultural (Triadó et al., 2008). En México, el contenido del ítem podría haber sido interpretado como una obligación más que como una fuente de satisfacción, lo que afectó su desempeño. A pesar de ello, las subescalas mostraron alta consistencia interna (Emocional  $\alpha=.882$ ; Cognitiva  $\alpha=.815$ ) y el puntaje total ( $\alpha=.912$ ) superó los criterios aceptables de confiabilidad.

Las puntuaciones medias elevadas en satisfacción emocional ( $M=63.14$ ) y cognitiva ( $M=62.19$ ) evidencian que las abuelas experimentan emociones positivas y sentido de propósito al cuidar a sus nietos, coincidiendo con hallazgos donde el cuidado es percibido como gratificante y significativo (García, 2020; Villar et al, 2020). Sin embargo, la dispersión observada en ítems vinculados a responsabilidad y sentido de vida indica que el rol también conlleva tensiones, especialmente cuando el cuidado es prolongado y de alta carga horaria, como señalan estudios en abuelas mexicanas que describen conflictos intergeneracionales y límites difusos en el cuidado (Roo-Prato et al., 2016).

Estos resultados son coherentes con los reportados por Triadó et al. (2008) en el contexto español, quienes encontraron alfas superiores a .80 en ambas subescalas, y confirman que el instrumento mantiene su fiabilidad al aplicarse en un entorno cultural distinto. Asimismo, respaldan la afirmación de García (2020) y Díaz et al (2020) de que la satisfacción del rol de abuelas cuidadoras es un constructo medible de manera consistente.

El valor elevado del alfa global (.912) también sugiere que, aunque la escala presenta dos factores diferenciados, ambos comparten suficiente varianza para ofrecer una puntuación total válida. No obstante, la alta correlación interfatorial ( $r = .878$ ) y la magnitud del alfa indi-

can que podría existir un componente latente general de satisfacción, lo que coincide con la visión de envejecimiento productivo planteada por Triadó (2001), donde las dimensiones afectiva y cognitiva son inseparables en la experiencia de cuidado

El modelo teórico de transición de Esquivel Requena (2023) sostiene que la satisfacción del rol es un indicador clave de adaptación en las abuelas cuidadoras, es así que los resultados presentados en este capítulo refuerzan este planteamiento al mostrar que, pese a las demandas, las abuelas reportan altos niveles de satisfacción, lo que podría amortiguar el estrés y proteger su calidad de vida. Además, se confirma la relevancia de considerar las dimensiones emocionales y cognitivas para entender de manera integral el impacto del rol en el contexto mexicano.

## CONCLUSIÓN

La validación de la *Escala de Satisfacción del Rol en Abuelas Cuidadoras de Nietos* en población mexicana confirmó propiedades psicométricas sólidas, respaldando un modelo bifactorial compuesto por satisfacción emocional y cognitiva. Los coeficientes alfa de Cronbach elevados ( $\alpha$  total=.912; emocional=.882; cognitiva=.815) evidencian una excelente consistencia interna, lo que garantiza la fiabilidad de la herramienta para medir la satisfacción del rol en este contexto cultural.

Los altos niveles de satisfacción observados reflejan que el cuidado de los nietos es percibido como una experiencia positiva y significativa, aun frente a las demandas de tiempo y responsabilidad. Estos hallazgos destacan la importancia del cuidado intergeneracional en el bienestar emocional y la cohesión familiar, y posicionan a la escala como un recurso válido para evaluar y monitorear este fenómeno.

Estos hallazgos apoyan la utilidad de la escala como herramienta para la investigación y la práctica clínica en enfermería gerontológica. Su aplicación permitirá monitorear cambios en la satisfacción del rol e identificar necesidades de apoyo, facilitando intervenciones que for-

talezcan los vínculos familiares y reduzcan las tensiones derivadas del cuidado. Asimismo, contribuye a visibilizar la importancia del cuidado intergeneracional en sociedades latinoamericanas, donde la familia sigue siendo el principal soporte social.

## REFERENCIAS

- AGILA, C. (2020). *Estudio del fenómeno de las abuelas y los abuelos cuidadores*. Universidad Técnica de Ambato.
- DÍAZ, V. G., Blanco, L. Á., & García, M. T. I. (2020). La satisfacción subjetiva del abuelo y la abuela “canguro”. *Revista INFAD de Psicología. International Journal of Developmental and Educational Psychology.*, 2(1), 63-70. [https://www.researchgate.net/publication/342536752\\_La\\_satisfaccion\\_subjetiva\\_del\\_abuelo\\_y\\_la\\_abuela\\_canguro](https://www.researchgate.net/publication/342536752_La_satisfaccion_subjetiva_del_abuelo_y_la_abuela_canguro)
- ESQUIVEL María, Medina Isaí, Carrillo Ana, Esparza Sandra, Carreño Sonia (2023). *Modelo explicativo de la transición de abuelas cuidadoras de nietos* [Tesis de maestría, Universidad Autónoma de Coahuila]. Repositorio Académico de la Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”.
- GALARAGA Cristóbal, L., Noriega, C., Pérez-Rojo, G., & López, J. (2025). Supplementary grandparent caregiving and psychological wellbeing: The role of character strengths. *BMC Geriatrics*, 25(1), 218. <https://doi.org/10.1186/s12877-025-05827-7>
- GARCÍA, E. (2020). La satisfacción del rol en abuelas cuidadoras de nietos. *Index de Enfermería*, 29(3), e14507. <https://ciberindex.com/index.php/ie/article/view/e14507>
- GARCÍA, V., Álvarez-Blanco, L., & Iglesias, M. T. (2020). La satisfacción subjetiva del abuelo y la abuela “canguro.” *Revista International Journal of Developmental and Educational Psychology.*, 2(1), 63–70. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2020.n1.v2.1821>
- LÓPEZ, M. (2019). Reflexiones sobre la abuelidad en una muestra de abuelos y abuelas del ámbito rural. *Revista Memoria*, 10, 103-117.

- <https://riull.ull.es/xmlui/bitstream/handle/915/19917/Reflexiones%20sobre%20la%20abuelidad%20en%20una%20muestra%20de%20abuelos%20y%20abuelas%20del%20ambito%20rural.pdf>
- MASSIP, C., Ortiz, R., Llantá, M., Peña, M., & Infante, I. (2008). La evaluación de la satisfacción en salud : un reto a la calidad. *Revista Cubana de Salud Pública*, 34(4), 1–10.
- MEDINA-FERNÁNDEZ, I. A., Orozco-González, C. N., Cervera-Baas, M. E., Torres-Soto, N. Y., Carrillo-Cervantes, A. L., & Sifuentes-Leura, D. (2023). Efecto de la competencia emocional y satisfacción del cuidado otorgado en la sobrecarga de abuelas cuidadoras. *Revista Memoria*, 10. <https://www.index-f.com/memoria/10/10306.php>
- MONTERO, J., & Ramírez, P. (2020). Satisfacción y bienestar en abuelas cuidadoras de nietos: un estudio comparativo. *Revista de Gerontología y Cuidado Familiar*, 15(2), 45–59. <https://www.redalyc.org/journal/112/11260966008/11260966008.pdf>
- MUÑOZ-PÉREZ, M., & Zapater-Torras, F. (2006). Impacto del cuidado de los nietos en la salud percibida y el apoyo social de las abuelas. *Atención Primaria*, 37(7), 374–379. <https://doi.org/10.1157/13087374>
- ROO-PRATO, D., Sandoval, J., & Patarón, M. (2016). Conflictos intergeneracionales en abuelas cuidadoras de nietos. *Atención familiar*, 23 (2), 97–115. <https://www.redalyc.org/pdf/3498/349832322055.pdf>
- TRIADÓ Tur, M. C., Villar Posada, F., Solé Resano, C., Celrán Castro, M., Pinazo Hernandis, S., Conde, L., & Montoro Rodríguez, J. (2008). Las abuelas/os cuidadores de sus nietos/as: tareas de cuidado, beneficios y dificultades del rol. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, vol. 4, núm. 1, 2008, pp. 455–464. <https://www.redalyc.org/pdf/3498/349832319049.pdf>
- TRIADÓ, C., Celrán, M., Conde-Sala, J. L., Montoro, J., Pinazo, S., & Vilar, F. (2001). Envejecimiento productivo Envejecimiento

productivo: la provisión de cuidados de los abuelos a los nietos. los nietos. Implicaciones para su salud y bienestar Implicaciones para su salud y bienestar. <https://envejecimiento.csic.es/documentos/documentos/triado-envejproductivo-01.pdf>



## CAPÍTULO 8

# Diseño y validación psicométrica de la escala de Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico (IMRA) en estudiantes universitarias de la Península de Yucatán

---

TORRES-SOTO NISSA YAING

*Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo, Chetumal,  
Quintana Roo, México*  
nissa.torres@uqroo.edu.mx

MARTÍNEZ-RAMÍREZ BEATRIZ

*Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo, Chetumal,  
Quintana Roo, México*  
beatriz.martinez@uqroo.edu.mx

SILVEIRA-PATRICIO YELTZI SARAI

*Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo, Chetumal,  
Quintana Roo, México*  
2332798@uqroo.mx

CLARKE ELIZABETH VIKTORIA

*Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo, Chetumal,  
Quintana Roo, México*  
2332833@uqroo.mx

## RESUMEN

**Introducción:** La salud menstrual continúa siendo un factor escasamente abordado en investigaciones que analizan su impacto en el rendimiento académico universitario, a pesar de la creciente evidencia que vincula los síntomas menstruales con afectaciones cognitivas, emocionales y sociales en mujeres jóvenes. **Objetivo:** Diseñar y validar una escala para evaluar el impacto de los síntomas menstruales en el rendimiento académico (IMRA) en mujeres universitarias en la península de Yucatán. **Metodología:** A partir de un estudio cuantitativo, no

experimental, transversal, descriptivo y correlacional, se encuestaron a 200 mujeres estudiantes universitarias de la península de Yucatán con una edad promedio de 25 años ( $DE=1.5$ ). Se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) utilizando el método de ejes principales con rotación Oblimin directa. Para evaluar la adecuación de la muestra, se aplicó la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y se comprobó la significancia del modelo mediante la prueba de esfericidad de Bartlett ( $p < .05$ ). Posteriormente, se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el fin de evaluar la validez de constructo de la escala. **Resultados:** La escala IMRA mostró alta validez de contenido ( $V$  de Aiken = 0.91) y una estructura trifactorial confirmada mediante AFC ( $CFI = .94$ ,  $RMSEA = .06$ ), con excelente consistencia interna ( $\alpha = .93$ ), lo que respalda su validez y confiabilidad psicométrica. **Conclusión:** Los resultados sugieren que el cuestionario es válido y confiable para medir el impacto de la menstruación en el rendimiento académico de mujeres universitarias en la península de Yucatán.

**Palabras claves:** salud menstrual, rendimiento académico, validación de escala, estudiantes universitarias, psicometría.

## INTRODUCCIÓN

La menstruación, como proceso fisiológico, afecta aproximadamente a 1,800 millones de personas en edad reproductiva a nivel mundial (World Health Organization [WHO], 2022), su impacto trasciende lo biológico, interfiriendo en la vida académica, laboral y social de quienes menstrúan, especialmente cuando cursa con síntomas como dismenorrea, cefalea, fatiga, entre otros (Maity et al., 2022; Nandakumar et al., 2023). A pesar de ser una función corporal común, persiste un fuerte estigma sociocultural que invisibiliza sus efectos en el rendimiento académico, en especial en entornos universitarios donde se espera un alto desempeño constante (Munro et al., 2021).

En contextos universitarios, se ha documentado que los síntomas menstruales afectan significativamente la asistencia, la concentración y el

desempeño en exámenes (Chothe et al., 2014; Bilir et al., 2020). Investigaciones recientes reportan que entre el 60% y 80% de las estudiantes universitarias en países de ingreso medio experimentan dismenorrea de intensidad moderada a severa, lo que contribuye al ausentismo académico y al deterioro del bienestar psicológico (Belayneh et al., 2023; Le et al., 2020), sin embargo, la mayoría de estos estudios se han limitado a medir consecuencias aisladas (como ausentismo), sin considerar un enfoque psicométrico integral que capture el impacto académico, físico y psicoemocional de la menstruación como fenómeno multidimensional.

En México, se estima que más de siete millones de mujeres podrían estar afectadas por endometriosis sin diagnóstico, mientras que el síndrome de ovario poliquístico afecta al 22% de la población femenina en edad reproductiva (Secretaría de Salud, 2024). Estos datos reflejan la urgencia de visibilizar el impacto real de la salud menstrual en la vida académica de las estudiantes. A pesar de ello, las universidades mexicanas han prestado escasa atención al diseño de políticas y estrategias que atiendan esta problemática desde una perspectiva de equidad y derechos (UNFPA, 2021; WHO, 2022).

Desde un enfoque de justicia social, la salud menstrual debe ser comprendida como un derecho humano que exige condiciones de dignidad, acceso a productos menstruales, infraestructura adecuada y reconocimiento institucional de sus implicaciones académicas (Tellier et al., 2021; Hennegan et al., 2021). En este sentido, contar con instrumentos válidos y confiables para evaluar el impacto de la menstruación en el rendimiento académico resulta crucial para sustentar decisiones pedagógicas, políticas y de salud pública en contextos universitarios.

Si bien existen instrumentos psicométricos validados para evaluar aspectos de la salud menstrual, como el Menstrual Symptom Questionnaire (MSQ) (Chesney & Tasto, 1975), la Menstrual Attitude Questionnaire (MAQ) (Brooks-Gunn & Ruble, 1980), y escalas más recientes como el Premenstrual Symptoms Screening Tool (PSST) (Steiner et al., 2003) o el Menstrual Practice Needs Scale (MPNS-36) (Hennegan et al., 2020), ninguno de estos instrumentos fue diseñado para capturar el impacto directo de los síntomas menstruales sobre

el desempeño académico, la mayoría se enfoca en actitudes, síntomas físicos o barreras higiénicas, sin considerar dimensiones como la concentración, la asistencia, la participación en actividades grupales o la percepción de logro académico. Asimismo, su validación ha sido mayoritariamente en contextos anglosajones, con escasa adaptación transcultural en poblaciones universitarias de América Latina, esta limitación instrumental refuerza la necesidad de desarrollar herramientas específicas, contextualizadas y culturalmente sensibles, como la Escala IMRA, que permitan evaluar de manera integral el efecto de la menstruación en la experiencia académica de mujeres jóvenes mexicanas.

Bajo este contexto, existe una carencia notable de instrumentos psicométricos validados en poblaciones universitarias de América Latina que integren las dimensiones académicas, físicas y emocionales de la experiencia menstrual, actualmente no se dispone de escalas específicas que permitan cuantificar de forma robusta este fenómeno en mujeres universitarias mexicanas, lo cual limita el diseño de intervenciones y políticas basadas en evidencia. Esta investigación tiene como objetivo diseñar y validar una escala para evaluar el impacto de la menstruación en el rendimiento académico de mujeres universitarias en la península de Yucatán, contribuyendo a la generación de conocimiento contextualizado y metodológicamente sólido.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### *Participantes*

El presente estudio adoptó un diseño cuantitativo, no experimental, de tipo transversal, descriptivo y correlacional, que permitió examinar las relaciones entre variables en un único momento temporal, sin manipulación de estas. La estimación del tamaño muestral fue guiada por los lineamientos para análisis factorial, que recomiendan un mínimo de 5-10 participantes por ítem (Hair et al., 2019), estuvo conformada por 200 estudiantes universitarias, seleccionadas mediante un muestreo por conveniencia provenientes de universidades públicas y priva-

das mexicanas de los estados de Quintana Roo, Yucatán y Campeche, se establecieron como criterios de inclusión: ser mujer, estar matriculada en alguna carrera universitaria, encontrarse en edad reproductiva, y no presentar patologías hormonales o ginecológicas diagnosticadas que comprometieran el curso del ciclo menstrual.

La Tabla 1, muestra las principales características sociodemográficas y socioeducativas de las participantes, la mayoría de las estudiantes procedía del estado de Quintana Roo (66.3%), seguido por Yucatán (25.2%) y Campeche (8.4%). En cuanto al estado civil, el 98% se identificó como soltera, mientras que solo un 2% reportó estar casada, en concubinato o separada. Respecto al rendimiento académico, la mayoría reportó un promedio actual de 9 (62.4%), seguido por una proporción menor con promedio de 8 (21.3%). En cuanto al historial de reprobación, el 80.7% señaló no haber reprobado materias, mientras que un 17.8% indicó lo contrario. La mayoría de las participantes se encuentra inscrita en universidades públicas (54.5%), aunque una proporción significativa también asiste a instituciones privadas (45.5%). En relación con la afiliación a instituciones de salud, el 51% indicó estar afiliada al IMSS, seguido por la Marina (20.8%), ISSSTE (13.9%), y otros sistemas como PEMEX (1.5%), SESA (5.9%), IMSS-Bienestar (2.5%), e instituciones privadas (1.0%). Finalmente, en cuanto al ingreso familiar mensual, la mayor parte reportó ingresos entre \$5,000 y \$10,000 pesos (29.2%), seguido por el rango de \$10,000 a \$20,000 pesos (23.8%), mientras que solo el 6.4% refirió ingresos superiores a \$40,000 pesos. Un pequeño porcentaje (6.4%) indicó ingresos por debajo de \$2,500 pesos mensuales.

**Tabla 1. Características sociodemográficas y socioeducativas de las participantes (n=200)**

Variable	Categoría	f	%	Variable	Categoría	f	%	Variable	Categoría	f	%
<b>Estado</b>	Quintana Roo	134	66.3	<b>Estado civil</b>	Soltera	198	98.0	<b>Servicio médico</b>	IMSS	103	51.0
	Yucatán	51	25.2		Casada	1	0.5		ISSSTE	28	13.9
	Campeche	17	8.4		Concubinato	2	1.0		PEMEX	3	1.5
					Separada	1	0.5		SESA	12	5.9

Variable	Categoría	f	%	Variable	Categoría	f	%	Variable	Categoría	f	%
<b>Calificación actual</b>	5	15	7.4	<b>Reprobación</b>	No	163	80.7	Institución privada	2	1.0	
	6	4	2.0		Sí	36	17.8	IMSS-Bienestar	5	2.5	
	7	11	5.4		Prefiero no decir	3	1.5	Marina	42	20.8	
	8	43	21.3	<b>Ingreso familiar mensual</b>	\$0 a \$2.5 mil	13	6.4	Ninguno	3	1.4	
	9	126	62.4		\$2.5 mil a \$5 mil	34	16.9				
	10	3	1.5		\$5 mil a \$10 mil	59	29.2				
<b>Tipo de Universidad</b>	Pública	110	54.5		\$10 mil a \$20 mil	48	23.8				
	Privada	92	45.5		\$20 mil a \$40 mil	35	17.3				
					Más de \$40 mil	13	6.4				

## Instrumento

*Cédula de datos personales:* se incluyeron variables sociodemográficas y académicos como promedio escolar, tipo de universidad (pública o privada), estado de procedencia, historial de reprobación, ingreso familiar mensual y tipo de servicio médico.

**Escala de Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico (IMRA):** fue desarrollada con el propósito de evaluar el efecto del ciclo menstrual sobre el desempeño académico de mujeres universitarias. El desarrollo del instrumento IMRA se basó en literatura previa (Kural et al., 2007; Ortiz et al., 2022) y en un enfoque tridimensional del fenómeno: interferencia académica, síntomas físicos e impacto psicoemocional y social.

La versión preliminar constó de 22 reactivos tipo Likert con cinco opciones de respuesta (1 = Siempre, 2=casi siempre, 3=Neutral, 4=Casi nunca, 5 = Nunca). Las puntuaciones bajas en la escala indican un mayor nivel de afectación en el rendimiento académico debido a los síntomas menstruales. Para evaluar la validez de contenido del instrumento, se recurrió al juicio de once personas expertas en salud femenina y psicometría, quienes valoraron cada ítem en términos de relevancia, claridad y congruencia con las dimensiones teóricas propuestas. Se

empleó el coeficiente V de Aiken (1985) como medida de consenso, obteniéndose valores superiores a 0.80 en todos los reactivos, lo cual se considera un umbral adecuado para asegurar la validez de contenido en estudios instrumentales (Roebianto et al., 2023). Sin embargo, se empleó la ecuación algebraicamente modificada de Penfield y Giacobbi (2004) para medir el grado de concordancia entre los expertos. Este procedimiento garantiza que los ítems seleccionados representen de manera adecuada y conceptualmente sólida el constructo evaluado.

Durante el proceso de validación psicométrica, se aplicó un análisis factorial exploratorio con método de ejes principales y rotación oblimin directa. Como parte del procedimiento de depuración, se eliminaron siete ítems que no alcanzaron una carga factorial mínima de .40. La versión final del instrumento quedó integrada por **15 ítems distribuidos en tres factores** bien definidos:

El **primer factor**, denominado *Interferencia académica*, está compuesto por seis ítems (5, 8, 9, 10, 11 y 12) que exploran la percepción de interrupciones en el estudio, la realización de tareas, la asistencia a clases y el desempeño en exámenes, provocadas por síntomas menstruales. El **segundo factor**, identificado como *Síntomas físicos*, agrupa cuatro reactivos (1, 2, 3 y 4) que evalúan las manifestaciones fisiológicas asociadas al ciclo menstrual, tales como cólicos, dolor mamario, cefalea y dolor de espalda. El **tercer factor**, denominado *Impacto psicoemocional y social*, está conformado por cinco ítems (13, 14, 15, 21 y 22) enfocados en las repercusiones de la menstruación sobre la convivencia escolar, la regulación emocional y la participación en actividades académicas grupales.

### **Procedimiento**

Las participantes fueron reclutadas en instituciones de educación superior mediante anuncios en aulas, redes sociales universitarias y carteles informativos colocados en espacios comunes. Aquellas que aceptaron participar firmaron un consentimiento informado en formato electrónico. Se les informó de manera clara sobre el objetivo del

estudio, los posibles riesgos y beneficios, así como la confidencialidad y el uso exclusivo de los datos con fines académicos. La recolección de la información se llevó a cabo a través de un cuestionario autoadministrado, aplicado en línea mediante la plataforma Qualtrics o en formato físico, de acuerdo con las condiciones de acceso de cada participante. Este trabajo se realizó en apego a la Ley General de Salud en Investigación, la Declaración de Helsinki (1964) y los principios del Informe de Belmont.

### *Análisis de datos*

Se realizaron análisis univariados que incluyeron el cálculo de medias y desviaciones estándar para las variables continuas, así como valores de frecuencias para las variables categóricas, utilizando el paquete estadístico SPSS versión 29. Adicionalmente, para evaluar la confiabilidad del instrumento (consistencia interna), se calcularon los coeficientes alfa de Cronbach y Omega de McDonald. Se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para evaluar la estructura factorial del instrumento, utilizando el software estadístico EQS versión 6. De acuerdo con Satorra y Bentler (2001), y dado que los coeficientes normalizados de Mardia resultó por debajo del valor de corte de 7, se empleó el método de máxima verosimilitud (ML) para estimar el modelo factorial, al considerarse que los datos cumplían con el supuesto de normalidad multivariada. Para determinar si los datos respaldaban el modelo hipotético propuesto, se emplearon dos tipos principales de indicadores de ajuste: estadísticos y prácticos.

El estadístico chi cuadrado ( $\chi^2$ ) se utilizó para medir la diferencia entre el modelo propuesto y el modelo saturado. Considerando el tamaño muestral elevado (200 participantes), se empleó el chi cuadrado relativo ( $\chi^2/\text{gl}$ ), calculado dividiendo el valor de  $\chi^2$  entre los grados de libertad, con el fin de reducir la dependencia del  $\chi^2$  respecto al tamaño de muestra. De acuerdo con Schumacker y Lomax (2004), una razón inferior a 5 indica un buen ajuste del modelo. Entre los indicadores prácticos empleados se encuentran el BBNFI (Bentler-Bo-

nett Normed Fit Index), el BBNNFI (Bentler-Bonett Non-Normed Fit Index), el CFI (Comparative Fit Index), considerándose valores inferiores a .09 como indicativos de buen ajuste (Browne & Cudeck, 1992) y el RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) que debe resultar  $<0.8$ .

El análisis factorial exploratorio fue realizado mediante el método de ejes principales con extracción oblimin directo y se justifica como una técnica adecuada para identificar la estructura subyacente de los datos, ya que permite explorar las correlaciones entre variables observadas. Se verificó la adecuación de los datos mediante el índice Kaiser-meyer-olkin (KMO), que presentó un valor mayor a 0.8, indicando una buena adecuación muestral, y la prueba de esfericidad de bartlett, que resultó significativa ( $p<0.5$ ), confirmado que las correlaciones entre las variables son lo suficientemente grandes para aplicar el análisis factorial.

## RESULTADOS

### *Validez de contenido con V de Aiken*

La Tabla 3, presenta los resultados del análisis de validación de contenido mediante el coeficiente V de Aiken, aplicado a 22 ítems del instrumento, evaluados en cuanto a suficiencia, claridad, coherencia y relevancia por parte de jueces expertos. En general, la mayoría de los ítems mostraron un alto nivel de validez de contenido. En particular, quince ítems (1 al 5, 8 al 15, 21 y 22) obtuvieron valores de V iguales o superiores a 0.99, lo cual refleja un consenso sobresaliente entre los jueces en todos los criterios evaluados. Estos ítems también presentaron límites de confianza elevados y estrechos, reforzando su pertinencia y calidad psicométrica.

No obstante, algunos ítems mostraron un menor grado de acuerdo. Específicamente, los ítems 6, 7, 16, 17, 18, 19 y 20 obtuvieron valores de V de Aiken inferiores a 0.80, con coeficientes que oscilaron entre 0.72 y 0.78 y límites inferiores cercanos a 0.60. Estos resultados

indican que dichos reactivos no alcanzaron el umbral aceptado de validez de contenido, lo cual sugiere deficiencias en su formulación, claridad conceptual o pertinencia en relación con el constructo evaluado. En consecuencia, los ítems con valores de V de Aiken menores a 0.80 fueron eliminados del instrumento y no se consideraron en las etapas posteriores del análisis estadístico. Específicamente, fueron excluidos tanto del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) como del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), con el fin de garantizar la validez estructural del modelo y asegurar que los factores se construyeran únicamente a partir de ítems con evidencia sólida de validez de contenido. Esta decisión metodológica permite fortalecer la consistencia interna del instrumento y la precisión en la medición del constructo objetivo.

**Tabla 2. Análisis de validación de contenido utilizando el coeficiente V de Aiken.**

No. Items	V de Aiken						
	Suficiencia	Claridad	Coherencia	Relevancia	ítem	LI	LS
1	0.99	1.00	1.00	0.99	0.99	0.94	1.04
2	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
3	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
4	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
5	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
6	0.75	0.76	0.74	0.79	0.76	0.64	0.90
7	0.78	0.77	0.79	0.76	0.78	0.66	0.91
8	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
9	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
10	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
11	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
12	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
13	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
14	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
15	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
16	0.77	0.72	0.76	0.73	0.74	0.62	0.88
17	0.71	0.78	0.77	0.75	0.75	0.63	0.89
18	0.79	0.71	0.76	0.70	0.74	0.62	0.88
19	0.74	0.72	0.72	0.75	0.73	0.61	0.87
20	0.73	0.74	0.72	0.70	0.72	0.60	0.87
21	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	1.04
22	0.99	1.00	0.99	1.00	0.99	0.94	1.04
<b>Total por dimensión</b>	0.92	0.91	0.92	0.91	0.91 (95% CI=0.72-1.00)		

Nota: LI=Límite Inferior, LS=Límite Superior.

## *Análisis Factorial Exploratorio*

El Análisis Factorial Exploratorio reveló una estructura tridimensional para la Escala “Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico” (IMRA), compuesta por 15 ítems distribuidos en tres factores: *Interferencia académica*, *Síntomas físicos* e *Impacto psicoemocional y social*. Cada reactivo presentó cargas factoriales significativas en su respectivo factor, así como niveles adecuados de varianza explicada ( $\eta^2$ ), lo cual respalda la validez estructural del instrumento. La adecuación muestral fue verificada mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO = .967$ ), que indicó un excelente ajuste del modelo, mientras que la prueba de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativa ( $\chi^2 = 8,439.513$ ;  $gl = 115$ ;  $p < .001$ ), lo que confirmó que las correlaciones entre los ítems eran suficientemente robustas para aplicar el análisis factorial.

El **primer factor**, denominado “*Interferencia académica*”, agrupó seis ítems (5, 8, 9, 10, 11 y 12) que evalúan la percepción de limitaciones en el rendimiento académico como consecuencia de los síntomas menstruales. Por ejemplo, el reactivo “Mi menstruación interfiere al momento de realizar mis tareas” obtuvo una alta carga factorial (.858) y explicó el 83.9% de la varianza individual. En general, los ítems de este componente mostraron cargas factoriales superiores a .70 y varianzas explicadas que oscilaron entre .390 y .839. Este factor evidenció una consistencia interna excelente, con un coeficiente alfa de Cronbach de .93 y un coeficiente omega de McDonald igualmente elevado (.93).

El **segundo factor**, denominado “*Síntomas físicos*”, estuvo conformado por los ítems 1, 2, 3 y 4, los cuales hacen referencia a manifestaciones fisiológicas propias del ciclo menstrual, tales como cólicos, sensibilidad mamaria, dolor de espalda y cefalea. Las cargas factoriales en este factor oscilaron entre .540 y .693, mientras que las varianzas explicadas se ubicaron entre .396 y .497. La consistencia interna fue adecuada, con  $\alpha = .76$  y  $\Omega = .76$ , lo que indica una homogeneidad aceptable entre los reactivos que lo integran.

El **tercer factor**, denominado “*Impacto psicoemocional y social*”, incluyó cinco ítems (13, 14, 15, 21 y 22) que exploran las repercusiones de la menstruación en la convivencia escolar, la autorregulación emocional y la participación en actividades colaborativas. Destaca el ítem “Me quedo dormida en clases debido a las molestias relacionadas con mi menstruación”, que presentó una carga factorial de .706 y una varianza explicada del 53.9%. Las cargas factoriales en este factor oscilaron entre .548 y .706, con varianzas explicadas entre .485 y .622. Este componente mostró una consistencia interna elevada, con  $\alpha = .85$  y  $\Omega = .85$  (Ver Tabla 3).

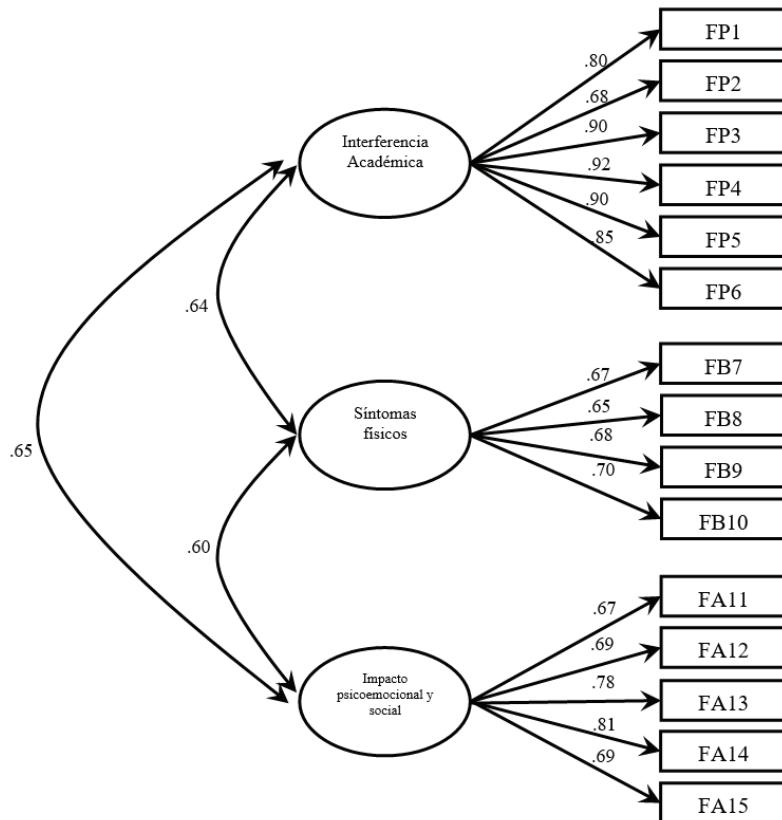
### ***Análisis Factorial Confirmatorio***

El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) realizado para la Escala del Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico (IMRA) confirmó una estructura tridimensional compuesta por los factores: *Impacto psicoemocional y social*, *Síntomas físicos* e *Interferencia académica*, los cuales reflejan de forma coherente las dimensiones teóricas del constructo. El modelo mostró un ajuste adecuado a los datos, con los siguientes índices:  $\chi^2_{(87)} = 201.643$ ,  $p < .001$ ,  $BBNFI = .90$ ,  $BBNNFI = .93$ ,  $CFI = .94$  y  $RMSEA = .06$ , lo que indica una representación válida de las relaciones entre los ítems y sus factores subyacentes. Además, el instrumento presentó una alta consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach = .93), lo que respalda su confiabilidad. Los factores mostraron correlaciones significativas entre sí, evidenciando que los síntomas físicos, las afectaciones emocionales y sociales, y la interferencia académica asociadas a la menstruación se encuentran estrechamente vinculados en la experiencia de las estudiantes universitarias. Estos resultados aportan evidencia sólida sobre la validez estructural del instrumento y respaldan su uso para medir el impacto de la menstruación en el rendimiento académico en contextos educativos.

**Tabla 3. Estructura factorial, communalidades y confiabilidad de la escala de de Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico (IMRA)**

Reactivos	ME	DE	Pesos factoriales			$\eta^2$
			1	2	3	
5. El dolor menstrual me impide realizar mis actividades cotidianas.	2.93	1.14	<b>.891</b>			.757
8. Me he ausentado de la escuela debido a algún síntoma relacionado con mi menstruación.	2.15	1.13	<b>.487</b>			.390
9. Mi menstruación infiere en al momento de estudiar para mis exámenes.	2.81	1.18	<b>.724</b>			.788
10. Mi menstruación interfiere al momento de realizar mis tareas.	2.80	1.17	<b>.858</b>			.839
11. Mi menstruación interfiere en al momento de presentar exámenes.	2.59	1.18	<b>.716</b>			.810
12. Mi menstruación interfiere al momento de exponer en clase.	2.57	1.16	<b>.793</b>			.737
1. Presento cólicos al momento de menstruar.	3.93	1.19			.540	.497
2. Presento dolor o sensibilidad en los senos durante mi menstruación.	3.49	1.30			.629	.396
3. Presentó dolor de espalda durante mi menstruación.	3.72	1.25			.693	.491
4. Presento dolor de cabeza al momento de menstruar.	2.71	1.21			.565	.466
13. Mi menstruación altera de forma negativa la convivencia con mis compañeros.	2.65	1.19				.652 .485
14. Me quedo dormida en clases debido a las molestias relacionadas con mi menstruación.	2.13	1.21				.706 .539
15. Percibo que mis calificaciones se ven afectadas de forma negativa durante mi menstruación.	2.05	1.08				.620 .619
21. Se me dificulta acudir a realizar actividades académicas en equipo durante mi menstruación.	2.42	1.12				.548 .622
22. Tengo mayor dificultad para manejar el estrés durante mi menstruación comparado con días en la que no estoy menstruando, limitando mi habilidad de cumplir con mis deberes académicos.	3.31	1.25				.553 .502
Varianza explicada			28.45%	22.78%	9.38%	
$\alpha$ de Cronbach			.93	.76	.85	
$\Omega$ de McDonald			.93	.76	.85	

**Figura 1. Análisis Factorial Confirmatorio de la escala de Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico (IMRA). Bondad de ajuste:  $\chi^2(87) = 201.643, p < .001$ , BBNFI = .90, BBNIFI = .93, CFI = .94, RMSEA = .06,  $\alpha$  de Cronbach = .93.**



### Análisis de correlación $r$ de Pearson

El análisis de correlación de Pearson evidenció asociaciones estadísticamente significativas entre las tres dimensiones de la escala “Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico” (IMRA). Se observó una correlación positiva moderada entre el factor *interferencia*

académica y síntomas físicos ( $r = .55, p < .001$ ), lo que sugiere que a mayor presencia de síntomas físicos asociados a la menstruación, mayor es la interferencia percibida en el desempeño académico.

Asimismo, la relación entre *interferencia académica* e *impacto psicoemocional y social* fue fuerte y significativa ( $r = .74, p < .001$ ), indicando que los efectos emocionales y sociales relacionados con la menstruación se asocian estrechamente con las dificultades en el ámbito académico. Por su parte, la correlación entre *Síntomas físicos* e *Impacto psicoemocional y social* también resultó significativa, aunque de menor magnitud ( $r = .48, p < .001$ ), lo que sugiere que los malestares físicos se vinculan en menor grado con el impacto emocional y social, en comparación con su relación con el desempeño académico (Ver Tabla 4).

**Tabla 4. Análisis de correlación r de Pearson entre los factores de la escala (n=202).**

Factores	Interferencia académica	Síntomas físicos	Impacto psicoemocional y social
Interferencia académica	1		
Síntomas físicos	.55**	1	
Impacto psicoemocional y social	.74**	.48**	1

\*\* $p < .001$

## DISCUSIÓN

Los resultados obtenidos evidencian que la Escala del Impacto de la Menstruación en el Rendimiento Académico (IMRA) presenta propiedades psicométricas sólidas y adecuadas para su aplicación en contextos universitarios mexicanos. La validación del instrumento se llevó a cabo mediante el coeficiente V de Aiken (1985), así como la adaptación algebraica propuesta por Penfield y Giacobbi (2004), a partir del juicio de once expertos en el área. El análisis arrojó un coeficiente V de Aiken general de .91 para el conjunto del instrumento, y quince de los veintidós ítems iniciales alcanzaron valores superiores a 0.99, lo que evidencia un alto nivel de acuerdo entre los jueces y respalda la validez de contenido de dichos reactivos. Estos quince ítems, que de-

mostraron adecuación en términos de suficiencia, claridad, coherencia y relevancia, fueron los que finalmente se conservaron para las etapas posteriores del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC).

El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) reveló una estructura trifactorial clara ( $KMO = .927$ ;  $\chi^2_{(105)} = 2032.531, p < .05$ ), la cual fue confirmada mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) con índices de ajuste apropiados ( $\chi^2_{(87)} = 201.643, p < .001$ ;  $BBNFI = .90$ ;  $BBNNFI = .93$ ;  $CFI = .94$ ;  $RMSEA = .06$ ), lo que respalda la coherencia interna de la estructura del instrumento.

La confiabilidad del instrumento fue alta, con coeficientes de consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach y  $\omega$  de McDonald) de .93, superando el umbral recomendado para escalas de nueva creación (Tavakol & Dennick, 2011). Además, la validez convergente fue adecuada ( $AVE = .51$ ), cumpliendo el criterio de Hair et al. (2019) sobre la proporción mínima de varianza explicada por los factores latentes. Estos hallazgos indican que la IMRA es una herramienta válida, confiable y sensible para evaluar el impacto percibido de la menstruación en el desempeño académico, desde una perspectiva integral que considera dimensiones biológicas, personales y académicas.

Los hallazgos de este estudio confirman que el impacto de la menstruación en el rendimiento académico universitario es un fenómeno complejo, multidimensional y frecuentemente invisibilizado. En particular, el componente psicoemocional y social de la escala IMRA presentó una correlación negativa y significativa con el promedio académico ( $r = -.31, p < .01$ ), lo cual refuerza la noción de que síntomas como irritabilidad, ansiedad, fatiga o aislamiento pueden afectar directamente la autorregulación y el desempeño en contextos académicos. Estos resultados se alinean con investigaciones previas que han documentado alteraciones cognitivas y emocionales a lo largo del ciclo menstrual, las cuales inciden en la participación escolar, especialmente en entornos que carecen de sensibilidad institucional al género (Le, Thomas & Gurvich, 2020; Ojezele et al., 2022).

En contraste, el componente físico no mostró una correlación significativa con el rendimiento académico ( $r = -.12$ ,  $p = .09$ ), lo cual sugiere un posible efecto mediado o indirecto. Es decir, los síntomas físicos no necesariamente afectan el desempeño por sí mismos, sino cuando se traducen en disfunción emocional o interfieren directamente en la concentración, asistencia o ejecución académica. Este patrón apoya un enfoque integral de la salud menstrual, tal como lo proponen Sommer et al. (2021) y Hennegan et al. (2021), quienes abogan por superar la visión reduccionista y considerar las intersecciones entre lo biológico, lo psicológico, lo educativo y los derechos humanos.

Desde una perspectiva metodológica, el desarrollo y validación de la escala IMRA constituye una contribución significativa. Se trata del primer instrumento en México y uno de los pocos en América Latina, que integra dimensiones físicas, emocionales, académicas y sociales de la experiencia menstrual, con evidencia de validez de contenido, estructural y convergente. El análisis factorial confirmatorio confirmó una estructura de cinco dimensiones teóricamente coherentes y estadísticamente robustas, mientras que las correlaciones con variables externas, como el promedio académico, avalan su utilidad diagnóstica (Hair et al., 2019; Watkins, 2018).

Estos resultados adquieren particular relevancia en el contexto mexicano, donde recientemente se han registrado avances legislativos hacia la promoción de la salud menstrual como un derecho. La reforma al artículo 114 de la Ley General de Educación (DOF, 2021) establece la obligación de eliminar barreras relacionadas con la menstruación que interfieran en la trayectoria educativa. Asimismo, la eliminación del IVA en productos menstruales desde 2022 y las iniciativas estatales para su provisión gratuita reflejan una voluntad institucional de respuesta frente a la pobreza menstrual. Sin embargo, la implementación de estas políticas ha sido desigual, y aún no existe una legislación nacional integral en la materia (COPRED, 2024).

En este contexto, la escala IMRA puede constituirse en un insumo técnico valioso para la formulación, monitoreo y evaluación de políticas públicas sensibles al género. Su aplicación permitiría identificar de

manera objetiva a las estudiantes más afectadas, medir la efectividad de intervenciones como campañas de educación menstrual, protocolos de atención psicológica o ajustes académicos razonables, y orientar recursos hacia las poblaciones más vulnerables (UNFPA, 2021; Tellier, Hyttel & Vanwesenbeeck, 2021).

Desde la práctica profesional, la IMRA ofrece una herramienta para integrar la dimensión menstrual en los planes de atención individual, la tutoría académica y los programas de bienestar estudiantil. Su incorporación en servicios de orientación y salud universitaria puede facilitar la detección temprana de afectaciones psicoacadémicas relacionadas con el ciclo menstrual, así como favorecer la capacitación del personal docente y administrativo en la construcción de entornos más inclusivos y respetuosos (Sommer et al., 2021; Hennegan et al., 2020).

A pesar de la solidez teórica y psicométrica de la escala, deben reconocerse limitaciones importantes. El diseño fue transversal, lo que impide establecer relaciones causales. Además, el muestreo fue no probabilístico y circunscrito a la península de Yucatán, lo que restringe la generalización de los resultados. También se utilizó autoinforme para variables como el promedio académico, lo cual puede introducir sesgos de deseabilidad social. Se recomienda, por tanto, realizar estudios longitudinales o experimentales que permitan explorar trayectorias y efectos causales, así como replicar la validación de la IMRA en otras regiones del país con mayor diversidad lingüística y cultural.

## CONCLUSIÓN

Los resultados de este estudio proporcionan evidencia empírica y psicométrica sólida sobre el impacto de la menstruación en el rendimiento académico de mujeres universitarias, y respaldan la validez y confiabilidad de la Escala IMRA como herramienta diagnóstica. La estructura trifactorial identificada (interferencia académica, síntomas físicos e impacto psicoemocional y social), permite comprender la

menstruación no solo como un fenómeno fisiológico, sino como una experiencia compleja con implicaciones funcionales, cognitivas y emocionales que afectan directamente el desempeño escolar.

La alta correlación entre los factores emocionales y académicos, así como la relación negativa entre el puntaje de la escala y el promedio escolar, destaca la necesidad urgente de incorporar la salud menstrual como un eje transversal en las políticas educativas y de bienestar universitario. Este estudio demuestra que, en contextos donde la menstruación sigue siendo invisibilizada institucionalmente, su impacto puede reproducir barreras estructurales para la participación plena de las estudiantes.

En este sentido, la IMRA representa una contribución original al campo de la psicometría aplicada y la salud pública universitaria. Su utilidad radica en su capacidad para medir de forma integral y culturalmente contextualizada las dimensiones del impacto menstrual, ofreciendo datos clave para la formulación de intervenciones sensibles al género, la equidad educativa y los derechos humanos. Además, su potencial de adaptación a otros contextos geográficos o poblaciones específicas (como adolescentes, mujeres indígenas o trabajadoras jóvenes) amplía su aplicabilidad en investigaciones futuras.

La validación de la IMRA también se alinea con los recientes avances normativos en México que reconocen la menstruación como un tema de salud pública y derecho educativo. Su aplicación puede fortalecer los diagnósticos institucionales requeridos por la Ley General de Educación reformada y apoyar la generación de evidencia para la construcción de una política nacional de menstruación digna. En tanto no exista una legislación general que garantice de forma efectiva el acceso a productos menstruales, infraestructura adecuada y educación integral sobre el ciclo menstrual, instrumentos como la IMRA se vuelven fundamentales para visibilizar y atender las brechas que persisten en los entornos educativos.

En conclusión, la validación de la IMRA permite avanzar hacia un enfoque más justo, informado y comprometido con la salud menstrual

en el ámbito educativo. Reconocer el impacto de la menstruación en la vida académica de las estudiantes no es solo una cuestión de salud pública, sino un paso fundamental hacia la garantía del derecho a la educación en condiciones de equidad, dignidad y bienestar integral.

## REFERENCIAS

- AIKEN, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and psychological measurement*, 45(1), 131-142. <https://doi.org/10.1177/0013164485451012>
- BELAYNEH, W., Kassaye, Z., Arusi, T., Abera, N., Hantalo, A., Melkamu, B., & Gutulo, M. (2023). Prevalence of dysmenorrhea and associated factors and its effect on daily academic activities among female undergraduate students. *Frontiers in Reproductive Health*, 5, 1244540. <https://doi.org/10.3389/frph.2023.1244540>
- BILIR, E., Yıldız, Ş., Yakin, K., & Ata, B. (2020). The impact of dysmenorrhea and premenstrual syndrome on academic performance of college students, and their willingness to seek help. *Journal of Turkish Society of Obstetric and Gynecology*, 17(3), 196–201. <https://doi.org/10.4274/tjod.galenos.2020.97266>
- BROOKS-GUNN, J., & Ruble, D. N. (1980). *The menstrual attitude questionnaire*. *Psychosomatic Medicine*, 42(5), 503–512. <https://doi.org/10.1097/00006842-198009000-00005>
- BROWNE, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- CHESNEY, M. A., & Tasto, D. L. (1975). *The development of the Menstrual Symptom Questionnaire*. *Behavior Research and Therapy*, 13(4), 237–244. [10.1016/0005-7967\(75\)90028-5](https://doi.org/10.1016/0005-7967(75)90028-5)
- CHOTHE, V., Khubchandani, J., Seabert, D., Asalkar, M., Rakshe, S., Firke, A., Midha, I., & Simmons, R. (2014). Students' Perceptions and Doubts About Menstruation in Developing Coun-

- tries. *Health Promotion Practice*, 15(3), 319–326. <https://doi.org/10.1177/1524839914525175>
- CONSEJO para Prevenir y Eliminar la Discriminación de la Ciudad de México (COPRED) (2023). Informe de la Encuesta sobre Gestión Menstrual en la Ciudad de México. Recuperado de: [https://copred.cdmx.gob.mx/storage/app/media/Informe\\_Encuesta\\_Gestion\\_Menstrual\\_CDMX.docx.pdf](https://copred.cdmx.gob.mx/storage/app/media/Informe_Encuesta_Gestion_Menstrual_CDMX.docx.pdf) (Consultado el 01 de julio de 2025).
- DIARIO Oficial de la Federación. (2021). Decreto por el que se reforma el artículo 114 de la Ley General de Educación en materia de salud menstrual. [chrome-extension://efaidnbmnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/iniclav/64/CD-LXIV-III-2P-403/02\\_dictamen\\_403\\_28abr21.pdf](chrome-extension://efaidnbmnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/iniclav/64/CD-LXIV-III-2P-403/02_dictamen_403_28abr21.pdf)
- HAIR, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). United Kingdom: Cengage Learning.
- HENNEGAN, J., Nansubuga, A., Smith, C., & Schwab, K. J. (2020). *Development and validation of the Menstrual Practice Needs Scale (MPNS-36) in Uganda: A cross-sectional population-based study*. *BMJ Open*, 10(2), e034461. <https://doi.org/10.1136/bmjjopen-2019-034461>
- HENNEGAN, J., Winkler, I. T., Bobel, C., Keiser, D., Hampton, J., Larsson, G., Chandra-Mouli, V., Plesons, M., & Mahon, T. (2021). Menstrual health: a definition for policy, practice, and research. *Sexual and Reproductive Health Matters*, 29(1), 31–38. <https://doi.org/10.1080/26410397.2021.1911618>
- KURAL, M., Noor, N. N. M., Pandit, D., Joshi, T., & Shah, R. (2015). Menstrual characteristics and prevalence of dysmenorrhea in college going girls. *Journal of Family Medicine and Primary Care*, 29(3), 162–167. <https://doi.org/10.4103/2249-4863.161345>
- LE, J., Thomas, N., & Gurvich, C. (2020). Cognition, The Menstrual Cycle, and Premenstrual Disorders: A Review. *Brain Sciences*, 10(4), 198. <https://doi.org/10.3390/brainsci10040198>

- MAITY, S., Wray, J., Coffin, T., Nath, R., Nauhria, S., Sah, R., Waechter, R., Ramdass, P., & Nauhria, S. (2022). Academic and Social Impact of Menstrual Disturbances in Female Medical Students: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Frontiers in Medicine*, 9. <https://doi.org/10.3389/fmed.2022.821908>
- MARDIA, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519–530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- MUNRO, A. K., Hunter, E. C., Hossain, S. Z., & Keep, M. (2021). A Systematic Review of the Menstrual Experiences of University Students and the Impacts on Their education: a Global Perspective. *PLOS ONE*, 16(9), e0257333. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0257333>
- NANDAKUMAR, H., Maheshkumar, K., Sekhar, L., & Ramasamy, P. (2023). Prevalence of premenstrual syndrome among students – Stress a potential risk factor. *Clinical Epidemiology and Global Health*, 23, Article 101368. <https://doi.org/10.1016/j.cegh.2023.101368>
- OJEZELE, M. O., Eduviere, A. T., Adedapo, E. A., & Wool, T. K. (2022). Mood swing during menstruation: Confounding factors and drug use. *Ethiopian Journal of Health Sciences*, 32(4), 681–688. <https://doi.org/10.4314/ejhs.v32i4.3>
- ORTIZ, M. I., Espinoza-Ramírez, A. L., Cariño-Cortés, R., & Moya-Escalera, A. (2022). Impacto de la dismenorrea primaria en el rendimiento académico de estudiantes universitarios. *Enfermería Clínica*, 32(5), 351–357. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2021.12.006>
- PENFIELD, R. D., & Giacobbi, Jr, P. R. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in physical education and exercise science*, 8(4), 213-225. [https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0804\\_3](https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0804_3)
- ROEBIANTO, A., Savitri, S. I., Aulia, I., Suciyana, A., & Mubarokah, L. (2023). Content validity: Definition and procedure of content

- validation in psychological research. *TPM: Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 30(1), 5-18. <https://doi.org/10.4473/TPM30.1.1>
- SATORRA, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507–514. <https://doi.org/10.1007/bf02296192>
- SCHUMACKER, R. E., & Lomax, R. G. (2012). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling*. London: Routledge.
- SECRETARÍA de Salud (2024). 127. *Endometriosis, enfermedad que se desarrolla entre los 11 y 55 años de edad*. Gob.mx. Recuperado de: <https://www.gob.mx/salud/prensa/127-endometriosis-enfermedad-que-se-desarrolla-entre-los-11-y-55-anos-de-edad> (Consultado el 01 de julio de 2025).
- SECRETARÍA de Salud. (2024). 096. *Síndrome de ovario poliquístico, común entre las mujeres mexicanas*. Gob.mx. Recuperado de: <https://www.gob.mx/salud/prensa/096-sindrome-de-ovario-poliquistico-comun-entre-las-mujeres-mexicanas> (Consultado el 01 de julio de 2025).
- SOMMER, M., Schmitt, M. L., Clatworthy, D., Bramucci, G., Wheeler, E., & Ratnayake, R. (2021). What is the scope for addressing menstrual health in complex humanitarian emergencies? *A global review*. *Waterlines*, 35(3), 245–264. <http://www.jstor.org/stable/26600764>
- STEINER, M., Macdougall, M., & Brown, E. (2003). *The premenstrual symptoms screening tool (PSST) for clinicians*. *Archives of Women's Mental Health*, 6(3), 203–209. <https://doi.org/10.1007/s00737-003-0018-4>
- TAVAKOL, M., & Dennick, R. (2011). Making Sense of 2-1's Alpha. *International Journal of Medical Education*, 2(2), 53–55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- TELLIER, S., Hyttel, M., & Vanwesenbeeck, I. (2021). Menstrual health and hygiene: A call for a comprehensive approach. *Sexual*

- and Reproductive Health Matters*, 29(1), 1911618. <https://doi.org/10.1080/26410397.2021.1911618>
- UNFPA. (2021). *Menstrual health and hygiene*. United Nations Population Fund. Recuperado de: <https://www.unfpa.org/menstrual-health> (Consultado el 01 de julio de 2025).
- WATKINS, M. W. (2018). Exploratory Factor Analysis: A Guide to Best Practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219–246. <https://doi.org/10.1177/0095798418771807>
- WORLD Health Organization. (2022). *WHO statement on menstrual health and rights*. Recuperado de: <https://www.who.int/news-room/22-06-2022-who-statement-on-menstrual-health-and-rights> (Consultado el 01 de julio de 2025).

# CAPÍTULO 9

## Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Creencias acerca de la Vacunación para el COVID-19 en universitarios

---

LÓPEZ RODRÍGUEZ DIANA ISABEL

*Facultad de Psicología*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, México*

PÉREZ PEDRAZA BÁRBARA DE LOS ANGELES

*Facultad de Psicología*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, México*

[barbara\\_perez@uadec.edu.mx](mailto:barbara_perez@uadec.edu.mx)

VALDÉS GARCÍA KARLA PATRICIA

*Facultad de Psicología*

*Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, México*

## RESUMEN

**Introducción:** La investigación parte del reconocimiento de que la pandemia por SARS-CoV-2 tuvo repercusiones no solo sanitarias, sino también psicosociales significativas, particularmente en la población estudiantil. En este contexto, comprender las creencias que subyacen a las conductas preventivas, como la vacunación, resulta esencial para diseñar intervenciones eficaces en salud pública. **Objetivo:** Diseñar y validar un cuestionario basado en el Modelo de Creencias de Salud (HBM) para evaluar creencias sobre la vacunación contra el COVID-19 en estudiantes universitarios mexicanos. **Metodología:** Se desarrolló un estudio cuantitativo con diseño instrumental, aplicado a una muestra de 279 estudiantes de nivel superior del estado de Coahuila, México. El instrumento fue construido con base en los seis componentes teóricos del HBM, e incluyó 68 ítems inicialmente, sometidos a análisis factorial exploratorio y pruebas de consistencia interna. **Resultados:** Los resultados psicométricos revelaron una es-

tructura de siete factores coherente con el marco teórico propuesto, y una adecuada consistencia interna para cada dimensión ( $\alpha$  entre .768 y .920), así como para el instrumento general ( $\alpha = .867$ ). **Conclusión:** Este instrumento representa una herramienta válida y confiable para evaluar las creencias sobre vacunación en población universitaria, y ofrece un insumo valioso para futuras investigaciones e intervenciones en contextos de crisis sanitarias.

## INTRODUCCIÓN

La enfermedad de SARS-CoV-2, comúnmente conocida como COVID-19, emergió en la ciudad de Wuhan, provincia de Hubei, China, a finales de 2019. Rápidamente se propagó con alta transmisibilidad, en marzo de 2020, la Organización Mundial de la Salud declaró la situación como pandemia, reconociendo su extensión global y su impacto sobre un número elevado de personas (OMS, 2020). Las medidas de control incluyeron confinamientos, restricciones a la movilidad, distanciamiento físico y la necesidad de reforzar la atención médica preventiva. Como indicaron Urzúa et al. (2020), la pandemia evidenció que la salud pública no está determinada exclusivamente por factores genéticos, sino que los determinantes sociales, culturales y conductuales juegan un papel fundamental en la prevención de enfermedades agravadas por hábitos poco saludables.

A nivel global y en México, el COVID-19 provocó daños colaterales significativos más allá de lo sanitario; para los estudiantes universitarios, el confinamiento implicó el cierre de sus centros educativos y una rápida transición hacia la educación virtual. Esto, combinado con aislamiento social y desafíos socioeconómicos, dio lugar a un malestar emocional generalizado. Líbano (2020) y Pérez Gallardo & Tabares Cruz (2020) documentaron cómo estudiantes comenzaron a sentirse rebasados emocionalmente. A su vez, Nuñez et al. (2020) resaltan el malestar emocional asociado a la preocupación por la infección y el distanciamiento social.

Un estudio comparativo estudiantes que tuvieron COVID-19 vs. quienes no lo tuvieron (noreste de México, bachillerato y licenciatura,  $n = 538$ ) concluyó que quienes padecieron COVID-19 presentaron mayor ansiedad, depresión y desesperanza (Pérez et al 2023). Esta evidencia subraya que, para los estudiantes universitarios, la percepción de riesgo y el contexto psicológico influyen tanto en su bienestar como en su comportamiento preventivo, como el cumplimiento de medidas sanitarias o vacunación.

El Modelo de Creencias de Salud (Health Belief Model, HBM) se originó para comprender por qué la población no participa en programas preventivos —como detección temprana o vacunación como ocurrió con los estudiantes en la pandemia— aunque estén disponibles (Soto et al., 2021). Cuenta con componentes clave: susceptibilidad percibida, severidad percibida, beneficios percibidos, barreras percibidas, autoeficacia y señales para la acción.

Torres Martínez (2021) señala que identificar estilos de vida mediante HBM y diseñar intervenciones adecuadas puede reducir factores de riesgo. Casales (2020) profundiza en cómo variables socioculturales y socioeconómicas afectan la percepción del riesgo: valores, costumbres, experiencias previas pueden generar “habitación al riesgo”, donde conductas riesgosas repetidas sin consecuencias promueven una sensación infundada de seguridad.

Se presenta el Modelo de Creencias de Salud como marco teórico fundamental para comprender las conductas preventivas, especialmente en relación con la vacunación. A través de datos recientes y nacionales, se evidencia la alta prevalencia de ansiedad, depresión, estrés académico y agotamiento entre estudiantes mexicanos. A pesar de existir estudios relevantes, hay una brecha en la literatura sobre cómo la percepción de riesgo, salud mental y creencias de salud interactúan específicamente en el contexto universitario mexicano. El presente estudio llena este vacío y ofrece una base sólida para diseñar políticas e intervenciones adaptadas a esta población.

## METODOLOGÍA

Con el objetivo de analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Creencias sobre la Vacunación contra el COVID-19, se realizó un estudio cuantitativo con diseño instrumental (Montero & León, 2005).

### *Participantes*

Se seleccionó una muestra de 279 universitarios de Coahuila mediante muestreo no probabilístico por voluntariado. Los criterios de inclusión fueron: estar inscritos en una universidad pública o privada del estado y contar con acceso a internet. Se excluyó a quienes no otorgaron su consentimiento informado y se eliminaron respuestas incompletas.

Del total, el 72.5% fueron mujeres, con edades entre 17 y 51 años ( $M = 22.19$ ). La mayoría eran solteros (85%) y sin hijos (90.71%). El 89.93% tenía seguridad social, y el 6.79% reportó alguna enfermedad crónico-degenerativa diagnosticada. En cuanto al COVID-19, el 97.14% tenía al menos una dosis de la vacuna, y el 49% había contraído la enfermedad; de estos, el 26% presentó síntomas leves, el 23% moderados y el resto graves.

### *Instrumento*

Se diseñó un cuestionario basado en el Modelo de Creencias de la Salud (Becker, 1974), que contempla seis dimensiones: beneficios, barreras, susceptibilidad, gravedad, claves para la acción y autoeficacia percibida. Los ítems se redactaron según las definiciones conceptuales y operacionales de cada constructo (ver tabla 1). La validez de contenido fue evaluada por dos jueces expertos en psicología de la salud y psicometría, quienes valoraron la pertinencia, claridad y congruencia de los reactivos. El instrumento final incluyó 68 ítems.

**Tabla 1. Definiciones de constructos**

Constructo (Modelo de Leventhal)	Definición teórica	Definición operativa	No de ítems	Ejemplo de ítem
Beneficios percibidos	Expectativas acerca de la eficacia de la vacuna para reducir la probabilidad de contagio o complicaciones de COVID-19.	Grado en que los estudiantes consideran que la vacuna es útil para proteger su salud y la de otros.	12	"Vacunarme contra COVID-19 me protege de complicaciones graves de la enfermedad."
Barreras percibidas	Evaluación de los obstáculos físicos, emocionales o cognitivos que dificultan la acción preventiva (vacunarse).	Nivel de creencias relacionadas con miedos, riesgos, efectos adversos, costos o accesibilidad para vacunarse.	10	"Me preocupa que la vacuna pueda tener efectos secundarios graves."
Susceptibilidad percibida	Percepción de vulnerabilidad personal a contraer COVID-19 sin medidas preventivas.	Creencias de los estudiantes sobre su probabilidad de contagio si no se vacunan.	9	"Creo que tengo altas probabilidades de contagiarme de COVID-19 si no me vacuno."
Gravedad percibida	Opinión sobre la severidad de la enfermedad y sus posibles consecuencias físicas, sociales o emocionales.	Percepción de los riesgos de complicaciones graves o muerte derivados de la infección por COVID-19.	11	"Considero que el COVID-19 es una enfermedad peligrosa para mi salud."
Situaciones para la acción (claves para actuar)	Factores desencadenantes (internos o externos) que motivan la decisión de vacunarse.	Acciones concretas que facilitan o impulsan el proceso de vacunación (organización familiar, trámites, información recibida).	13	"Me organizé con mi familia para realizar el trámite de vacunación."
Autoeficacia percibida	Creencia en la propia capacidad para realizar conductas preventivas relacionadas con la salud.	Seguridad de los estudiantes en su capacidad para cumplir conductas de autocuidado y protección frente al COVID-19.	13	"Puedo mantener los cuidados pertinentes para evitar infectarme de COVID-19."

Para el formato de respuesta se utilizó una escala tipo Likert de 4 puntos: 1 = nunca/nada, 2 = poco/pocas veces, 3 = regular/algunas veces, y 4 = mucho/siempre, lo que permitió estimar la frecuencia e intensidad de las creencias sobre la vacunación. Para evaluar la validez aparente, se aplicó una prueba piloto a 32 universitarios con los mismos criterios de inclusión del estudio. El cuestionario mostró buena comprensión y un Alpha de Cronbach de .829.

### *Procedimiento*

El instrumento fue autoaplicado en línea mediante Google Forms®, difundido por redes sociales entre marzo y septiembre de 2024. El tiempo de respuesta fue de 18 minutos. Previamente, se informó a los participantes sobre el uso de los datos, garantizando anonimato y confidencialidad, y se solicitó consentimiento informado, conforme a la Ley General de Salud (Secretaría de Salud, 2014).

### *Análisis de datos*

Se procesaron los datos con JASP 19.3, empleando estadística no paramétrica ( $SW < .05$ ). Para la validez de constructo se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), siendo la muestra factorizable ( $KMO = .849$ ; prueba de esfericidad de Bartlett,  $p = .001$ ). Se utilizó extracción por mínimos residuales y rotación oblicua Promax, reteniendo factores con al menos tres ítems con cargas mayores a .40.

Luego, se evaluó la consistencia interna mediante Alpha de Cronbach, ajustando el coeficiente al eliminar ítems. Finalmente, se calcularon los baremos de las subescalas para establecer puntos de corte y se reportaron los descriptivos.

## RESULTADOS

En la tabla 2 se muestra la matriz de componentes rotada del análisis exploratorio de los 68 ítems. En su factorización inicial, se obtuvieron 7 componentes quedando un total de 57 ítems; 1) Beneficios percibidos con 18 ítems ( $s^2=10.69$ ), 2) Conducta de salud con 8 ítems ( $s^2=7.96$ ), 3) Gravedad percibida con 10 ítems ( $s^2=6.13$ ), 4) Claves para la acción con 5 ítems ( $s^2=2.85$ ), 5) Autoeficacia con 8 ítems ( $s^2=2.70$ ), 6) Barreras percibidas con 5 ítems ( $s^2=2.10$ ) y 7) Susceptibilidad percibida con 3 ítems ( $s^2=1.89$ ).

**Tabla 2. Cargas factoriales**

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
A partir de recibir la vacuna: [Considero que mi estado de salud es bueno, por lo que no me contagiaría de COVID grave]	0.661						
A partir de recibir la vacuna: [La vacuna evitará que yo enferme]	0.660						
A partir de recibir la vacuna: [¿Se siente más seguro para salir y convivir con las personas?]	0.644						
A partir de recibir la vacuna: [La vacunación evitará que mis familiares enfermen]	0.629						
A partir de recibir la vacuna: [Pienso que como uso equipo de protección de manera correcta, ya no puedo infectarme de COVID]	0.617						
A partir de recibir la vacuna: [Creo que la reinfección de COVID es poco probable entre jóvenes]	0.615						

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
A partir de recibir la vacuna: [¿Se siente menos temeroso a partir de la vacunación?]	0.588						
A partir de recibir la vacuna: [Mi socialización se incrementó de manera muy considerable a partir de recibir la vacuna]	0.566						
A partir de recibir la vacuna: [Pienso que mis amigos son saludables y si enferman de COVID saldrán adelante sin problemas]	0.558						
A partir de recibir la vacuna: [Creo que es momento de vivir a la vida regular, tal como era antes de la pandemia]	0.551						
A partir de recibir la vacuna: [Me desagrada el uso de cubrebocas y trato de evitarlo cuando es posible]	0.532						
A partir de recibir la vacuna: [Pienso que como ya me contagié tengo los anticuerpos necesarios para protegerme]	0.527						
A partir de recibir la vacuna: [¿Cree que la vacuna le protege contra COVID 19?]	0.484						
A partir de recibir la vacuna: [He reducido las medidas de cuidado (uso permanente de cubrebocas, lavado constante de manos, cuidar sana distancia, ventilación de lugares, etc) después de recibir la vacuna]	0.470						
A partir de recibir la vacuna: [Si convivo con personas vacunadas contra COVID suelo no usar cubrebocas]	0.469						
A partir de recibir la vacuna: [Pienso que no necesito recibir más de una vacuna]	0.453						
A partir de recibir la vacuna: [Deseo tener más de dos marcas de vacuna para sentirme protegido]	0.431						
A partir de recibir la vacuna: [Considero que conozco la información necesaria para entender, prevenir y manejar las infecciones de COVID 19]	0.412						
Arreglé con anticipación mi papelería para recibir la vacuna contra COVID 19	0.987						
Organicé mis tiempos para ir a vacunarme en la fecha que me correspondía	0.894						
Realicé mi registro para la vacunación por COVID 19	0.828						
Me informé para recibir el refuerzo de la vacuna para COVID 19	0.807						
Busqué las sedes de vacunación en mi localidad para la vacuna de COVID 19	0.805						
Me organicé con mi familia para los trámites de la vacunación para prevenir COVID 19	0.716						
Pedi permiso en mi escuela para ir a vacunarme contra COVID 19	0.538						
Organicé mi descanso para cuidar los probables efectos secundarios de la vacuna por COVID 19	0.459						
Si enfermo de COVID 19 presentaré síntomas graves	0.733						
Mi estado de salud actual haría que un contagio de COVID 19 me pusiera en riesgo de hospitalización	0.725						
Tengo problemas de salud que afectarían en mi recuperación en caso de infectarme de COVID 19	0.718						
Debido a las enfermedades que presento, requiero refuerzos de la vacuna de COVID 19	0.666						
Pienso que si me infecto por COVID 19 es probable que muera	0.651						
Por mi estado de salud, necesito tener la vacuna de COVID 19	0.634						
Mis hábitos de salud son tan deficientes que no me ayudarían a recuperarme fácilmente si me contagio de COVID 19	0.633						

ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL CUESTIONARIO DE CREENCIA...

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
Me preocupa contraer COVID 19			0.553				
Considero tener un estado de salud deficiente			0.523				
Soy propenso a que me contagien de infecciones de manera frecuente			0.499				
Asistir a controles de salud es una medida que reducirá mis posibilidades de enfermar gravemente por COVID 19				0.804			
Practicar una rutina de ejercitación me ayudaría a evitar complicaciones en caso de infección por COVID 19				0.761			
Reducir el consumo de tabaco y/o dejar de fumar evitará que presente complicaciones en caso de infección por COVID 19				0.743			
Reducir el consumo de alcohol y/o dejar de beber evitará que presente complicaciones en caso de infección por COVID 19				0.707			
Aplicarme la vacuna contra COVID 19 me ayuda a reducir los riesgos de su contagio			0.607				
Cuido mi alimentación de manera adecuada para reducir cuadros severos en infección por COVID 19			0.674				
Realizo el ejercicio necesario para mantenerme físicamente saludable			0.616				
Conozco el protocolo de cuidados para cuidar a un familiar en caso de infección por COVID 19			0.572				
Me mantengo alerta de cualquier situación que me puede poner en riesgo de infectarme de COVID 19 para evitarlo			0.522				
Si me contagio de COVID 19 tengo los conocimientos necesarios para llevar los cuidados pertinentes durante la infección			0.500				
Puedo monitorear mi salud de manera que me daría cuenta si presento un síntoma sospechoso de COVID 19			0.485				
Debido a mis horarios, no me es posible ejercitarme tal como lo deseo			-0.444				
Es difícil cuidar mi alimentación al salir de casa			-0.416				
Tomar las medidas para evitar contagiarde de COVID 19 interfiere con el disfrute de mi día a día			0.638				
Mantener las medidas de protección contra COVID 19 me hace sentir incómodo			0.551				
El uso de la sana distancia como medida preventiva para evitar contagios por COVID 19, ha perjudicado mi manera de convivir			0.541				
Mantener los cuidados para evitar contagios de COVID 19 interfiere con mi desempeño en mis estudios			0.489				
A partir de recibir la vacuna: [Siento miedo de infectar a mi familia de COVID 19 y por eso me cuido]			-0.461				
Las actividades que realizo de manera cotidiana me exponen a contagiarde de COVID 19			0.784				
Acudir a la Universidad aumenta mis probabilidades de contagiarde de COVID 19			0.698				
El lugar en el que vivo me coloca en riesgo de contraer COVID 19			0.535				
A partir de recibir la vacuna: [Retomé mis hábitos de consumo de alcohol y tabaco]							
Me he realizado pruebas de COVID 19 presentando síntomas leves							
Creo que es muy probable que me infecte de COVID 19							
Personas como yo, no se infectan de COVID 19							
Cuento con recursos económicos para afrontar una infección por COVID 19							

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
Tengo una red de apoyo que me ayudaría a afrontar una infección por COVID 19							
Soy saludable, por lo que mi cuerpo puede combatir una infección por COVID 19							
Infetarme de COVID 19 complicaría mi vida							
Mi nivel socioeconómico dificulta que me pueda cuidar para evitar contagios de COVID 19							
Puedo mantener los cuidados pertinentes para evitar infectarme de COVID 19							
Conozco los cuidados que debo seguir para evitar contagios de COVID 19							

Nota; KMO=.849, Barlett p=.001, Varianza explicada= 45.1%, RMSEA=.051, F1= Beneficios percibidos, F2= Conducta de salud, F3= Gravedad percibida, F4= Claves para la acción, F5= Autoeficacia, F6=Barreras percibidas, F7= Susceptibilidad percibida

En la tabla 3 se observan los coeficientes de consistencia interna de los factores antes y después de eliminar los ítems que afectan esta consistencia. Se evidencia una adecuada consistencia interna de todos los factores; el factor 1 con 16 ítems ( $\alpha=.887$ ), el factor 2 con 5 ítems ( $\alpha=.920$ ), el factor 3 con 9 ítems ( $\alpha=.882$ ), el factor 4 con 5 ítems ( $\alpha=.855$ ), el factor 5 con 6 ítems ( $\alpha=.837$ ), el factor 6 con 4 ítems ( $\alpha=.809$ ), el factor 7 con 3 ítems ( $\alpha=.768$ ), y el cuestionario total con 48 ítems ( $\alpha=.867$ ).

**Tabla 3. Consistencia interna de los factores**

Factor	$\alpha$	Ítems eliminados	$\alpha$ sin los ítems
1	.885	2, 19	.887
2	.894	58, 59, 60	.920
3	.877	28	.882
4	.855	NA	.855
5	.642	45, 46	.837
6	.658	20	.809
7	.768	NA	.768
General	.877	2, 19, 20, 28, 45, 46, 58, 59, 60	.867

En la tabla 4 se presentan los descriptivos de la muestra, así como los puntos de corte para los niveles bajo y moderado de los factores calculados en el percentil 33.33 y 66.66 respectivamente.

Se observa que los factores más presentados en esta población fueron el factor 2 que hace referencia a la conducta de ir a la aplicación de

la vacuna ( $M=16.23$ ), el 4 respecto a las claves que tomaron en cuenta para ir a aplicarse la vacuna ( $M=15.36$ ), y el factor 5 respecto a la autoeficacia percibida en el manejo del COVID-19 ( $M=16.55$ ).

**Tabla 4. Estadísticos Descriptivos**

	Media	Desviación Típica	Mínimo	Máximo/Alto	Bajo	Moderado
F1	36.800	13.819	0.000	64.000	30.000	43.000
F2	16.229	4.937	0.000	20.000	15.000	20.000
F3	11.321	7.409	0.000	36.000	8.000	13.000
F4	15.361	4.105	1.000	20.000	14.000	18.000
F5	16.561	4.632	0.000	24.000	15.000	19.000
F6	6.164	3.636	0.000	16.000	4.000	7.000
F7	5.532	2.689	0.000	12.000	4.000	6.000
Total	107.968	20.426	58.000	190.000	98.000	114.000

## DISCUSIÓN

Los resultados del presente estudio permiten sostener que el Modelo de Creencias de Salud (HBM) es un marco teórico sólido y pertinente para comprender las actitudes y comportamientos preventivos frente al COVID-19, particularmente en lo que respecta a la vacunación en población universitaria. La estructura factorial no solo se alinea con los constructos originales del HBM (Becker, 1974), sino que también refleja adecuadamente las experiencias y percepciones específicas del contexto mexicano durante la pandemia.

En primer lugar, se destaca que las puntuaciones más altas fueron observadas en los factores conducta de salud (F2), claves para la acción (F4) y autoeficacia percibida (F5), lo que indica que una parte significativa de los estudiantes universitarios se organizó activamente para vacunarse, identificando recursos, gestionando tiempos y confiando en su capacidad de autocuidado. Este hallazgo refuerza lo planteado por Torres Martínez (2021), quien subraya la importancia de identificar creencias y estilos de vida en el diseño de intervenciones psicoeducativas eficaces. Asimismo, la alta autoeficacia observada concuerda con las propuestas de Soto et al. (2021) sobre la necesidad de fomentar la

percepción de control individual como vía para aumentar la participación en conductas preventivas.

Por otro lado, los factores con menor puntuación fueron barreras percibidas (F6) y susceptibilidad percibida (F7), lo que sugiere una posible habituación al riesgo, es decir, una normalización de la amenaza ante la exposición continua a la pandemia. Esta tendencia ya había sido señalada por Casales (2020), quien advirtió que ciertos grupos sociales, influenciados por variables socioculturales o experiencias previas, pueden desarrollar una percepción de invulnerabilidad que afecta negativamente la toma de decisiones preventivas. En este sentido, aunque la vacunación fue altamente aceptada, también se detectaron creencias que podrían favorecer la relajación de otras medidas sanitarias, como el uso del cubrebocas o el distanciamiento físico.

Estos hallazgos deben ser revisados desde la apreciación de las afectaciones psicosociales que la pandemia generó en estudiantes universitarios, tomando en cuenta que en investigaciones previas, como las de Líbano (2020), Pérez Gallardo y Tabares Cruz (2020) y Núñez et al. (2020), se documentaron niveles elevados de malestar emocional, ansiedad y desesperanza entre los jóvenes durante el confinamiento, lo cual puede haber incidido en su percepción de riesgo y en su adhesión a medidas preventivas. Pérez et al. (2023) reportaron mayores niveles de ansiedad y depresión en estudiantes que habían contraído COVID-19, lo que refuerza la necesidad de considerar la salud mental como un determinante crítico del comportamiento en salud.

Asimismo, el presente estudio aporta evidencia que complementa los planteamientos de Urzúa et al. (2020) sobre la relevancia de los determinantes sociales, culturales y conductuales en la respuesta ante crisis sanitarias. Si bien el acceso a la vacunación fue amplio entre la muestra estudiada, el grado de organización y disposición para vacunarse no puede entenderse sin considerar factores como la información disponible, la red de apoyo social y la percepción de eficacia personal.

En términos psicométricos, el instrumento mostró propiedades robustas de validez y confiabilidad, con una alta consistencia interna

tanto a nivel global ( $\alpha = .867$ ) como en la mayoría de las subescalas. En particular, el factor de conducta de salud ( $\alpha = .920$ ) destaca como una dimensión fuertemente representada, lo cual puede facilitar su uso en estudios posteriores para identificar subgrupos con menor compromiso conductual en vacunación.

No obstante, deben reconocerse algunas limitaciones. El uso de un muestreo no probabilístico limita la generalización de los resultados a toda la población universitaria mexicana. Además, al tratarse de un instrumento autoadministrado, los datos podrían estar influenciados por sesgos de deseabilidad social.

Finalmente, se recomienda que futuras investigaciones amplíen la validación del cuestionario en diferentes grupos etarios y socioculturales, así como que exploren la relación entre las creencias evaluadas y variables conductuales concretas, como la adherencia a esquemas de vacunación, la aceptación de refuerzos o el seguimiento de otras prácticas preventivas. También sería pertinente analizar diferencias de género, nivel socioeconómico y estado de salud previo, factores que podrían modular la percepción del riesgo y la disposición al autocuidado.

## CONCLUSIÓN

El presente estudio contribuye al campo de la psicología de la salud mediante el diseño y validación de un instrumento robusto para evaluar las creencias sobre la vacunación contra el COVID-19 en estudiantes universitarios, utilizando como marco teórico el Modelo de Creencias de Salud (HBM). La estructura factorial obtenida, compuesta por siete dimensiones, evidencia la complejidad del proceso de toma de decisiones en salud, influido por factores cognitivos, afectivos, conductuales y contextuales.

Los hallazgos reflejan que los estudiantes participantes, en su mayoría, mostraron niveles altos de autoeficacia, organización para vacunarse y percepción de beneficios, lo cual sugiere un perfil favorable

hacia la acción preventiva. Sin embargo, también se identificaron puntuaciones más bajas en dimensiones como la susceptibilidad percibida y las barreras, lo que podría indicar cierta complacencia o percepción de bajo riesgo, posiblemente asociada a una habituación al contexto pandémico.

Este instrumento ofrece una herramienta válida y confiable para futuras investigaciones e intervenciones orientadas a promover conductas preventivas en contextos similares. Además, permite detectar subgrupos con creencias menos favorables hacia la vacunación, lo cual es esencial para el diseño de estrategias de comunicación y educación para la salud más efectivas.

Se reconoce que, aunque el estudio aporta evidencia relevante, sus resultados no pueden generalizarse a toda la población universitaria mexicana debido al tipo de muestreo utilizado. Aun así, se plantea como un primer paso hacia una comprensión más profunda de las creencias en salud dentro de este grupo etario.

Finalmente, se recomienda ampliar la aplicación del cuestionario a otros segmentos poblacionales, así como explorar la relación entre las creencias identificadas y variables conductuales reales, como la adhesión a esquemas completos de vacunación o la disposición a recibir refuerzos. Comprender estas relaciones puede fortalecer las respuestas institucionales ante futuras emergencias sanitarias.

## REFERENCIAS

- BECKER, M. H. (1974). *The Health Belief Model and personal health behavior*. Health Education Monographs, 2, 324–473.
- CASALES, J. C. (2020). Percepción De Riesgo Durante La COVID-19 : Una Mirada Desde La Psicología Social. *Revista Cubana de Psicología*, 2, 18–26.
- LÍBANO, M. (2020). Salud mental en estudiantes chilenos durante confinamiento por Covid-19 : revisión bibliográfica Mental Health in Chilean Students during Confinement by Covid-19 : literature re-

- view. *Revista Educación de Las Américas*, 10(2), 1–12. <https://doi.org/https://doi.org/10.35811/rea.v10i2.126>
- MONTERO, I., & León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5 (1), 115–127.
- NUÑEZ Udale, Laura Fabiola; Castro Saucedo, Laura Karina; Tapia García, Esmeralda Jaqueline; Bruno, F., & De Leon Alvarado, C. A. (2020). Percepción social del Covid-19 desde el malestar emocional y las competencias socioemocionales en mexicanos. *Acta Universitaria*, 30, 1–16. <https://doi.org/10.15174/au.2020.2879>
- OMS. (2020). *Alocución de apertura del Director General de la OMS en la rueda de prensa sobre la COVID-19 celebrada el 11 de marzo de 2020*. Organización Mundial de La Salud. <https://www.who.int/es/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---11-march-2020>
- PÉREZ Gallardo, Ana Iris; Tabares Cruz, E. (2020). El confinamiento por Covid-19 : repercusión en el desarrollo socioemocional y rendimiento académico en estudiantes de 7º curso del Colegio Menor Confinement by Covid-19 : impact on socio-emotional development and academic performance in students of 7th ye. *Ciencia Latina*, 5(5), 9227–9246. [https://doi.org/https://doi.org/10.37811/cl\\_rcm.v5i5.985](https://doi.org/https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v5i5.985)
- PÉREZ, B., Valdés-García, K., Madrueño-Chavez, T., Gualajara-Valdés, J., & López, D. (2023). Salud mental en estudiantes durante la contingencia por COVID-19. *Revista de Psicología y Ciencias del Comportamiento de la Unidad Académica de Ciencias Jurídicas y Sociales*, 14(1), 51–63. DOI: <https://doi.org/10.29059/rpcc.20230615-157>
- SECRETARÍA de Salud. (2014). *Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud*. Diario Oficial de la Federación. México. Recuperado de [https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg\\_LGS\\_MIS.pdf](https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg_LGS_MIS.pdf)

SOTO Mas, Francisco, Lacoste Marín, Jesús A., Papenfuss, Richard L., Gutiérrez León, Aida. 2021. El modelo de creencias de salud. Un enfoque teórico para la prevención del sida. *Revista Española de Salud Pública*, 71(4), pp. 335-341. [http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1135-57271997000400002&lng=es&tlng=es](http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1135-57271997000400002&lng=es&tlng=es).

TORRES Martínez, J. M. (2021). *Modelo De Creencias De Salud En Personas Sanas O Enfermas : Una Revisión Sistematizada Health Belief Model Applied To Healthy or Sick Persons : a.* 29(1), 24–33.

URZÚA, A., Vera-Villarroel, P., Caqueo-Urízar, A., & Polanco-Carrasco, R. (2020). La Psicología en la prevención y manejo del COVID-19. Aportes desde la evidencia inicial. *Terapia Psicológica*, 38(1), 103–118. <https://doi.org/10.4067/s0718-48082020000100103>



# CAPITULO 10

## Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12): Protocolo de adaptación y validación en cuidadores de personas con cáncer en Colombia

---

LUIS ALEJANDRO VALENCIA

*Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia.*

CRISTIAN JUEZ BULLA

*Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia.*

OLINDA SANTIN

*Escuela de Enfermería*

*Queen's University Belfast, Belfast Irlanda del Norte.*

LORENA CHAPARRO-DÍAZ

*Facultad de Enfermería*

*Universidad Nacional de Colombia*

MAURICIO ARIAS ROJAS

*Facultad de Enfermería*

*Universidad de Antioquia, Medellín, Colombia.*

SONA CARREÑO MORENO

*Profesora Asociada, Facultad de Enfermería*

*Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia*

[spcarrenom@unal.edu.co](mailto:spcarrenom@unal.edu.co)

## RESUMEN

Introducción: El cáncer es la segunda causa de mortalidad por enfermedades no transmisibles en el mundo y constituye un problema creciente en Colombia, donde la incidencia y mortalidad han aumentado a diferencia de la tendencia global. Las personas con cáncer enfrentan necesidades físicas, psicológicas y sociales que impactan su calidad de vida, y sus cuidadores familiares asumen un rol fundamental en el acompañamiento y la atención en salud. La alfabetización en salud es clave para que los cuidadores comprendan, evalúen y apliquen infor-

mación que favorezca el cuidado, sin embargo, no existen validaciones del instrumento HLS-SF12 en Colombia ni en Latinoamérica. **Objetivo:** Determinar la validez y confiabilidad del instrumento Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12) en cuidadores familiares de personas con cáncer en Colombia. **Metodología:** Estudio transversal, analítico y correlacional en dos fases: (1) traducción y adaptación intercultural del HLS-SF12 siguiendo lineamientos COSMIN, con entrevistas cognitivas y revisión de expertos para evaluar validez facial y de contenido; (2) aplicación a 200 cuidadores familiares en Bogotá para determinar estructura factorial, validez convergente frente a la Escala de Adopción del Rol del Cuidador (ROL) y consistencia interna mediante alfa de Cronbach y coeficiente omega. **Resultados esperados:** Se espera obtener un instrumento válido y confiable, con adecuada estructura factorial tridimensional, correlación significativa con la escala ROL y altos niveles de consistencia interna, lo que permitirá medir la alfabetización en salud en cuidadores de cáncer en Colombia. **Conclusión:** La validación del HLS-SF12 en este contexto contribuirá a la investigación y práctica del cuidado oncológico, ofreciendo una herramienta breve y robusta para diseñar intervenciones educativas y de apoyo ajustadas a las necesidades de los cuidadores familiares.

**Palabras clave:** cáncer, cuidadores familiares, alfabetización en salud.

## INTRODUCCIÓN

El cáncer es la segunda causa de mortalidad entre las enfermedades no transmisibles (ENT) a nivel mundial, y su incidencia tiende a aumentar con el paso de los años. Según GLOBOCAN, en 2022 se estimaron 20 millones de casos nuevos en el mundo, lo que representa un aumento del 3.6% respecto al año 2020 (Sung et al., 2021). Pese al aumento de los casos de esta enfermedad, debido a estrategias como la detección temprana y el acceso a tratamientos, la mortalidad por cáncer presentó una disminución del 2.02%, con 9.7 millones de defunciones a nivel mundial reportadas en 2022, frente a 9.9 millo-

nes reportados en 2020(Bray et al., 2024; Global Cancer Observatory, 2022c, 2022a; Sung et al., 2021). Aunque los registros poblacionales de cáncer a nivel mundial tienen un desarrollo incipiente, lo que dificulta el contar con el dato de supervivencia relativa a 5 años, se conoce que para el 2022, se registraron 53.504.187 supervivientes en 5 años (Global Cancer Observatory, 2022c). Los esfuerzos por el control del cáncer conllevan un aumento en la supervivencia, pero al mismo tiempo un aumento de la carga en años de vida ajustados por discapacidad (AVAD), que para 2019 fue de 42.58 años para ambos sexos, y se proyecta aumentaran a 74.75 para el 2030(Zhu et al., 2024). La alta incidencia, prevalencia y AVAD del cáncer evidencian la necesidad de continuar en la lucha por su control, posicionándolo en la agenda pública como prioridad en salud.

En Colombia, el panorama no es menos preocupante. Para 2022 se registraron 117.630 casos nuevos, siendo los cinco principales tumores para ambos sexos: seno (17.018 casos; 14,5 %), próstata (16.479 casos; 14%), colorrectal (11.163 casos; 9,5 %), estómago (8.938 casos; 7,6%) y pulmón (7.196 casos; 6,1 %) (Global Cancer Observatory, 2022b). Estas cifras muestran un aumento respecto al periodo 2017-2021 en el cual se estimaron 101.483 casos. Así mismo, las muertes por cáncer crecieron, entre 2017 y 2021, período en el que hubo 44.355 defunciones anuales mientras que en 2022 se reportaron 56.719 defunciones (Global Cancer Observatory, 2022b). El panorama epidemiológico del cáncer en Colombia, deja en evidencia el gran desafío que tiene el país, pues mientras que, a nivel mundial la mortalidad relacionada con esta enfermedad disminuye, en Colombia va en aumento, en parte por el diagnóstico tardío debido a la limitación al acceso de servicios de salud en zonas geográficamente dispersas, políticas de racionamiento de recursos, la fragmentación de la atención y el tiempo de espera en autorizaciones, lo que retrasa el tratamiento oportuno del cáncer. Además, la prevalencia a 5 años alcanzó 303.656 casos según GLOBOCAN (Global Cancer Observatory, 2022b), reflejando la necesidad de fortalecer la prevención, el diagnóstico oportuno y el acceso a tratamientos.

Frente a este escenario, es fundamental reconocer que las personas con cáncer presentan necesidades que abarcan varios ámbitos de su vida. Entre las necesidades físicas se encuentran la fatiga, problemas del sueño, pérdida de memoria, caída del cabello, alteraciones nutricionales, debilidad y dolor (Hsu et al., 2024; Moghaddam et al., 2016). Estas afectaciones pueden dificultar sus actividades básicas, instrumentales y laborales, impactando su bienestar general. En el plano psicológico se experimenta miedo a contagiar el cáncer, preocupar a sus familiares, preocupaciones acerca del dolor, ansiedad, depresión, miedo de recaer y sensación de falta de control sobre los resultados del tratamiento (Hsu et al., 2024; Moghaddam et al., 2016). En cuanto a las sociales o de la vida diaria, se describen preocupaciones financieras e imposibilidad de realizar actividades que antes eran habituales, lo que puede llevar a frustración y aislamiento (Hsu et al., 2024; Moghaddam et al., 2016). En contraste, algunas personas encuentran fe y seguridad en Dios como una forma de afrontar la soledad y la percepción de estar pasando por una prueba divina, lo que les ayuda a construir un propósito de vida, alivianando el impacto de la enfermedad (Saarelainen, 2020). Dichas necesidades son acompañadas por sus cuidadores quienes están involucrados en las decisiones relacionadas con el tratamiento, pero que se enfrentan a desafíos en cuanto al entendimiento de los efectos de la enfermedad y su tratamiento sobre la salud y calidad de vida.

Los cuidadores de personas con cáncer suelen tener un vínculo de parentesco o afinidad con los sujetos de cuidado, que los impulsa a desarrollar un acompañamiento activo que suple las necesidades de la persona como respuesta a la dependencia generada por la enfermedad. Dentro de las necesidades que atienden los cuidadores familiares de personas con cáncer están las básicas, las instrumentales y las de atención en salud. Las actividades básicas implican asistencia en la alimentación, higiene, descanso, eliminación y movilización; las instrumentales comprenden el apoyo en actividades como cocinar, aseo del hogar y diligencias; finalmente, las actividades en salud incluyen la administración de medicamentos, manejo de síntomas, apoyo durante

ataques de ansiedad, toma de decisiones relacionadas con la enfermedad, comunicación con el personal de salud, manejo de heridas y educación a otros miembros de la familia. Para desempeñar estas funciones de manera efectiva, es esencial que los cuidadores cuenten con un nivel adecuado de alfabetización en salud, que les permita comprender la información necesaria para cuidar, seguir instrucciones y tomar decisiones informadas en beneficio de la persona a su cuidado.

La alfabetización en salud puede ser definida como “la evolución de las capacidades y competencias necesarias para encontrar, comprender, evaluar y utilizar la información y los conceptos sanitarios con el fin de tomar decisiones informadas, reducir los riesgos para la salud y mejorar la calidad de vida” (Zarcadoolas et al., 2003). Este concepto se desarrolló a partir del marco de la 1.<sup>a</sup> Conferencia Mundial sobre Promoción de la Salud en 1986, siendo fortalecido en conferencias posteriores en Adelaida (1988), Sundsvall (1991), Yakarta (1997), Ciudad de México (2000), Bangkok (2005) y Nairobi (2009) (Costa-Requena et al., 2017). Con el fin de valorar los niveles de alfabetización en salud, se ha desarrollado el Cuestionario breve de alfabetización en salud, HLS-SF12. Este cuestionario fue creado por Duong et al., en 2019, siendo el resultado de la adaptación del cuestionario europeo de alfabetización en salud creado en 2013 (HLS-EU-Q47). Este instrumento fue adaptado con el fin de permitir un cuestionario de rápida aplicación que mantenga los aspectos comprensivos del HLS-EU-47. (Duong et al., 2019)

Actualmente, se evidencia la necesidad de validar el instrumento de alfabetización en salud para el contexto colombiano. Esta herramienta ha sido validada para la población general en 6 países asiáticos: Indonesia, Kazakstán, Malasia, Myanmar, Taiwán y Vietnam; así mismo, se presentó una versión desarrollada para China en 2013 (Sun et al., 2023). En Latinoamérica, está registrado el uso del test de SAHL-SA-50 (Short Assessment of Health Literacy for Spanish-speaking Adults) en Perú en 2019 (Rosas-Chavez et al., 2019) y la adaptación del mismo instrumento en Chile en 2016 (Monsalves et al., 2016). En Colombia, se registra la adaptación del instrumento TOFH LA (Test

of Functional Health Literacy in Adults) en Bogotá en 2022 (Arango Junco et al., 2022). A partir de la revisión anteriormente presentada es posible evidenciar que no hay registro del uso y validación del instrumento HLS-SF12 en Latinoamérica ni en Colombia, lo que soporta la necesidad de realizar este proceso en la población de cuidadores familiares de personas con cáncer.

## OBJETIVOS

**General:** Determinar la validez y confiabilidad del instrumento “Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12)” en cuidadores familiares de personas con cáncer en Colombia.

*Específicos:*

1. Adaptar lingüística y culturalmente el instrumento “Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12)” al contexto colombiano con cuidadores familiares de personas con cáncer.
2. Establecer la validez facial de la versión adaptada del instrumento “Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12)” en cuidadores familiares de personas con cáncer.
3. Evaluar la validez de contenido de la versión adaptada del instrumento “Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12)” con expertos temáticos, lingüísticos y metodológicos.
4. Determinar la estructura factorial de la versión adaptada del instrumento “Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12)” en cuidadores familiares de personas con cáncer.
5. Determinar la validez convergente de la versión adaptada del instrumento “Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12)” con el instrumento ROL en cuidadores familiares de personas con cáncer.

6. Determinar la consistencia interna de la versión adaptada del instrumento “Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12)” en cuidadores familiares de personas con cáncer.

## **MARCO CONCEPTUAL**

A continuación, se presentan los conceptos que guían el estudio.

### *Cuidador familiar*

Se define como una persona adulta con vínculo de parentesco o cercanía que asume la responsabilidad del cuidado de un ser querido que vive con enfermedad crónica y participa con él en la toma de decisiones sobre su cuidado. El cuidador realiza, supervisa o apoya las actividades de la vida diaria del receptor del cuidado.

### *Alfabetización en salud*

Se define como la evolución de las capacidades y competencias necesarias para encontrar, comprender, evaluar y utilizar la información y los conceptos sanitarios con el fin de tomar decisiones informadas, reducir los riesgos para la salud y mejorar la calidad de vida (Zarcadoolas et al., 2003).

### *Persona con cáncer*

Individuo que ha sido diagnosticado con cáncer; enfermedad caracterizada por el crecimiento descontrolado de células anormales o cancerígenas. Que presenta necesidades físicas, psicológicas, sociales y económicas, las cuales pueden representar un desafío según la evolución de la enfermedad.

### *Validez*

La validez se refiere al grado en que una medida de resultado mide el constructo que pretende medir, y contiene las propiedades de medi-

ción de validez de contenido y facial, validez de constructo (incluida la validez estructural, pruebas de hipótesis e invariancia de medición de validez intercultural) y validez de criterio. Dentro de validez, la validez de contenido hace referencia a la evaluación cualitativa que determina los fenómenos que el instrumento debe contener después de una apreciación de un panel de expertos según la pertinencia, coherencia, suficiencia y claridad de los ítems. Por otra parte, la validez facial evalúa la comprensión, recuperación, adecuación y juicio del instrumento por parte de la población objetivo. Además, la validez convergente permite la evaluación del instrumento con su otro instrumento para verificar que la medición sea similar. En contraste, la validez divergente o discriminante evalúa que el instrumento no se correlacione con medidas de constructos teóricamente diferentes (Mokkink et al., 2010).

### *Confiabilidad*

El dominio de confiabilidad se refiere al grado en que la medición es libre de errores de medición y contiene propiedades como consistencia interna, estabilidad y sensibilidad al cambio. Garantizando que la escala funcione de manera similar bajo diferentes condiciones, dependientes del instrumento mismo, del tiempo de aplicación y del individuo que aplica la medición. Por una parte, la consistencia interna determina que las distintas partes que componen el instrumento estén midiendo lo mismo. La estabilidad, por otro lado, es el grado en que se obtienen las mismas medidas al aplicar dos veces el mismo instrumento, mediando entre ambas tomas un tiempo determinado. Así mismo, la sensibilidad al cambio es el grado con que se obtienen diferentes resultados en aplicaciones repetidas del mismo instrumento cuando se ha producido un cambio (Mokkink et al., 2010).

## **ESTADO DEL ARTE**

A continuación, se presentan los hallazgos más relevantes relacionados con los procesos de la validación de la escala en el mundo, consideran-

do no solo las evidencias de validez y confiabilidad, sino también las metodologías desarrolladas para estos propósitos.

### *Evidencias de validez y confiabilidad en Asia*

En un estudio con 10.024 participantes, incluidos 1.029 de Indonesia, 1.845 de Kazajstán, 462 de Malasia, 1.600 de Myanmar, 3.015 de Taiwán y 2.073 de Vietnam, se desarrolló una versión corta tomada desde la versión original del cuestionario europeo de alfabetización en salud creado en 2013 (HLS-EU-Q47), que tenía 47 ítems. A partir de un análisis de componentes principales y selección de los ítems con mayores cargas factoriales a las 12 dimensiones del instrumento, se creó la versión corta, también llamada cuestionario breve de alfabetización en salud, HLS-SF12 por sus siglas en inglés. En cuanto a las evidencias de validez para el HLS-SF12, mediante una regresión lineal simple se observó una correspondencia alta con la escala original con una varianza explicada del 94% lo que comprobó su validez concurrente. Posteriormente, la HLS-SF12 reveló una validez convergente adecuada con correlaciones ítem-escala entre 0.59 y 0.80. En cuanto a la consistencia interna calculada para los paquetes de datos por país se reportó un alfa de cronbach con valores desde 0.79 a 0.9, siendo estos valores adecuados. Finalmente, para la validez de constructo, se condujo un análisis factorial confirmatorio con un CFI y TLI entre 0.92 a 0.98, lo que significó adecuados índices de bondad de ajuste de un modelo factorial basado en tres factores, que contrastados con el marco teórico del instrumento correspondieron a tres dimensiones que son: Cuidado de la salud, prevención de la enfermedad y promoción de la salud con cuatro ítems cada dimensión.

Posteriormente, el HLS-SF12 fue validado en Taiwán con 403 pacientes usuarios de diferentes departamentos de atención ambulatoria en un hospital general comunitario. Se realizó la validez convergente estudiando la correlación entre el instrumento HLS-SF12 y una pregunta relativa a la alfabetización en salud del Chew's Set of Brief Health Literacy Question (SBSQ por sus siglas en inglés), obteniendo

un coeficiente de correlación de Spearman de 0.34 ( $p<0.05$ ), lo cual es indicativo de validez convergente. Por otra parte, para la validez ítem-escala se reportaron coeficientes de correlación de Pearson entre 0.55 y 0.73, lo cual estuvo entre moderado y altamente correlacionado. Para determinar la validez de constructo, se realizó un análisis factorial confirmatorio de 3 dimensiones de salud: atención en salud, prevención de enfermedades y promoción de la salud, con reporte de estimadores de bondad de ajuste del modelo adecuados, siendo el GFI, AGFI, CFI, IFI, NFI mayores a 0.9 y RMSA menor a 0.08. Finalmente, para determinar la confiabilidad, se realizó la medición de la consistencia interna con el Alpha de Cronbach con un valor de 0.84, lo cual confirmó la consistencia interna del instrumento (Duong et al., 2017).

El HLS-SF12 también ha demostrado evidencias de validez en Japón. En una muestra de 751 japoneses se compararon las versiones cortas del HLS-EU.47, dentro de las que el HLS-SF12, comparado con el HLS-EU-Q16 y la versión original de 47 ítems, mostró los mejores índices de bondad de ajuste en un análisis factorial confirmatorio (AFC) en el que se pusieron a prueba estructuras unidimensionales y tridimensionales, estas últimas, correspondientes a las dimensiones de cuidado de la salud, prevención de la enfermedad y promoción de la salud. Acorde con esto, el HLS-SF12 reportó CFI de 0.932, TLI de 0.912, RMSEA de 0.061, lo que respaldó su adecuada validez de constructo. Finalmente, en cuanto a la confiabilidad, se encontró un alfa de cronbach de 0.83 lo que es evidencia de una adecuada consistencia interna

### *Evidencias de validez y confiabilidad en Norteamérica, Latinoamérica, Oceanía y África*

A pesar de que el instrumento HLS-SF12 ha sido validado en otros contextos como el europeo y asiático, hasta la fecha no existen estudios que respalden su validez en Norteamérica, Latinoamérica, Oceanía y África. Esto significa que no se ha comprobado si las preguntas y mediciones de este instrumento son adecuadas y comprensibles para

la población de estos, lo que implica que los resultados obtenidos podrían no reflejar con precisión la realidad local debido a factores culturales, lingüísticos y sociales que pueden influir en las respuestas. La evidencia disponible demuestra que el HLS-SF12 ha alcanzado sólidos indicadores de validez y confiabilidad en diferentes países asiáticos, confirmando su utilidad como herramienta breve y precisa para evaluar la alfabetización en salud en contextos culturales diversos. Los análisis factoriales, los coeficientes de correlación y los índices de consistencia interna respaldan la estructura tridimensional del instrumento y muestran una adecuada correspondencia con la versión original de 47 ítems (22).

## METODOLOGÍA

### *Diseño del estudio*

Estudio transversal, analítico y correlacional en dos fases complementarias: Fase 1) traducción y adaptación intercultural del HLS-SF12 al español de Colombia con evaluación de validez facial y de contenido; Fase 2) análisis psicométrico (validez de constructo, validez convergente y consistencia interna) en cuidadores familiares de personas con cáncer.

### *FASE 1. Traducción y adaptación intercultural (lineamientos COSMIN)*

**Propósito:** asegurar equivalencia semántica, conceptual y cultural del HLS-SF12 para cuidadores colombianos.

**Autorización y referencia:** uso autorizado de la versión original en inglés. El proceso sigue Estándares COSMIN y se ejecuta en cinco etapas:

1. **Traducción directa:** dos traductores bilingües (lengua materna español). Uno es el investigador principal con experticia en oncolo-

gía; el otro no tiene formación sanitaria. Se obtienen dos versiones independientes.

2. **Síntesis:** los traductores comparan ambas versiones y, junto con el equipo de investigación, resuelven discrepancias idiomáticas, semánticas y contextuales hasta consolidar una versión preliminar. Se documentan decisiones y ejemplos de uso para asegurar trazabilidad.
3. **Traducción inversa ciega:** dos traductores (inglés/español) ajenos al instrumento original realizan retrotraducciones independientes. Esto permite verificar desviaciones de sentido respecto al original.
4. **Comité de expertos:** integrará traductores, equipo investigador, desarrollador del instrumento y un profesional sanitario con dominio del constructo. Se cotejan original, traducciones y retrotraducciones para juzgar equivalencias semántica y cultural ítem por ítem, claridad y pertinencia en el contexto colombiano. Si aparecen ambigüedades o irrelevancias, se reitera el ciclo de traducción con nuevos traductores.
5. **Prueba piloto (preliminar):** con cuidadores voluntarios se examinan claridad, comprensibilidad, pertinencia y carga de respuesta.
  - **Reclutamiento:** muestreo intencionado vía redes profesionales (p. ej., Asociación Colombiana de Enfermería Oncológica), redes sociales y contactos. **Criterios:**  $\geq 18$  años, hispanohablante nativo, cuidador principal de persona con cáncer, vínculo familiar/afinidad, función cognitiva adecuada y consentimiento informado.
  - **Entrevistas cognitivas (10–15 participantes):** modalidad virtual (Microsoft Teams), 30–60 minutos, aplicando la versión pre-final sin ayudas. Se utiliza pensamiento en voz alta y sondeo retrospectivo (p. ej., percepción de claridad, ambigüedad, relevancia cultural, extensión). Se registran señales verbales y no verbales.

- **Análisis cualitativo rápido:** audio-grabación con consentimiento, transcripción literal y control de calidad. Se construye un esquema de codificación (confusión, claridad, relevancia, comprensión) y se agregan temas (p. ej., “Comprensión”).
- **Refinamiento:** el comité de expertos revisa hallazgos y ajusta redacción, opciones de respuesta o formato.

**Validez de contenido (panel independiente):** 6–10 expertos (maestría/doctorado en Enfermería) en doble ciego evalúan relevancia por ítem (Likert 1–4). Se calcula I-CVI (proporción de calificaciones 3–4); valores  $>0.80$  se consideran adecuados. Los ítems con I-CVI bajo se revisan hasta lograr consenso. El resultado es la versión final en español (Colombia) del HLS-SF12.

### *FASE 2. Validez de constructo, validez convergente y consistencia interna*

#### *Población, muestra y muestreo*

**Población objetivo:** cuidadores familiares principales de personas con cáncer atendidas en instituciones de salud de Bogotá. **Inclusión:**  $\geq 18$  años; cuidador principal; vínculo de parentesco/afinidad; hispanohablante nativo; función cognitiva adecuada; consentimiento informado. **Exclusión:** cuidadores formales remunerados (enfermería u otros); limitaciones cognitivas/comunicativas que impidan responder. **Muestreo:** no probabilístico por conveniencia en hospitales y grupos comunitarios. **Tamaño muestral:** mínimo 10 participantes por ítem (12 ítems  $\rightarrow \geq 120$ ). Para robustecer el AFC se proyecta  $n = 200$  cuidadores.

#### *Instrumentos*

- **HLS-SF12 (versión colombiana):** 12 ítems, tres dimensiones (cuidado de la salud, prevención de la enfermedad, promoción de la salud), Likert 4 puntos (muy difícil–muy fácil). Eviden-

cias psicométricas previas reportan CFI/TLI 0.92–0.98, RMSEA <0.08, varianza explicada 94% frente a HLS-EU-Q47, ítem-escala 0.59–0.80 y  $\alpha$  0.79–0.90, apoyando su estructura tridimensional y fiabilidad.

- **ROL (Escala de Adopción del Rol del Cuidador):** 22 ítems, tres dimensiones (desempeño, organización, respuesta), Likert 5 puntos (rango 22–110; mayor puntaje = mayor adopción del rol). Validación colombiana con validez de contenido y facial sólidas, KMO 0.835, Bartlett  $p < 0.001$ , y  $\alpha$  global 0.816.

**Variables sociodemográficas:** Edad, sexo, escolaridad, estado civil, parentesco, ocupación, estrato socioeconómico y tiempo de cuidado para caracterizar muestra y explorar su relación con alfabetización en salud.

**Procedimientos de recolección:** Aplicación estandarizada (presencial o virtual segura) de consentimiento informado y cuestionarios. Se asignan códigos numéricos para anonimato. Supervisión por personal entrenado para resolver dudas sin inducir respuestas.

### *Plan de análisis*

1. **Descriptivos:** frecuencias, porcentajes, medias y desviaciones estándar para caracterización muestral y distribución de puntajes por ítem/dimensión.
2. **Validez de constructo:** AFE para explorar estructura subyacente; criterios de extracción y rotación justificados por naturaleza ordinal de ítems y supuestos de normalidad. AFC para contrastar el modelo tridimensional. Criterios de ajuste: CFI/TLI  $\geq 0.90$  y RMSEA  $\leq 0.08$  (con IC 90%). Se reportarán también SRMR y  $\chi^2/gl$  cuando sea pertinente.
3. **Confiabilidad:**

**Consistencia interna** por alfa de Cronbach y  $\omega$  (omega) a nivel total y por dimensiones;  $\geq 0.80$  como aceptable. Se reportarán correcciones ítem-total y efecto de eliminación de ítems.

#### 4. Validez convergente y divergente:

**Convergente:** correlación de Pearson entre HLS-SF12 (total/dimensiones) y ROL (total/dimensiones). Se espera correlación directa y significativa de magnitud moderada-fuerte (se adoptará  $p < 0.05$  como umbral de significancia).

**Divergente:** ausencia de correlaciones altas con constructos teóricamente distintos.

#### 5. Análisis adicionales (exploratorios):

Comparaciones de medias por sexo, nivel educativo o tiempo de cuidado (t de Student/ANOVA o pruebas no paramétricas según supuestos).

### Referencias

- ARANGO Junco, J., Alfonso Peña Silva, R., & de Tesis, D. (2022). Alfabetismo en salud: aplicación y validación de un instrumento para medición de alfabetismo en salud en dos centros de atención hospitalaria en Bogotá. Universidad de los Andes. <https://hdl.handle.net/1992/59446>
- BRAY, F., Laversanne, M., Sung, H., Ferlay, J., Siegel, R. L., Soerjomataram, I., & Jemal, A. (2024). Global cancer statistics 2022: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. CA: A Cancer Journal for Clinicians, 74(3), 229–263. <https://doi.org/10.3322/caac.21834>
- COSMIN Taxonomy of Measurement Properties • COSMIN. (n.d.). Retrieved July 23, 2025, from <https://www.cosmin.nl/tools/cosmin-taxonomy-measurement-properties/>
- COSTA-REQUENA, G., Moreso, F., Cantarell, M. C., & Serón, D. (2017). Alfabetización en salud y enfermedad renal crónica. Nefrología, 37(2), 115–117. <https://doi.org/10.1016/J.NEFRO.2016.10.001>
- DUONG, T. V., Aringazina, A., Kayupova, G., Nurjanah, Pham, T. V., Pham, K. M., Truong, T. Q., Nguyen, K. T., Oo, W. M., Su, T.

- T., Majid, H. A., Sørensen, K., Lin, I.-F., Chang, Y., Yang, S.-H., & Chang, P. W. S. (2019). Development and Validation of a New Short-Form Health Literacy Instrument (HLS-SF12) for the General Public in Six Asian Countries. *HLRP: Health Literacy Research and Practice*, 3(2). <https://doi.org/10.3928/24748307-20190225-01>
- DUONG, T. Van, Chang, P. W. S., Yang, S. H., Chen, M. C., Chao, W. T., Chen, T., Chiao, P., & Huang, H. L. (2017). A New Comprehensive Short-form Health Literacy Survey Tool for Patients in General. *Asian Nursing Research*, 11(1), 30–35. <https://doi.org/10.1016/j.anr.2017.02.001>
- GLOBAL Cancer Observatory. (2022a). ALL CANCERS, CANCER TODAY, 2022.
- GLOBAL Cancer Observatory. (2022b). Colombia Statistics at a glance, 2022.
- GLOBAL Cancer Observatory. (2022c). Worldwide Statistics at a glance, 2022.
- Hsu, M. L., Guo, M. Z., Olson, S., Eaton, C., Boulanger, M., Turner, M., Miller, M. E., Nguyen, A., Szczepanek, K., Shenolikar, R., & Feliciano, J. L. (2024). Lung Cancer Survivorship: Physical, Social, Emotional, and Medical Needs of NSCLC Survivors. *JNCCN Journal of the National Comprehensive Cancer Network*, 22(1). <https://doi.org/10.6004/jnccn.2023.7072>
- MOGHADDAM, N., Coxon, H., Nabarro, S., Hardy, B., & Cox, K. (2016). Unmet care needs in people living with advanced cancer: a systematic review. In *Supportive Care in Cancer* (Vol. 24, Issue 8, pp. 3609–3622). Springer Verlag. <https://doi.org/10.1007/s00520-016-3221-3>
- MOKKINK, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L., Bouter, L. M., & de Vet, H. C. W. (2010). The COSMIN study reached international consensus on taxonomy, terminology, and definitions of measurement properties for health-related patient-reported outcomes. *Journal of Cli-*

- nical Epidemiology, 63(7), 737–745. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.02.006>
- MONSALVES, M. J., Mañalich, J., & Fuentes, E. (2016). Validación del test Short Assessment of Health Literacy for Spanish-speaking Adults en Chile, para medir alfabetización en salud. Revista Médica de Chile, 144(5), 604–610. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872016000500008>
- PARDO, C., & Cendales, R. (2024). Estimaciones de incidencia y morbilidad para los cinco principales tipos de cáncer en Colombia, 2017-2021. Revista Colombiana de Cancerología, 28(4), 162–176.
- ROSAS-CHAVEZ, G., Romero-Visurraga, C. A., Ramirez-Guardia, E., & Málaga, G. (2019). El grado de alfabetización en salud y adherencia al tratamiento en pacientes con hipertensión arterial en un hospital nacional de Lima, Perú. Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública, 36(2), 214–221. <https://doi.org/10.17843/RPMESP.2019.362.4279>
- SAARELAINEN, S. M. (2020). Meeting the spiritual care needs of emerging adults with cancer. Religions, 11(1). <https://doi.org/10.3390/rel11010016>
- SAKAI, R., Maie, A., Kanekuni, S., Yonekura, Y., & Nakayama, K. (n.d.). Evaluating short versions of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q47) for health checkups. In HEP (Vol. 48, Issue 4).
- SUN, X., Lv, K., Wang, F., Ge, P., Niu, Y., Yu, W., Sun, X., Ming, W. K., He, M., & Wu, Y. (2023). Validity and reliability of the Chinese version of the Health Literacy Scale Short-Form in the Chinese population. BMC Public Health, 23(1), 1–9. <https://doi.org/10.1186/S12889-023-15237-2/TABLES/5>
- SUNG, H., Ferlay, J., Siegel, R. L., Laversanne, M., Soerjomataram, I., Jemal, A., & Bray, F. (2021). Global Cancer Statistics 2020: GLOBOCAN Estimates of Incidence and Mortality Worldwide for 36 Cancers in 185 Countries. CA: A Cancer Journal for Clinicians, 71(3), 209–249. <https://doi.org/10.3322/caac.21660>

- ZARCADOOLAS, C., Pleasant, A., & Greer, D. S. (2003). Elaborating a definition of health literacy: A commentary. In *Journal of Health Communication* (Vol. 8, pp. 119–120). <https://doi.org/10.1080/713851982>
- ZHU, J., Li, S., Li, X., Wang, L., Du, L., & Qiu, Y. (2024). Impact of population ageing on cancer-related disability-adjusted life years: A global decomposition analysis. *Journal of Global Health*, 14. <https://doi.org/10.7189/JOGH.14.04144>

# CAPÍTULO 11

## Validación de la Escala de Conductas Sexuales de Riesgo en Hombres que Tienen Sexo con Hombres

---

AXEL G. MALDONADO MORENO

*Facultad de Enfermería Mochis*

*Universidad Autónoma de Sinaloa, México*

[axelgerardo200028@gmail.com](mailto:axelgerardo200028@gmail.com)

GÓMEZ-MELASIO DAFNE ASTRID

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila. Saltillo, Coahuila, México*

[dafne.gomez@uadec.edu.mx](mailto:dafne.gomez@uadec.edu.mx)

ROSARIO E. APODACA-ARMENTA

*Facultad de Enfermería Mochis*

*Universidad Autónoma de Sinaloa, México*

[eduardoapodaca@uas.edu.mx](mailto:eduardoapodaca@uas.edu.mx)

GUSTAVO ALFREDO GÓMEZ-RODRÍGUEZ

*Facultad de Enfermería Mochis*

*Universidad Autónoma de Sinaloa, México*

[gustavogomez@uas.edu.mx](mailto:gustavogomez@uas.edu.mx)

## RESUMEN

**Introducción:** La propagación de Infecciones de Transmisión Sexual (ITS) continúa siendo un problema de salud pública, particularmente en hombres que tienen sexo con hombres (HSH), quienes presentan un riesgo significativamente mayor de adquirir VIH y otras ITS. En este contexto, resulta prioritario contar con instrumentos válidos y confiables que permitan evaluar conductas sexuales de riesgo, con el fin de diseñar estrategias preventivas más efectivas. **Objetivo:** validar la Escala de Conductas Sexuales de Riesgo (CSR) en una muestra de jóvenes HSH en México. **Metodología:** Se realizó un estudio instrumental con 104 participantes, seleccionados mediante muestreo no

probabilístico por bola de nieve. Se aplicó la escala CSR de 16 ítems, organizada inicialmente en cuatro dimensiones. Los análisis incluyeron estadística descriptiva, confiabilidad mediante alfa de Cronbach y análisis factorial confirmatorio y exploratorio. **Resultados:** Los resultados mostraron que la mayoría de los participantes presentó bajo riesgo (66.3%), seguido de riesgo medio (28.8%) y alto riesgo (4.8%). El análisis factorial llevó a la reestructuración de la escala en cinco dimensiones —sexo con preservativo, sexo sin preservativo, sexo bajo efectos de sustancias, sexo casual y sexo eventual— que explicaron el 77% de la varianza total. La consistencia interna fue alta ( $\alpha = 0.91$ ). Asimismo, se identificaron asociaciones significativas entre conductas de riesgo, estado civil y nivel educativo, mientras que identidad de género y orientación sexual no mostraron relación. **Conclusión:** La escala CSR presentó adecuada confiabilidad y una estructura factorial coherente para evaluar conductas sexuales de riesgo en HSH. Se recomienda continuar su refinamiento para fortalecer la validez en futuras aplicaciones.

**Palabras clave:** Conducta Sexual, Hombres que tienen Sexo con Hombres, VIH, ITS.

## INTRODUCCIÓN

La continua propagación de las Infecciones de Transmisión Sexual (ITS) entre la población joven, se relaciona con la adopción de prácticas sexuales de riesgo (Sandoval et al., 2024). De acuerdo con la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2025), cada día más de un millón de personas contraen una ITS curable. En 2020 se estimaron alrededor de 374 millones de nuevos casos de clamidiasis, gonorrea, sífilis y tricomoniasis. Algunas ITS virales como el herpes simple y la sífilis elevan hasta tres veces el riesgo de adquirir VIH (NIH, 2025).

En relación con el Virus de Inmunodeficiencia Humana (VIH), las cifras en 2023, en América Latina registraron alrededor de 120 000 nuevas infecciones, con un incremento del 9 % desde 2010 (OMS,

2024). Además, la epidemia concentrada en poblaciones clave incrementa estas estadísticas. La OMS señala que los HSH presentan un riesgo de adquisición de VIH hasta 26 veces mayor que el de la población general, y altas tasas de ITS como la sífilis (Jin et al., 2021).

En México la prevalencia de VIH en la población general de 15 a 49 años es de 0.4 %, pero alcanza 11.9 % entre hombres que tienen sexo con hombres (HSH) (CENSIDA, 2022). Las ITS no sólo afectan la salud física inmediata, sino que generan secuelas significativas, que generan un alto costo económico en salud pública, ya que el manejo de complicaciones crónicas (cánceres relacionados con el VPH, infertilidad, entre otras) y la atención de casos complejos demandan recursos médicos elevados (Chesson et al. (2021).

Las ITS también tienen impactos psicosociales, puesto que el diagnóstico de una ITS suele asociarse con síntomas de ansiedad y depresión, mientras que el estigma social ligado a estas infecciones incrementa sentimientos de vergüenza, aislamiento y disminución de la autoestima (Campillay & Monárdez, 2019). En conjunto, las ITS no solo generan consecuencias clínicas, sino también repercusiones en la calidad de vida, el bienestar social y la productividad de quienes las padecen, lo cual afecta tanto el ámbito personal como las relaciones interpersonales (Allan-Blitz & Klausner, 2025).

El aumento de las ITS se debe principalmente a la participación en conductas sexuales de riesgo (Sandoval et al., 2024), comprenden aquellas prácticas que incrementan la probabilidad de adquirir una ITS (Tapia-Martínez et al., 2020). Entre ellas destacan el inicio temprano de la vida sexual, el uso inconsistente del condón, el sexo oral sin protección y el contacto con múltiples parejas sexuales (Cigna Healthcare, 2019). Estas prácticas suelen ser comunes en jóvenes y se asocian generalmente a desinformación, falta de educación sexual y ausencia de redes de apoyo. En este contexto, resulta esencial contar con herramientas validadas que permitan evaluar con precisión dichas conductas, especialmente en poblaciones clave como los HSH, donde estas prácticas se presentan con mayor frecuencia.

En la población HSH, se ha identificado una mayor prevalencia de prácticas sexuales de riesgo, asociadas con factores como antecedentes de abuso sexual en la adolescencia, encuentros sexuales sin protección con desconocidos y el rol sexual pasivo o versátil, que conlleva mayor riesgo de exposición al VIH. Además, la exposición a contenido sexual explícito puede contribuir a la normalización de relaciones sin protección (Sola-Lara et al., 2022). Esta evidencia refuerza la necesidad de validar instrumentos específicos como la Escala de Conductas Sexuales de Riesgo (CSR) que permitan evaluar con precisión estas conductas en los HSH.

Dado el interés por evaluar las conductas sexuales que incrementan la vulnerabilidad frente a las ITS se empleará la escala CSR, desarrollada por Fernández & Quiñones (2020). Esta herramienta fue diseñada para medir con mayor profundidad y especificidad la frecuencia de conductas sexuales que conllevan riesgo, especialmente en población joven.

La escala CSR se compone de 16 ítems distribuidos en cuatro dimensiones: sexo sin preservativo (ítems 1, 2, 3, 4, 5), sexo casual (ítems 6, 8, 9, 14), sexo con alcohol o drogas (ítems 10, 11, 12) y sexo en contexto de relaciones eventuales (ítems 7, 13, 15, 16). Su formato de respuesta es tipo Likert con opciones de 0 = Nunca, 1 = A veces (en un 25% de las ocasiones, aproximadamente), 2 = La mitad de las veces (en un 50% de las ocasiones, aproximadamente), 3 = Casi siempre (en un 75% de las ocasiones, aproximadamente), y 4 = Siempre. La puntuación final de la escala permite clasificar la participación en conductas sexuales de riesgo en niveles, bajo, moderado o alto, de acuerdo con la puntuación obtenida. Las puntuaciones más altas reflejan una mayor frecuencia de conductas de riesgo, lo que puede asociarse con una mayor probabilidad de ITS.

El propósito de este estudio fue validar la estructura de la escala “Conductas Sexuales de Riesgo (CSR)” en jóvenes HSH.

## METODOLOGÍA

### *Diseño del estudio*

Se realizó un estudio instrumental con el objetivo de evaluar las propiedades psicométricas de la escala *Conductas Sexuales de Riesgo (CSR)* en HSH. Este tipo de diseño permite analizar la validez y confiabilidad de instrumentos de medición a través de procedimientos estadísticos rigurosos como el análisis de consistencia interna y el análisis factorial (Del Río et al., 2018).

### *Participantes y muestreo*

La muestra estuvo conformada por 104 hombres jóvenes y adultos (18 a 44 años) que se identifican como HSH y residen en México. El muestreo fue no probabilístico, por bola de nieve, dada la dificultad de acceso a esta población considerada como oculta (Grove & Gray, 2019). La participación fue voluntaria, anónima y autoadministrada. Los participantes fueron reclutados a través de redes sociales, eventos dirigidos a la comunidad LGBTQ+ y plataformas digitales con afinidad a la diversidad sexual. Los criterios de inclusión fueron: identificarse como HSH, contar con un dispositivo electrónico con acceso a internet, y aceptar participar mediante consentimiento informado. Se excluyeron personas sin acceso a dispositivos móviles y se eliminaron registros con menos del 90 % del cuestionario completado.

### *Instrumento*

Se utilizó la escala Conductas Sexuales de Riesgo (CSR) elaborada por Fernández & Quiñones (2020), compuesta por 16 ítems distribuidos en cuatro dimensiones: sexo sin preservativo (1,2,3,4,5), sexo casual (6,8,9,14), sexo con alcohol o drogas (10,11,12) y conexiones sexuales (Hook up) (7,13,15,16). El formato de respuesta es tipo Likert con un rango de 0 (nunca) a 4 (siempre). Puntuaciones cercanas al mínimo indican un menor nivel de conductas sexuales de riesgo (Bajo riesgo);

las del rango medio sugieren una combinación de conductas de bajo y alto riesgo (Riesgo moderado); y las cercanas al máximo indican un mayor nivel de conductas sexuales de riesgo (Alto riesgo).

La escala ha reportado una consistencia interna aceptable, con valores alfa de Cronbach entre .61 y .88. Además de la CSR, se aplicó un cuestionario breve de datos sociodemográficos.

### *Procedimiento de recolección de datos*

El cuestionario fue administrado en línea mediante Google Forms. Al acceder al enlace, los participantes leyeron el consentimiento informado, el cual debían aceptar para continuar con la encuesta. Se garantizó el anonimato, la confidencialidad y la posibilidad de omitir cualquier pregunta que causara incomodidad. Al finalizar, se agradeció la participación e invitó a compartir el enlace para continuar con la estrategia de bola de nieve.

### *Análisis de datos*

Los datos se analizaron mediante el software estadístico SPSS versión 25. Se utilizaron estadísticas descriptivas (frecuencias, porcentajes, medias y desviaciones estándar) para caracterizar a la muestra. La confiabilidad del instrumento se evaluó mediante el coeficiente alfa de Cronbach para cada dimensión. Asimismo, se exploró la estructura factorial del instrumento a través de técnicas estadísticas apropiadas, de acuerdo con la naturaleza de los datos obtenidos antes de realizar el proceso se verificó la normalidad de los datos para garantizar la pertinencia de las pruebas estadísticas.

### *Consideraciones éticas*

El estudio se ajustó a lo establecido en el Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud (SS, 2014). La participación fue voluntaria, con consentimiento informado, garantizando el anonimato y la confidencialidad de los datos.

## RESULTADOS

### *Características de los Participantes*

La media de edad de los participantes fue de 25.71 años ( $DE = 5.18$ ), con una muestra total de 104 individuos. La mayoría se identificó como hombre cisgénero (94.2%,  $n = 98$ ); 5.8% ( $n = 6$ ) como hombre trans. Respecto al estado civil: 82.7% ( $n = 86$ ) solteros, 9.6% ( $n = 10$ ) casados, 4.8% ( $n = 5$ ) en unión libre y 2.9% ( $n = 3$ ) divorciados. En cuanto a la orientación sexual: 52.9% ( $n = 55$ ) homosexual, 27.9% ( $n = 29$ ) bisexual y 19.2% ( $n = 20$ ) heterosexual. El nivel educativo predominante fue licenciatura (71.2%,  $n = 74$ ), seguido de preparatoria 14.4% ( $n = 15$ ), posgrado 9.6% ( $n = 10$ ) y doctorado 4.8% ( $n = 5$ ). Sobre la ocupación principal: 41.3% ( $n = 43$ ) empleados, 34.6% ( $n = 36$ ) estudiantes, 18.3% ( $n = 19$ ) trabajadores por cuenta propia y 5.8% ( $n = 6$ ) desempleados. En cuanto al número de convivientes: 13.5% ( $n = 14$ ) no vive con nadie, 22.1% ( $n = 23$ ) con una persona, 16.3% ( $n = 17$ ) con dos, 22.1% ( $n = 23$ ) con tres, 20.2% ( $n = 21$ ) con cuatro, y el resto reportó cinco o más convivientes (5: 2.9%,  $n = 3$ ; 6: 1.9%,  $n = 2$ ; 7: 1.0%,  $n = 1$ ).

### *Conductas Sexuales de Riesgo*

En la Escala de Conducta Sexual de Riesgo, la mayoría de los participantes presentó bajo riesgo (66.3 %,  $n = 69$ ), seguido de riesgo medio (28.8 %,  $n = 30$ ) y alto riesgo (4.8 %,  $n = 5$ ). En la subescala de Sexo sin protección, el 44.2 % ( $n = 46$ ) se ubicó en bajo riesgo y el 55.8 % ( $n = 58$ ) en riesgo medio. En la subescala de Sexo casual, el 75.0 % ( $n = 78$ ) reportó bajo riesgo, el 22.1 % ( $n = 23$ ) riesgo medio y el 2.9 % ( $n = 3$ ) riesgo alto. En cuanto a la subescala de Sexo con alcohol o drogas, el 77.9 % ( $n = 81$ ) se clasificó en bajo riesgo, el 18.3 % ( $n = 19$ ) en riesgo medio y el 3.8 % ( $n = 4$ ) en riesgo alto. Finalmente, en la subescala de Conexiones casuales (Hook Up), el 91.3 % ( $n = 95$ ) presentó bajo riesgo y el 8.7 % ( $n = 9$ ) riesgo medio, sin casos en la categoría de riesgo alto.

### *Análisis Factorial Confirmatorio*

Los índices de bondad de ajuste del modelo, según la estructura propuesta por o Fernández & Quiñones (2020) no cumplieron con los valores requeridos ( $\chi^2 = 255,514$ ,  $p < 0,001$ ;  $CFI = 0,846$ ,  $RMSEA = 0,125$ ,  $GFI = 0,781$ ,  $TLI = 0,811$ ). Por lo tanto, se realizó un análisis factorial exploratorio con la finalidad de identificar los ítems correspondientes a cada factor. Los resultados mostraron que los ítems se agrupaban en cinco factores explicando el 77% de la varianza. Posterior, se validó dicha estructura (modelo 2) obteniéndose índices de bondad de ajuste que tampoco cumplían con los valores requeridos ( $\chi^2 = 207,475$ ,  $p < 0,001$ ;  $CFI = 0,889$ ,  $RMSEA = 0,108$ ,  $GFI = 0,817$ ,  $TLI = 0,858$ ). Por lo tanto, se procedió a eliminar ítems con las cargas factoriales más bajas, únicamente se eliminó el ítem cuatro que tenía una carga de .14, mejorándose lo índices de bondad de ajuste del modelo (modelo 3) ( $\chi^2 = 178,492$ ,  $p < 0,001$ ;  $CFI = 0,901$ ,  $RMSEA = 0,080$ ,  $GFI = 0,851$ ,  $TLI = 0,899$ ), sin embargo, no todos los índices cumplieron con valores aceptables (Tabla 1).

**Tabla 1. Índices de Ajuste de los Modelos Propuestos**

Modelo	$\chi^2$	df	p	CFI	GFI	TLI
Modelo 1	255,514	98	<.001	.846	.781	.811
Modelo 2	207,475	94	<.001	.889	.817	.858
Modelo 3	178,492	80	<.001	.901	.851	.899

Nota:  $\chi^2$  = chi cuadrado,  $gl$  = grados de libertad,  $p$  = valor de significancia,  $CFI$  = Índice de Ajuste Comparativo;  $GFI$  = Índice de Bondad de Ajuste;  $TLI$  = Índice de Tucker Lewis;  $RMSEA$  = Error Cuadrático Medio de Aproximación.

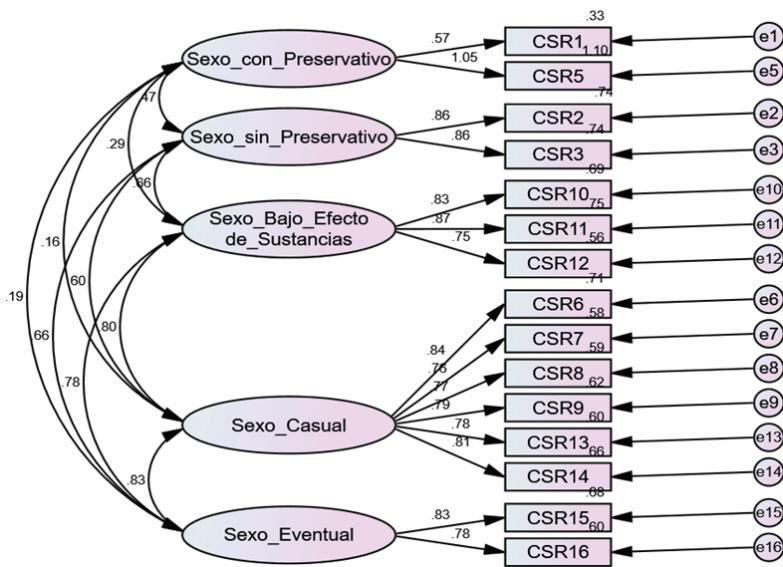
A continuación, se muestran los cinco factores de la escala y sus componentes (Tabla 2).

**Tabla 2. Cargas Factoriales y R2 del Modelo Propuesto**

Factor	Ítem	Modelo 3	
		Carga Factorial	R2
Sexo con preservativo	1. He usado el preservativo en mis relaciones sexuales.	1.000	.328
	5. Llevo preservativos cuando quiero tener relaciones sexuales	2.093	1.098
Sexo sin preservativo	2. He insistido en mantener relaciones sexuales sin preservativo.	1.000	.740
	3. He convencido en retirar el preservativo en pleno acto sexual, para experimentar mayor placer.	.903	.741
Sexo bajo efecto de sustancias	10. He tenido relaciones sexuales bajo los efectos de sustancias (alcohol y/o drogas).	1.000	.695
	11. Disfruto más de las relaciones sexuales cuando estoy bajo los efectos de sustancias.	1.072	.754
Sexo casual	12. Consumo sustancias en el acto sexual para incrementar mi rendimiento o disfrute.	.787	.563
	6. He tenido relaciones sexuales con diferentes personas en cortos periodos de tiempo.	1.000	.713
Sexo eventual	7. He tenido relaciones sexuales con más de una persona en un mismo encuentro (trío).	.824	.577
	8. Frecuento distintos lugares en busca de una aventura sexual.	.738	.592
Sexo casual	9. Sorpresivamente seduje/me sedujo, me correspondió/le correspondí, hicimos el amor y nunca más nos encontramos.	.816	.623
	13. He tenido relaciones sexuales sin compromiso, con personas que conocí en redes sociales o en aplicativos de Internet.	.932	.605
Sexo eventual	14. He tenido relaciones sexuales buscando nuevas sensaciones de placer, sin importarte el aspecto sentimental.	.995	.662
	15. He llevado o llevo una doble vida sexual. (Esto quiere decir, tener al mismo tiempo 2 relaciones de: pareja, amigos con derecho, relación abierta, etc.).	1.000	.684
	16. He tenido relaciones sexuales con un amigo o conocido, sin importar si ambos tenemos pareja.	.888	.604

Nota:  $R^2$  = Coeficiente de correlación múltiple al cuadrado

**Figura 1. Estructura de la Escala de Conductas Sexuales de Riesgo**



### *Confiabilidad*

En el resultado del análisis de consistencia interna de la escala utilizando el Alfa de Cronbach se obtuvo un valor de 0,91, lo que indica que la escala tiene una buena confiabilidad.

### *Asociación Entre las Características Sociodemográficas y Conductas Sexuales de Riesgo*

Para analizar la relación entre las características sociodemográficas y la Escala de Conducta Sexual de Riesgo (CSR) se realizó la prueba de Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ). No se observaron asociaciones significativas con la identidad de género ( $\chi^2 = 0.351$ ;  $p = .839$ ), la orientación sexual ( $\chi^2 = 2.789$ ;  $p = .594$ ) o la ocupación principal ( $\chi^2 = 13.817$ ;  $p = .087$ ). En contraste, se identificaron asociaciones significativas con el estado civil ( $\chi^2 = 16.809$ ;  $p = .010$ ) y el nivel educativo ( $\chi^2 = 16.167$ ;  $p = .013$ ). La

media de edad fue de 25.71 años ( $DE = 5.18$ ) y el número promedio de convivientes de 2.35 ( $DE = 1.58$ ). La prueba de Kolmogorov-Smirnov indicó que estas variables no seguían una distribución normal ( $p < .001$ ), por lo que se aplicó un enfoque no paramétrico.

El sexo sin protección presentó correlaciones negativas con el sexo bajo los efectos de sustancias ( $\rho = -.228$ ;  $p = .020$ ) y con las prácticas de conexiones sexuales (hook up) ( $\rho = -.208$ ;  $p = .034$ ). El sexo casual se asoció positivamente con el sexo con alcohol o drogas ( $\rho = .630$ ;  $p < .001$ ) y con las prácticas hook up ( $\rho = .493$ ;  $p < .001$ ). Asimismo, el sexo bajo efectos de sustancias correlacionó positivamente con las prácticas hook up ( $\rho = .443$ ;  $p < .001$ ).

Al desglosar los ítems de la escala CSR, se identificaron correlaciones significativas entre la insistencia en mantener relaciones sin preservativo y otras prácticas de riesgo, como convencer de retirar el preservativo en pleno acto sexual ( $\rho = .708$ ;  $p < .001$ ) y mantener encuentros sexuales bajo efectos de sustancias ( $\rho = .406$ ;  $p < .001$ ). La conducta de llevar preservativos se correlacionó negativamente con no usar preservativo ( $\rho = -.609$ ;  $p < .001$ ) y tener relaciones bajo efectos de sustancias ( $\rho = -.336$ ;  $p < .001$ ). Esto muestra que las prácticas relacionadas con sexo casual, consumo de sustancias y conexiones sexuales tienden a agruparse y reforzarse, mientras que el uso consistente de preservativo actúa como factor protector frente a estas conductas.

## DISCUSIÓN

La mayoría de los participantes reportó conductas sexuales de bajo riesgo (66.3%) y solo un pequeño porcentaje tuvo riesgo alto (4.8%). En general, los jóvenes HSH con alta escolaridad practican mayormente sexo protegido. No obstante, la literatura reciente señala que la búsqueda de parejas a través de aplicaciones y el consumo de sustancias psicoactivas tienden a asociarse con un aumento de conductas de riesgo sexual (Chen et al., 2025; Zhao et al., 2023). De acuerdo con ello,

el sexo casual se correlacionó con el sexo bajo efectos de sustancias ( $\rho = .630$ ) y con prácticas de tipo hookup ( $\rho = .493$ ).

El uso de drogas en contextos sexuales potencia comportamientos de alto riesgo como sexo grupal o sin protección (Zhao et al., 2023). Asimismo, llevar preservativos correlacionó negativamente con actitudes de no uso y con el sexo bajo efectos de sustancias, lo que refuerza el rol protector del condón frente a infecciones de transmisión sexual (Shuper et al., 2022). Además, investigaciones señalan que la prevalencia de sexo sin protección es mayor en encuentros concertados en línea que en los offline, lo que coincide con el perfil de riesgo observado en los subgrupos más casuales de la muestra (Reeves et al., 2024; Chen et al., 2025).

En cuanto a la validez psicométrica de la escala, el análisis factorial confirmó que la CSR organizada en cinco dimensiones captura 77% de la varianza total, lo que apunta a una adecuada estructura multidimensional. Sin embargo, el primer intento de ajuste (modelo propuesto por Fernández & Quiñones, 2020) no cumplió los criterios de bondad, por lo que se procedió a un análisis factorial exploratorio. Tras eliminar el ítem con carga muy baja (ítem 4), el modelo mejoró sus indicadores. Aun así, algunos índices permanecieron por debajo de lo óptimo, sugiriendo que futuras versiones podrían requerir refinamiento adicional. La solución final de cinco factores —Sexo con preservativo, sin preservativo, bajo efecto de sustancias, casual y eventual— refleja dominios coherentes de riesgo sexual (Hancock et al., 2018).

La escala mostró excelente consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach = 0.91), superando ampliamente el umbral mínimo de 0.7 recomendado (Dalawi et al., 2025). Este resultado indica que los ítems son altamente correlacionados y miden constructos consistentes, lo que respalda la fiabilidad del instrumento adaptado para jóvenes HSH.

Finalmente, el análisis de asociaciones sugirió que el estado civil y el nivel educativo influyen en las prácticas de riesgo sexual, mientras que la identidad de género, la orientación sexual y la ocupación no mostraron efectos significativos. Es posible que los participantes sol-

teros tengan más oportunidades de múltiples parejas, contribuyendo a mayor variabilidad en el puntaje de riesgo. En conjunto, los hallazgos muestran que las conductas sexuales de riesgo tienden a agruparse —el sexo casual coincide con consumo de sustancias y contactos esporádicos— mientras que el uso consistente de preservativo actúa como factor protector (Algarin et al., 2023).

La escala CSR validada en este estudio presenta una estructura factorial plausible y alta confiabilidad interna (Reeves et al., 2024), y los patrones de correlación encontrados son congruentes con investigaciones que vinculan el uso de aplicaciones de citas y sustancias psicoactivas con mayor riesgo sexual en HSH (Chen et al., 2025; Zhao et al., 2023). Estos hallazgos respaldan la utilidad de la escala en futuras evaluaciones y programas preventivos, aunque se recomienda continuar refinando ítems para mejorar los índices de ajuste factorial.

## CONCLUSIÓN

La escala de CSR mostró alta consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach = 0.91) y una solución factorial multidimensional de cinco factores —Sexo con preservativo, Sexo sin preservativo, Sexo bajo efecto de sustancias, Sexo casual y Sexo eventual— que explicaron el 77% de la varianza, por lo que la escala capta dominios relevantes de conductas sexuales de riesgo en la población estudiada. El modelo original de Fernández & Quiñones (2020) no alcanzó índices de ajuste adecuados, lo que llevó a realizar un análisis factorial exploratorio y a reespecificar el modelo. Tras eliminar el ítem 4 por baja carga factorial ( $\lambda = .14$ ), el modelo ajustado mejoró sus índices ( $CFI = .901$ ;  $RMSEA = .080$ ;  $GFI = .851$ ;  $TLI = .899$ ), aunque algunos permanecieron por debajo de los umbrales óptimos.

Las asociaciones encontradas respaldan la validez convergente de la escala: el sexo casual se relacionó positivamente con el sexo bajo efectos de sustancias y con las prácticas tipo hook-up, mientras que el uso de preservativo se asoció negativamente con conductas de riesgo

vinculadas al no uso y al consumo de sustancias en contextos sexuales, confirmando su papel protector. También se observaron asociaciones con variables como estado civil y nivel educativo, mientras que la identidad de género, orientación sexual y ocupación no mostraron relaciones significativas.

Entre las limitaciones destacan el tamaño muestral y la composición sociodemográfica, lo que limita la generalización de los resultados. Se sugiere para investigaciones futuras: (a) replicar el estudio en muestras más amplias y heterogéneas mediante muestreos probabilísticos; (b) evaluar la validez convergente, discriminante y de criterio; (c) analizar la invarianza factorial por subgrupos y la estabilidad temporal mediante fiabilidad test-retest; y (d) revisar ítems con cargas bajas para mejorar el ajuste y la parsimonia del instrumento.

La escala de CSR muestra un desempeño psicométrico prometedor en consistencia interna y estructura multidimensional para detectar conductas sexuales de riesgo en jóvenes HSH, aunque requiere validación y refinamiento antes de recomendar su uso extendido en contextos clínicos y de salud pública.

## REFERENCIAS

- ALGARIN, A. B., Lara, M. V., Hernandez-Avila, M., Baruch-Domínguez, R., Sanchez, T., Strathdee, S. A., & Smith, L. R. (2023). *Characterizing Drug use Typologies and Their Association with Sexual Risk Behaviors: A Latent Class Analysis Among Men who have Sex with Men in Mexico*. Sexuality Research And Social Policy, 21(4), 1406-1417. <https://doi.org/10.1007/s13178-023-00861-9>
- ALI Fernández, J. L., & Quiñones Lucen, R. A. (2020). *Construcción y validación de la escala de conductas sexuales de riesgo en universitarios de Lima*. Repositorio Institucional UCV. <https://hdl.handle.net/20.500.12692/57522>
- ALLAN-BLITZ, L. T., & Klausner, J. D. (2025). *The impacts and consequences of sexually transmitted infections in the United States*. Sexua-

- lly Transmitted Diseases, 52(5), 285–289. <https://doi.org/10.1097/OLQ.0000000000002126>
- CAMPILLAY, M., & Monárdez, M. (2019). Estigma y discriminación en personas con VIH/SIDA, un desafío ético para los profesionales sanitarios. *Revista de Bioética y Derecho*, (47), 93–107. Epub 16 de diciembre de 2019. [http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1886-58872019000300008&lng=es](http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1886-58872019000300008&lng=es)
- CARBALLO Orihuela, S. G. (2017). *Conductas sexuales de riesgo y creencias en salud en jóvenes universitarios* [Documento descriptivo, Universidad de La Laguna]. Universidad de La Laguna. <https://riull.ull.es/xmlui/bitstream/handle/915/5322/Conductas%20se-xyales%20de%20riesgo%20y%20Creencias%20en%20salud%20en%20jovenes%20universitarios.pdf?sequence=1>
- CENTRO Nacional para la Prevención y el Control del VIH y el SIDA (CENSIDA). (2022). *Boletín DAI: Día Mundial del Sida*. Gobierno de México. [https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/778212/BOLETIN\\_DAI\\_DIA\\_MUNDIAL\\_DEL\\_SIDA\\_.pdf](https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/778212/BOLETIN_DAI_DIA_MUNDIAL_DEL_SIDA_.pdf)
- CHEN, Y., Yu, H., Zhu, X., Li, L., Wang, L., Zhuoma, Y., Zhang, N., Wang, G., Ma, W., & Liao, M. (2025). *Health risk perception and behavioral decision-making among online-dating MSM in Shandong, China: perspectives on HIV and new psychoactive substances*. BMC Public Health, 25(1). <https://doi.org/10.1186/s12889-025-23153-w>
- CHESSON, H. W., Spicknall, I. H., Bingham, A., Brisson, M., Eppink, S. T., Farnham, P. G., Kreisel, K. M., Kumar, S., Laprise, J. F., Peterman, T. A., Roberts, H., & Gift, T. L. (2021). The estimated direct lifetime medical costs of sexually transmitted infections acquired in the United States in 2018. *Sexually Transmitted Diseases*, 48(4), 215–221. <https://doi.org/10.1097/OLQ.0000000000001380>
- CIGNA Healthcare. (2019). Comportamiento sexual de alto riesgo. *Cigna Healthcare* <https://www.cigna.com/es-us/knowledge-center/hw/comportamiento-sexual-de-alto-riesgo-tw9064>

- CORONADO-MUÑOZ, M., García-Cabrera, E., Quintero-Flórez, A., Román, E., & Vilches-Arenas, Á. (2024). *Sexualized Drug Use and Chemsex among Men Who Have Sex with Men in Europe: A Systematic Review and Meta-Analysis*. Journal Of Clinical Medicine, 13(6), 1812. <https://doi.org/10.3390/jcm13061812>
- DALAWI, I., Isa, M. R., & Aimran, N. (2025). Exploratory factor analysis on the development and validation of the understanding, attitude, practice and health literacy questionnaire on COVID-19 in Malay language. *Scientific Reports*, 15(1). <https://doi.org/10.1038/s41598-025-04517-z>
- DEL Río, F. J., Cabello-García, M. A., & Cabello-Santamaría, F. (2018). Guía para la clasificación de artículos de investigación clínica para la Revista Internacional de Andrología. *Rev Int Androl*, 16. 107-111 <http://dx.doi.org/10.1016/j.androl.2017.07.004>
- GROVE, S. K., & Gray, J. R. (2019). Investigación en enfermería. Desarrollo de la práctica enfermera basada en la evidencia (7a ed.). Elsevier. ISBN: 978-84-9113-511-1
- HANCOCK, G. R., Mueller, R. O., & Stapleton, L. M. (2018). *The Reviewer's Guide to Quantitative Methods in the Social Sciences*. En Routledge eBooks. <https://doi.org/10.4324/9781315755649>
- JIN, F., Dore, G. J., Matthews, G., Luhmann, N., Macdonald, V., Bajis, S., & Colaboradores. (2021). Prevalencia e incidencia de la infección por virus de la hepatitis C en hombres que tienen sexo con hombres: una revisión sistemática y metaanálisis. *The Lancet Global Health*, 9(1), 39-56. [https://doi.org/10.1016/S2468-1253\(20\)30303-4](https://doi.org/10.1016/S2468-1253(20)30303-4)
- NATIONAL Institute of Allergy and Infectious Diseases (NIH). (2025). *El VIH y las infecciones de transmisión sexual (ITS)* [Hoja informativa]. HIVinfo. <https://hivinfo.nih.gov/es/understanding-hiv/fact-sheets/el-vih-y-las-infecciones-de-transmision-sexual-its>
- ORGANIZACIÓN Mundial de la Salud (OMS). (2024). *Nuevo informe advierte un gran aumento de las infecciones de transmisión sexual, en medio de retos en VIH y hepatitis* [Comunicado de prensa]. <https://www.oms.int/es/medias/2024/01/nuevo-informe-advierte-un-gran-aumento-de-las-infecciones-de-transmision-sexual-en-medio-de-retos-en-vih-y-hepatitis>

[www.who.int/es/news/item/21-05-2024-new-report-flags-major-increase-in-sexually-transmitted-infections---amidst-challenges-in-hiv-and-hepatitis](https://www.who.int/es/news/item/21-05-2024-new-report-flags-major-increase-in-sexually-transmitted-infections---amidst-challenges-in-hiv-and-hepatitis)

ORGANIZACIÓN Mundial de la Salud (OMS). (2025). *Infecciones de transmisión sexual (ITS)*. [Ficha informativa]. [https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/sexually-transmitted-infections-\(stis\)](https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/sexually-transmitted-infections-(stis))

REEVES, J. M., Griner, S. B., Johnson, K. C., Jones, E. C., & Shangani, S. (2024). Exploring relationships between dating app use and sexual activity among young adult college students. *Frontiers In Reproductive Health*, 6. <https://doi.org/10.3389/frph.2024.1453423>

SANDOVAL, A., Apodaca, R., & Gómez, G. (2024). Percepción al riesgo sexual en jóvenes: Revisión integrativa [Sexual risk perception in young people: An integrative review]. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades*, 5(4), 2480–2489. <https://doi.org/10.56712/latam.v5i4.2432>

SECRETARÍA de Salud. (2014). Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud: Texto vigente, última reforma publicada DOF 02-04-2014. *Diario Oficial de la Federación*. <https://www.dof.gob.mx/>

SHUPER, P. A., Varatharajan, T., Kinitz, D. J., Gesink, D., Joharchi, N., Bogoch, I. I., Loutfy, M., & Rehm, J. (2022). Perceived influence of alcohol consumption, substance use, and mental health on PrEP adherence and condom use among PrEP-prescribed gay, bisexual, and other men-who-have-sex-with-men: a qualitative investigation. *BMC Public Health*, 22(1). <https://doi.org/10.1186/s12889-022-14279-2>

SOLA Lara, J. A., Caparros-González, R. A., Hueso-Montoro, C., & Pérez Morente, M. Á. (2022). Factores que determinan prácticas sexuales de riesgo en la adquisición de enfermedades de transmisión sexual en población de hombres que tienen sexo con hombres: Revisión sistemática. *Revista Española de Salud Pública*, 95. <https://scielosp.org/article/resp/2021.v95/e202106089/>

- TAPIA-MARTÍNEZ, H., Hernández-Falcón, J., Pérez-Cabrera, I., & Jiménez-Mendoza, A. (2020). Conductas sexuales de riesgo para embarazos no deseados e infecciones de transmisión sexual en estudiantes universitarios. *Enfermería Universitaria*, 17(3), 294–304. <https://doi.org/10.22201/eneo.23958421e.2020.3.703>
- ZHAO, T., Chen, G., Sun, C., Gong, X., Li, H., & Fu, G. (2023). The epidemic of HIV and syphilis and the correlation with substance abuse among men who have sex with men in China: A systematic review and meta-analysis. *Frontiers In Public Health*, 11. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1082637>

# CAPÍTULO 12

## Análisis Factorial Confirmatorio del Inventario de Historia Familiar de Consumo de Alcohol en adolescentes indígenas del norte de México

---

ENRÍQUEZ QUINTERO ISAMAR DANIELA

*Departamento de Ciencias Biológicas y de Salud*

*Universidad de Sonora, Cajeme, Sonora, México*

[isamar.enriquezq@hotmail.com](mailto:isamar.enriquezq@hotmail.com)

ALONSO CASTILLO MARÍA MAGDALENA

*Facultad de Enfermería*

*Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, Nuevo León, México*

ARMENDÁRIZ GARCÍA NORA ANGÉLICA

*Facultad de Enfermería*

*Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, Nuevo León, México*

GUZMAN FACUNDO FRANCISCO RAFAEL

*Facultad de Enfermería*

*Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, Nuevo León, México*

## RESUMEN

**Introducción:** El consumo de alcohol en la adolescencia representa un problema de salud pública con repercusiones físicas, psicológicas y sociales. En comunidades indígenas como la Yaqui, la historia familiar de consumo constituye un factor de riesgo relevante que puede estar moldeando estas conductas. Por ello el objetivo del estudio fue realizar un Análisis Factorial Confirmatorio del Inventario de Historia Familiar de Consumo de Alcohol en adolescentes Yaquis del norte de México.

**Métodos:** Se realizó un estudio transversal e instrumental con 120 adolescentes Yaquis de 11 a 17 años, seleccionados mediante muestreo probabilístico estratificado. Se aplicó el Inventario de Historia Familiar de Consumo de Alcohol y se evaluaron sus propiedades psicométricas mediante Análisis Factorial Confirmatorio con el estimador WLSMV

en Jamovi. Se examinaron índices de ajuste ( $\chi^2$ , CFI, TLI, RMSEA, SRMR), la consistencia interna con el  $\alpha$  de Cronbach y  $\omega$  de McDonald, además de la validez convergente a través de la Varianza Extraída Media. **Resultados:** La muestra se conformó por adolescentes con una media de edad de 13.11 quienes fueron en un 52% mujeres. Se obtuvo un modelo parsimonioso con CFI y TLI  $> .99$ ; RMSEA = .03; SRMR = .01. La escala mostró consistencia interna aceptable ( $\alpha = .78$ ;  $\omega = .80$ ) y validez convergente adecuada (VEM = .52). **Conclusiones.** La versión abreviada del IHFCA se propone como un instrumento válido y confiable para evaluar la influencia familiar en el consumo de alcohol en adolescentes Yaquis.

**Palabras clave:** Reproducibilidad de los Resultados, Pueblos Indígenas, Consumo de Bebidas Alcohólicas.

## INTRODUCCIÓN

El consumo de alcohol en la adolescencia es un problema de salud pública de gran preocupación científica, al no considerarse únicamente a una práctica socialmente aceptada, sino combinar comportamientos que pueden generar múltiples consecuencias en la vida de los adolescentes; se incluyen problemas de rendimiento académico, dificultades en las relaciones interpersonales, mayor vulnerabilidad a la violencia y accidentes, así como el riesgo de dependencia en etapas posteriores. La adolescencia, como etapa de transición, representa un periodo crítico en el que las influencias externas, pero sobre todo las internas como las familiares, desempeñan un papel determinante (National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism [NIAAA], 2023; Comisión Interamericana para el Control del Abuso de Drogas [CICAD], Organización de los Estados Americanos [OEA], 2019).

Ante esto la historia familiar de consumo de alcohol se identifica como uno de los principales factores de riesgo para el desarrollo de esta conducta en los adolescentes. Se ha identificado que los adolescentes aprenden como, cuando y con qué significado de puede consu-

mir alcohol a partir de lo que observan en casa a través de sus padres. Esto puede explicar, la influencia de los padres directamente en la probabilidad de que los adolescentes inicien su consumo de alcohol. Diversos estudios en América demuestran que los adolescentes con padres que consumen alcohol con frecuencia tienen hasta cuatro veces más probabilidades de hacerlo y sus prevalencias de consumo son alarmantes (Bohm et al., 2023; Pedroza-Buitrago et al., 2020).

En México, se encuentra evidencia de como los adolescentes que conviven con padres o familiares consumidoras de alcohol presentan prevalencias de consumo de alcohol más elevadas. Además, se presenta una mayor prevalencia de consumo por parte del parente como resultado del rol social masculino, no obstante, se ha documentado la presencia de consumo de alcohol por parte del parente y la madre, lo que afecta directamente a la cantidad de bebidas alcohólicas por ocasión, la cual puede llegar hasta 12.6 bebidas (Telumbre et al., 2017; Telumbre et al., 2019).

Al analizar este problema de salud en pueblos indígenas, es obligatorio considerar la cosmovisión y contexto cultural que brinda matices particulares. La comunidad Yaqui, ubicada al sur del estado de Sonora, cuenta con una fuerte identidad histórica y cultural resultado de su resistencia ante los múltiples enfrentamientos políticos, económicos y sociales. Sus ocho pueblos tradicionales constituidos por Vícam, Pótam, Tórrim, Cócort, Bácum, Huirivis, Rahum y Belem constituyen el núcleo de su organización comunitaria que ha perdurado a lo largo del tiempo (CDI, 2008; INPI, 2018; Gobierno de México, 2021).

No obstante, a pesar de su fortaleza cultural, la comunidad Yaqui enfrenta desigualdades sociales que repercuten en la salud de sus miembros, como el acceso limitado a servicios básicos, el rezago educativo y la discriminación que han creado un escenario de vulnerabilidad en los adolescentes. En este contexto, el alcohol, ajeno a sus tradiciones, adquiere presencia en su cotidianidad, los adolescentes llegan a beber ante la búsqueda de la aceptación social al imitar a los adultos, por lo que, al existir historia familiar de consumo, la problemática se agrava (CDI, 2008; INPI, 2018).

Por ello, resulta de interés conocer las prácticas familiares de consumo de alcohol de los adolescentes Yaquis, sin embargo, debido a las características culturales tan específicas de esta población es fundamental contar con instrumentos de evaluación válidos y confiables que permitan medir de adecuadamente estos factores en poblaciones indígenas (CDI, 2008; INPI, 2018). Los cuestionarios estandarizados a nivel internacional o nacional elaborados en otros contextos no siempre reflejan la realidad de la problemática de estas comunidades y pueden generar resultados sesgados (Carle, 2009; Souza et al., 2018).

Ante esta problemática, el presente capítulo tiene como objetivo realizar un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) del Inventory de Historia Familiar de Consumo de Alcohol (IHFCA) en adolescentes Yaquis del norte de México. La finalidad es aportar evidencia psicométrica que permita comprender mejor este fenómeno y así contribuir el desarrollo de intervenciones para fortalecer la salud de los adolescentes de pueblos indígenas.

## METODOLOGÍA

El estudio fue de tipo transversal y de alcance instrumental, orientado a la validación psicométrica del IHFCA mediante AFC y estimación de la consistencia interna (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Viladrich et al., 2017).

La población de estudio se conformó por 524 adolescentes indígenas Yaquis de 11 a 17 años, hombres y mujeres inscritos en seis telesecundarias públicas ubicadas en los ocho pueblos Yaquis distribuidas en los municipios de Cajeme, Bácum y Guaymas del Estado de Sonora que acudan en el periodo escolar de Agosto-Diciembre de 2024.

El tamaño de la muestra se determinó siguiendo las recomendaciones psicométricas de Campo-Arias y Oviedo (2008), con una relación de 10 participantes por ítem. Dado que el IHFCA se compone de 6 ítems se requería un mínimo de 60 participantes, no obstante, se incluyeron 120 para garantizar la estabilidad de las estimaciones y la

validez del AFC. El muestreo fue probabilístico aleatorio estratificado; los estratos corresponden a los grados escolares (1, 2 y 3) y después se obtuvieron los conglomerados que corresponden al número de telesecundarias (6) debido a la existencia de un grupo por grado en cada escuela (Gray & Grove, 2020; Polit et al., 2018).

En el presente estudio se incluyeron adolescentes que hablaron Yaqui y español además que se identificaran como miembros de este pueblo originario, lo cual se verificó mediante dos preguntas filtro incluidas en la cédula de datos personales. Se excluyeron aquellos estudiantes que no cumplían con estos criterios y se eliminaron del análisis los cuestionarios que fueron entregados de manera incompleta.

### ***Instrumento***

El Inventario de Historia Familiar de Consumo de Alcohol, desarrollado por Natera et al. (2001), para mexicanos de 12 a 65 años de áreas urbanas con el objetivo de indagar sobre el consumo de alcohol del padre y la madre en términos de frecuencia, embriaguez y las circunstancias en las que consumen alcohol. También examina si los adolescentes están presentes cuando los padres ingieren bebidas alcohólicas, lo que permite evaluar la influencia del entorno familiar en el consumo de alcohol de los jóvenes; en cuanto a la confiabilidad del cuestionario se reporta un Alpha de Cronbach de .79 en su versión original.

Cada pregunta del inventario se evalúa por separado y se puntuá en una escala que va de cero a seis. Para interpretar los resultados, se considera que puntuaciones entre cero y dos indican una historia familiar negativa en cuanto al consumo de alcohol, mientras que puntuaciones de tres a seis se consideran una historia familiar positiva en este aspecto. La escala se ha aplicado en adolescentes de preparatoria de 15 a 16 años en la misma región, y se ha reportado una confiabilidad de .80 (Armendáriz-García et al., 2015).

### *Procedimiento de recolección*

El estudio se inició con la aprobación del comité de ética de la Universidad Autónoma de Nuevo León (registro FAEN-D-2015), y con el permiso de los ocho gobernadores de las comunidades Yaquis y de las autoridades educativas correspondientes. Despues de recibir la autorización, se solicitó la lista de estudiantes de la escuela desde agosto hasta diciembre de 2024 para un muestreo, que se realizó mediante un proceso de sorteo estratificado según el grado. Posteriormente, se llevaron a cabo reuniones informativas con los padres para explicar los objetivos del estudio y obtener el consentimiento informado de acuerdo con la Ley General de Salud en Materia de Investigación. Los adolescentes, por su parte, dieron su asentimiento tras recibir una explicación clara y adecuada para su edad, que garantizara la participación voluntaria.

Los investigadores aplicaron el instrumento en las aulas, proporcionando sobres codificados con los cuestionarios a cada estudiante participante, que fueron posteriormente devueltos llenos en cajas especiales, sin ninguna información que pudiera identificarlos. El estudio se consideró de riesgo mínimo, y los docentes actuaron como testigos durante la administración de las herramientas. Finalmente, se decidió que los datos serían archivados por el investigador principal y destruidos después de doce meses para garantizar la confidencialidad y el anonimato de los adolescentes participantes. Como un servicio para la comunidad, se ofrecieron conferencias preventivas sobre salud y uso de alcohol después de la recolección de datos.

### *Análisis de datos*

Para analizar las dimensiones del instrumento se aplicó un AFC; la evaluación del ajuste global del modelo se realizó mediante los índices  $\chi^2$ , CFI, TLI, RMSEA e SRMR. Se consideran como aceptables valores de CFI e TLI superiores a .95 (Hu & Bentler, 1999), y valores de RMSEA y SRMR inferiores a .08 (Byrne, 2010). Se utili-

zó el estimador Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted (WLSMV), que no requiere normalidad multivariada de los datos y, por lo tanto, es adecuado para ítems ordinales (Muthén, 1983). Se consideraron Índices de Modificación (MI)  $> 11$  ( $p < .001$ ), siempre que tuvieran respaldo teórico (Marôco, 2021). Se empleó el software Jamovi con el módulo SEM para ejecutar el AFC. Como estimadores de confiabilidad se utilizaron el  $\alpha$  (Cronbach, 1951),  $\omega$  (McDonald, 1999) y la Varianza Extraída Media (VEM; Fornell & Larcker, 1981).

## RESULTADOS

### *Características de los participantes*

En relación con la edad, la muestra se conformó por adolescentes con una media de edad de 13.11, de los cuales el 52% son mujeres y el 48% son hombres. Asimismo, el 51% de los adolescentes reportó vivir con su papá, mamá y hermanos. En cuanto a la escolaridad, el 27.2% cursa el primer grado de secundaria, el 36.1% el segundo grado y el 36.8% el tercer grado.

### *Propiedades de distribución de los ítems*

La tabla 1 presenta las estadísticas descriptivas univariadas para los ítems del IHFCA. Se observa que los ítems abarcaron un rango de respuesta entre 0 y 6, con excepción del ítems 6 con puntajes de 0 a 2. Las medias oscilaron entre 0.64 y 2.53, y las medianas se concentraron en valores de 0 a 1, con excepción del ítems 1 (Mdn = 3). No se identificaron valores de asimetría (sk) o curtosis (ku) que indiquen violaciones severas a la normalidad univariada, ya que se encuentran dentro de los criterios aceptables ( $sk \leq 3$  y  $ku \leq 7$ ) (Marôco, 2021).

**Tabla 1. Propiedades de distribución de los ítems**

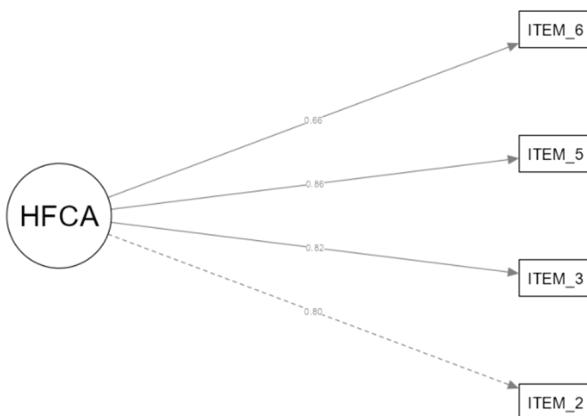
Ítem	M	Mdn	Moda	SD	Min	Max	sk	ku	p25	p50	p75
IHFCA_1	2.52	3.00	0.00	2.37	0	6	0.17	-1.55	0.00	3.00	4.25
IHFCA_2	2.05	0.00	0.00	2.43	0	6	0.60	-1.28	0.00	0.00	4.00

Ítem	M	Mdn	Moda	SD	Min	Max	sk	ku	p25	p50	p75
IHFCA_3	2.32	1.00	0.00	2.45	0	6	0.42	-1.39	0.00	1.00	5.00
IHFCA_4	1.93	0.00	0.00	2.44	0	6	0.74	-1.09	0.00	0.00	4.00
IHFCA_5	1.75	1.00	0.00	2.03	0	6	0.75	-0.93	0.00	1.00	4.00
IHFCA_6	0.64	1.00	0.00	0.67	0	2	0.56	-0.69	0.00	1.00	1.00

### Dimensiones

El AFC presentó inicialmente un ajuste global del modelo inadecuado ( $\chi^2_{(9)} = 235$ ;  $p < .001$ ;  $CFI = .778$ ;  $TLI = .630$ ;  $RMSEA = .288$ ; IC 90% [.257; .321];  $P[RMSEA \leq .05] < .001$ ;  $SRMR = .097$ ). Se analizaron los índices de modificación ( $MI > 11$ ) y, aunque los ítems presentaron cargas factoriales mayor a .05, los ítems 1 y 4 mostraron redundancia con los ítems 3 y 2, respectivamente, por lo que se eliminaron para optimizar la parsimonia y el ajuste del modelo. Con esta modificación, la calidad general de ajuste del modelo fue satisfactoria ( $\chi^2(1) = 224$ ;  $p < .001$ ;  $CFI = .998$ ;  $TLI = .995$ ;  $RMSEA = .031$ ; 90% CI (.00, .187);  $P[RMSEA \leq .05] = .01$ ;  $SRMR = .019$ ). La Figura 1 muestra el gráfico del modelo con cargas factoriales superiores a  $\lambda > .66$ .

**Figura 1 Diagrama de IHFCA con Cargas Factoriales Estandarizadas y Correlaciones Representadas**



Nota: Se presentan las cargas factoriales estandarizadas ( $\lambda$ ) de los ítems con ( $p < .001$ ).

## *Confiabilidad*

La consistencia interna de la escala mostró evidencias de confiabilidad aceptables, con un  $\alpha = .78$ ;  $\omega = .80$  con una VEM = .52.

## **DISCUSIÓN**

Los hallazgos de este estudio muestran que el IHFCA presenta propiedades psicométricas adecuadas en adolescentes Yaquis. La consistencia interna fue aceptable y la Varianza Extraída Media confirmó la validez convergente, lo que significa que el constructo latente explica más de la mitad de la varianza de los ítems. Este nivel de desempeño sitúa al inventario como una herramienta viable en comunidades indígenas, donde los instrumentos estandarizados suelen no reflejar con precisión la realidad cultural (López-Arellano et al., 2023).

En el AFC, el modelo inicial no alcanzó un ajuste óptimo, sin embargo, al eliminar dos ítems que mostraron redundancia, se obtuvo un modelo parsimonioso con indicadores de ajuste. Este proceso de depuración no es extraño en estudios psicométricos, pues diversos trabajos han señalado que algunos reactivos tienden a duplicar información más que a aportar diferenciación significativa (Wise & Sidarus, 2025; Narapaka et al., 2025).

Más allá de los indicadores técnicos, los datos descriptivos ofrecen un panorama relevante; la mayoría de los ítems se concentraron en categorías bajas determinadas por las medianas, lo que refleja que gran parte de los adolescentes refirió una exposición limitada al consumo parental. Un caso particular fue el reactivo que indaga sobre la presencia de los adolescentes cuando sus padres bebían, que mostró las puntuaciones más bajas. Esto podría sugerir que, en muchos hogares Yaquis, el consumo de alcohol ocurre fuera del espacio familiar inmediato. Esta tendencia difiere de lo observado en poblaciones urbanas mexicanas, donde la exposición directa es más común y constituye un factor de riesgo para el inicio temprano en el consumo (Atherton et al., 2016; Vázquez et al., 2019).

Estos patrones también coinciden con lo reportado a nivel nacional, donde se evidencia un aumento del consumo de alcohol en adolescentes mexicanos, aunque con diferencias importantes por región y contexto sociocultural. En el caso de los Yaquis, la menor exposición referida puede obedecer no solo a dinámicas familiares distintas, sino también a cómo se conceptualiza la conducta de “beber” o “emborracharse”. Esto resalta la necesidad de complementar los estudios psicométricos con aproximaciones cualitativas que permitan comprender cómo los jóvenes interpretan y resignifican estas prácticas dentro de su comunidad (Ramírez-Toscano et al., 2023).

## CONCLUSIÓN

Este estudio aporta evidencia sobre la validez y confiabilidad de una versión reducida del IHFCA, mostrando que puede ser una herramienta útil y culturalmente ajustada para evaluar la influencia familiar en el consumo de alcohol de adolescentes Yaquis. La disponibilidad de instrumentos breves y pertinentes en contextos indígenas no solo fortalece la investigación en salud, sino que también abre oportunidades para la detección temprana y la implementación de intervenciones preventivas respetuosas de la identidad comunitaria (López-Arellano et al., 2023).

Se recomienda continuar con la validación del instrumento en muestras más amplias y con otros pueblos indígenas, explorar su funcionamiento por género y edad, e incorporar metodologías mixtas que permitan profundizar en cómo los adolescentes comprenden y resignifican las prácticas de consumo en sus familias. Más allá de la psicometría, este trabajo subraya la importancia de que los instrumentos dialoguen con la cultura, de manera que puedan contribuir de forma real a la promoción de la salud y al bienestar de los adolescentes.

## REFERENCIAS

- ARMENDÁRIZ-GARCÍA, N. A., Almanza-López, J. B., Alonso-Castillo, M. T. D. J., Oliva-Rodríguez, N. N., Alonso-Castillo, M. M., & López-Cisneros, M. A. (2015). La historia familiar y la conducta de consumo de alcohol como factor sociocultural en el adolescente: Perspectiva de enfermería. *Aquichan, 15*(2), 219–227. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=74140060005>
- ATHERTON, O. E., Conger, R. D., Ferrer, E., & Robins, R. W. (2016). Risk and Protective Factors for Early Substance Use Initiation: A Longitudinal Study of Mexican-Origin Youth. *Journal of research on adolescence : the official journal of the Society for Research on Adolescence, 26*(4), 864–879. <https://doi.org/10.1111/jora.12235>
- BOHM, M. K., & Esser, M. B. (2023). Associations between parental drinking and alcohol use among their adolescent children: Findings from a national survey of United States parent-child dyads. *The Journal of Adolescent Health, 73*(5), 961–964. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2023.05.028>
- BYRNE, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge.
- CAMPO-ARIAS, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna. *Revista de Salud Pública, 10*(5), 831–839.
- CARLE A. C. (2009). Cross-cultural invalidity of alcohol dependence measurement across Hispanics and Caucasians in 2001 and 2002. *Addictive behaviors, 34*(1), 43–50. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2008.08.004>
- COMISIÓN Interamericana para el Control del Abuso de Drogas (CICAD), Organización de los Estados Americanos (OEA). (2019). *Informe sobre el consumo de drogas en las Américas*. OEA. <https://www.oas.org/documents/spa/press/Informe-Sobre-el-Consumo-de-Drogas-en-las-Americas-2019.pdf>

- COMISIÓN Nacional para el Desarrollo de los Pueblos Indígenas (CDI). (2008). *Informe general de la consulta sobre alcoholismo y pueblos indígenas.* [http://www.cdi.gob.mx/dmdocuments/consulta\\_sobre\\_alcoholismo\\_pueblos\\_indigenas.pdf](http://www.cdi.gob.mx/dmdocuments/consulta_sobre_alcoholismo_pueblos_indigenas.pdf)
- CRONBACH, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- FORNELL, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39–50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- GOBIERNO de México. (2021). *Plan de Justicia del Pueblo Yaqui.* <https://www.gob.mx/inpi/articulos/plan-de-justicia-del-pueblo-yaqui-284974?idiom=es>
- GRAY, J., & Grove, S. K. (2020). *Burns and Grove's the practice of nursing research: Appraisal, synthesis, and generation of evidence.* <https://ci.nii.ac.jp/ncid/BC03539772>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- INSTITUTO Nacional de los Pueblos Indígenas. (2018). *Etnografía del pueblo Yaqui de Sonora.* <https://www.gob.mx/inpi/articulos/etnografia-del-pueblo-yaqui-de-sonora?idiom=es>
- LÓPEZ-ARELLANO, AS, López-García, KS. ., Villatoro Velázquez, JA, & Díaz Hurtado, RM . (2023). Adaptación y Validación del Test de Detección de Problemas Relacionados con el Consumo de Alcohol en Padres a través de la Percepción de los Hijos (CAST-6). *Revista Internacional De Investigación En Adicciones* , 9 (2), 128–136. <https://doi.org/10.28931/riiad.2023.2.02>
- MARÔCO, J. (2021). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações* (3rd ed.). ReportNumber.

- McDONALD, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781410601087>
- MUTHÉN, B. O. (1983). Latent variable structural equation modeling with categorical data. *Journal of Econometrics*, 22(1–2), 43–65. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(83\)90093-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(83)90093-3)
- NARAPAKA, P. K., Singh, M., Meenakshi, S., Cv, J., Goudicherla, M., Murti, K., & Dhingra, S. (2025). Psychometric Validation and Reliability of the 9-Item Shared Decision-Making Questionnaire: A Systematic Review. *Iranian journal of public health*, 54(6), 1179–1192. <https://doi.org/10.18502/ijph.v54i6.18896>
- NATERA, G., Borges, G., Medina, M. A., Solís, L., & Tiburcio, M. (2001). La influencia de la historia familiar de consumo de alcohol en hombres y mujeres. *Salud Pública de México*, 43(1), 17–26. <https://doi.org/10.1590/s0036-36342001000100003>
- NATIONAL Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism (NIAAA). (2023). *El alcohol y el cerebro adolescente*. <https://www.niaaa.nih.gov/publications/alcohol-and-adolescent-brain>
- PEDROZA-BUITRAGO, A., Pulido-Reynel, A., Ardila-Sierra, A., Villa-Roel, S., González, P., Niño, L., & Piñeros, C. (2020). Consumo de alcohol, tabaco y sustancias psicoactivas de los adolescentes de un territorio indígena en la Amazonía colombiana. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 49(4), 246–254. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2019.06.002>
- POLIT, D. F., & Beck, C. T. (2018). *Investigación en enfermería: Fundamentos para el uso de la evidencia en la práctica de la enfermería*. Wolters Kluwer.
- RAMÍREZ-TOSCANO, Y., Canto-Osorio, F., Carnalla, M., Colchero, M. A., Reynales-Shigematsu, L. M., Barrientos-Gutiérrez, T., & López-Olmedo, N. (2023). Patrones de consumo de alcohol en adolescentes y adultos mexicanos: Ensanut Continua 2022. *Salud Pública De México*, 65, s75-s83. <https://doi.org/10.21149/14817>
- SOUZA, R. S. B. D., Oliveira, J. C. D., Araújo, V. E. D., & Teodoro, M. L. M. (2018). Instruments for the evaluation of alcohol use in

- indigenous communities—a systematic review. *Trends in Psychology*, 26(3), 1589–1603.
- TELUMBRE-TERRERO, J. J., López Cisneros, M. A., Sánchez Becerra, A., Araujo Ligonio, F. M., & Torres Castaño, M. E. (2017). Relación de la historia familiar de consumo de alcohol y consumo de alcohol de los adolescentes. *Enfermería Comunitaria*, 5(1), 15–26.
- TELUMBRE-TERRERO, J. Y., López-Cisneros, M. A., Castillo-Arcos, L., Sánchez Becerra, A., & Sánchez-Domínguez, J. P. (2019). Historia familiar y consumo de alcohol en adolescentes. *Revista Salud Uninorte*, 35(1), 72–83.
- VÁZQUEZ, A. L., Domenech Rodríguez, M. M., Schwartz, S., Amador Buenabad, N. G., Bustos Gamiño, M. N., Gutierrez López, M. d. L., & Villatoro Velázquez, J. A. (2019). Early adolescent substance use in a national sample of Mexican youths: Demographic characteristics that predict use of alcohol, tobacco, and other drugs. *Journal of Latinx Psychology*, 7(4), 273–283. <https://doi.org/10.1037/lat0000128>
- VILADRICH, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 33(3), 755–782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- WISE, T., & Sidarus, N. (2025). Reducing the burden of psychological questionnaire measures through selective item re-weighting. *Royal Society open science*, 12(4), 241857. <https://doi.org/10.1098/rsos.241857>

## CAPÍTULO 13

# Propiedades psicométricas de la Escala de actitudes hacia la sexualidad en la vejez en profesionales de enfermería

---

TORRES-OBREGÓN REYNA

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila*

[reyna.torres@uadec.edu.mx](mailto:reyna.torres@uadec.edu.mx)

MEDINA FERNÁNDEZ Isaí ARTURO

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila*

MEDINA FERNÁNDEZ JOSUÉ ARTURO

*División Ciencias de la Salud*

*Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo*

GÓMEZ MELASIO DAFNE ASTRID

*Facultad de Enfermería “Dr. Santiago Valdés Galindo”*

*Universidad Autónoma de Coahuila*

## RESUMEN

**Introducción:** El envejecimiento poblacional plantea desafíos importantes para los sistemas de salud. La atención a adultos mayores, especialmente en temas como la sexualidad, suele estar influida por prejuicios y estigmas, incluso entre profesionales de enfermería. Estas actitudes pueden impactar negativamente la calidad del cuidado, por lo que es necesario contar con instrumentos válidos para evaluarlas de forma confiable. **Objetivo:** Analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Actitudes hacia la Sexualidad en la Vejez en profesionales de enfermería, previamente desarrollada en Puerto Rico. **Metodología:** Se realizó un estudio psicométrico en México con 298 enfermeros(as), utilizando un muestro por conveniencia. Se aplicó virtualmente la escala, compuesta por 18 ítems y cuatro subescalas. Se llevaron a cabo análisis factorial exploratorio y confirmatorio utilizando el sof-

tware AMOS y se evaluó la confiabilidad con alfa de Cronbach. Se consideraron índices de ajuste como GFI, AGFI, RMSEA, CFI y TLI. **Resultados:** La escala mostró buena consistencia interna ( $\alpha = .93$ ). El análisis factorial exploratorio indicó una estructura adecuada (KMO = .87;  $p < .001$ ). El modelo confirmatorio de cuatro dimensiones presentó mejores índices de ajuste (GFI = .90; RMSEA = .05; CFI = .95), validando su uso en el contexto mexicano. **Conclusiones:** La escala es un instrumento válido y confiable para medir actitudes hacia la sexualidad en la vejez entre profesionales de enfermería en México. Su uso puede facilitar intervenciones educativas y promover una atención más ética e inclusiva hacia el adulto mayor.

**Palabras clave:** actitudes, sexualidad, vejez, enfermería, validación

## INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas, el envejecimiento de la población ha emergido como uno de los fenómenos demográficos más significativos a nivel mundial. De acuerdo con la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2021), se estima que para el año 2050, el número de personas mayores de 60 años se duplicará, alcanzando los 2.100 millones. Este cambio poblacional conlleva importantes retos sociales, económicos y sanitarios, siendo el ámbito de la salud uno de los más impactados. En este contexto, los profesionales de enfermería desempeñan un papel clave en la atención integral al adulto mayor, por lo que resulta fundamental examinar sus actitudes hacia la vejez y, de manera particular, hacia aspectos frecuentemente ignorados como la sexualidad en esta etapa del ciclo vital.

La sexualidad en la vejez continúa siendo un tema invisibilizado, rodeado de estigmas y prejuicios, tanto en la sociedad general como en el ámbito profesional. Investigaciones previas han demostrado que muchos profesionales de la salud, incluyendo el personal de enfermería, mantienen creencias erróneas o actitudes negativas frente a la expresión de la sexualidad en personas mayores (Gott & Hinchliff, 2003;

Villar et al., 2014). Estas actitudes pueden influir de forma directa en la calidad de la atención que reciben los adultos mayores, limitando su derecho a una vida sexual plena y saludable. De ahí la necesidad de contar con instrumentos válidos y confiables que permitan identificar, evaluar y modificar dichas actitudes desde una perspectiva ética y basada en la evidencia. La medición de las actitudes es un proceso complejo que requiere de herramientas psicométricas rigurosas, capaces de captar constructos subjetivos como percepciones, creencias y predisposiciones conductuales. En el caso particular de las actitudes hacia la vejez y la sexualidad del adulto mayor, contar con escalas validadas no solo garantiza la precisión de los datos recolectados, sino que también permite diseñar intervenciones formativas más efectivas, identificar necesidades de capacitación y promover un cambio cultural dentro del ámbito profesional (Aiken, 2003; García & Reyes-Lagunes, 2012). Sin instrumentos confiables, cualquier diagnóstico o acción educativa carece de fundamento empírico necesario para generar transformaciones reales.

Diversos estudios han señalado que las actitudes del personal de enfermería hacia la vejez pueden estar influenciadas por factores como la edad, el género, la formación académica, la experiencia profesional y el contexto sociocultural (Liu et al., 2013; Sánchez-García et al., 2017). Estas variables inciden no solo en la forma en que se brinda el cuidado, sino también en las decisiones clínicas, la empatía, el respeto por la autonomía y la disposición a escuchar y validar los deseos y necesidades de los pacientes mayores. Asimismo, cuando se aborda la sexualidad en la vejez, los prejuicios tienden a acentuarse, mostrando una tendencia a infantilizar o desexualizar a los adultos mayores, lo cual vulnera su dignidad y derechos humanos fundamentales (Mahieu & Gastmans, 2015).

En este sentido, resulta imperativo validar y/o adaptar escalas de medición culturalmente sensibles, que permitan evaluar con precisión las actitudes del personal de enfermería hacia estos temas. Es por ellos que resulta de importancia validar la Escala de Actitudes de los Profesionales de la Salud Mental hacia la Sexualidad en la Vejez en Puerto Rico, cons-

truida y validada por La Salle, Veray-Alicea y Rosario-Rodríguez en el (2018), en profesionales de enfermería de México. La validación de estas herramientas no debe limitarse a su traducción lingüística, sino que debe incluir un análisis psicométrico riguroso que considere la validez de contenido, constructo y criterio, así como la confiabilidad en distintos contextos clínicos y educativos (Hambleton et al., 2005).

De esta manera, se podrán utilizar los resultados como base para diseñar políticas institucionales, programas de formación continua y estrategias de sensibilización que contribuyan a una atención más humana, ética e inclusiva. Por tal motivo, el objetivo de la presente investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la escala de actitudes hacia la sexualidad en la vejez en profesionales de enfermería.

## **METODOLOGÍA**

El tipo de estudio es psicométrico, desarrollado en México, con profesionales de enfermería. La muestra estuvo conformada por 298 enfermeros mexicanos, el muestreo fue por conveniencia. La recolección de los datos se realizó vía virtual. Los criterios de inclusión fueron tener la carrera de enfermería concluida y estar laborando en centros de salud u hospital público y/o privado.

### ***Instrumentos***

Para la recolección de la información se realizó una cédula de datos sociodemográficos que recogía información sobre edad, sexo, estado civil, grado académico, el rol de enfermería desempeñado, el nivel de atención en el que labora y el tiempo de antigüedad laboral.

Se utilizó la escala de actitudes de los profesionales de salud hacia la sexualidad en la vejez de Pizarro, Veray-Alicea y Rosario-Rodríguez (2018), la cual consta de 18 ítems y se compone de 4 subescalas (deseos sexuales, actitud de hombres antes la sexualidad, mitos hacia la sexualidad y conocimientos de cambios fisiológicos), estas evalúan actitudes positivas y negativas hacia la sexualidad en la vejez. Es una

escala de respuesta tipo Likert considerando 1=totalmente de acuerdo y 5= totalmente en desacuerdo. Una mayor puntuación indica actitudes favorables hacia la sexualidad en la vejez. La escala cuenta con un alfa de Cronbach de .89.

### ***Procedimiento de recolección de datos***

Para la recolección de los datos, en primer lugar, se solicitó la aprobación por parte de los comités de Ética e Investigación. Posteriormente se localizó a los posibles participantes del estudio a quienes se les solicitaba su apoyo para llegar a más profesionales de enfermería, además se publicó en redes sociales el flayer con la información y enlace, en donde se explicaba en primera instancia en que trataba el estudio y un consentimiento informado, si aceptaban se les habilitaba para que continuaran con los ítems del instrumento. Cuando finalizaban, se les puso una leyenda en donde se les agradecía por su tiempo y participación, dejado un correo del investigador principal por si llegaran a tener una duda.

### ***Análisis de los datos***

Se realizó un análisis factorial exploratorio a través de KMO y esfericidad de Barlett para confirmar si la muestra es adecuada para el análisis.

Se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el software estadístico AMOS para validar la estructura multifactorial de la escala en México. Debido a que la distribución muestral no fue normal, se aplicó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) ( $D_a = .978$ ;  $p = .005$ ).

Para analizar las propiedades psicométricas, se tomaron en cuenta los principales índices de bondad de ajuste para evaluar el ajuste de los modelos (Brown, 2006), los cuales fueron el ratio chi-cuadrado entre los grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ), el Goodness of Fit Index (GFI), el Adjusted Goodness of Fit (AGFI; Bentler y Bonett, 1980), la Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), el Comparative Fit Index (CFI) y el Tucker Lewis Index (TLI; Byrne, 2008).

Para el ratio ( $\chi^2/g_l$ ) se consideraron valores de buen ajuste entre 1 y 3; para el GFI, valores por encima de .90, y para el AGFI, valores por encima de .85. Para el RMSEA, se considerarán valores inferiores a .05 como buen ajuste, valores entre .05 y .08 de ajuste aceptable y valores por encima de .10 de ajuste deficiente (Browne y Cudeck, 1993).

Los valores adecuados para el caso del CFI y TLI se consideran los superiores a .90 (Byrne, 2008). La evaluación de la fiabilidad fue mediante el alfa de Cronbach calculado mediante el software SPSS, el cual determinó la consistencia interna de las escalas y subescalas.

### Aspectos éticos

El estudio se realizó bajo lo establecido en la Ley General de Salud en materia de investigación, en donde se respetó en todo momento el anonimato, uso de consentimiento informado, respeto.

## RESULTADOS

### *Características sociodemográficas de la población*

Se obtuvo una media de edad de 29.15 años (DE= 5.92) y una media de 26.08 (DE= 7.87). El grado académico que predominó fue el de licenciatura en enfermería con 43%, seguido de técnico profesional de enfermería con 28.9%, finalmente el rol de enfermería que más predominó fue el de enfermero clínico con 69.8%.

### *Análisis de ítems de la escala de actitudes hacia la sexualidad en la vejez en profesionales de enfermería.*

En la tabla 1, se muestran que todas las opciones de respuesta son elegidas en todos los ítems; las desviaciones típicas oscilan entre .68 y .88, lo que indica una adecuada variabilidad en las puntuaciones. Las correlaciones ítem total corregidas superaron el valor .30.

**Tabla 1. Análisis de ítems de la escala de actitudes hacia la sexualidad en profesionales de enfermería**

Ítems	M	DT	ritc	$\alpha_i$
ASV 1	2.77	0.88	0.79	0.93
ASV 2	3.20	0.77	0.73	0.93
ASV 3	3.61	0.68	0.81	0.93
ASV 4	2.88	0.83	0.73	0.93
ASV 5	2.45	0.82	0.66	0.93
ASV 6	2.69	0.74	0.50	0.93
ASV 7	2.79	0.91	0.75	0.93
ASV 8	3.12	0.73	0.67	0.93
ASV 9	3.32	0.75	0.67	0.93
ASV 10	2.73	0.74	0.57	0.93
ASV 11	2.93	0.76	0.50	0.93
ASV 12	2.89	0.73	0.57	0.93
ASV 13	2.33	0.74	0.70	0.93
ASV 14	3.10	0.71	0.69	0.93
ASV 15	2.26	0.74	0.61	0.93
ASV 16	3.30	0.69	0.75	0.93
ASV 17	2.80	0.77	0.57	0.93
ASV 18	2.71	0.77	0.70	0.93

Nota:  $M$  = media;  $DT$  = desviación típica;  $r_{it}^c$  = correlación ítem-total corregida;  $\alpha_{\alpha_i}$  = alfa de Cronbach si el ítem es eliminado.

En el análisis de factorial exploratorio, se encontró que la muestra es adecuada para el análisis, obteniendo un KMO y la esfericidad de Barlett ( $KMO = .87$ ,  $p < .001$ ).

### *Validez de constructo*

Para evaluar la validez se realizaron dos modelos uno unidimensional y el segundo de cuatro dimensiones; el primero donde se prueba la estructura unidimensional, y el segundo con estructura de cuatro dimensiones propuesto por La Salle, Veray-Alicea y Rosario-Rodríguez (2019), formado por tres dimensiones, considerando cargas factoriales entre .30 y .50 (Gray et al., 2017).

En la tabla 2, se muestran los índices de ajuste de los modelos analizados. El modelo que mostró mejor ajuste fue el segundo modelo,

el cual cumplió con todos los índices de bondad de ajuste requeridos (GFI = .90; AGFI = .86; RMSEA = .05; CFI = .95; TLI = .93).

**Tabla 2. Índices de ajuste de los modelos propuestos**

Modelos	GFI	AGFI	RMSEA	CFI	TLI
Modelo 1	0,86	0,81	0,08	0,92	0,90
Modelo 2	0,90	0,86	0,05	0,95	0,93

*Nota:* GFI = Goodness of Fit Index; AGFI = Adjusted Goodness of Fit; RMSEA= Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker Lewis Index.

En la figura 1, en el path diagram se muestran los pesos estandarizados obtenidos del modelo de cuatro dimensiones.

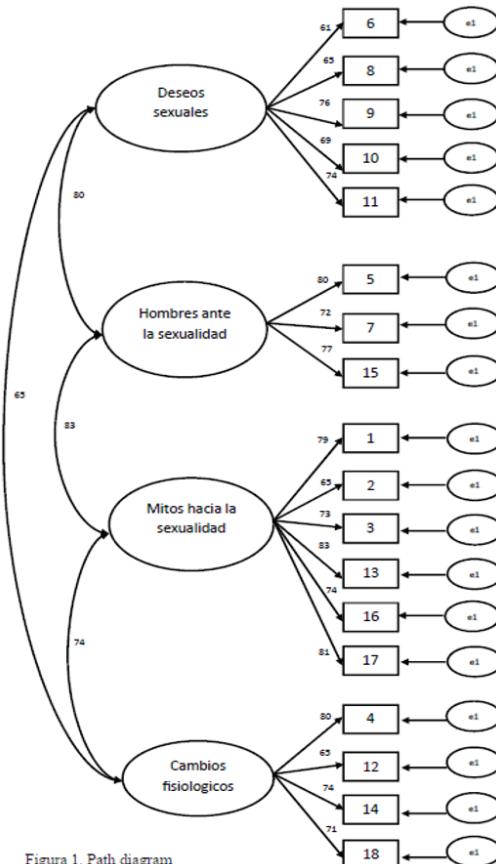


Figura 1. Path diagram

## DISCUSIÓN

El análisis de las características sociodemográficas de la población participante muestra que los profesionales de enfermería evaluados corresponden principalmente a una población joven, con una media de edad de 29.15 años (DE = 5.92) y 26.08 años (DE = 7.87). Este hallazgo coincide con lo reportado por Herrera et al. (2022), quienes señalan que en los entornos clínicos actuales predomina una fuerza laboral joven, en proceso de consolidación de su identidad profesional y de adquisición de competencias actitudinales para el abordaje integral de la salud. En este sentido, la juventud puede representar tanto una fortaleza, al favorecer la apertura a nuevos enfoques, como un desafío, dado que la experiencia profesional influye significativamente en la autopercepción y seguridad al tratar temas sensibles como la sexualidad y el empoderamiento en el cuidado.

El predominio del grado de licenciatura (43%) y del rol clínico (69.8%) refleja una población profesionalmente activa en contextos asistenciales. Esta característica resulta relevante, ya que el contacto directo con los pacientes requiere de actitudes profesionales congruentes con un enfoque de cuidado integral. Sin embargo, como señalan Pérez-Fuentes et al. (2022), la formación en enfermería aún presenta limitaciones en la incorporación de contenidos relacionados con la sexualidad y el empoderamiento, lo que puede impactar en la calidad del cuidado y en la toma de decisiones informadas.

En el análisis de los ítems de la escala de actitudes hacia la sexualidad en profesionales de enfermería, se observa una adecuada variabilidad en las respuestas (DE entre .68 y .88), lo que indica diversidad de posturas y percepciones entre los participantes. Además, las correlaciones ítem-total corregidas superaron el valor mínimo recomendado de .30, y el coeficiente alfa de Cronbach global ( $\alpha = .93$ ) demuestra una alta consistencia interna. Estos resultados son congruentes con los hallazgos de Pizarro et al (2019), quienes reportaron coeficientes similares al validar la Escala de Actitudes de los Profesionales de la Salud Mental hacia la Sexualidad en la Vejez en Puerto Rico. Esto

sugiere que la escala mantiene propiedades psicométricas sólidas y es aplicable en contextos de enfermería para evaluar actitudes relacionadas con la sexualidad.

El análisis factorial exploratorio evidenció la adecuación de la muestra ( $KMO = .87$ ;  $p < .001$ ), lo cual permitió realizar un análisis confirmatorio para evaluar la validez del constructo. Al comparar los dos modelos propuestos uno unidimensional y otro de cuatro dimensiones, los resultados muestran que este último presentó un mejor ajuste ( $GFI = .90$ ;  $AGFI = .86$ ;  $RMSEA = .05$ ;  $CFI = .95$ ;  $TLI = .93$ ), cumpliendo con los criterios establecidos por Gray et al. (2017). Este hallazgo respalda la propuesta de Pizarro et al. (2019), quienes plantean que las actitudes hacia la sexualidad se estructuran a partir de cuatro dimensiones interrelacionadas, las cuales permiten una comprensión integral del fenómeno.

Desde esta perspectiva, los resultados obtenidos en la presente investigación evidencian que los profesionales de enfermería manifiestan actitudes diversas hacia la sexualidad, probablemente influenciadas por factores socioculturales, nivel educativo y experiencia clínica. Esto coincide con lo reportado por Cortés et al. (2022), quienes encontraron que la percepción y el manejo de la sexualidad en enfermería están condicionados por creencias personales y normas culturales, lo que puede limitar un abordaje integral del cuidado. De igual modo, Zuluaga et al. (2022) destacan que la falta de formación en temas de sexualidad repercute en la capacidad del profesional para brindar acompañamiento adecuado a las personas, especialmente en etapas de vulnerabilidad o procesos reproductivos.

Los resultados también aportan evidencia empírica sobre la validez del modelo multidimensional como herramienta diagnóstica y formativa. Este modelo permite identificar áreas específicas donde se requieren intervenciones educativas, tales como el fortalecimiento de la dimensión cognitiva (conocimientos sobre sexualidad), la dimensión afectiva (actitudes personales y valores) y la dimensión conductual (habilidades para el abordaje clínico y comunicativo). Tal como proponen Pérez-Fuentes et al. (2022), incorporar estas dimensiones en los

programas curriculares de enfermería podría favorecer la construcción de un rol profesional empoderado, crítico y sensible a las necesidades integrales de las personas.

En suma, los resultados psicométricos obtenidos respaldan la pertinencia del instrumento utilizado y confirman su fiabilidad para evaluar actitudes hacia la sexualidad en profesionales de enfermería. A nivel práctico, los hallazgos invitan a reflexionar sobre la necesidad de fortalecer la educación profesional continua, incorporando la sexualidad y el empoderamiento como ejes transversales del cuidado. Esto permitirá avanzar hacia una enfermería más reflexiva, humanizada y comprometida con la promoción del bienestar integral.

## CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos evidencian que la Escala de Actitudes hacia la Sexualidad en la Vejez presenta adecuadas propiedades psicométricas en profesionales de enfermería en México. El análisis factorial confirmó una estructura de cuatro dimensiones con índices de ajuste satisfactorios, mientras que la consistencia interna fue alta ( $\alpha = .93$ ), lo que respalda la fiabilidad del instrumento. Estos hallazgos validan su utilidad como herramienta diagnóstica y formativa, permitiendo identificar actitudes que pueden incidir en la calidad del cuidado a personas mayores en el ámbito de la sexualidad. Su implementación contribuirá a diseñar intervenciones educativas y políticas institucionales que promuevan una atención más ética, inclusiva y libre de estigmas hacia la sexualidad en la vejez.

## REFERENCIAS

- AIKEN, L. R. (2003). *Attitudes and related psychosocial constructs: Theories, assessment, and research*. Sage Publications.

- BROWNE, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.
- BYRNE, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872–882.
- CORTÉS, F. J., Fernández, A., & Pérez, M. (2022). Actitudes hacia la sexualidad en profesionales de enfermería: implicaciones para el cuidado integral. *Health Sciences*, 23(1), 29–38. <https://www.scielo.org.mx/pdf/hs/v23n1/2007-7459-hs-23-01-29.pdf>
- GARCÍA, J. A., & Reyes-Lagunes, I. (2012). La medición psicológica: Fundamentos, construcción y validación de instrumentos. *Revista Mexicana de Psicología*, 29(2), 103–117.
- GOTT, M., & Hinchliff, S. (2003). Barriers to seeking treatment for sexual problems in primary care: A qualitative study with older people. *Family Practice*, 20(6), 690–695. <https://doi.org/10.1093/fampra/cmg612>
- GRAY, D. E., Williamson, K., & Lewis, J. (2017). *Research methods for evaluating psychometric instruments*. Sage.
- GRAY, J. R., Grove, S. K., & Sutherland, S. (2017). Burns and Grove's *The Practice of Nursing Research: Appraisal, Synthesis, and Generation of Evidence* (8th ed). Elsevier Health Sciences.
- HAMBLETON, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (Eds.). (2005). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Psychology Press.
- HERRERA, R., Gómez, S., & Núñez, J. (2022). Percepciones y actitudes sobre la sexualidad en profesionales sanitarios: un estudio descriptivo. *Revista Española de Enfermería en Salud Mental*, 24(3), 157–166. [https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1132-12962022000300002](https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1132-12962022000300002)
- LIU, Y. E., Norman, I. J., & While, A. E. (2013). Nurses' attitudes towards older people: A systematic review. *International Journal*

- of Nursing Studies*, 50(9), 1271–1282. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2012.11.021>
- MAHIEU, L., & Gastmans, C. (2015). Sexuality in institutionalized elderly persons: A systematic review of argument-based ethics literature. *International Journal of Nursing Studies*, 52(12), 1891–1901. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2015.07.005>
- ORGANIZACIÓN Mundial de la Salud (OMS). (2021). *Decenio del Envejecimiento Saludable 2021–2030*. <https://www.who.int/es/initiatives/decade-of-healthy-ageing>
- PÉREZ-FUENTES, M. del C., Molero, M. M., & Gázquez, J. J. (2022). Actitudes hacia la sexualidad y formación profesional en enfermería: desafíos y perspectivas. *Health and Addictions Journal*, 22(1), 97–110. [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0120-55522022000100097](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0120-55522022000100097)
- PIZARRO, C., Veray-Alicea, N., & Rosario-Rodríguez, A. (2019). Construcción y validación de la escala de actitudes de los profesionales de la salud mental hacia la sexualidad en la vejez en Puerto Rico. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 30(1), 45–63. <https://www.researchgate.net/publication/332342014>
- SÁNCHEZ-GARCÍA, S., Espinel-Bermúdez, C., & González-González, C. (2017). Actitudes hacia la vejez en estudiantes de enfermería: ¿Están preparados para el envejecimiento poblacional? *Investigación y Educación en Enfermería*, 35(2), 160–168. <https://doi.org/10.17533/udea.iee.v35n2a04>
- VILLAR, F., Celdrán, M., Fabà, J., & Serrat, R. (2014). Barriers to sexual expression in residential aged care facilities (RACFs): Comparison of staff and residents' views. *Journal of Advanced Nursing*, 70(11), 2518–2527. <https://doi.org/10.1111/jan.12409>
- ZULUAGA, D., Gutiérrez, C., & Ramírez, M. (2022). Formación en sexualidad en enfermería: revisión sistemática. *Health Sciences*, 23(1), 40–51.

**CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN DE ESCALAS DE MEDICIÓN  
EN SALUD EN GRUPOS VULNERABLES**

se terminó de editar en Grupo Editorial Biblioteca, S.A. de C.V.  
ubicado en Manantiales 29, Colonia Chapultepec  
Cuernavaca, Morelos, C.P. 62450,  
en octubre de 2025.

El cuidado de edición y la composición tipográfica  
son del autor y la producción editorial  
de Grupo Editorial Biblioteca.

*Construcción y validación de escalas de medición en salud en grupos vulnerables* reúne trece investigaciones que desarrollan, adaptan y validan instrumentos psicométricos para medir diversos determinantes de la salud en poblaciones de México y América Latina. Parte de la idea de que estudiar la salud en grupos vulnerables exige, además de sensibilidad social, un rigor científico que permita traducir percepciones, actitudes, creencias, emociones y experiencias en evidencia medible. Cada capítulo ofrece escalas válidas, confiables y culturalmente pertinentes, entendiendo que medir es también una forma de dar voz y visibilizar realidades históricamente ignoradas.

Los instrumentos abarcan temas como competencia cultural en enfermería, creencias y preocupación ante la COVID-19, consumo de alcohol y cannabis, alfabetización en salud de cuidadores, conductas sexuales de riesgo, percepción de ITS, impacto de la menstruación en el rendimiento académico, violencia obstétrica en mujeres indígenas, satisfacción del rol de abuelas cuidadoras, actitudes hacia la sexualidad en la vejez y aspiraciones para la prevención del embarazo adolescente. En conjunto, el libro entrelaza ciencia, ética y compromiso social, y se ofrece como referente para investigadores, profesionales y docentes interesados en construir herramientas que permitan comprender y transformar la realidad de los grupos en situación de vulnerabilidad desde una perspectiva humana, inclusiva y solidaria.

