

Estructura factorial e invarianza de medida en escalas adaptadas de percepción del acoso sexual laboral en trabajadores agrícolas de origen mexicano

Factor Structure and measurement invariance of adapted scales of workplace sexual harassment perceptions among agricultural workers of Mexican origin

María Elena Rivera-Heredia¹, Kimberly Y. Prado², Fabiola González-Betanzos^{1*}, Stephen A. McCurdy²

RESUMEN

Existe una limitada disponibilidad de información sobre la percepción del acoso sexual laboral en distintos contextos internacionales, lo que subraya la necesidad de contar con instrumentos válidos, confiables e invariantes para realizar comparaciones transnacionales. El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas, específicamente la estructura factorial y la invarianza preliminar de escalas adaptadas culturalmente para evaluar la percepción social del acoso sexual laboral, en trabajadores y trabajadoras agrícolas de origen mexicano en Michoacán, México, y California, Estados Unidos de América (EUA). Se aplicaron instrumentos desarrollados para este estudio a 197 personas: 40 hombres y 60 mujeres en Michoacán, y 38 hombres y 59 mujeres en California. Se utilizó una versión del Cuestionario de Experiencias Sexuales para Evaluar el Acoso Sexual entre Latinas (SEQ-L), a la que se le añadieron 3 ítems para determinar la solicitud de favores sexuales a cambio de beneficios (*Quid pro quo*) y 4 ítems para medir Indefensión, y la Escala Illinois de Aceptación de Mitos sobre el Acoso Sexual (ISHMA). Los resultados mostraron evidencia preliminar de invarianza de configuración en varias dimensiones; sin embargo, se alcanzó la invarianza métrica solo en la dimensión Ambiente laboral sexualmente hostil, lo que indica diferencias en los pesos factoriales entre contextos. Estos hallazgos sugieren que las escalas permiten identificar la organización del fenómeno, pero no garantizan la comparabilidad directa de las puntuaciones. En conjunto, los resultados deben interpretarse como evidencia preliminar derivada de versiones adaptadas de los instrumentos, lo que pone de manifiesto los retos metodológicos de evaluar el acoso sexual laboral en poblaciones agrícolas de origen mexicano en distintos países.

PALABRAS CLAVE: acoso sexual, escalas, psicometría, estudios transculturales, trabajadores agrícolas.

ABSTRACT

There is limited scholarly work on perceptions of workplace sexual harassment across different international contexts, underscoring the need for valid, reliable, and invariant instruments to enable cross-national comparisons. The aim of this study was to analyze the psychometric properties, specifically the factor structure and preliminary measurement invariance, of culturally adapted scales designed to assess social perceptions of workplace sexual harassment among agricultural workers of Mexican origin in Michoacán, Mexico, and California, United States of America (USA). Instruments developed for this study were administered to 197 participants: 40 men and 60 women in Michoacán, and 38 men and 59 women in California. A version of the Sexual Experiences Questionnaire adapted to assess sexual harassment among Latinas (SEQ-L) was used, with three additional items assessing requests for sexual favors in exchange for benefits (*Quid pro quo*) and four items assessing helplessness; along with the Illinois Sexual Harassment Myth Acceptance Scale (ISHMA). The results provided preliminary evidence of configural invariance across several dimensions; however, metric invariance was achieved only for the Sexually Hostile Work Environment dimension, indicating differences in factor loadings across contexts. These findings suggest that the scales can identify the underlying organization of the phenomenon but do not ensure direct comparability of scores across contexts. Overall, the findings should be interpreted as preliminary evidence derived from adapted versions of the instruments, highlighting the methodological challenges of assessing workplace sexual harassment among agricultural workers of Mexican origin across different countries.

KEYWORDS: sexual harassment, scales, psychometrics, cross-cultural studies, farmworkers.

*Correspondencia: fbetanzos@umich.mx/ Fecha de recepción: 4 de agosto de 2025/ Fecha de aceptación: 28 de agosto de 2026/ Fecha de publicación: 10 de septiembre de 2026.

¹Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Facultad de Psicología, Francisco Villa núm 450. col. Dr. Miguel Silva, Morelia, Michoacán, México, C. P. 58110.
²Western Center for Agricultural Health and Safety, University of California, Davis, US Sacramento California, Estados Unidos.

INTRODUCCIÓN

El acoso sexual es una forma de violencia que implica presiones, amenazas o promesas de beneficios a cambio de favores sexuales. En el ámbito laboral, incluye conductas físicas, visuales, verbales o telemáticas de índole sexual, que resultan ofensivas o indeseadas, generan un entorno intimidante o degradante y afectan las condiciones del empleo o producen un ambiente hostil, de acuerdo a la Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2024).

La problemática se vuelve aún más compleja en grupos vulnerables, como quienes se dedican al trabajo agrícola, ya que con frecuencia en ese escenario laboral no se reconoce ni denuncia el acoso sexual. Su impacto no solo afecta el clima organizacional y la productividad, sino también la salud física y mental de las víctimas (Farah y col., 2022).

Un concepto cercano al acoso sexual es el hostigamiento sexual, considerado como otra forma de violencia sexual, pero caracterizado por ocurrir entre personas con diferencias de poder asociadas al puesto o estatus (INMUJERES, 2020; 2024). En la legislación mexicana, particularmente en la Ley General de Acceso de las Mujeres a una Vida Libre de Violencia, se distingue entre acoso sexual y hostigamiento (Cámara de Diputados, 2024). En contraste, en California, Estados Unidos de América (EUA), el marco jurídico no diferencia ambas figuras; todo se agrupa bajo el concepto de *sexual harassment*, que incluye dos modalidades: (1) la condición de beneficios a cambio de favores sexuales (*Quid pro quo harassment*) y (2) la creación de un ambiente hostil, aplicable tanto al ámbito laboral como escolar (California Government Code §12940, 2024; U.S. Equal Employment Opportunity Commission, 2024). Dado que el presente estudio es transnacional y que las dos escalas empleadas como base fueron desarrolladas en EUA, se retomará el concepto de acoso sexual como categoría general que integra al hostigamiento, lo que coincide con la perspectiva de los instrumentos que se utilizaron en este trabajo.

Diversas investigaciones han mostrado que las mujeres trabajadoras agrícolas son particularmente vulnerables al acoso sexual (Andrade-Rubio, 2016; Kim y col., 2016; Reyes-Rocha y Sexsmith, 2024), pero los hombres también pueden experimentarlo, aunque en menor medida (Prado y col., 2020). Reyes-Rocha y Sexsmith (2024) plantearon que los hombres suelen ejercer su posición de poder para hostigar a mujeres en el trabajo. Estas dinámicas pueden comprenderse también a partir de factores socioculturales. Al respecto, estudios transculturales, como los de Hofstede y col. (2010) mostraron que la predominancia masculina en cuanto al acoso sexual, es mayor en el contexto mexicano que en el estadounidense, debido a la distancia de poder entre ambos sexos.

Se ha establecido que en los más de 60 países estudiados, existen variaciones en las dinámicas de acoso sexual vinculadas con normas socioculturales, que influyen en los comportamientos dentro de los sistemas sociales, incluido el ámbito laboral (De-Almeida-Filho, 2020; Henry y Adams, 2018; Reyes-Rocha y Sexsmith, 2024). De ahí la importancia de estudiar el acoso sexual desde una perspectiva sociocultural que permita contrastar el comportamiento de distintos grupos sociales y nacionalidades

El acoso sexual a las y los trabajadores agrícolas ha sido explorado principalmente mediante técnicas cualitativas (Andrade-Rubio, 2016; Kim y col., 2016; Prado y col., 2020). Evaluarlo cuantitativamente implica retos adicionales, como desarrollar instrumentos válidos, confiables y culturalmente sensibles. Además, realizar estudios con trabajadores agrícolas es complejo debido a la dificultad de acceso al campo laboral, los bajos niveles de escolaridad, las limitaciones en lectura y escritura, la presencia de lenguas indígenas como primera lengua, por ejemplo, purépecha, náhuatl u otomí, y la escasa disponibilidad de tiempo debido a las largas jornadas laborales. A ello se añade la sensibilidad del tema, que puede generar incomodidad o temor por las posibles implicaciones laborales o familiares, tal como han documentado estudios previos (Prado y col., 2020; 2024).

Los instrumentos cuantitativos adaptados al contexto agrícola son escasos. Entre los existentes destacan el Cuestionario de Experiencias Sexuales (SEQ, por sus siglas en inglés: Sexual Experiences Questionnaire) (Fitzgerald y col., 1988), traducido al español para latinas en EUA como SEQ-L (*Assessing Sexual Harassment Among Latinas, versión en español/Evaluación de Acoso Sexual entre Latinas*) (Cortina, 2001) y el Illinois Sexual Harassment Myth Acceptance Survey (ISHMA) (Lonsway y col., 2008), adaptado también al español para poblaciones hispanohablantes (*Spanish Adaptation of the Illinois Sexual Harassment Myth Acceptance/Escala Illinois de Aceptación de Mitos sobre el Acoso Sexual*) (Expósito y col., 2014).

En términos metodológicos, uno de los principales retos para la investigación comparativa es contar con instrumentos válidos, confiables y equivalentes entre grupos, lo cual requiere evaluar la invarianza de medida (Castillo y col., 2021; Rivera-Heredia y col., 2024). La invarianza permite determinar si un constructo –como el acoso sexual– se mide de la misma manera entre distintos grupos (por ejemplo, entre hombres y mujeres) o en un mismo grupo en contextos diferentes (trabajadores agrícolas mexicanos en Michoacán, México y en California, EUA). Para que las comparaciones sean válidas y significativas, es indispensable comprobar que el instrumento mida el mismo constructo latente en ambos contextos (Castillo y col., 2021). Las formas de equivalencia más comunes son la invarianza de configuración (misma estructura factorial) y la invarianza métrica (igualdad de cargas factoriales), lo que indica que los ítems tienen el mismo significado entre grupos (Lasker, 2024; van-de-Schoot y col., 2015).

Dado que la evidencia disponible de la medición de invarianza de las escalas SEQ-L (Cortina, 2001) e ISHMA (Expósito y col., 2014) en sus versiones originales y en sus versiones adaptadas para trabajadores y trabajadoras agrícolas que viven en México o en EUA es limitada, se consideró pertinente evaluar dichas propiedades psicométricas en esta población.

La presente investigación tuvo como objetivo analizar la estructura factorial y la invarianza de medida preliminar de dos escalas adaptadas culturalmente para evaluar y comparar la percepción social del acoso sexual laboral en trabajadores y trabajadoras agrícolas de origen mexicano que se encontraban en contextos diferentes, en México y EUA.

MATERIALES Y MÉTODOS

Este estudio forma parte de una investigación más amplia con un diseño mixto. En el presente trabajo se reporta únicamente la fase cuantitativa, centrada en el análisis psicométrico, específicamente de invarianza, de las escalas utilizadas.

Participantes

El método de muestreo fue intencional. Participaron 197 trabajadores y trabajadoras agrícolas de origen mexicano residentes en Michoacán, México y California, EUA. Los criterios de inclusión fueron: a) ser mayor de edad, b) encontrarse laborando activamente en actividades agrícolas al momento del estudio, c) identificarse como persona de origen mexicano y d) aceptar participar mediante consentimiento informado.

Debido a la sensibilidad del tema y a las características de la población de estudio, largas jornadas laborales, movilidad geográfica y dificultad de acceso al contexto agrícola, el tamaño muestral respondió a las posibilidades reales de acceso y participación. En este sentido, los análisis realizados deben interpretarse como aproximaciones preliminares orientadas a explorar la estructura factorial y el comportamiento de invarianza de las escalas, más que como pruebas definitivas de equivalencia psicométrica.

No se recabó información sistemática sobre el estatus migratorio de las personas participantes, debido a la sensibilidad del tema y a la intención de favorecer un ambiente de confianza durante el proceso de recolección de datos. Por ello, las referencias a posibles consecuencias relacionadas con migración deben

interpretarse como parte de las percepciones sociales y creencias asociadas al contexto laboral y comunitario de las y los participantes, más que como indicadores directos de su situación migratoria individual.

Técnicas e instrumentos

Para evaluar la percepción de acoso sexual en el trabajo agrícola, se retomaron 10 reactivos, de dos dimensiones de la escala desarrollada por Cortina (2001), denominada SEQ-L: Ambiente laboral sexualmente hostil (6 reactivos; $\alpha = 0.915$) y Atención sexual no deseada (4 reactivos; $\alpha = 0.740$). Asimismo, se añadieron 3 reactivos desarrollados para evaluar experiencias de *Quid pro quo* (entendida en este estudio como una propuesta de intercambio de beneficios a cambios de favores sexuales) y 4 reactivos para evaluar Indefensión (entendida en el presente trabajo como la percepción de consecuencias negativas asociadas a la denuncia del acoso sexual). Para favorecer la comprensión de los reactivos por parte de las personas participantes, se modificó el formato de respuesta, para ello, se utilizaron 6 categorías que evaluaban el grado de acuerdo, las cuales fueron, 0 = no deseo contestar, 1 = totalmente en desacuerdo, 2 = en desacuerdo, 3 = no de acuerdo, no en desacuerdo, 4 = de acuerdo y 5 = totalmente de acuerdo (Figura 1). Adicionalmente, las opciones de respuesta se acompañaron de imágenes representativas de cada categoría, las cuales se imprimieron en formato grande y plastificado (20 cm $\times$ 10 cm), y se emplearon como apoyo visual durante la aplicación del instrumento.

En el caso de las creencias sobre el acoso sexual se incluyeron 16 reactivos de la escala ISHMA de Expósito y col. (2014), que cuenta con 4 subescalas a saber, (1) fabricación/exageración (el creer que mujeres inventan, exageran, y/o invitan el acoso sexual, $\alpha = 0.80$), (2) motivos ulteriores ocultos (el creer que una mujer tiene una intención secreta con la que busca beneficiarse al reportar acoso sexual, $\alpha = 0.85$), (3) heterosexualidad natural (el creer que el acoso sexual es un comporta-

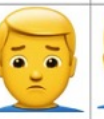
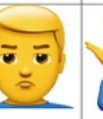
miento romántico natural para los hombres y que además les gusta a las mujeres, $\alpha = 0.82$) y (4) responsabilidad de la mujer (creer que la mujer puede tener el control de que ocurra o no el acoso sexual, a pesar de que ella sea la víctima del mismo, $\alpha = 0.77$). En todos los reactivos, las opciones de respuesta se modificaron con respecto a la versión original de la escala, y en su lugar se optó por un menor número de opciones de respuesta, redactándolas en términos de frecuencia, las cuales fueron: 0 = nunca, 1 = a veces, 2 = frecuentemente, 3 = muy frecuentemente, 4 = siempre (Figura 1).

Dadas las modificaciones realizadas a los instrumentos originales, en este estudio se empleó una versión adaptada y ampliada del SEQ-L, que conserva las dimensiones Ambiente laboral sexualmente hostil y Atención sexual no deseada, e incorpora reactivos para evaluar *Quid pro quo* e Indefensión. Asimismo, se utilizó una versión adaptada del ISHMA, en la que se modificó el formato de respuesta para favorecer su comprensión y adecuación al contexto de aplicación. En consecuencia, los resultados psicométricos obtenidos corresponden específicamente a estas versiones adaptadas y no deben interpretarse como evidencia sobre las propiedades psicométricas de las versiones originales de los instrumentos.

Procedimiento

La batería de instrumentos conformada se logró mediante la colaboración entre investigadores de la Universidad de California Davis en EUA y de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo en México. Por la sensibilidad del tema del acoso sexual y las dificultades de la población rural para hablar sobre aspectos relativos a la sexualidad, sobre todo porque sobrepasan lo permitido por sus normas socioculturales (Prado y col., 2020; Valle-Villalobos y col., 2022), el equipo de investigación tomó la decisión de acercarse al tema mediante un enfoque culturalmente pertinente, evaluando la percepción social de las experiencias, mitos y creencias en torno al acoso sexual, para que pudieran compartir lo que ellas y ellos

Escalas Likert para expresar el grado de acuerdo de las mujeres SEQ-L <i>Quid pro quo</i> <i>Indefensión</i>	Totalmente de acuerdo	De acuerdo	No de acuerdo, no en desacuerdo	En desacuerdo	Totalmente en desacuerdo	No deseo contestar
						

Escalas Likert para expresar el grado de acuerdo de los hombres SEQ-L <i>Quid pro quo</i> <i>Indefensión</i>	Totalmente de acuerdo	De acuerdo	No de acuerdo, no en desacuerdo	En desacuerdo	Totalmente en desacuerdo	No deseo contestar
						

Escala Likert para expresar la frecuencia con la que vivieron algunas experiencias ISHMA	¿En una semana cuántas veces escucha frases como estas en su lugar de trabajo?				
	Nunca	A veces	Frecuentemente	Muy frecuentemente	Siempre
					

Nota: imágenes impresas y plastificadas de manera independiente, una para cada escala, las cuales se utilizaron como regletas de 20 cm x 10 cm y sirvieron como elementos didácticos de apoyo para favorecer la comprensión de las opciones de respuesta de la escala Likert.

- **Figura 1.** Ejemplo de los apoyos visuales utilizados para facilitar la comprensión de las categorías de respuesta de las escalas Likert, durante la aplicación de las escalas adaptadas.
- Figure 1.** Example of the visual aids used to facilitate participants' understanding of Likert-scale response categories during the administration of the adapted scales.

han observado que les ha pasado a otras personas, o sobre lo que se han enterado que les ocurre a sus compañeras y compañeros. Como parte de este proceso de adaptación, se realizaron modificaciones en la redacción de los reactivos. Mientras que las versiones originales estaban formuladas en primera persona y orientadas al reporte de experiencias individuales, las versiones utilizadas en este estudio fueron reformuladas en tercera persona con el propósito de evaluar la percepción social del acoso sexual laboral. Asimismo, se incorporaron los nuevos reactivos correspondientes a los aspectos

Quid pro quo e *Indefensión* para abordar dimensiones de interés específicas para la población estudiada.

La pertinencia y comprensión de estas modificaciones fueron evaluadas mediante dos estrategias complementarias. Primero, los reactivos fueron revisados por mesas consultivas establecidas en ambos países, integradas por representantes de organizaciones agrícolas y actores clave tales como la Confederación Nacional Campesina (2 personas) y la Red Solidaria de Derechos Humanos (1 persona), en

Michoacán, aunados a la organización de Líderes Campesinas y la de Alianza Nacional de Campesina; además de Yolo County Housing Authority, en California (con una persona en cada uno de ellas); junto con representantes del sector académico, 3 por parte de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo y 3 por parte de la Universidad de California en Davis, quienes tenían experiencia de trabajo e investigación con trabajadores y trabajadoras agrícolas. Su participación tuvo como propósito revisar la pertinencia cultural y contextual de los instrumentos, los materiales de apoyo y los procedimientos de aplicación, así como proporcionar retroalimentación para favorecer la claridad y comprensión de los reactivos y de las opciones de respuesta. A partir de las observaciones realizadas por estos grupos se efectuaron ajustes en los instrumentos y materiales utilizados en el estudio. Posteriormente, las escalas fueron sometidas a una aplicación piloto a integrantes de la población objetivo. En ella, participaron dos personas en cada país, que compartían características sociodemográficas similares a las de la población objetivo. La aplicación del instrumento piloto estuvo acompañada de entrevistas cognitivas orientadas a identificar posibles dificultades de comprensión para adaptar los reactivos, evaluar la pertinencia de los mismos y estimar el tiempo requerido para completar la batería de instrumentos, el cual fue aproximadamente de 1 h.

Dichos esfuerzos se realizaron para construir una batería de instrumentos que pudiera servir como un material de apoyo o recurso que contribuya a revelar el acoso sexual laboral, así como los factores asociados al mismo, en hombres y mujeres que se dedican al trabajo agrícola en México y en EUA.

Finalmente, se contó con la versión en inglés y en español de los instrumentos y a los 197 participantes se les dio a elegir el idioma en el que querían contestar, el cual fue en su mayoría en español. No se contó con versión en purépecha, pero sí con el acompañamiento de una persona que traducía los ítems desde el

español en el momento de aplicar la batería, lo cual se realizó de manera individual, cara a cara, a cada uno de los participantes.

Para los trabajadores del estado de California, en EUA, la aplicación de las escalas fue en una oficina destinada para ello, en sus centros de trabajo; para la aplicación participó un facilitador hombre con los trabajadores varones y con las mujeres, una facilitadora mujer. Mientras que en el estado de Michoacán se realizaron visitas a domicilio para aplicar las escalas después del horario laboral o durante el fin de semana, también se contó con facilitadores hombre y mujer, la facilitadora mujer era hablante tanto de español como de purépecha. Se otorgó una compensación en atención al tiempo que dedicaron a responder las escalas. Los trabajadores de California recibieron un certificado de regalo con valor de \$ 50 dólares, mientras que en Michoacán se hizo entrega de una mochila con un valor aproximado de \$ 300 pesos. La decisión de entregar una mochila más que dinero en efectivo fue recomendación del consejo consultivo. La diferencia en los montos dependió del costo de vida cotidiana en uno y otro país.

Análisis de datos

Se calcularon los valores de asimetría y curtosis. Con excepción de los ítems 17, 18 y 19, todos los demás presentaron valores fuera del rango (-1 y 1) recomendado para considerar una distribución como aproximadamente normal (Bandalos y Finney, 2018), por lo que la distribución de las puntuaciones de dichos ítems no se ajustó a la normalidad, lo que hizo necesario recurrir a métodos de estimación alternativos que se describen en los apartados siguientes.

Para respaldar la validez de constructo, se evaluó la estructura interna mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC). Ante la ausencia de normalidad en la distribución de los datos, se optó por el método de mínimos cuadrados ponderados ajustados por la media y la varianza (WLSMV, por sus siglas en inglés: weighted least squares mean and variance ad-

justed). Se ajustaron las estructuras teóricas de los cuestionarios (modelos): 1) Ambiente laboral sexualmente hostil (SEQ-L), 2) Atención sexual no deseada (SEQ-L), 3) *Quid pro quo* e Indefensión y 4) la escala de ISHMA. Para evaluar el ajuste de los modelos se consideró de manera conjunta el comportamiento de los índices de ajuste Chi-cuadrado (χ^2), raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR, por sus siglas en inglés: Standardized Root Mean Square Residual), índice de bondad de ajuste comparativo (CFI, por sus siglas en inglés: Comparative Fid Index), índice de Tucker-Lewis (TLI, por sus siglas en inglés: Tucker-Lewis Index), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés: Root Mean Square Error of Approximation). Como referencia se tomaron las recomendaciones propuestas por Hu y Bentler (1999), quienes sugieren como valores aceptables (0.90 a 0.94) y excelentes ≥ 0.95 para CFI y TLI. En SRMR se consideraron valores excelentes < 0.08 y como aceptables aquellos entre 0.08 a 0.10. En RMSEA, se consideró excelente un valor ≤ 0.06 , y como aceptable valores hasta 0.08. No obstante, estos criterios fueron interpretados como guías y no como puntos de corte absolutos, en concordancia con las recomendaciones de Marsh y col. (2004), quienes señalan que los índices de ajuste deben valorarse considerando las características del modelo, el método de estimación y el contexto de la investigación. En el presente estudio, debido al empleo del estimador WLSMV con variables ordinales y al carácter exploratorio de los análisis de invarianza, la interpretación del ajuste se realizó de manera integral y no exclusivamente a partir de un único índice. Asimismo, se incluyó un análisis orientado a valorar la posibilidad de generalizar el modelo factorial y la interpretación de las puntuaciones a poblaciones trabajadoras tanto en EUA como en México; en la comparación por países, se analizaron la invarianza configuracional y métrica mediante modelos de Análisis Factorial Multi-grupo (van-de-Schoot y col., 2015). Esto se hizo a través del cambio en el índice de ajuste comparativo (ΔCFI) propuesto por Cheung y Rensvold (2002), así como mediante la dife-

rencia de χ^2 ajustada para estimación WLSMV (DIFFTEST) recomendada por Muthén y Muthén (2017). La invarianza se consideró aceptable cuando el cambio en el CFI fue inferior a 0.01 ($\Delta CFI < 0.01$) y la diferencia de χ^2 no resultó estadísticamente significativa ($P > 0.05$). Por el contrario, un cambio en el CFI igual o superior a 0.01 ($\Delta CFI \geq 0.01$) o diferencias de χ^2 estadísticamente significativas se interpretaron como evidencia de falta de invarianza entre los grupos comparados (Cheung y Rensvold, 2002; van-de-Schoot y col., 2015). Dado que algunos de estos criterios fueron desarrollados originalmente para datos continuos estimados mediante máxima verosimilitud, su aplicación en modelos estimados con WLSMV debe interpretarse con cautela y constituye una limitación del presente estudio.

Para evaluar la fiabilidad de las escalas se estimó el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente omega de McDonald. El alfa de Cronbach es uno de los índices de consistencia interna más utilizados en psicometría, mientras que el omega de McDonald constituye una alternativa recomendada al basarse en la estructura factorial y en la matriz de covarianzas de los reactivos (Viladrich y col., 2017). Siguiendo las recomendaciones de la literatura especializada, se consideró que valores ≥ 0.70 reflejan niveles aceptables de fiabilidad, valores ≥ 0.80 indican una fiabilidad buena y valores ≥ 0.90 una fiabilidad excelente (Colorado-Romero y col., 2025; Viladrich y col., 2017).

Para el análisis de los datos se utilizaron el software Mplus, versión 7.1. y el paquete estadístico para las ciencias sociales (SPSS, por sus siglas en inglés: Statistical Package for the Social Sciences), versión 25.

RESULTADOS

La Tabla 1 presenta las características socio-demográficas de las personas participantes por país. La muestra estuvo conformada por 197 trabajadores y trabajadoras agrícolas de origen mexicano distribuidos entre México ($n = 100$) y EUA ($n = 97$). La mayoría de las

■ Tabla 1. Características de la muestra por país.
Table 1. Sample characteristics by country.

Característica	México (n = 100)	EUA (n = 97)	Total (n = 197)
Mujeres, n (%)	60 (60.0)	59 (60.8)	119 (60.4)
Hombres, n (%)	40 (40.0)	38 (39.2)	78 (39.6)
Edad mínima	18.0	18.0	18.0
Edad máxima	62.0	77.0	77.0
Edad promedio (DT)*	33.33 (11.46)	41.54 (14.71)	37.37 (13.76)

*DT = Desviación típica.

personas participantes reportó sentirse más cómoda hablando español (90.4 %), seguida del purépecha (8.6 %) y del inglés (1.0 %).

La Tabla 2 presenta los índices de ajuste de los modelos factoriales confirmatorios retenidos para cada una de las dimensiones evaluadas en la muestra total y por país. En el caso del SEQ-L, las dimensiones de (1) Ambiente laboral sexualmente hostil y (2) Atención sexual no deseada fueron analizadas por separado, debido a que la estimación conjunta produjo correlaciones problemáticas entre factores y un ajuste insatisfactorio del modelo. Por otra

parte, las dimensiones (3a) *Quid pro quo* e (3b) Indefensión fueron estimadas conjuntamente mediante un modelo de dos factores correlacionados, debido a que esta especificación mostró una solución factorial más estable y un mejor ajuste que el obtenido al analizarlas por separado. Finalmente, la escala (4) ISHMA fue evaluada como un modelo factorial completo integrado por las dimensiones retenidas tras el proceso de depuración psicométrica.

Los resultados muestran que la dimensión Ambiente laboral sexualmente hostil (Tabla 2) presentó un patrón de ajuste global favorable

■ Tabla 2. Índices de ajuste de las dimensiones que conformaron la batería de instrumentos aplicada.
Table 2. Fit indices of the dimensions that comprised the battery of instruments applied.

Dimensiones	WLSMV					
	χ^2	gl	SRMR	CFI	TLI	RMSEA [90 % CI]
1. Ambiente laboral sexualmente hostil (SEQ-L)	4.00	5	0.01	0.99	0.94	0.01 [0.00, 0.06]
a) México	11.66	5	0.02	0.98	0.94	0.11 [0.02, 0.21]
b) EUA	10.85	5	0.02	0.98	0.94	0.11 [0.01, 0.20]
2. Atención sexual no deseada (SEQ-L)	14.01	2	0.05	0.93	0.80	0.07 [0.07, 0.08]
a) México	16.86	2	0.07	0.86	0.57	0.27 [0.16, 0.40]
b) EUA	3.89	2	0.03	0.98	0.95	0.09 [0.01, 0.24]
3. <i>Quid pro quo</i> e Indefensión	17.65	12	0.04	0.98	0.98	0.04 [0.02, 0.08]
a) México	26.22	13	0.07	0.96	0.93	0.10 [0.04, 0.16]
b) EUA	39.12	13	0.06	0.89	0.82	0.14 [0.09, 0.19]
4. Escala Illinois de Aceptación de Mitos sobre el Acoso Sexual (ISHMA)	74.00	51	0.05	0.95	0.94	0.04 [0.01, 0.07]
a) México	77.84	62	0.06	0.93	0.92	0.05 [0.01, 0.08]
b) EUA	92.91	62	0.05	0.94	0.93	0.05 [0.02, 0.07]

Nota: estimación de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV), Chi-cuadrado (χ^2), raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR), índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA).

en la muestra total (CFI = 0.99, TLI = 0.94, SRMR = 0.01, RMSEA = 0.01), con valores elevados de CFI y bajos de SRMR y RMSEA. La dimensión Atención sexual no deseada mostró un ajuste menos consistente (CFI = 0.93, TLI = 0.80, SRMR = 0.05, RMSEA = 0.07), lo que sugiere que el modelo reproduce parcialmente la estructura de los datos, debido a que los índices de SRMR y RMSEA tuvieron valores altos (sin exceder los valores referidos); y particularmente el TLI, reportó valores inferiores a los de referencia habitualmente recomendados. La escala integrada de *Quid pro quo* e Indefensión presentó un ajuste satisfactorio (CFI = 0.98, TLI = 0.98, SRMR = 0.04, RMSEA = 0.04), al igual que la ISHMA (CFI = 0.95, TLI = 0.94, SRMR = 0.05, RMSEA = 0.04). En concordancia con Marsh y col. (2004), la valoración del ajuste se realizó considerando el comportamiento conjunto de los índices y las características del modelo, más que el cumplimiento estricto de un único punto de corte.

Los análisis realizados por país evidenciaron diferencias en el ajuste de los modelos (Tabla 2), mientras que algunas dimensiones mostraron índices de ajuste global favorables, otras, particularmente Atención sexual no deseada en la muestra de México, presentaron un ajuste claramente menos satisfactorio (TLI = 0.57; RMSEA = 0.27), lo que sugiere que la estructura factorial se reproduce con distinta precisión entre ambos contextos. De manera similar, el modelo *Quid pro quo* e Indefensión mostró diferencias en sus índices de ajuste entre países (EUA: TLI = 0.82; RMSEA = 0.14). En consecuencia, los análisis de invarianza realizados deben interpretarse como una evaluación exploratoria orientada a examinar la estabilidad de la estructura factorial entre grupos más que como una demostración concluyente de equivalencia psicométrica.

Una vez verificado el ajuste de los modelos factoriales, se evaluó la invarianza de medida entre las muestras de México y EUA. En primer lugar, se examinó la invarianza configuracional para determinar si la estructura factorial era equivalente en ambos grupos. Posteriormente,

se evaluó la invarianza métrica mediante la restricción de las cargas factoriales y la comparación de los cambios en los índices de ajuste.

Como se observa en la Tabla 3, todas las dimensiones alcanzaron invarianza configuracional, lo que indica que los reactivos se agrupan de manera semejante en ambos países. Sin embargo, únicamente la dimensión Ambiente laboral sexualmente hostil alcanzó invarianza métrica, al presentar un cambio mínimo en el CFI (0.98 a 0.98) ($\Delta\text{CFI} = 0.003$) y una diferencia de chi-cuadrado no significativa ($P > 0.05$). En contraste, las otras dimensiones mostraron disminuciones en el CFI (Atención sexual no deseada: de 0.99 a 0.93, *Quid pro quo* e Indefensión, de 0.98 a 0.90; ISHMA, de 0.92 a 0.90) superiores al criterio establecido ($\Delta\text{CFI} < 0.01$) y la no significancia del $\Delta\chi^2$ ($P \leq 0.05$), por lo que no se obtuvo evidencia de invarianza métrica. Estos resultados sugieren que la organización factorial de las escalas es comparable entre México y EUA; sin embargo, con excepción de la dimensión Ambiente laboral sexualmente hostil, la magnitud de la relación entre los reactivos y los constructos latentes difiere entre ambos grupos. En consecuencia, las comparaciones entre países deben interpretarse con cautela y considerando las limitaciones derivadas de la falta de equivalencia métrica.

La Tabla 4 presenta los pesos factoriales estandarizados y los coeficientes de fiabilidad (alfa de Cronbach y omega de McDonald) de las dimensiones evaluadas. Por su parte, *Quid pro quo* e Indefensión, aunque conceptualmente diferenciadas, fueron estimadas conjuntamente dentro de un modelo de dos factores correlacionados. Esta decisión respondió a que la estimación simultánea de ambas dimensiones produjo una solución factorial más estable y un mejor ajuste que el obtenido al analizarlas por separado, manteniéndose la diferenciación conceptual y empírica entre ambos constructos.

En la dimensión Ambiente laboral sexualmente hostil se reportan los pesos factoriales de

■ Tabla 3. Índices de ajuste para la prueba de medición de invarianza del modelo factorial de segundo orden de las escalas para evaluar la percepción del acoso sexual laboral usando WLSMV. Table 3. Fit indices for the measurement invariance test of the second-order factor model of the scales assessing the perception of workplace sexual harassment using WLSMV.

Grupos/Invarianza	χ^2	gl	$\Delta\chi^2$	P*	CFI	ΔCFI^a	RMSEA
1. Ambiente laboral sexualmente hostil							
M0. Invarianza configuracional	22.29	10	-	-	0.98	-	0.08
M1. Invarianza métrica	24.37	16	2.08	0.91	0.98	0.003	0.06
2. Atención sexual no deseada							
M0. Invarianza configuracional	2.17	18	-	-	0.99	-	0.02
M1. Invarianza Métrica	18.96	15	16.79*	< 0.001	0.93	- 0.06	0.11
3. Quid pro quo e Indefensión							
M0. Invarianza configuracional	33.77	24	-	-	0.98	-	0.04
M1. Invarianza Métrica	81.39	29	47.62*	< 0.001	0.90	-0.08	0.09
4. Escala Illinois de Aceptación de Mitos sobre el Acoso Sexual							
M0. Invarianza Configuracional	139.35	102	-	-	0.92	-	0.04
M1. Invarianza Métrica	158.72	111	19.37*	0.022	0.90	-0.02	0.05

Nota. χ^2 = Chi-cuadrado; gl = grados de libertad; $\Delta\chi^2$ = diferencia de chi-cuadrado; CFI = índice de ajuste comparativo; ^a ΔCFI = cambio en el índice de ajuste comparativo (M1-M0); RMSEA = error cuadrático medio de aproximación. La invarianza métrica se consideró $\Delta\text{CFI} < 0.01$ y la no significancia del $\Delta\chi^2$ (*P > 0.05). Valores significativos de $\Delta\text{CFI} \geq |0.01|$ y de χ^2 (*P ≤ 0.05) indican falta de invarianza.

la muestra total (Tabla 4) debido a que fue la única que alcanzó invarianza métrica (Tabla 3) entre México y EUA. En las demás dimensiones (Tabla 4), los pesos factoriales se presentan por separado para cada país, dado que no se obtuvo evidencia de equivalencia métrica entre grupos. Los coeficientes de fiabilidad obtenidos indicaron niveles de aceptables a excelentes de consistencia interna, con valores de alfa de Cronbach y omega de McDonald superiores a 0.70 en todas las dimensiones evaluadas.

La Tabla 5 presenta los pesos factoriales estandarizados y los coeficientes de fiabilidad (alfa de Cronbach y omega de McDonald) de la ISHMA. Los resultados respaldan una estructura conformada por tres dimensiones: Fabricación/Exageración, Responsabilidad de la mujer y Heterosexualidad natural, cuyos coeficientes de fiabilidad se ubicaron en niveles aceptables, a excepción del alfa de Cronbach de Responsabilidad de la mujer ($\alpha = 0.68$).

Durante los análisis factoriales, los reactivos 4, 7, 8 y 9 correspondientes a la dimensión

Motivos ulteriores ocultos del instrumento original presentaron pesos factoriales bajos o no significativos en ambas muestras, por lo que esta dimensión fue excluida de la versión final del modelo (Tabla 5) en la que se mantienen los números originales de los reactivos incluidos y se omiten los eliminados. En consecuencia, la estructura retenida difiere parcialmente de la propuesta original de la escala (Expósito y col., 2014).

Los pesos factoriales se presentan por separado para México y EUA debido a que la escala no alcanzó invarianza métrica entre ambos grupos. No obstante, las cargas factoriales obtenidas permiten identificar una organización factorial consistente de los reactivos dentro de cada dimensión, aportando evidencia preliminar sobre la validez estructural de la escala adaptada en la población estudiada.

DISCUSIÓN

La evidencia de invarianza configuracional observada en las dimensiones de Ambiente laboral sexualmente hostil y Atención sexual no deseada del SEQ-L, así como en el mode-

■ Tabla 4. Pesos factoriales de los ítems por dimensión y medidas de fiabilidad (alfa de Cronbach y omega de McDonald).

Table 4. Item factor loadings by dimension and reliability coefficients (Cronbach's alpha and McDonald's omega).

Factores/Reactivos	Pesos Factoriales		
	Global	México	EUA
1. Ambiente laboral sexualmente hostil	($\alpha = 0.91$, $\omega = 0.90$)		
1. ¿Alguien en su trabajo hace comentarios que insultan a las mujeres, por ejemplo, diciendo: “las mujeres no llegan a ser buenas supervisoras” o algo parecido?	0.74		
2. ¿Alguien en su trabajo dice chistes, cuentos o comentarios sexuales groseros que describen negativamente a las mujeres?	0.77		
3. ¿Alguien en su trabajo dice palabras para insultar a mujeres, por ejemplo: diciendo que son “facilitas”)?	0.85		
4. ¿Alguien en su trabajo dice cosas ofensivas a otra persona acerca de su cuerpo o de su vida sexual?	0.86		
5. ¿Alguien en su trabajo dice comentarios sexuales groseros enfrente de otras personas?	0.83		
6. ¿Alguien en su trabajo trata de hacer que otra persona hable acerca de cosas sexuales?	0.77		
2. Atención sexual no deseada	($\alpha = 0.74$, $\omega = 0.76$)		
7. ¿Alguien en su trabajo trata de hablar con otros trabajadores acerca de su vida sexual o sus preferencias sexuales incomodando a las personas con las que hablaba?		0.95	0.89
8. ¿Alguien en su trabajo insiste en tener una relación sexual o romántica con alguna persona, aunque esta persona le haya dicho que no quería?		0.88	0.44
9. ¿Alguien en su trabajo mira lentamente el cuerpo de otra persona de una manera que la hace sentir incómoda o sucia a la persona que observa?		0.52	0.70
10. ¿Alguien en su trabajo grita piropos o le ha silbado o chiflado a alguna persona enfrente de la gente, de una manera que incomodó a la persona?		0.35	0.55
3a. Quid pro quo	($\alpha = 0.89$, $\omega = 0.90$)		
11. ¿Alguien en su trabajo ofreció mejores condiciones de trabajo o promoción a cambio de favores sexuales?		0.95	0.56
12. ¿Alguien en su trabajo ha recibido amenazas o represalias por no haber aceptado avances sexuales?		0.88	0.97
13. ¿Alguien en su trabajo ha sufrido consecuencias negativas por no haber aceptado participar en conductas sexuales?		0.85	0.71
3b. Indefensión	($\alpha = 0.74$, $\omega = 0.75$)		
14. No vale la pena reportar un acoso sexual porque nadie hace nada.		0.63	0.60
15. No vale la pena reportar un acoso sexual porque perdería el trabajo.		0.93	0.97
16. Es mejor no reportar un acoso sexual porque la gente va hablar mal de la persona acosada.		0.45	0.61
17. Si alguien reporta un acoso sexual tendrá problemas con migración.		0.52	0.34

Nota. Se reportan los pesos factoriales estandarizados para cada grupo (México y EUA). La columna “Global” se presenta únicamente para la dimensión de “Ambiente laboral sexualmente hostil”, debido a que fue la única que alcanzó invarianza métrica con base en el criterio de ΔCFI y de Chi-cuadrada no significativa. En las demás dimensiones, al no cumplirse este criterio, los pesos factoriales se reportan por separado para cada país. Los errores estándar y los niveles de significancia no se presentan, dado que el énfasis del análisis se centra en la magnitud y el patrón de las cargas factoriales en el contexto del análisis de invarianza. No obstante, todos los pesos factoriales resultaron estadísticamente significativos ($P \leq 0.001$). α = coeficiente alfa de Cronbach; ω = coeficiente omega de McDonald.

■ Tabla 5. Pesos factoriales de los ítems del ISHMA por dimensión y medidas de fiabilidad (alfa de Cronbach y omega de McDonald).
Table 5. ISHMA item factor loadings by dimension and reliability coefficients (Cronbach's alpha and McDonald's omega).

Factores/Reactivos	Pesos Factoriales		
	Global	México	EUA
Factor 1. Fabricación/exageración	($\alpha = 0.70$, $\omega = 0.71$)		
1. Sólo si una mujer pierde su empleo, puede tomarse en serio su denuncia de acoso sexual.		0.55	0.61
2. Las mujeres que manifiestan haber sido acosadas sexualmente, normalmente suelen exagerar.		0.46	0.76
3. Si una mujer es acosada sexualmente, tuvo que haber hecho algo para provocarlo.		0.69	0.61
5. Si una mujer no presenta una queja formal, probablemente el hecho no fue lo suficientemente serio para ser acoso sexual.		0.64	0.63
6. Las denuncias de acoso sexual que no fueron comunicadas a tiempo son difíciles de creer.		0.42	0.29
Factor 2. Responsabilidad de la mujer	($\alpha = 0.68$, $\omega = 0.70$)		
14. Las mujeres normalmente pueden hacer que los hombres dejen de fijarse sexualmente en ellas al pedirles que dejen de hacerlo.		0.67	0.78
15. Las mujeres normalmente pueden hacer que sus compañeros de trabajo dejen de fijarse sexualmente en ellas al quejarse con su jefe.		0.66	0.67
16. Casi todos los tipos de acoso sexual terminarían si simplemente la mujer le dice al hombre que deje de hacerlo.		0.67	0.40
Factor 3. Heterosexualidad natural	($\alpha = 0.73$, $\omega = 0.75$)		
10. La mayoría de las mujeres se sienten halagadas cuando los hombres con los que trabajan se fijan sexualmente en ellas.		0.68	0.72
11. La mayoría de las mujeres en el fondo disfrutan cuando los hombres con los que trabajan se les insinúan sexualmente.		0.56	0.82
12. Es inevitable que los hombres coqueteen con las mujeres en el trabajo.		0.66	0.30
13. Las mujeres no deberían considerar tan rápidamente como una ofensa, el hecho de que un hombre se les insinúe sexualmente en el trabajo.		0.64	0.58

Nota. Se conserva la numeración original de los reactivos de la escala ISHMA (Expósito y col., 2014) con el fin de mantener la correspondencia con la versión original del instrumento. Los reactivos 4, 7, 8 y 9, correspondientes a la dimensión Motivos ulteriores ocultos, fueron eliminados durante el proceso de depuración psicométrica debido a que presentaron pesos factoriales bajos o no significativos en ambas muestras. Los pesos factoriales estandarizados se presentan por separado para México y Estados Unidos debido a que no se obtuvo evidencia de invarianza métrica entre ambos grupos. Los errores estándar y los niveles de significancia no se incluyen, ya que el énfasis del análisis se centra en la magnitud y el patrón de las cargas factoriales; no obstante, todas las cargas factoriales de los reactivos retenidos fueron estadísticamente significativas ($P \leq 0.001$). α = coeficiente alfa de Cronbach; ω = coeficiente omega de McDonald.

lo de dos factores correlacionados conformado por *Quid pro quo* e Indefensión, incluidos en la versión adaptada de SEQ-L y en la escala ISHMA (versión adaptada de las respuestas), sugiere que la organización factorial de estos instrumentos fue semejante en las muestras de trabajadores y trabajadoras agrícolas evaluadas en México y EUA (Tabla 3). La in-

varianza configuracional indica que la misma estructura factorial básica se reproduce en los grupos comparados, constituyendo el nivel inicial de equivalencia necesario para evaluar etapas posteriores de la invarianza de medida, aunque por sí sola no garantiza la equivalencia de las cargas factoriales ni la comparabilidad de las puntuaciones (Lasker, 2024;

van-de-Schoot y col., 2015). En consecuencia, los resultados del presente estudio aportan evidencia preliminar sobre la estabilidad de la estructura factorial de los constructos evaluados en los contextos analizados; sin embargo, su generalización a otras poblaciones y regiones deberá corroborarse mediante investigaciones adicionales.

A pesar de que todas las escalas alcanzaron invarianza configuracional, la invarianza métrica únicamente se obtuvo para la dimensión Ambiente laboral sexualmente hostil (Tabla 3). Esto indica que, aunque los reactivos tendieron a organizarse de manera semejante en las muestras evaluadas, la magnitud de la relación entre algunos reactivos y los constructos latentes difirió entre México y EUA (van-de-Schoot y col., 2015). En consecuencia, los resultados permiten identificar similitudes en la estructura factorial de las escalas, pero no garantizan la equivalencia de las cargas factoriales, ni la comparabilidad plena de las puntuaciones observadas entre grupos.

Una posible explicación de esas diferencias podría relacionarse con características socio-culturales o contextuales de los entornos evaluados, ya que estudios previos han documentado variaciones en la percepción y valoración del acoso sexual laboral en distintos contextos culturales (Early y col., 2025; Reyes-Rocha y Sexsmith, 2024). Sin embargo, el presente estudio no evaluó de manera directa variables culturales específicas, por lo que estas interpretaciones deben considerarse tentativas.

Entre las principales limitaciones del estudio se encuentra la procedencia de las muestras poblacionales, trabajadores y trabajadoras agrícolas de localidades específicas de México y EUA, por lo que los resultados podrían reflejar características particulares de dichos contextos y no necesariamente de otras poblaciones agrícolas o laborales. Asimismo, entre ambos países, existen diferencias culturales referentes al acoso sexual. México y EUA reconocen la prevención del acoso sexual como una responsabilidad de las organizaciones, sin embargo,

la implementación de mecanismos de prevención, atención y sanción presenta diferencias importantes entre contextos. En México, la Norma Mexicana NMX-R-025-SCFI-2015 en Igualdad Laboral y No Discriminación promueve la adopción de políticas institucionales orientadas a prevenir la discriminación, la violencia laboral y el acoso sexual, así como la creación de procedimientos para la atención de denuncias (INMUJERES, 2024). De manera complementaria, el pronunciamiento “Cero tolerancia al hostigamiento y acoso sexual” impulsado por INMUJERES busca fortalecer la sensibilización, prevención y atención de estas conductas dentro de los espacios laborales y de la administración pública (INMUJERES, 2020; 2024). No obstante, diversos autores han señalado que la implementación de estas medidas continúa siendo desigual, particularmente en sectores laborales con alta vulnerabilidad social, como el agrícola (Kato-Maldonado y Huerta-Moreno, 2022). Por su parte, EUA, en el Título VII del Acta de Derechos Civiles de 1964 prohíbe la discriminación laboral basada en el sexo y constituye el principal fundamento legal para la atención del acoso sexual en el trabajo. Asimismo, desde 1980, la Comisión para la Igualdad de Oportunidades en el Empleo (EEOC, por sus siglas en inglés: *Equal Employment Opportunity Commission*) estableció lineamientos específicos que reconocen el acoso sexual como una forma de discriminación sexual y definen procedimientos para la recepción e investigación de quejas, proporcionando un marco regulatorio consolidado para la protección de las personas trabajadoras (Fitzgerald y Cortina, 2018; U. S. Equal Employment Opportunity Commission, 2024).

El tamaño muestral constituyó otra limitación del estudio, especialmente para la evaluación de modelos factoriales multigrupo y de la invarianza de medida, por lo que los resultados deben interpretarse como evidencia preliminar. Asimismo, la representación de otros grupos ocupacionales, regiones geográficas y poblaciones de mayor edad fue limitada. Y otras diferencias principales fueron los contextos de aplicación de los instrumentos (hogar en

México y lugar de trabajo en EUA), ya que pudieron introducir fuentes adicionales de variabilidad en las respuestas. Por ello, futuras investigaciones deberían examinar la estabilidad de estas estructuras factoriales en muestras más amplias y diversas, así como incorporar variables contextuales que permitan comprender mejor las diferencias observadas entre grupos.

Las diferencias observadas en la invarianza métrica no se concentraron en un único reactivo, sino que se distribuyeron en diversas dimensiones de las escalas evaluadas (Tabla 3). Este patrón sugiere que las discrepancias entre grupos no obedecen a un indicador aislado, sino a variaciones más amplias en la forma en que los reactivos se relacionan con los constructos latentes, lo cual es consistente con la ausencia de invarianza métrica descrita en la literatura metodológica (Lasker, 2024; van-de-Schoot y col., 2015). De manera consistente, tanto en el SEQ-L como en el modelo de dos factores correlacionados *Quid pro quo* e Indefensión y en la escala ISHMA, utilizadas en este trabajo, se observaron diferencias en los pesos factoriales de varios reactivos (Tablas 4 y 5), resultado congruente con la ausencia de invarianza métrica en la mayoría de las dimensiones evaluadas, ya que este nivel de invarianza requiere la equivalencia de las cargas factoriales entre los grupos comparados (Putnick y Bornstein, 2016; van-de-Schoot y col., 2015). Estos hallazgos ponen de manifiesto la importancia de complementar los procesos de adaptación cultural con estudios psicométricos que evalúen explícitamente la equivalencia de las escalas antes de utilizarlas para realizar comparaciones entre grupos (International Test Commission, 2018; van-de-Schoot y col., 2015).

Los resultados del presente trabajo sugieren que, aunque las versiones adaptadas de los instrumentos conservan una organización factorial semejante en las muestras evaluadas, la relación entre algunos reactivos y los constructos latentes difirió entre los grupos, como lo evidencia la ausencia de invarianza métrica en la mayoría de las escalas (Lasker, 2024;

van-de-Schoot y col., 2015). El presente estudio no incluyó variables que permitieran explicar las razones de estas diferencias, por lo que cualquier interpretación sobre sus posibles causas excede el alcance de los datos obtenidos.

Los resultados se circunscriben a los contextos laborales incluidos en el presente estudio y deben interpretarse considerando que las escalas fueron modificadas en aspectos relacionados con el formato de respuesta, la redacción de algunos reactivos y su contexto de aplicación. En consecuencia, los hallazgos no constituyen una validación confirmatoria de las versiones originales de los instrumentos, sino una aproximación que permite examinar su comportamiento psicométrico en esta población específica. La generalización de los resultados a otros grupos ocupacionales, regiones geográficas o contextos productivos debe realizarse con cautela y requiere ser corroborada mediante investigaciones con muestras y contextos más diversos.

Las dimensiones que conformaron las escalas evaluadas mostraron niveles de aceptables a excelentes de consistencia interna. No obstante, los coeficientes de alfa de Cronbach y omega de McDonald fueron, en general, más elevados en las dimensiones derivadas del SEQ-L y en el modelo de dos factores correlacionados *Quid pro quo* e Indefensión que en la escala ISHMA (Expósito y col., 2014). Las diferencias observadas en los coeficientes de fiabilidad deberán examinarse en futuras investigaciones con muestras más amplias y diversas.

La exclusión de la dimensión “motivos ulteriores ocultos” pone de manifiesto la necesidad de continuar evaluando el funcionamiento psicométrico de esta dimensión en poblaciones agrícolas y en contextos socioculturales distintos de aquellos en los que fue desarrollada originalmente, así como en muestras más amplias.

La adaptación de las escalas implicó modificaciones en el formato de respuesta, la redac-

ción de algunos reactivos y las condiciones de aplicación, por lo que los instrumentos utilizados corresponden a versiones adaptadas de las escalas originales. Adicionalmente, la participación de personas hablantes de purépecha requirió ajustes durante el proceso de aplicación que no fueron evaluados de manera específica en términos de equivalencia lingüística. Dado que las escalas utilizadas corresponden a versiones adaptadas y que el presente estudio tuvo un carácter exploratorio, no es posible establecer si el comportamiento de las mismas, obedece a las modificaciones realizadas durante el proceso de adaptación, a las características de la población estudiada o a otros factores metodológicos.

En conjunto, este estudio aporta evidencia metodológica sobre los desafíos asociados a la evaluación del acoso sexual laboral en personas trabajadoras agrícolas de México y EUA, proporcionando elementos útiles para futuras investigaciones orientadas al desarrollo y adaptación de instrumentos culturalmente pertinentes y psicométricamente sólidos. Asimismo, representa una de las primeras aproximaciones que adapta y evalúa escalas previamente utilizadas en población latina residente en EUA para su aplicación en trabajadores y trabajadoras agrícolas de ambos países, contribuyendo a ampliar el conocimiento disponible sobre la medición de este fenómeno en contextos laborales con características particulares y de difícil acceso para la investigación. No obstante, estos aportes deben interpretarse considerando que las escalas utilizadas fueron objeto de diversas adaptaciones en su contenido, formato de respuesta y contexto de aplicación. En consecuencia, los resultados corresponden a la evaluación de versiones adaptadas de los instrumentos originales y deben entenderse como evidencia inicial sobre su funcionamiento psicométrico en las muestras estudiadas. Desde esta perspectiva, el estudio aporta no solo resultados empíricos, sino también aprendizajes metodológicos relevantes para el desarrollo de investigaciones transculturales y para la evaluación de constructos sensibles en contextos laborales diversos.

CONCLUSIONES

Las escalas adaptadas para el presente trabajo fueron equivalentes a nivel configuracional aunque no métrico, con excepción de la dimensión Ambiente laboral sexualmente hostil. Esto representa un punto de partida para futuras investigaciones sobre acoso y hostigamiento sexual en el ambiente laboral, específicamente con personas dedicadas al trabajo agrícola. En términos prácticos, los hallazgos sugieren que, aunque las dimensiones del fenómeno se organizan de manera similar entre los grupos, la forma en que los ítems se relacionan con los constructos difiere entre contextos, lo que limita la comparabilidad directa de los resultados. En este sentido, las escalas utilizadas y creadas en la presente investigación pueden integrarse en nuevas baterías ajustándolas a las necesidades y particularidades de los estudios que se requieran realizar a futuro.

DECLARACIÓN DE CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declararon no tener conflictos de intereses de ningún tipo.

CONSIDERACIONES ÉTICAS

El proyecto de investigación fue aprobado por un comité de ética de la Universidad de California en EUA (UCD IRB No. 946036-6) y de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo en México. Todos los participantes recibieron información del proyecto y firmaron una carta de consentimiento informado.

AGRADECIMIENTOS

Este artículo forma parte de una línea de investigación sobre trabajadores agrícolas de México y EUA. A quienes participaron en este estudio y a los integrantes de las mesas consultivas, así como a Lizeth Guadalupe Martínez Servín, reciban un agradecimiento especial. También se agradecen las aportaciones de las personas que evaluaron este artículo cuyas observaciones y retroalimentación contribuyeron a la mejora del mismo.

FINANCIAMIENTO

Este trabajo se pudo lograr con la ayuda financiera del Programa de Investigación en Mi-

gración y Salud (PIMSA), el *Western Center for Agricultural Health and Safety*, y el *Natio-*

nal Institute for Occupational Safety and Health (NIOSH) Training Grant T42-OH008429.

REFERENCIAS

- Andrade-Rubio, K. L. (2016). Víctimas de trata: mujeres migrantes, trabajo agrario y acoso sexual en Tamaulipas. *CienciaUAT*, 11(1), 22-36.
- Bandalos, D. L. & Finney, S. J. (2018). Factor analysis: Exploratory and confirmatory. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Reviewer's Guide to Quantitative Methods*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315755649>
- California Government Code §12940 (2024). *Fair Employment and Housing Act*. California Legislative Information. [En línea]. Disponible en: <https://leginfo.legislature.ca.gov/faces/codes.xhtml>. Fecha de consulta: 21 de agosto de 2026.
- Cámara de Diputados (2024). Ley General de Acceso de las Mujeres a una Vida Libre de Violencia, en *Diario Oficial de la Federación*. [En línea]. Disponible en: <https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LGAMVLV.pdf>. Fecha de consulta: 12 de junio de 2025.
- Castillo, L. G., González, P., Merz, E. L., Nuñez, A., Castañeda, S. F., Buelna, C., Ojeda, L., Giachello, A. L., Womack, V. Y., Garcia, K. A., Penedo, F. J., Talavera, G. A., & Gallo, L. C. (2021). Factorial invariance of the marianismo beliefs scale among Latinos in the Hispanic community health study/study of Latinos sociocultural ancillary study. *Journal of Clinical Psychology*, 77(1), 312-328. <https://doi.org/10.1002/jclp.23031>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5
- Colorado-Romero, J. R., Romero-Montoya, M., Salazar-Medina, M., Cabrera-Zepeda, G. y Castillo-Intriago, V. R. (2025). Análisis comparativo de los coeficientes alfa de Cronbach, omega de McDonald y alfa ordinal en la validación de cuestionarios. *Estudios Y Perspectivas Revista Científica y Académica*, 4(4), 2738-2755. <https://doi.org/10.61384/r.c.a.v4i4>
- .836
- Cortina, L. M. (2001). Assessing sexual harassment among Latinas: Development of an instrument. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 7(2), 164-181. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1099-9809.7.2.164>
- De-Almeida-Filho, N. (2020). Etnoepidemiología y salud mental en Latinoamérica. *Salud Colectiva*, 16(e2786), 1-25. <https://doi.org/10.18294/sc.2020.2786>
- Early J. O., Gordon-Dseagu, V. L., Breckwich-Vásquez, V., Prado, K., & Drury, D. (2025). Exploring sexual harassment in agriculture from a socio-ecological perspective: A scoping review. *Health Promotion Practice*, 26(5), 1004-1022. doi:10.1177/15248399241305393
- Expósito, F., Herrera, A., Valor-Segura, I., Herrera, M. C., & Lozano, L. M. (2014). Spanish adaptation of the Illinois Sexual Harassment Myth Acceptance. *The Spanish Journal of Psychology*, 17(40), 1-13. <https://doi.org/10.1017/sjp.2014.42>
- Farah, N., Afzal, S., & Khan, I. A. (2022). Prevalence of sexual harassment among women agricultural laborers and perceived impacts on their physical & mental health. *Pakistan Journal of Educational Research (PJER)*, 5(2), 115-128. <https://doi.org/10.52337/pjer.v5i2.521>
- Fitzgerald, L. F. & Cortina, L. M. (2018). Sexual harassment in work organizations: A view from the 21st century. In C. B. Travis, J. W. White, A. Rutherford, W. S. Williams, S. L. Cook, & K. F. Wyche (Eds.), *APA handbook of the psychology of women: Perspectives on women's private and public lives* (pp. 215-234). American Psychological Association. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0000060-012>
- Fitzgerald, L. F., Shullman, S. L., Bailey, N., Richards, M., Swecker, J., Gold, Y., Ormerod, M., & Weitzman, L. (1988). The incidence and dimensions of sexual harassment in academia and the workplace. *Journal of Vocational Behavior*, 32(2), 152-175. [https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/0001-8791\(88\)90012-7](https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/0001-8791(88)90012-7)

- Henry, C. & Adams, J. (2018). Spotlight on sexual violence and harassment in commercial agriculture: Lower and middle income countries. International Labor Office. [En línea]. Disponible en: https://www.ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/%40dgreports/%40inst/documents/publication/wcms_630672.pdf. Fecha de consulta: 11 de marzo de 2026.
- Hofstede, G., Hofstede, G. J. y Minkov, M. (2010). Culturas y organizaciones: El software de la mente. *La cooperación intercultural y su importancia para la supervivencia* (Tercera edición). McGraw Hill.
- Hu, L. T. & 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>
- INMUJERES, Instituto Nacional de las Mujeres (2020). Cero tolerancia al hostigamiento sexual y al acoso sexual. [En línea]. Disponible en: <http://cerotolerancia.inmujeres.gob.mx>. Fecha de consulta: 14 de agosto de 2025.
- INMUJERES, Instituto Nacional de las Mujeres (2024). Norma Mexicana NMX R 025 SCFI 2015 en Igualdad Laboral y No Discriminación. [En línea]. Disponible en: <https://www.gob.mx/inecc/documentos/norma-mexicana-en-igualdad-laboral-y-no-discriminacion-nmx-r-025-scfi-2015-254618?idiom=es>. Fecha de consulta: 14 de agosto de 2025.
- International Test Commission (2018). The ITC guidelines for translating and adapting tests (Second edition). *International Journal of Testing*, 18(2), 101-134. <https://doi.org/10.1080/15305058.2017.1398166>
- Kato-Maldonado, L. y Huerta-Moreno, G. (2022). Carencia alimentaria, cadenas productivas y políticas públicas para el sector agrícola en México. Estudios Regionales en Economía, Población y Desarrollo. *Cuadernos de Trabajo de la UACJ*, 67, 3-26. <https://doi.org/10.20983/epd.2022.67.1>
- Kim, N. J. E., Vásquez, V. B., Torres, E., Nicola, R. B., & Karr, C. (2016). Breaking the silence: sexual harassment of Mexican women farmworkers. *Journal of Agromedicine*. 21(2), 154-162. <https://doi.org/10.1080/1059924X.2016.1143903>
- Lasker, J. (2024). Measurement invariance testing works. *Applied Psychological Measurement*, 48(6), 257-275. <https://doi.org/10.1177/01466216241261708>
- Lonsway, K. A., Cortina, L. M., & Magley, V. J. (2008). Sexual harassment mythology: Definition, conceptualization, and measurement. *Sex roles: A Journal of Research*, 58(9-10), 599-615. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s11199-007-9367-1>
- Marsh, H. W., Hau, K., & Wen, Z. (2004). In Search of Golden Rules: Comment on Hypothesis-Testing Approaches to Setting Cutoff Values for Fit Indexes and Dangers in Overgeneralizing Hu and Bentler's Findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 320-341. http://dx.doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Muthén, L. & Muthén, B. O., (2017). *Mplus User's Guide* (Eighth edition). Los Angeles, CA OIT, Organización Internacional del Trabajo (2024). Guía de prevención y trato del acoso sexual, laboral y violencia en el trabajo. Fundación Chile Mujeres. [En línea]. Disponible en: 07/GUIA%20DE%20PREVENCIOI%CC%80%C2%81N%20Y%20TRATO%20DEL%20ACOSO%20SEXUAL%2C%20LABORAL%20Y%20VIOLENCIA%20EN%20EL%20TRABAJO.pdf. Fecha de consulta: 14 de agosto de 2025.
- OIT, Organización Internacional del Trabajo (2024). Guía de Prevención y Trato del Acoso Sexual, Laboral y Violencia en el Trabajo. Fundación Chile Mujeres. [En línea]. Disponible en: 07/GUIA%20DE%20PREVENCIOI%CC%80%C2%81N%20Y%20TRATO%20DEL%20ACOSO%20SEXUAL%2C%20LABORAL%20Y%20VIOLENCIA%20EN%20EL%20TRABAJO.pdf. Fecha de consulta: 10 de agosto de 2025.
- Prado, K. Y., Rivera-Heredia, M. E., & McCurdy, S. A. (2024). Sexual harassment beliefs and myth acceptance among Hispanic and Indigenous farmworkers in California (USA) and Michoacán (Mexico), *Violence Against Women*, 30(15-16), 4059-4079. <https://doi.org/10.1177/107778012231203004>
- Prado, K. Y., Rivera-Heredia, M. E., Martínez-Servín,

- L. G., Guzmán-Carrillo, K. Y., & McCurdy, S. A. (2020). "It's wrong because it could be my sister, wife, or mother": Workplace sexual harassment among men and women farmworkers in USA, and México. *Journal of Agromedicine*, 26(2), 220-230. <https://doi.org/10.1080/1059924X.2020.1825245>
- Putnick, D. L. & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Reyes-Rocha, F. A. & Sexsmith, K. (2024). Workplace sexual harassment in waged agricultural employment: A literature review. *Journal of Agromedicine*, 29(3), 516-530. <https://doi.org/10.1080/1059924X.2024.2338857>
- Rivera-Heredia, M. E., Andrade-Palos, P., Fuentes-Balderrama, J., & Zayas, L. H. (2024). Invarianza de la Escala de Evaluación de las Relaciones Intrafamiliares en padres con y sin migración de retorno y salud mental. *Enseñanza e Investigación en Psicología Nueva Época*, 6(Migraciones), 42-55. <https://doi.org/10.62364/cneip.6.2024.193>
- U. S. Equal Employment Opportunity Commission (2024). *Title VII of the Civil Rights Act of 1964*. [En línea]. Disponible en: <https://www.eeoc.gov/statutes/title-vii-civil-rights-act-1964>. Fecha de consulta: 21 de agosto de 2025.
- Valle-Villalobos, L., Rivera-Heredia, M. E. y Cervantes-Pacheco, E. I. (2022). Migración y aprendizajes de género en torno a la salud sexual en una comunidad rural de Michoacán. Eguluz-Cárdenas, I. y Méndez-Rodríguez, A. (Eds.), *Migración y género: experiencias en México e Iberoamérica* (107-128). Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de Investigaciones económicas.
- Van-de-Schoot, R., Schmidt, P., De-Beuckelaer A., Lek, K., & Zondervan-Zwijnenburg, M. (2015), Measurement invariance, *Frontiers in Psychology*, 6 <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01064>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A. y Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>