



Validación Local de una Escala de Conductas Sexuales de Riesgo en Adolescentes
Escolarizados Mexicanos
Local Validation of a Scale of Sexual Risk Behaviors among Mexican School
Adolescents

José Moral de la Rubia

Dinorah Garza Torteya

Universidad Autónoma de Nuevo León

Nota sobre los Autores

José Moral de la Rubia y Dinorah Garza Torteya. Subdirección de Posgrado, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL).

Esta investigación fue financiada con recursos personales de los investigadores. Durante la realización del estudio la segunda autora contó con una beca para estudios de maestría concedida por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) de México (Beca No. 330886). Los análisis presentados se derivan de la base de datos de la tesis de maestría de la segunda autora, pero son totalmente originales y no se desarrollaron en la tesis. La tesis de maestría fue aprobada en sus aspectos éticos por el Comité de Maestrías y Tesis de la Facultad de Psicología de la UANL.

Remita cualquier duda sobre este artículo al siguiente domicilio: Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. Calle/ Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitrás Centro. C.P. 64460. Monterrey, Nuevo León, México. Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com, dinorah_gt@hotmail.com

Recibido:22/6/2016

Aceptado:8/1/2018

Revisado por:

Humberto Emilio Aguilera Arévalo, Ph.D.

Jazmín Yomha Cevalco, Ph.D.

Resumen

En México hay tasas crecientes de embarazos no deseados e infecciones de transmisión sexual entre adolescentes por conductas sexuales de riesgo (CSR). Un indicador popular para evaluar estas CSR es el índice de conductas sexuales de riesgo (ICSR) de la escala de conductas sexuales desarrollada por Ingledew y Ferguson (2007). Esta escala está traducida al español, aunque no ha sido validada en México. Por tanto, ¿es esta escala válida y fiable en la población local? En esta investigación, se define CSR como toda conducta sexual que daña la salud sexual, así como también adquirir una infección de transmisión sexual, sufrir un embarazo no deseado o quedar estéril. Considerando esto, el objetivo del estudio fue describir las CSR en adolescentes mexicanos de educación media superior, evaluar las propiedades psicométricas del ICSR y estimar su relación con variables sociodemográficas. La escala fue aplicada a una muestra no probabilística de 385 adolescentes (54.8% mujeres y 45.2% hombres) entre 15 y 18 años de edad. Aproximadamente 28% de los participantes tuvieron relaciones sexuales coitales. En el ICSR, se eliminó el ítem 2 por problemas de consistencia interna y se sustituyó por un nuevo ítem sobre frecuencia del uso de anticonceptivos. La estructura fue de dos factores. Un factor se denominó “sexo de riesgo” y tuvo consistencia interna muy alta (α ordinal = .93). El otro factor se denominó “exploración del sexo” y su consistencia fue alta (α ordinal = .83). Las puntuaciones en el ICSR modificado no se ajustaron a una distribución normal. El sexo no tuvo efecto sobre las conductas sexuales de riesgo obtenidas del ICSR modificado, pero sí la edad. Se concluye que ser sexualmente activo durante la adolescencia es un factor de riesgo por la alta frecuencia de CSR. El ICSR modificado puede considerarse válido y fiable.

Palabras clave: conducta sexual, psicometría, anticonceptivos, adolescentes, México.

Abstract

The rate of unintended pregnancies and sexually transmitted diseases are increasing among Mexican adolescents due to sexual risk behaviors. The index of sexual risk behaviors, obtained in the scale of sexual risk behavior developed by Ingledew and Ferguson (2007), is a popular indicator to assess these sexual risk behaviors. Although there is a Spanish translation, it hasn't been validated in Mexico. Therefore, is this scale valid and reliable in the local population? In this research project, we define sexual risk behaviors as the ones that harm sexual health as well as get a sexually transmitted disease, unintended pregnancy or become infertile. The aim of this paper is to describe the sexual risk behaviors among Mexican adolescents, assess the psychometric soundness of the index of sexual risk behaviors and evaluate its relationship with socio-demographic variables. We sampled a non-probability sample of 385 participants (54.8% females and 45.2% males) between 15 and 18 years old. The results showed that around 28% of the participants had sexual intercourse. Regarding the psychometric properties of the index of sexual risk behaviors, we dropped item 2 due to its low internal consistency. This item was replaced by a new one related to the frequency of use of contraceptive methods. The factor solution emerged with two dimensions. We labeled the first dimension as "Risky Sex" obtaining a high internal consistency (ordinal $\alpha = .93$) and the second one as "Sex Exploration" (ordinal $\alpha = .83$). Moreover, the total scores of the modified scale were not normally distributed. Gender did not have an effect on sexual risk behaviors based on the modified scale. However, age had an effect on them. We conclude that being sexually active during adolescence is a risk factor

due to the high frequency of sexual risk behaviors. Moreover, the modified sexual risk behavior is a valid and reliable measure.

Keywords: sexual behavior, psychometrics, contraception, adolescents, Mexico.

Introducción

La práctica del sexo desprotegido (sin uso de condón) en adolescentes no sólo da lugar a embarazos no deseados, sino también al contagio de infecciones de transmisión sexual (ITS). Los casos acumulados de seropositivos de virus de inmunodeficiencia humana entre 1983 y 2015 en personas de 10 a 19 años fue de 3,289, de los cuales 1,965 (59.7%) fueron hombres y 1,324 mujeres (40.3%). Este grupo de edad representa el 5.7% de los casos totales, 4.6% de los casos masculinos y 9.1% de los casos femeninos. Los casos acumulados de síndrome de inmunodeficiencia adquirida (SIDA) entre 1983 y 2015 en personas de 10 a 19 años fueron de 3,915, de los cuales 2,694 (68.8%) se atribuyeron a transmisión sexual. Este grupo de edad representa el 2.2% de los casos totales de SIDA, y el 2.2% de los casos de SIDA atribuidos a transmisión sexual (Dirección General de Vigilancia Epidemiológica, 2015). En una muestra probabilística realizada en áreas urbanas marginales en México, se halló que el 9% de los hombres y el 4% de las mujeres entre 15 y 18 años de edad tenían anticuerpos de herpes simple tipo 2 (Gutiérrez, Bertozzi, Conde, & Sánchez, 2006). Se estima que tres de cada 10 jóvenes mexicanos de entre 18 y 30 años ha padecido alguna ITS, principalmente, gonorrea, herpes y clamidia (Cabral, Cruz, Ramos, & Ruiz, 2007).

El objetivo de esta presente investigación se plantea con las preguntas: ¿se están dando conductas sexuales de riesgo entre adolescentes escolarizados de la ciudad de Monterrey, México?, y ¿se pueden evaluar de forma confiable y válida con una escala de autorreporte, como la Escala de Conductas Sexuales (ECS) de Ingledew y Ferguson (2007)?

En el ámbito clínico se entiende por *riesgo* la probabilidad de sufrir un daño en la salud. Se puede definir *conducta sexual de riesgo* (CSR) como toda conducta sexual (coito vaginal, coito anal, felación, cunnilingus, anilingus, frotamiento de áreas erógenas y penetración con dedos, puños u objetos en la cavidad vaginal, anal u oral) que se da en una situación que aumenta la probabilidad de sufrir un daño en la salud sexual (edad precoz de inicio de la vida sexual, conductas sexuales sin uso del condón, plástico o guante protector, práctica del sexo bajo efecto de sustancias psicoactivas, con múltiples parejas o parejas desconocidas), ya sea adquirir una ITS (uretritis gonocócica o no gonocócica, faringitis gonocócica, herpes genital, chancro blando, condilomas, hepatitis A y B, sífilis, virus de inhumo deficiencia, pediculosis púbica, sarna y molusco contagioso), sufrir un embarazo no deseado y/o quedar estéril. Por el contrario, *conducta sexual segura* es toda conducta sexual que elimina o minimiza el riesgo para la salud sexual (Cabral et al., 2007). De forma afín Slaymaker (2004) define CSR como la interacción de diversas dimensiones de la conducta sexual, como número de parejas, tipo de relación con la pareja, frecuencia y tipo de sexo y uso del condón, que produce un perfil diferencial de riesgo para contraer una ITS.

Senn, Carey, Vanable, Coury-Doniger y Urban (2006) proporcionan otro modo de definir las CSR incluyendo a la pareja y acotando el tiempo. Para estos autores las CSR abarcan un conjunto específico de conductas y situaciones (tener sexo con más de una persona, ser diagnosticado de una ITS, tener sexo comercial, tener sexo no protegido y consumir drogas de abuso inyectables) en las que incurre la persona o su pareja dentro de un periodo acotado de tiempo, por ejemplo, tres meses.

En el presente estudio, se define CSR como tener relaciones sexuales con penetración vaginal o anal en circunstancias que aumentan el riesgo de embarazo no deseado o de contraer

una ITS. Entre estas circunstancias, se tiene el coito sin uso de métodos anticonceptivos, múltiples parejas sexuales, parejas sexuales recién conocidas y tener relaciones sexuales estando bajo el efecto del alcohol o drogas. Además, se incluye el inicio precoz (con 16 años o menos) de vida sexual activa (relaciones sexuales con penetración vaginal o anal) y la realización de pruebas de embarazo e ITS.

A continuación, se revisan investigaciones sobre CSR entre adolescentes realizados en México y otros países culturalmente afines, como España y Colombia, así como estudios sobre la evaluación de las CSR por medio del autorreporte, como la ECS de Ingledew y Ferguson (2007), al tener este estudio dos grandes objetivos: describir las CSR y validar la ECS en adolescentes mexicanos de educación media superior.

Revisión de la Literatura

Conductas Sexuales de Riesgo en Adolescentes

Al revisar las CSR más frecuentes entre 4,456 adolescentes españoles, recolectados a través de muestreo estratificado con estratos proporcionales por comunidad autónoma y el tipo de centro educativo, Teva, Bermúdez y Buela-Casal (2009) encontraron que el inicio temprano de las relaciones sexuales, el uso de los preservativos en forma inconsistente y múltiples parejas sexuales fueron las conductas más frecuentes. Concordante con el estudio previo, Campo, Ceballo y Herazo (2010), en una muestra de 3,575 adolescentes colombianos, recolectados a través de probabilístico por conglomerado, hallaron que el 33.7% de los adolescentes sexualmente activos mostraban un uso inconsistente de condón, 18.4% tenían relaciones sexuales después del consumo de alcohol, 5.8% después del uso de una sustancia ilegal y 40% con una persona poco conocida.

En México, se han hecho varios estudios sobre actividad sexual y CSR entre adolescentes. En Monterrey, que es la ciudad en la que se hizo el presente estudio, López y Moral (2003), usando un muestreo aleatorio simple, encuestaron a 962 adolescentes de 14 a 17 años en centros de salud. Sin diferencia significativa de frecuencia entre ambos sexos hallaron que el 30% de los participantes eran sexualmente activos. Entre ambos sexos hubo diferencia significativa con respecto a la edad de inicio de la actividad sexual, siendo más precoces los hombres ($M = 13.66$ años y $DE = 4.82$) que las mujeres ($M = 15.37$ años y $DE = 4.07$). También hubo diferencia significativa con respecto al número de compañeros sexuales, presentando mayor número de parejas sexuales los hombres ($M = 2.22$ personas y $DE = 2.89$) que las mujeres ($M = 1.34$ personas y $DE = 1.09$). Entre los adolescentes sexualmente activos, 55% dijeron no usar condón, 19% a veces y sólo 26% siempre.

En esta misma ciudad mexicana, también se ha estudiado la actividad sexual y CSR entre adolescentes tardíos y jóvenes universitarios. En comparación con los adolescentes de 14 a 17 años, se observa un incremento en el porcentaje de personas sexualmente activas, más acusado entre hombres que entre mujeres, así como un incremento en el uso del condón. En una muestra incidental de 395 estudiantes de psicología (83% mujeres y 17% hombres), Moral (2008) encontró que el 34% de los encuestados había tenido al menos una relación sexual voluntaria con coito vaginal. En su primera relación con coito vaginal, el 59% empleó como método anticonceptivo el condón, mientras que el 41% usó el coito interrumpido, ritmo natural o ninguno. La media de edad de la primera relación fue a los 17.43 años con una desviación estándar de 1.58, sin diferencia de medias entre ambos sexos. Entre los jóvenes que tenían prácticas de coito vaginal, su frecuencia de práctica era unas pocas veces en el 37%, al menos una vez al mes en el 34%, al menos una vez a la semana en el 20% y sólo una

vez en el 9%. Con respecto al método anticonceptivo más usado, el 75% usualmente empleaba condón. El uso del preservativo en la primera relación y menor frecuencia de relaciones con coito vaginal fueron las variables que predijeron mayor frecuencia de uso del preservativo.

Como antes se señaló, en la medida que aumenta la proporción de hombres en la muestra claramente se incrementa el porcentaje de personas sexualmente activas. Valle, Benavides, Álvarez y Peña (2011) realizaron un estudio de CSR en la ciudad mexicana de Monterrey. Aplicaron la ECS de Ingledew y Ferguson (2007) a una muestra incidental de 112 jóvenes estudiantes universitarios (73% hombres y 27% mujeres) que tenían una media de edad de 19.7 años ($DE = 1.42$). Hallaron que el 80% de los participantes habían tenido relaciones sexuales (con coito). Entre los participantes sexualmente activos, 17% tuvo relaciones sexuales antes de los 16 años, 61.2% al poco tiempo de conocer a la pareja, 78% con dos o más parejas sexuales, 65% sin protección, 41% cuando se estaba bajo el efecto del alcohol o drogas; asimismo, el 17% reportó haberse realizado alguna prueba de embarazo y 40% una prueba de ITS. El sexo sólo se relacionó con haber tenido relaciones sexuales (mayor porcentaje en hombres). La edad tuvo correlación con la mayoría de las variables.

Piña y Rivera (2009) aplicaron un instrumento sobre situaciones que facilitan CSR, junto con preguntas sociodemográficas y de conducta sexual, a una muestra por cuotas (tipo de carrera y año escolar) de 842 estudiantes universitarios de Hermosillo, México (54% hombres y 46% mujeres). El 50.2% de los estudiantes eran sexualmente activos. Entre estos estudiantes sexualmente activos, la edad promedio de inicio de relaciones sexuales con penetración fue de 17.7 años. Con respecto al número de parejas, el 8.5% de los estudiantes reportaron haber tenido una, 7.3% entre dos y cuatro, 35.5% entre cinco y siete, 43% ocho o

más y 5.7% no respondieron. En hombres, la edad biológica, la edad de inicio de relaciones sexuales y la asistencia a lugares de alterne para adultos explicaron el 42.4% de la varianza del número de parejas. En mujeres la edad biológica, la edad de inicio de relaciones sexuales y la excitación física explicaron el 70.3% de la varianza del número de parejas.

Bajo criterios metodológicos (Hernández, Fernández, & Baptista, 2010), las estimaciones de actividad sexual y CSR realizadas por los estudios de Teva et al. (2009), Campo et al. (2010) y López y Moral (2003) son más válidas que las hechas por los estudios de Moral (2008), Piña y Rivera (2009) y Valle et al. (2011), al usar un muestreo probabilístico los primeros y no probabilístico los segundos. No obstante, debe señalarse que, con muestras no probabilísticas con fracciones de muestreo grandes, procedentes de poblaciones homogéneas y equivalentes en sus variables sociodemográfica a las de la población, la inferencia estadística es válida, como es el caso de los estudios de Moral (2008) y Piña y Rivera (2009); en caso de desviación con respecto a los parámetros sociodemográficos poblacionales se puede acudir a métodos de ponderación para corregir el sesgo, pero si la fracción de muestreo es pequeña la inferencia se hace más incierta (Buelens, Burger, & Van den Brakel, 2015).

Escalas de Evaluación de las Conductas Sexuales de Riesgo

En el presente estudio de validación de una escala que mide CSR toma especial relevancia los instrumentos existentes para la evaluación de las mismas. Los estudios acerca de las CSR no tienden a usar escalas con propiedades métricas determinadas, sino que tienden a realizar preguntas abiertas y cerradas sobre CSR. La ECS de Ingledew y Ferguson (2007) sí constituye un intento en tal sentido. Debe mencionarse que existen cuestionarios amplios sobre sexualidad con propiedades métricas estudiadas, como el de Hidalgo, Caballero, Celis

y Rasmussen (2003) y el de Moral (2008). Asimismo, se tiene el estudio de Piña, Robles y Rivera (2007), en el que se desarrolló un instrumento para evaluar variables históricas y de contexto que facilitan CSR en adolescentes y jóvenes universitarios. Todos estos instrumentos en su amplitud y objetivos difieren de una escala breve centrada en CSR, como la ECS de Ingledey y Ferguson (2007).

La Escala de Conductas Sexuales de Ingledey y Ferguson

Ingledey, Cook y Gaff en 2003 crearon una primera versión de la escala con cuatro ítems dicotómicos para medir CRS. En 2007, ésta fue ampliada a ocho ítems y quedó integrada por cuatro ítems dicotómicos y cuatro ordinales. El primer ítem (dicotómico) fue diseñado para detectar a los participantes sexualmente activos, y los siete ítems restantes constituyen CRS específicas. Los siete ítems de CRS específicas presentaron valores de consistencia interna que variaron de .26 a .54, al ser estimados por la correlación biserial-puntual con el resto de la escala. La consistencia interna de estos siete fue cuestionable, al ser evaluada por el coeficiente de consistencia interna de Kuder-Richardson, $KR-20 = .69$. Eliminado el primer ítem, dicotomizando los cuatro ítems ordinales, los autores ingleses calcularon una puntuación suma. A esta puntuación, se le denominó índice de conductas sexuales de riesgo (ICSR). Los autores usaron el ICSR (variable endógena) para contrastar un modelo de rasgos de personalidad (variables exógenas) y motivos para las relaciones sexuales (variables endógenas intermedias). Lograron un porcentaje alto de varianza explicada del ICSR y buen ajuste a los datos (Ingledey & Ferguson, 2007), lo que aporta evidencias de validez, aunado a la correlación moderada con extroversión encontrada previamente con la versión de cuatro ítems (Ingledey et al., 2003).

Valle et al. (2011) tradujeron la ECS de Ingledew y Ferguson (2007) por el método de traducción reversa, siguiendo el procedimiento de Burns y Grove (2005), pero no estudiaron las propiedades psicométricas de la escala. Además, las autoras no incluyeron el ICSR en su estudio. Por lo tanto, se tiene un instrumento traducido en México para evaluar CSR, la ECS, pero se desconoce la consistencia interna y estructura factorial de su índice de conductas sexuales de riesgo (ICSR) en población mexicana. Debe señalarse que el coeficiente KR-20 de Kuder-Richarson utilizado en el estudio previo de Ingledew y Ferguson (2007) infraestima la consistencia interna de los ítems dicotómicos. Actualmente, existen otros procedimientos de cálculo más adecuados, como el coeficiente alfa ordinal y el theta ordinal, cuya aplicación se recomienda (Oliden & Zumbo, 2008). Además, en estudios previos, no se ha explorado la estructura factorial, cuando se asume un factor común a los siete ítems del ICSR. Por otra parte, este instrumento ha sido aplicado y descrito en población de jóvenes universitarios (Ingledew et al., 2003; Ingledew & Ferguson, 2007; Valle et al., 2011), pero no en adolescentes de educación media superior (bachillerato).

Objetivos e Hipótesis

La importancia de examinar el rol de las CSR en adolescentes escolarizados y de contar con un instrumento confiable y válido para la evaluación de las mismas motivó el presente estudio realizado en adolescentes que cursan educación de media superior en Monterrey, México. Sus objetivos fueron: 1) describir las conductas sexuales de riesgo y motivos para tener la primera relación sexual y no usar siempre métodos anticonceptivos, comparando la proporción de participantes sexualmente activos con las reportadas en otros estudios realizados previamente en México; 2) estudiar las propiedades de distribución, discriminabilidad y consistencia interna de cada uno de los siete ítems del ICSR y estimar la

consistencia interna del índice; 3) explorar la estructura factorial de estos siete ítems, estableciendo la validez convergente (grado en el que los indicadores son explicados por el factor) y discriminante (grado en el que cada factor se discrimina de otros factores dentro del modelo) en caso de dos o más factores; 4) estimar la consistencia interna del ICSR y sus factores; 5) describir la distribución del ICSR y sus factores, y 6) estimar la relación del ECS (ítems, puntuación total del ICSR y sus factores) con las variables sociodemográficas de sexo, edad, estrato socioeconómico y número de personas por dormitorios en la vivienda. Se incluyó un nuevo ítem sobre frecuencia del uso de métodos anticonceptivos en el caso de ser necesario sustituir alguno de los ítems originales por problemas de consistencia interna.

Considerando los resultados de estudios previos, se esperó que: 1) el inicio temprano de las relaciones sexuales, el uso de los preservativos en forma inconsistente y múltiples parejas sexuales fuesen las CSR más frecuentes, al ser hallazgos compartidos por los estudios de Campo et al. (2010), López y Moral (2003) y Teva et al. (2009), que fueron realizados entre adolescentes; por su parte, que uno de cada diez estudiantes fuese sexualmente activo, como reportaron López y Moral (2003) entre adolescentes mexicanos de 14 a 17 años, la cual es una proporción menor que la reportada por otras investigaciones hechas en México entre adolescentes tardíos y jóvenes que cursan carreras universitarias (Moral, 2008; Piña & Rivera, 2009; Valle et al., 2011); 2) los ítems con consistencia interna más débil fuesen el ítem 2 y el 8, al igual que se observó en el estudio original de la escala de Ingledew y Ferguson, (2007); 3) un factor general, como es implicado por el cálculo del ICSR en la investigación de Ingledew y Ferguson (2007), aunque debe señalarse que no existe ningún antecedente empírico sobre la estructura factorial de la escala; 4) la consistencia interna del ICSR fuese aceptable o alta ($\geq .70$) al ser estimada por los coeficientes alfa y theta ordinales,

ya que éstos son más adecuados para la escala de medida de los ítems que el coeficiente KR-20 de Kuder_Richarson, como previamente se ha usado (Oliden & Zumbo, 2008); 5) una distribución con asimetría positiva y sin ajuste a la normalidad en el ICSR al evaluar conductas sexuales de riesgo, no adaptativas (Schroder, Carey, & Venable, 2003) y censuradas o desaconsejadas por los padres (MacPherson et al., 2010); y 6) correlación directa con la edad (Ingledeew & Ferguson, 2007; Piña & Rivera, 2009; Valle et al., 2011), inversa con el estrato socioeconómico (Gutiérrez et al., 2006) y asociación con el sexo masculino (Valle et al., 2011), como se ha encontrado en los estudios citados.

Método

Diseño

El presente estudio correlacional tuvo un diseño ex post facto de corte transversal. Dentro de esta categoría de estudios se incluyen aquellos que no requirieron manipulación de variables ni seguimiento de casos. Por su segundo objetivo, esta investigación también constituye un estudio instrumental al centrarse en las propiedades de fiabilidad y validez de un instrumento de medida (Sampieri et al., 2010).

Participantes

Se utilizó un muestreo no probabilístico de participantes voluntarios. La muestra incluyó a 385 estudiantes. Fue recolectada en tres escuelas de preparatoria (educación media superior) de la ciudad de Monterrey, Nuevo León, México. Los estudiantes cursaban de primer a sexto semestre (mediana de segundo semestre, esto es, 10 años de escolaridad) en las preparatorias No. 3 (60%), 15 Madero (30%) e Instituto Laurens (10%). Las dos primeras escuelas son públicas y la tercera privada.

De los 385 participantes, 211 (54.8%) fueron mujeres y 174 (45.2%) hombres. La frecuencia de hombres y mujeres fue estadísticamente equivalente con base en la prueba binomial, $p = .066$. Los participantes fueron adolescentes de 15 a 19 años, con una media de 16.25 años ($DE = 0.90$). Se estimó que el 36% de los participantes fueron de estrato socioeconómico bajo o medio-bajo, 44% medio-medio y 20% medio-alto o alto con base en el barrio de residencia (1 = bajo o medio-bajo, por ejemplo, Fomerrey 111, Fomerrey 113 e Infonavit CROC; 2 = medio-medio, por ejemplo, Mitras Norte, Mitras centro y Zona centro; y 3 = medio-alto o alto, por ejemplo, Cumbres Providencia, Cumbres Elite y Colinas de San Jerónimo) y el número de personas por dormitorio en la residencia (un cociente de dos o más personas por dormitorio baja el estrato al siguiente nivel del estipulado para la colonia y un cociente igual o menor a 1.25 sube al estrato siguiente).

Los criterios de inclusión fueron: ser adolescente, realizar estudios de preparatoria y otorgar el consentimiento informado para la participación en el estudio. Los criterios de exclusión fueron: vivir en una institución por no tener familia y tener problemas de salud que impidan tener una vida sexual. Los criterios de eliminación fueron: cuestionario incompleto y señalamiento por parte de la encuestadora de que el participante contestó de forma sin leer las preguntas.

Tras contactar con cinco instituciones educativas de nivel medio superior, tres de ellas accedieron al estudio. Los grupos estuvieron integrados por un mínimo de 10 alumnos y un máximo de 25. La duración promedio de las aplicaciones colectivas fue de veinticinco minutos, y éstas se realizaron en una sala de cómputo prestada por cada institución.

Instrumentos

Se aplicó un cuestionario integrado por una cédula de preguntas sociodemográficas y una pregunta abierta sobre problemas de salud; la Escala de Estilos Parentales e Inconsistencia Parental Percibida, creada por De la Iglesia, Ongarato y Fernández-Liporace (2010); así como la Escala de Conductas Sexuales (ECS), creada por Ingledew y Ferguson (2007). A esta última escala, se le añadió una pregunta sobre frecuencia del uso de métodos anticonceptivos y dos preguntas abiertas sobre motivos en la conducta sexual (“¿por qué se dio tu primera relación sexual?”, y “¿cuál es la principal razón por la cual tú o tu pareja NO utilizan siempre algún método para protegerte de un embarazo no planeado o una infección?”). En el presente artículo no se trabajó con los datos de la Escala de Estilos Parentales e Inconsistencia Parental Percibida.

Se usó la traducción de la Escala de Conductas Sexuales (ECS; Ingledew & Ferguson, 2007) hecha en México por Valle et al. (2011), usando el método de traducción reversa. La escala está integrada por ocho ítems. Un ítem evalúa si se han tenido o no relaciones sexuales (actividades sexuales en las cuales hay penetración vaginal o anal) y los siete ítems restantes evalúan CSR específicas (edad de la primera relación sexual [dicotomizado: 0 = ≥ 16 años y 1 = < 16 años], número de parejas [dicotomizado: 0 = 1 persona y 1 = ≥ 2], número de parejas con las que se ha tenido relaciones al poco tiempo de conocerlas [dicotomizado: 0 = 0 personas y 1 = ≥ 1], número de parejas con las que no se ha usado métodos anticonceptivos [dicotomizado: 0 = 0 personas y 1 = ≥ 1], si se ha tenido relaciones sexuales estando bajo el efecto del alcohol o drogas [0 = no y 1 = sí] y si se ha realizado una prueba de embarazo [0 = no y 1 = sí] o de detección de ITS [0 = no y 1 = sí]). Las opciones de respuesta son dicotómicas en cuatro ítems (1 = sí y 0 = no) y ordinales en los otros cuatro ítems, pero se

dicotomizan para el cálculo del ICSR. Este índice se calcula con los siete ítems de CSR y su rango varía de 0 a 7. A los ocho ítems de la ECS se añadió un ítem ordinal sobre la frecuencia del uso de métodos anticonceptivos ("*en tus relaciones sexuales, ¿con qué frecuencia utilizas algún método para protegerte de un embarazo no planeado o una infección?* 1 = *siempre*, 2 = *casi siempre*, 3 = *algunas veces* y 4 = *nunca* [dicotomizado: 0 = siempre (1) y 1 = no siempre (≥ 2)]), que fue extraído del Cuestionario de Conducta Sexual de Moral (2008).

Ingledey y Ferguson (2007) reportaron una consistencia interna entre los siete ítems de CSR cuestionable, $KR-20 = .69$, y una correlación media entre sus ítems de $.35$, variando de baja, $r_{bp} = .26$, a alta, $r_{bp} = .54$. A su vez, aportaron pruebas de validez de constructo a través de datos correlacionales y un modelo estructural para predecir CSR (suma de los siete ítems de CSR) en estudiantes universitarios. En este modelo, con buen ajuste a los datos, $\chi^2(102, N=200) = 112.86$, $p = .22$, $CFI = .96$ y $RMSEA = .03$, y potencia explicativa alta, 49% de la varianza, se predijo directamente la CSR con variables de motivos para tener sexo seguro y la edad, e indirectamente con variables de personalidad (extroversión, estabilidad, agrado, conciencia y apertura) y motivos para tener relaciones sexuales, actuando las variables de personalidad sobre la CSR por medición de los motivos para tener relaciones sexuales, y estos últimos por medición de los motivos para tener sexo seguro.

El cuestionario disponible en la plataforma onlineencuesta.com iniciaba con el consentimiento informado. Al seleccionar la opción "*acepto*", el participante accedía a las preguntas y escalas. No se solicitó ningún dato de identificación personal para garantizar el anonimato. Se proporcionó un correo electrónico en caso de que el participante tuviera preguntas por cuestiones suscitadas por el cuestionario. Así el estudio se apejó a las normas éticas de investigación de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007).

Análisis de Datos

Los valores perdidos fueron sustituidos por la mediana sólo en el cálculo de la estructura factorial y en el análisis previo de las propiedades de los ítems seleccionados para determinar la estructura factorial. Afectó a cuatro casos en una variable y dos casos en otra variable (1.6% de la muestra total y 5.6% de la muestra de participantes sexualmente activos), y no hubo valores perdidos en las demás variables. Los cálculos estadísticos se hicieron con SPSS versión 21 y el menú R.4.0 para SPSS21.

Descripción de las conductas sexuales de riesgo y motivos. Como variables derivadas del ECS y preguntas sobre sexualidad, se tuvieron: dos cualitativas (sobre los motivos para tener la primera relación sexual y no haber usado métodos anticonceptivos), cuatro variables dicotómicas de CSR (haber tenido relaciones sexuales, haber tenido relaciones sexuales sin protección estando bajo el efecto del alcohol o drogas y realización de pruebas de embarazo e ITS), y cinco variables ordinales de CSR (edad en que se tuvo la primera relación sexual, número de parejas con las que se ha tenido relaciones sexuales, número de parejas con las que se ha tenido relaciones sexuales con poco tiempo de conocerlas, número de parejas con las que se ha tenido relaciones sexuales sin usar un método anticonceptivo y frecuencia con la que se utiliza algún método anticonceptivo). Las distribuciones de estas variables, se describieron usando tablas de frecuencia.

Se comparó la proporción de participantes sexualmente activos con las reportadas por estudios previos realizados en México entre adolescentes y jóvenes, usando la prueba chi-cuadrado de Pearson para una muestra con la corrección de Yates en un contraste bilateral con un nivel de significación de .05.

Cribado de los ítems del ICSR

Distribución de los ítems. Al describir las distribuciones de los siete ítems (tres dicotómicos y cuatro dicotomizados), se observó si había polarización hacia la ausencia (0) o presencia (1) de la conducta sexual de riesgo. La comparación de la equivalencia de frecuencia entre las dos categorías (ausencia/presencia) se realizó por una prueba binomial bilateral. En caso de rechazo de la hipótesis nula de equivalencia ($p \leq .05$), habría polarización; no obstante, una concentración de más del 90% de los casos en la categoría de ausencia (efecto suelo) o presencia (efecto techo) aproxima a la variable a una constante numérica, lo que puede afectar al cálculo de las otras propiedades métricas de la escala, por lo que sugiere eliminar la variable (Groth-Marnat, 2009). El fenómeno techo o suelo se consideró como una cualidad negativa del ítem, aunque no una condición suficiente ni necesaria para eliminarlo.

Discriminabilidad de los ítems. Para comprobar la discriminabilidad, se comparó la tendencia central en el ICSR (suma de los siete ítems con un rango de 0 a 7) entre los dos grupos de participantes definidos por las dos categorías de cada ítem (dicotómico o dicotomizado), usando la prueba U de Mann-Whitney bilateral. El criterio de discriminabilidad fue el de diferencia significativa ($p \leq .05$). La prueba de discriminabilidad de los ítems se puede concebir como una prueba de validez criterial (test), por lo que eliminar un ítem no discriminativo, implica eliminar un ítem no válido y consecuentemente mejorar las propiedades métricas de la escala (Groth-Marnat, 2009). La falta de discriminabilidad fue condición suficiente, aunque no necesaria, para eliminar un ítem.

Consistencia interna de los ítems. Para establecer la consistencia interna, se calculó la correlación de cada uno de los siete ítems con el ICSR (excluido el ítem en la suma), y el

efecto de excluir al ítem en el cálculo de la consistencia interna de la escala (ICSR) y el factor (en un modelo de dos factores, asignando cada ítem a un factor por su carga factorial más alta). La correlación se calculó por el coeficiente de correlación policórica (r_{PC}), y la consistencia interna por el coeficiente alfa ordinal (α ordinal) y el coeficiente theta ordinal (Θ ordinal). Se interpretó que valores de r_{PC} menores que .30 indican fuerzas de asociación bajas, entre .30 y .49 medias, entre .50 y .69 altas, entre .70 y .89 muy alta y mayores o iguales que .90 unitarias (Grissom & Kim, 2012). Los criterios de falta de consistencia interna fueron: r_{PC} no significativa o significativa y menor que .30, y aumento del valor de los coeficientes α ordinal y Θ ordinal de la escala y el factor. La falta de consistencia interna fue condición suficiente y necesaria para eliminar un ítem. Se usaron dos coeficientes, el α ordinal, basado en la media de las correlaciones tetracóricas entre los ítems, y el Θ ordinal, basado en el primer autovalor de la matriz de correlaciones tetracóricas, para dar mayor solidez al dato de aumento del valor del coeficiente de consistencia interna de la escala con la eliminación del ítem (Oliden & Zumbo, 2008).

Validez del ICSR

Validez de constructo: análisis factorial exploratorio. La matriz analizada fue la de correlaciones tetracóricas. Para explorar la estructura factorial de los siete ítems del ICSR primero se determinó si la matriz de correlaciones tetracóricas era apta para la extracción de factores, usando el determinante de la matriz ($|R|$), la medida de adecuación de la muestra de Kaiser, Meyer y Olkin (KMO) y la prueba de la esfericidad de Bartlett. Un determinante próximo a 0 indica colinealidad entre las variables. Con un valor de $KMO < .50$ los datos se consideran inadecuados para la extracción de factores, de .50 a .74 adecuados, y $\geq .75$ buenos (De la Fuente, 2011). Se requirió un determinante de la matriz de correlaciones tetracóricas

próximo a cero ($|R| < 0.001$), no esfericidad o rechazo de la hipótesis nula en la prueba de Bartlett y $KMO \geq .50$ para extraer los factores (De la Fuente, 2011). Segundo, el número de factores se estableció por la convergencia del análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas y criterios de Kaiser o autovalores mayores que uno (Courtney, 2013). En los dos primeros análisis, el punto de intersección correspondió al percentil 95, y se generaron 500 muestras por permutación de los datos brutos. En tercer lugar, se extrajeron los factores, usando el método de Residuos Mínimos, también conocido como Mínimos Cuadrados no Ponderados (Lloret, Ferreres, Hernández, & Tomás, 2014). En cuarto lugar, se realizó una rotación oblicua, usando el método Promax. La configuración de cada factor se estableció con los ítems que presentaron sus cargas más altas y mayores que .30 en el factor dentro de la matriz estructural (Lloret et al., 2014). En quinto lugar, se estableció la validez del modelo factorial o bondad de ajuste. Se calcularon los residuos o diferencias entre las correlaciones observadas y las predichas por el modelo factorial. Una proporción de al menos tres cuartos de residuos (en valores absolutos) menores que .1 refleja un ajuste o validez aceptable, y menores que .05 bueno; un índice de bondad de ajuste (*GFI*) de Jöreskog y Sörbom, optimizando la función de discrepancia por Mínimos Cuadrados no Ponderados, mayor que .95 indica buen ajuste, y mayor que .85 aceptable; y un residuo estandarizado cuadrático medio (*RSMR*) menor que .1 muestra un ajuste aceptable, y menor que .05 bueno (De la Fuente, 2011; Lloret et al., 2014).

Validez convergente y discriminante de los factores. Para establecer la validez convergente se calculó la varianza media extraída (*VME*) desde la matriz estructural (media de las correlaciones de los ítems con el factor al cuadrado) sólo con los ítems que configuraron el factor. El criterio de validez convergente fue una *VME* mayor que .50

(Fornell & Larker, 1981). Para establecer la validez discriminante se calculó la varianza compartida entre los dos factores por la correlación (de Pearson) al cuadrado ($r^2_{F1,F2}$). El criterio de validez discriminante fue: $r^2_{F1,F2} < .5 < VME_{F1}$ y VME_{F2} (Fornell & Larker, 1981).

Fiabilidad del ICSR y sus factores. De la fiabilidad sólo se evaluó la propiedad de la consistencia interna, usando el coeficiente alfa ordinal (α ordinal) y el coeficiente theta ordinal (Θ ordinal). Valores entre .50 y .59 de α ordinal y Θ ordinal se interpretaron como muy bajos, entre .60 y .69 cuestionables, entre .70 y .79 aceptables, entre .80 y .89 altos y mayores o iguales que .90 muy altos (Yang & Green, 2010).

Descripción de las distribuciones del ICSR y sus factores. La descripción de las distribuciones del ICSR y sus factores (variables numéricas discretas con un rango limitado, en el caso del ICSR de 0 a 7) se hizo usando estadísticos de tendencia central (media aritmética [M], mediana [$Mdn = P50$] y moda [Mo]), de variación (desviación estándar [DE] y rango semiintercuartílico [RSQ]) y forma de distribución (coeficiente de asimetría [A_F] y de alejamiento de la curtosis [C_F] de Fisher, coeficiente de asimetría intercuartílico [A_{IQ}] y coeficiente de curtosis percentílico corregido [C_{pc}]). Se contrastó el ajuste a la distribución normal, usando las pruebas de Kolmogorov, Smirnov y Lilliefors, y de Järque y Bera. La primera se basa en comparar la función de distribución observada con la correspondiente bajo un modelo teórico (distribución normal), tomando la diferencia máxima en valor absoluto como estadístico de contraste; y la segunda, en los estadísticos de asimetría y curtosis de Fisher estandarizados. El criterio de falta de ajuste a la distribución normal fue el rechazo de la hipótesis nula de normalidad por ambas pruebas. Se usó el doble rechazo para dar una mayor solidez a la afirmación de no normalidad, y poder hablar de aproximación a la normalidad en caso de discrepancia (Thadewald & Büning, 2007).

Relación del ECS con las variables sociodemográficas. Se calculó usando la correlación tetracórica (r_{TC}) entre dos variables dicotómicas, policórica (r_{PC}) entre dos variables ordinales o numéricas discretas, y poliserial (r_{PS}) con una numérica continua y otra ordinal o numérica discreta. Se interpretó que valores de r_{TC} , r_{PC} y r_{PS} menores que .30 indican fuerzas de asociación bajas, entre .30 y .49 medias, entre .50 y .69 altas, entre .70 y .89 muy alta y mayores o iguales que .90 unitarias (Grissom & Kim, 2012). Las variables demográficas fueron: sexo (cualitativa), estrato socioeconómico (ordinal) y edad (numérica discreta con rango limitado) y número de personas por dormitorios en la vivienda (numérica continua).

Resultados

Descripción de las Conductas Sexuales de Riesgo y Motivos

De los 385 participantes, 107 (27.8%) reportaron haber tenido relaciones sexuales, siendo significativamente mayor, $\chi^2(1, N = 385) = 14.47, p < .001$, la frecuencia de los hombres sexualmente activos (65 de 174, 37%) que la de las mujeres (42 de 211, 20%).

Entre estos 107 participantes sexualmente activos, 84 (78.5%) indicaron haber tenido su primera relación sexual antes de los 16 años; 45 (43.7%) haber tenido dos o más parejas sexuales; 79 (73.8%) haber tenido una o más parejas con las que se ha tenido relaciones sexuales al poco tiempo de conocerla; 101 (94.4%) haber tenido una o más parejas sexuales con las que no se usó ningún método anticonceptivo; 14 (13.1%) haber tenido relaciones sexuales estando bajo el efecto del alcohol o drogas; 79 (75.9%) no usar métodos anticonceptivos o sólo algunas veces; 31 (30.7%) haberse realizado una prueba de embarazo y 9 (8.9%) una prueba de detección de ITS (tabla 1).

Los participantes indicaron que los principales motivos por los cuales tuvieron la primera relación sexual fueron estar preparados/as (28%), suceso inesperado y no planeado (27.1%), la pareja les convenció (22.4%) y presión de los amigos/as (3.7%). Los principales motivos que se expresaron para no usar siempre métodos anticonceptivos, como condones, fueron relaciones inesperadas (43.6%); uso de métodos naturales, como coito interrumpido o ciclo menstrual (25.7%); vergüenza para comprar condones (6.9%); oposición de la pareja (6.9%) y reducción del placer (6.9%) (tabla 2).

Comparación de la Proporción de Participantes Sexualmente Activos con la Reportada por Estudios Previos Realizados en México

En el estudio de López y Moral (2003), el porcentaje de personas sexualmente activas entre adolescentes de 14 a 17 años fue del 30%. En el presente estudio, el porcentaje fue del 28%. Por la prueba chi-cuadrada para una muestra, se sostuvo la hipótesis nula de que la porción de casos corresponde a .3, $\chi^2(1, N = 385) = 0.894, p = .344$. En el estudio de Moral (2008), en estudiantes universitarios de psicología con una media de 19.54 años y una proporción de 83% de mujeres, el porcentaje de personas sexualmente activas subió a 34%, que es una proporción significativamente mayor de casos que la de la presente muestra, prueba chi-cuadrada para una muestra: $\chi^2(1, N = 385) = 6.612, p = .010$. Asimismo, en el estudio de Valle et al. (2011), en estudiantes universitarios con una media de 19.7 años y una proporción de 73% de hombres, esta proporción se elevó al 80% y fue significativamente mayor que la de la presente muestra, $\chi^2(1, N = 385) = 655.860, p < .001$.

Cribado de los Ítems del ICSR

ICSR original. A continuación, se presenta la distribución, discriminabilidad, consistencia interna, validez de los ítems y consideraciones del cribado del ICSR original.

Distribución de los ítems. En la escala original (sin el ítem 9 añadido sobre frecuencia de uso de métodos anticonceptivos), la frecuencia del valor de riesgo (1) fue significativamente menor que la frecuencia de no riesgo (0) en los ítems 6, 7 y 8, prueba binomial: $p < .001$ en los tres casos, presentando el ítem 7 efecto suelo con 91.6% de los casos en el valor 0. Por el contrario, la frecuencia del valor de riesgo (1) fue significativamente mayor que la frecuencia de no riesgo (0) en los ítems 2, 4 y 5 (prueba binomial: $p < .001$ en los tres casos), presentando el ítem 5 efecto techo con 94.4% de los casos en el valor 1. Ambas frecuencias fueron estadísticamente equivalentes en el ítem 3, prueba binomial: $p = .246$.

Discriminabilidad. Todos los ítems fueron discriminativos, al ser las medias en ICSR de sus grupos de ausencia o presencia (del riesgo) diferenciales con una $p < .05$.

Consistencia interna de los ítems. Salvo el ítem 2, cuya correlación policórica con el resto de la escala (ICSR) fue menor que .30 y no significativa, $r_{PC}(107) = .055$, 95% CI [- .221, .331], $p = .652$, los otros seis ítems cumplieron con el criterio de correlación con el resto de la escala significativa y mayor que .30. La eliminación de los ítems 2 y 3 mejoró el valor de consistencia interna de la escala y su factor (en el modelo de dos factores), ya sea ésta calculada por el coeficiente alfa ordinal o el coeficiente tetha ordinal.

Validez de los ítems. Las comunalidades de los ítems 2 y 3 fueron menores que .25 en el modelo de un factor, $c = .086$ y $.234$, respectivamente. Sin embargo, éstas fueron mayores que .25 en el modelo de dos factores, $c = .732$ y $.823$, respectivamente. El resto de los ítems tuvieron comunalidades mayores que .25 en ambos modelos (tabla 3).

Consideraciones del cribado del ICSR original. Con base en los criterios estipulados, el ítem 2 se eliminó, al carecer de consistencia interna. Aunque el ítem 3 mostró debilidades

en su consistencia interna y en su validez dentro del modelo de un factor, y los ítems 5 y 7 presentaron como cualidad negativa el efecto techo el primero y suelo el segundo, éstos se conservaron al no cumplir un criterio de eliminación. A continuación, el ítem 2 sobre la edad al momento de la primera relación sexual fue sustituido por el nuevo ítem sobre frecuencia de uso de métodos anticonceptivos (dicotomizado: 0 = siempre [1] y 1 = no siempre [≥ 2]).

ICSR modificado. Inicialmente, el ICSR estaba definido por la suma de siete ítems, del ítem 2 al 8. Tras eliminar el ítem 2 e incorporar el nuevo ítem, el índice de conductas sexuales de riesgo modificado (ICSR modificado) quedó definido también por la suma de siete ítems, pero del ítem 3 al 9. A continuación, se presenta la distribución, discriminabilidad, consistencia interna y validez de los ítems del ICSR modificado.

Distribución de sus siete ítems. La frecuencia del valor de riesgo (1) fue significativamente menor que la frecuencia de no riesgo (0) en los ítems 6, 7 y 8, prueba binomial: $p < .001$ en los tres casos, presentando el ítem 7 efecto suelo con 91.6% de los casos en el valor 0. Por el contrario, la frecuencia del valor de riesgo (1) fue significativamente mayor que la frecuencia de no riesgo (0) en los ítems 4, 5 y 9 (prueba binomial: $p < .001$ en los tres casos), presentando los ítems 5 y 9 efecto techo con más 90% de los casos en el valor 1. La frecuencia del grupo de riesgo (1) y no riesgo (0) fue estadísticamente equivalente en el ítem 3, prueba binomial: $p = .246$.

Discriminabilidad. Todos los ítems fueron discriminativos, al ser las medias en ICSR de sus grupos de ausencia o presencia (del riesgo) diferenciales con una $p < .05$.

Consistencia interna de los ítems. Las correlaciones policóricas de los siete ítems (excluido el ítem 2 e incluido el ítem 9) con el resto de la escala (ICSR modificado) variaron de .38 a .77 con una media de .54, siendo todas ellas significativas y mayores que .30. La

consistencia interna de la escala sólo aumentó con la eliminación del ítem 3, α ordinal de .899 a .932 y Θ ordinal de .914 a .935, y la eliminación de este ítem también aumentó la consistencia interna de su factor, α ordinal de .821 a .992 y Θ ordinal de .841 a .992. Por tanto, el ítem 3 sobre el número de personas con las que se ha tenido relaciones sexuales mostró debilidad en consistencia interna, pero sin cumplir el criterio de eliminación, ya que su correlación con el resto de la escala fue significativa y moderada, $r_{PC} = .414$, IC del 95% [0.300, .688], $p < .001$.

Validez de los ítems. Los siete ítems tuvieron comunalidad mayores que .25 tras la extracción de dos factores, de .684 a .998, aunque con la extracción de un factor el ítem 3 tuvo una comunalidad menor que .25, $c = .098$ (tabla 4).

Exploración de la Estructura Factorial del ICSR Modificado

A continuación, se presenta la adecuación de los datos para la extracción de factores, la determinación del número de factores, la extracción de factores, la rotación de la matriz factorial y la validez del modelo.

Adecuación de los datos para la extracción de factores. Las 21 correlaciones tetracóricas entre los siete ítems seleccionados variaron de .002 a .984 con una media de .559, siendo cuatro de las 21 correlaciones (19%) menores que .30 y no significativas. El determinante de la matriz de correlaciones se aproximó a 0 ($|R| = 1.516 \times 10^{-22}$). Consecuentemente, la hipótesis nula de equivalencia de la matriz de correlaciones tetracóricas a una matriz identidad se rechazó por la prueba de la esfericidad de Bartlett, $\chi^2(21) = 5167.121$, $p < .001$. La suma de las correlaciones tetracóricas al cuadrado (Σr_{TC}^2) fue 8.317, y la suma de las correlaciones tetracóricas parciales al cuadrado controlando las otras variables (Σr_p^2) fue 5.975. Al calcularse el índice de adecuación de la muestra de Kaiser,

Meyer y Olkin como cociente entre estas sumas ($\Sigma r_p^2 / [\Sigma r_p^2 + \Sigma r_{TC}^2]$), éste fue mayor que .50, $KMO = .582$. Por tanto, hubo multicolinealidad entre los ítems, y los datos resultaron aptos para la extracción de factores.

Determinación del número de factores. El análisis paralelo de Horn (usando el percentil 95 como criterio de intersección y extrayendo 500 muestras por permutación de datos), aplicado sobre la matriz de correlaciones tetracóricas de los siete ítems dicotómicos o dicotomizados (con el ítem 2 sustituido por el ítem nuevo), relevó dos factores sustantivos. También el análisis de coordenadas óptimas con las mismas especificaciones indicó dos factores, así como el criterio de Kaiser (autovalores mayores que uno). Al converger los tres criterios en el número de dos, se extrajeron dos factores.

Extracción de factores. Al ser extraídos por el método de Residuos Mínimos, los dos factores explicaron el 84.6% de la varianza total.

Rotación de la matriz factorial. Tras la rotación oblicua, el primer factor quedó configurado por cuatro ítems (número de personas con las que se han tenido relaciones sexuales sin protección, uso inconstante de métodos anticonceptivos y realización de pruebas de embarazo e ITS), con cargas mayores que .80 tanto en la matriz estructural como en la de configuraciones, y por su contenido se denominó sexo de riesgo. El segundo factor quedó configurado por tres ítems (número de parejas sexuales, número de parejas sexuales al poco de conocerse y tener relaciones sexuales estando bajo el efecto del alcohol o drogas), con cargas mayores que .60 en la matriz de configuraciones y de .70 en la matriz estructural, y por su contenido se denominó experimentación sexual (tabla 5). La correlación entre ambos factores fue moderada y positiva, $r(107) = .38, p < .001$.

Validez del modelo. Los residuos o diferencias entre las correlaciones observadas y las predichas por el modelo factorial en valores absolutos oscilaron entre .005 y .185 con una media de .072. Una proporción mayor que tres cuartos de los residuos (en valores absolutos) fueron menores que .1 (.762), pero sólo un tercio (.333) fueron mayores que .05. El índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom para el modelo bifactorial, optimizando la función de discrepancia por Mínimos Cuadrados no Ponderados, fue mayor que .95, $GFI = .973$, y el residuo estandarizado cuadrático medio fue menor que .1, $RMSR = .092$. Desde estos índices, se puede considerar que el modelo mostró una validez aceptable.

Validez Convergente y Discriminante de los Factores

La varianza media extraída del primer factor de sexo de riesgo fue mayor que .50, $VME = .82$, así como la del segundo de experimentación sexual, $VME = .72$. Por tanto, ambos factores tuvieron validez convergente. La varianza compartida entre los dos factores, $r^2 = .14$, fue menor que .50 y menor que las varianzas medias extraídas de cada uno de ellos, por lo que ambos factores presentaron validez discriminante.

Fiabilidad del ICSR Modificado y sus dos Factores

De forma concordante por ambos coeficientes, la consistencia interna del ICSR modificado con sus siete ítems fue muy alta, α ordinal = .90 y Θ ordinal = .91. También la del primer factor de sexo de riesgo con cuatro ítems fue muy alta, α ordinal = .93 y Θ ordinal = .94. El segundo factor de experimentación sexual con tres ítems mostró una consistencia interna alta, α ordinal = .83 y Θ ordinal = .84.

Descripción de las Distribuciones del ICSR Modificado y sus dos Factores

Excluido el ítem 2 e incluido el ítem 9, se calculó el índice de conductas sexuales de riesgo modificado (ICSR modificado) a través de la suma de tres ítems dicotómicos (ítems

6, 7 y 8) y cuatro dicotomizados (ítems 3, 4, 5 y 9). El rango de las puntuaciones del ICSR modificado varió de 0 a 7 con una media de 3.73, *IC* del 95% [3.48, 3.98], una mediana y moda de 4, una desviación estándar de 1.26 y un rango semiintercuartílico de 0.88. La distribución mostró un perfil mesocúrtico, $C_F = 0.32$, *IC* del 95% [-0.62, 1.25] y $C_{PC} = 0.03$. Fue simétrica por el coeficiente de Fisher, $A_F = 0.13$, *IC* del 95% [-0.35, 0.60], pero el coeficiente intercuartílico, $A_{SQ} = -0.14$, mostró asimetría negativa con mayor efecto sobre la media de los valores bajos que de los altos, por lo que la media quedó por debajo de la mediana y la moda. No se ajustó a una curva normal por la prueba de Kolmogorov, Smirnov y Lillefors, $|D_{max}| = 0.165$, $p < .001$, pero sí por la de Járque y Bera, $JB = 0.685$, $p > .05$. Desde los percentiles, $P_{20} = 3$ y $P_{80} = 5$, una puntuación de 0 a 2 sería baja, de 3 a 4 media y de 5 a 7 alta (tabla 6).

La distribución de las puntuaciones del primer factor de sexo de riesgo tuvo una media de 2.36, *IC* del 95% [2.22, 2.49], y una mediana y moda de 2. Su desviación estándar fue de 0.69 y su rango semiintercuartílico de 0.5. La distribución mostró apuntamiento, $C_F = 2.22$, *IC* del 95% [1.29, 3.15] y $C_{PC} = 0.24$. El coeficiente de asimetría de Fisher indicó simetría, $A_F = 0.16$, *IC* del 95% [-0.31, 0.63], pero el semiintercuartílico, $A_{SQ} = 1$, mostró clara asimetría positiva con mayor efecto sobre la media de las puntuaciones altas que de las bajas, por lo que la media quedó por encima de la mediana y la moda. La distribución no se ajustó a una curva normal, $|D_{max}| = 0.359$, $p < .001$ y $JB = 20.95$, $p < .001$. Desde los percentiles, $P_{20} = 2$ y $P_{80} = 3$, una puntuación de 0 o 1 sería baja, de 2 media y mayor o igual que 3 alta (tabla 6).

La distribución de las puntuaciones del segundo factor de exploración sexual tuvo una media de 1.34, *IC* del 95% [1.16, 1.52], y una mediana y moda de 1. Su desviación

estándar fue de 0.91 y su rango semiintercuartílico de 0.50. Los coeficientes de Fisher indicaron un perfil simétrico, $A_F = 0.21$, IC del 95% [-0.25, 0.68], y mesocúrtico, $C_F = -0.72$, IC del 95% [-1.65, 0.20]. El coeficiente de curtosis percentílico corregido reflejó mesocurtosis, $C_{PC} = 0.03$, pero el coeficiente de asimetría intercuartílico, $A_{SQ} = 1$, mostró una marcada asimetría positiva con mayor efecto sobre la media de los valores altos que de los bajos, por lo que la media quedó por encima de la mediana y la moda. La distribución no se ajustó a una curva normal por la prueba de Kolmogorov, Smirnov y Lilliefors, $|D_{max}| = 0.238$, $p < .001$, pero sí por la de Järque y Bera, $JB = 2.922$, $p > .05$. Desde los percentiles, $P_{20} = 1$ y $P_{80} = 3$, una puntuación de 0 sería baja, de 1 o 2 media y mayor o igual que 3 alta (tabla 6).

Relación del ECS con las Variables Sociodemográficas

El ser hombre se asoció con una mayor proporción de personas que han tenido dos o más parejas sexuales, que se han realizado pruebas de embarazo (en la pareja en el caso de los hombres), de personas sexualmente activas y con mayor experimentación sexual. Las asociaciones fueron de altas a moderadas. Una menor edad del participante se asoció con haber tenido su primera relación sexual con menos de 16 años y con mayor puntuación en el ICSR modificado. Ambas asociaciones fueron moderadas. El estrato socioeconómico resultó independiente, pero un menor número de personas por dormitorios en la vivienda se asoció con una mayor puntuación en el ICSR modificado y en el factor de sexo de riesgo (tabla 7).

El tamaño del efecto de la edad sobre el ICSR modificado fue mediano, $r_{PC} = -.308$, IC del 95% [-.541, -.075]. Considerando que la media de edad fue 16.4 años y mediana de 16 años entre los 107 participantes sexualmente activos, se definió un grupo de 16 años o menos y un grupo de más de 16 años. En los participantes con 16 años o menos, $P_{20} = 3$ y

$P_{80} = 5$, puntuaciones en el ICSR modificado de 0 a 3 correspondieron a bajo riesgo, de 4 medio y de 5 a 7 alto. En los participantes con más de 16 años, $P_{20} = 2.4$ y $P_{80} = 5$, puntuaciones en el ICSR modificado de 0 a 2 correspondieron a bajo riesgo, de 3 a 4 medio y de 5 a 7 alto. El tamaño del efecto del número de personas por dormitorio en la vivienda sobre el ICSR modificado fue pequeño, $r_{PS} = -.203$, IC del 95% [-.395, -.011], y no requiere baremos diferenciales. El sexo y el estrato socioeconómico no tuvieron efecto significativo sobre el ICSR modificado (tabla 7).

Discusión

El propósito de esta investigación fue describir las CSR y motivos de la primera relación sexual en una muestra de adolescentes escolarizados de la ciudad de Monterrey, México; a su vez, validar la Escala de Conductas Sexuales (ECS) de Ingledew y Ferguson (2007). Para este segundo propósito se trabajó sólo con los siete ítems que definen el índice de conductas sexuales de riesgo (ICSR), seleccionando aquellos con adecuadas propiedades de distribución, discriminabilidad y consistencia interna; y estudiando la consistencia interna, estructura factorial, distribución y relación con variables sociodemográficas del ICSR. Cabe recordar que este doble propósito se desglosó en seis objetivos. A continuación, se discuten los resultados en orden a los seis objetivos enunciados, y retomando las hipótesis formuladas.

Descripción de las CSR y Motivos

Como primer objetivo del estudio, se formuló la descripción de las CSR y motivos para tener la primera relación sexual y no usar siempre métodos anticonceptivos. Se confirmaron las expectativas de inicio temprano de las relaciones sexuales (antes de los 16 años), uso de los preservativos en forma inconsistente y múltiples parejas sexuales como CSR más frecuentes. Estas conductas están presentes en tres cuartos o más de los

adolescentes sexualmente activos que representan poco más de un cuarto de la muestra. Los presentes datos son concordantes con investigaciones previas que hallaron que el problema más importante es el uso inconsistente de métodos anticonceptivos, y en concreto el uso inconsistente del condón (Campo et al., 2010; Moral, 2008; Teva et al., 2009; Uribe & Orcasita, 2009) y el inicio temprano de actividad sexual, esto es, antes de los 16 años (Teva et al., 2009).

La proporción de adolescentes sexualmente activos del presente estudio coincidió con la reportada con una muestra probabilística recolectada en la misma ciudad por López y Moral (2003). También, conforme a la expectativa esta proporción fue menor que la reportada en los estudios de Moral (2008), Piña y Rivera (2009) y Valle et al. (2011) realizados con muestras no probabilísticas de estudiantes universitarios. Si se toman en cuenta los porcentajes reportados por estos estudios en áreas urbanas mexicanas, la porción de personas sexualmente activas en el nivel de media superior o con una media de edad de 16 años es de tres décimos. No obstante, este porcentaje se incrementa bastante en los primeros semestres de carrera en estudiantes universitarios, sobre todo en hombres, tal como reflejan las diferencias más grandes encontradas con las muestras integradas por mayor porcentaje de hombres universitarios.

Entre los participantes sexualmente activos del presente estudio y el de Valle et al. (2011) existen diferencias en CSR, a pesar de que se realizaron en la misma ciudad y en ambos se aplicó el mismo instrumento de medida. En el presente estudio, se halló mayor porcentaje de casos con una o más parejas con las que no se usó métodos anticonceptivos (condones), con una o más parejas con las que se tuvo relaciones sexuales al poco tiempo de conocerlas, que presentaron precocidad en el inicio de las relaciones sexuales y que se

realizaron pruebas de embarazo. No obstante, el número de participantes sexualmente activos fue mayor en el estudio de Valle et al. Estas diferencias se pueden atribuir a las poblaciones estudiadas. En la investigación de Valle et al., los participantes fueron estudiantes universitarios con una media de edad de 20 años, y hubo una mayor proporción de hombres que de mujeres (siete hombres por cada tres mujeres). En el presente estudio, los participantes fueron estudiantes de preparatoria con una media de 16 años, y hubo la misma proporción de mujeres que de hombres. Para poder comprender las diferencias entre ambos estudios en relación con las CSR, se podría considerar que existe una alta deserción en los estudios en el nivel de escolaridad medio superior, siendo uno de los principales motivos los embarazos no deseados, especialmente en mujeres (Instituto Nacional de Estadística y Geografía & Consejo Nacional de Población, 2015). Además, se puede tener en cuenta que es más probable que los adolescentes con CSR que tienen embarazos no deseados abandonen los estudios y no lleguen a la universidad (Ruiz-Ramírez, García-Cué, & Pérez-Olvera, 2014). Ante estas dos consideraciones, cabe preguntarse si el grupo de adolescentes con CSR que abandonan sus estudios en los primeros semestre de preparatoria y no llegan a la universidad constituye el aspecto diferencial crítico para la mayor precocidad sexual, falta de planificación (apenas al conocer a la persona y sin uso del condón) y realización de pruebas de embarazo encontradas en este estudio. La respuesta a esta pregunta está fuera de los alcances de la presente investigación, y para responder a la misma se puede acudir a un estudio de seguimiento o usar serie de muestras transversales, con la recolección de datos de los últimos semestres de secundaria, los cuatro o seis semestres de preparatoria y los primeros semestres de carrera.

Cribado de los Ítems del ICSR

Se enunció como segundo objetivo estudiar las propiedades de distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los siete ítems del ICSR para su cribado o selección. En relación con las distribuciones de los ítems, se esperaba que el porcentaje del valor 1 (de riesgo) fuese significativamente mayor que el porcentaje del valor 0 (no riesgo) en los ítems dicotómicos y dicotomizados. Esto se cumplió en tres ítems, pero en los cuatro restantes se incumplió con sesgo en sentido contrario en tres de ellos. Las CSR contrario a ser raras entre los participantes sexualmente activos son frecuentes. La propiedad de discriminabilidad es satisfecha por todos los ítems, siendo el menos discriminativo el ítem 2 y los más discriminativos los ítems 3 y 4. Con respecto a la consistencia interna, se halló que el ítem 2 sobre la edad al momento de la primera relación sexual carecía de esta propiedad. Ingledew y Ferguson (2007) hallaron una consistencia interna muy baja en este ítem. En este estudio, el ítem 8 también mostró consistencia interna débil, pero no así en el presente estudio. Por el contrario, el ítem 3 sobre el número de parejas sexuales, que fue el único ítem correlacionado con el ítem 2, mostró fiabilidad débil al disminuir la consistencia interna de la escala y del factor al que pertenece. No obstante, dentro de un modelo de dos factores se podría retener, al cumplir el criterio de una correlación con el resto de la escala mayor que .30 y una comunalidad mayor que .25, incluso mayor que .50. Probablemente sea mejor indicador de un factor de búsqueda de sensaciones sexuales, relacionado con el factor de experimentación sexual, en el cual saturó, pero diferenciable. La búsqueda de sensaciones sexuales se puede definir como la tendencia a lograr un nivel de excitación sexual alto a través de comportamientos sexuales nuevos, provocadores, rompedores o extremos (Matarelli, 2013). Con la experimentación sexual, se hace referencia a tener experiencias

sexuales sin compromiso con parejas que usualmente se conocen en discotecas u otros sitios de alterne.

En el estudio de Ingledew y Ferguson (2007) el ítem 2 presentó una consistencia interna baja, pero este ítem sobre edad de inicio de la vida sexual careció de consistencia interna en el presente estudio. Debido a este problema de confiabilidad, el ítem 2 se sustituyó por un nuevo ítem sobre frecuencia del uso de métodos anticonceptivos, con lo que mejoró sustancialmente la consistencia interna del índice de conductas sexuales de riesgo. Este nuevo ítem fue consistente, congruente con el contenido de la escala y no redundante. Se asemeja al ítem 5, pero éste pregunta sobre el número de parejas con las que no se ha usado métodos anticonceptivos al tener relaciones sexuales con coito. En contraste, el nuevo ítem pregunta sobre la frecuencia de uso de métodos anticonceptivos cada vez que se tiene relaciones sexuales con coito. Así, ambos ítems cargan en el factor de sexo de riesgo, siendo mayor la carga factorial del nuevo ítem que la del ítem 5.

Validez del ICSR

Se propuso como tercer objetivo explorar la estructura factorial de los siete ítems del ICSR (dicotomizando aquellos que son ordinales). Tras eliminarse el ítem 2 e incorporarse el ítem 9, se encontró que la escala está integrada por dos factores. Estos dos factores cuentan con consistencia interna y validez convergente, con una varianza media extraída mayor que un medio. Además, presentan validez discriminante, al ser la varianza compartida entre ambos factores aproximadamente de un séptimo y menor a un medio (Fornell & Larker, 1981). El número de dos factores se sostuvo por la convergencia de dos métodos empíricos muy robustos en la determinación del número de factores, como son el análisis paralelo de Horn y el de coordenadas óptimas (Courtney, 2013). Además el porcentaje de varianza total

explicada fue de cuatro quintos y la interpretación de los dos factores fue clara. Incluso el criterio de Kaiser indicó dos factores, el cual no incurre tanto en la sobreestimación del número de factores cuando el número de ítems es pequeño (Courtney, 2013).

Un factor hace referencia a un uso inconsistente de métodos anticonceptivos (usualmente condones) que conducen a la necesidad de hacerse pruebas de embarazo e ITS. El otro factor hace referencia a una exploración de la sexualidad sin compromiso con indicadores, como mayor número de parejas, mayor número de parejas ocasionales y tener relaciones sexuales bajo el efecto del alcohol o drogas probablemente con parejas que se han conocido recientemente en fiestas o en lugares de alterne. Así, los presentes análisis revelan una escala con consistencia interna y validez estructural de constructo.

Fiabilidad del ICSR y sus Factores

Se enunció como cuarto objetivo calcular la consistencia interna del índice y sus factores. Los resultados obtenidos sobrepasaron las expectativas de unos valores de consistencia interna entre aceptables y altos. Cabe mencionar que, con los siete ítems del ICSR, previamente, sólo se había estimado su consistencia interna. El hecho de haber presentado en los estudios previos una consistencia interna baja (Ingledeew & Ferguson, 2007; Ingledeew et al., 2003) se puede atribuir a un método de estimación poco adecuado para ítems dicotómicos, como es el coeficiente de consistencia interna de Kuder-Richardson, y a la presencia de uno o más ítems con poca consistencia interna, como el ítem 2 sobre la edad de inicio de las relaciones sexuales coitales. No debe atribuirse al hecho de presentar una estructura no unidimensional, lo que disminuye la consistencia interna a valores por debajo de .90, pero no de .70 (Furr, 2011), ni al hecho de contar con un número reducido de ítems (Sijtsma, 2009). Los presentes datos muestran que una vez que se eliminó el ítem con

problemas de consistencia interna, se sustituyó por otro sobre frecuencia del uso de métodos anticonceptivos y se usaron métodos adecuados para estimar la consistencia interna con ítems dicotómicos (coeficiente alfa y theta basados en la matriz de correlaciones tetracóricas), entonces se logró una consistencia interna muy alta. Asimismo, los dos factores del índice fueron consistentes, con una consistencia interna muy alta en el factor de sexo de riesgo y alta en el de experimentación sexual.

Distribuciones del ICRS y sus Factores

En relación con el quinto objetivo de describir las distribuciones del índice y sus factores, se esperaba que mostraran asimetría hacia puntuaciones por debajo de la media o valores bajos, esto es, asimetría positiva (Schroder et al., 2003). Esto se cumplió en los dos factores por el coeficiente de asimetría intercuartílico de Bowley y Joule, pero no por el de Fisher que mostró simetría. En el ICSR modificado se incumplió al presentar sesgo contrario al esperado por el coeficiente de Bowley y Joule y mostrar simetría por el de Fisher. Estos datos refuerzan la afirmación anteriormente hecha sobre la frecuencia alta de CSR entre los participantes sexualmente activos, como también estudios previos lo habían señalado (Campo et al., 2010; López & Moral, 2003; Teva et al. 2009). La sexualidad de pareja que practican estos adolescentes es de riesgo, de ahí que el perfil de las distribuciones se aproximó a una curva acampanada en esta escala de CSR.

Relación del ECS con las Variables Sociodemográficas

Se definió como sexto objetivo estudiar la relación del ECS con las variables sociodemográficas. Se halló relación con el sexo. Congruente con las expectativas (Valle et al., 2011; Piña & Rivera, 2009), los hombres fueron sexualmente más activos, con más parejas sexuales y experimentan más con la sexualidad. No obstante, el sexo no tuvo efecto

sobre el ICSR modificado. La edad sí tuvo efecto sobre el ICSR modificado. Los más jóvenes y aquellos que han iniciado antes su vida sexual activa presentaron mayor puntuación en el índice de riesgo. El tamaño del efecto fue mediano y la varianza compartida del 10%. El estrato socioeconómico fue independiente de los ítems, del índice y de los factores, pero no así del número de personas por dormitorio en la vivienda. Con independencia del estrato socioeconómico, aquellos adolescentes que viven en viviendas con más habitaciones por miembro presentaron mayor puntuación en el índice de riesgo, e incurrieron más en sexo no protegido que motivó pruebas de embarazo e ITS. Probablemente contasen con su propio cuarto, sus dos padres con frecuencia estuviesen ausentes de la casa, y tuvieran mayor oportunidad de convivir con la pareja a solas dentro de la vivienda, dándose la situación de tener relaciones sexuales “inesperadas”. No obstante, el tamaño del efecto del número de personas por dormitorio en la vivienda fue pequeño. Si estos hallazgos se confirman en otro estudio con un muestreo probabilístico, se podría afirmar que el ICSR modificado no requiere baremos diferenciales por sexo, estrato socioeconómico, ni número de dormitorios, pero sí por edad (con 16 años o menos y más de 16 años).

Conclusiones

En conclusión, los resultados sugieren que poco más de un cuarto de los participantes fueron sexualmente activos. En este grupo, la conducta sexual de riesgo más reportada fue inicio temprano de relaciones sexuales con coito vaginal, el poco o nulo uso de métodos anticonceptivos y múltiples parejas sexuales. La razón que los participantes mencionaron con más frecuencia sobre por qué no usaron métodos anticonceptivos en todas las relaciones sexuales fue el de tener relaciones sexuales inesperadas, lo cual evidencia un problema de falta de planeación a futuro, e incluso puede indicar un problema de control de impulsos. La

frecuencia de CSR fue alta entre los participantes sexualmente activos, por lo que el hecho de actividad sexual a esta edad, especialmente con un inicio a los 16 años o antes, debe considerarse como una situación de riesgo. El ser hombre resultó factor de riesgo de ser sexualmente activo, tener más parejas sexuales e incurrir en sexo desprotegido que motiva prueba de embarazo e ITS. El estrato socioeconómico no resultó un factor significativo, pero sí el hecho de contar con más habitaciones por persona en la vivienda. Aquellos adolescentes en cuyas casas hay más dormitorios por miembro de la familia puntúan más alto en el ICSR modificado y en el factor de sexo de riesgo. En el ICSR, el ítem 2 sobre la edad en la primera relación sexual no mostró consistencia interna y puede ser sustituido por un ítem de frecuencia de uso de métodos anticonceptivos que sí posee consistencia interna. Eliminado el ítem 2 e incorporado el ítem nuevo (ítem 9), la estructura factorial de los siete ítems del ICSR modificado fue de dos factores correlacionados (sexo de riesgo y experimentación sexual). El primer factor tuvo una consistencia muy alta y el segundo alta. Ambos factores mostraron validez convergente y discriminante. Sus distribuciones y la del ICSR modificado no se ajustaron a una curva normal, por lo que tienen que ser baremados por puntuaciones de percentil. Por el tamaño de efecto mediano de la edad se requeriría baremos diferenciales entre aquellos con 16 años o menos de edad y aquellos con más de 16 años.

Considerando los resultados de este estudio, puede proponerse que, en los adolescentes que tienen cuarto propio y pasan más tiempo a solas en la casa, dado que ambos padres trabajan fuera de la casa, aumenta la probabilidad de incurrir en una situación de sexo inesperado en la que no se usa condón, independientemente del estrato socioeconómico. Será importante la realización de nuevos estudios a fin de examinar el rol de estas variables.

Posibles limitaciones de este estudio se relacionan con la utilización de un diseño *ex post facto*, el cual no permite realizar afirmaciones causales. El procedimiento de muestreo fue no probabilístico, por lo que los datos reportados no se pueden considerar estimaciones de parámetros y sólo se pueden considerar como hipótesis y datos de comparación en estudio dentro de la misma población de adolescentes escolarizados. La sensibilidad del tema estudiado dificultó el acceso a varios centros escolares, cuyos directores denegaron el permiso, y poder disponer de listas para una selección aleatoria de casos. Sólo se permitió un muestreo de participantes voluntarios. El tamaño de la muestra no debe juzgarse insuficiente para la aplicación del análisis factorial exploratorio, ya que se alcanzó un mínimo de 100 casos, se contó con una proporción de 14 participantes por variable y las cargas factoriales fueron altas, contando cada factor con al menos tres indicadores (Lloret et al., 2014).

Sería interesante que futuros estudios contrasten el modelo de dos factores correlacionados hallado en el análisis factorial exploratorio de esta investigación, realicen su validación cruzada por sexos (con al menos 100 hombres y 100 mujeres sexualmente activos), y estimen los baremos del ICSR modificado y sus factores por medio de puntuaciones de percentil, usando un muestreo probabilístico. Por el porcentaje de actividad sexual en esta población, se requeriría una muestra mínima de 714 participantes para dichos objetivos. Cabe mencionar que, previamente, no se ha estudiado la validez de contenido de la escala, para lo cual se podrían usar los criterios de Lawshe (Ayre & Scally, 2014). También queda por estudiar la fiabilidad temporal y la validez de constructo, por ejemplo, en relación con búsqueda de sensaciones sexuales, impulsividad y control parental. Finalmente se recalca que es importante disminuir las CSR en estos estudiantes de media superior por su alta casuística.

Referencias

- Ayre, C., & Scally, A. J. (2014). Critical values for Lawshe's content validity ratio: revisiting the original methods of calculation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 47*(1), 79-86. doi:10.1177/0748175613513808
- Buelens, B., Burger, J., & Van den Brakel, J. (2015). Predictive inference for non-probability samples: a simulation study. *Statistics Netherlands. Discussion Paper, 13*, 1-46. doi:10.13140/RG.2.1.4591.3041
- Cabral, J., Cruz, C., Ramos, U., & Ruiz, P. (2007). *Atlas de ITS. Manifestaciones clínicas, diagnóstico, tratamiento*. Ciudad de México: Censida.
- Campo, A., Ceballo, G. A., & Herazo, E. (2010). Prevalencia de patrón de comportamiento de riesgo para la salud sexual y reproductiva en estudiantes adolescentes. *Revista Latino-Americana de Enfermagem, 18*(2), 1-5. doi:10.1590/S0104-11692010000200005
- Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: Using the SPSS R-Menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment Research and Evaluation, 18*(8), 24-57. Recuperado de: <http://pareonline.net/getvn.asp?v=18&n=8>
- De la Fuente, S. (2011). *Análisis factorial*. Madrid: Universidad Autónoma de Madrid [Adobe Reader version]. Recuperado de <http://www.fuenterrebollo.com/Economicas/ECONOMETRIA/MULTIVARIANTE/FACTORIAL/analisis-factorial.pdf>
- De la Iglesia, G., Ongarato, P., & Fernández-Liporace, M. (2010) Propiedades psicométricas de una Escala de Estilos Parentales e Inconsistencia Parental Percibida (EPIPP).

Evaluar, 10, 32-52.

Dirección General de Vigilancia Epidemiológica (2015). *Registro nacional de casos de Sida.*

Actualización al 13 de noviembre de 2015. Disponible en
http://www.censida.salud.gob.mx/descargas/epidemiologia/RN_al_13noviembre_2015.pdf

Fornell, C., & Larker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
doi:10.2307/3151312

Furr, R. M. (2011). *Scale construction and psychometrics for social and personality psychology*. Thousand Oaks, CA: Sage

Grissom, R. J., & Kim, J. J. (2012). *Effect sizes for research: Univariate and multivariate applications* (2th ed.). London, UK: Routledge.

Groth-Marnat, G. (2009). *Handbook of psychological assessment* (5th ed.). Hoboken, NJ: Wiley.

Gutiérrez, J. P., Bertozzi, S. M., Conde, C. J., & Sánchez, M. A. (2006). Risk behaviors of 15-21 year olds in Mexico lead to a high prevalence of sexually transmitted infections: results of a survey in disadvantaged urban areas. *BMC Public Health*, 6, 1-11.

Hidalgo, A., Caballero, R., Celis, A., & Rasmussen, B. (2003). Validación de un cuestionario para el estudio del comportamiento sexual, social y corporal, de adolescentes escolares. *Salud Pública de México*, 45(Supl. 1), S58-S72.

Inglede, D. K., Cook, H. S., & Gaff, D. M. (2003, Septiembre). *Motives as proximal determinants of riskier sexual behaviour*. Trabajo presentado en la Annual

Conference of the European Health Psychology Society, Kos, Greece.

Ingledeu, D. K., & Ferguson, E. (2007). Personality and riskier sexual behaviour: Motivational mediators. *Psychology and Health*, 22, 291-315.
doi:10.1080/14768320600941004

Instituto Nacional de Estadística y Geografía & Consejo Nacional de Población (2015). *Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 2014*. Aguascalientes, México: INEGI y CONAPO.

Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30, 1151-1169. doi:10.6018/analesps.30.3.199361

López, F., & Moral, J. (2003). Sexo, autoeficacia y actitudes sexuales de riesgo en adolescentes de Nuevo León. *Revista Médica Universitaria*, 5(18), 3-11.

Matarelli, S. (2013). Sexual sensation seeking and internet sex-seeking of Middle Eastern men who have sex with men. *Archives of Sexual Behavior*, 42, 1285-1297.
doi:10.1007/s10508-013-0073-5

MacPherson, L., Reynolds, E. K., Daughters, S. B., Wang, F., Cassidy, J., Mayes, L. C., & Lejuez, C. W. (2010). Positive and negative reinforcement underlying risk behavior in early adolescents. *Prevention Science: The Official Journal of the Society for Prevention Research*, 11, 331-342. doi:10.1007/s11121-010-0172-7

Moral, J. (2008). Conducta sexual y uso del preservativo en estudiantes universitarios. *Revista Médica Universitaria*, 9(37), 173-180.

Oliden, P. E., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta

- categoría ordenada. *Psicothema*, 20, 896-901.
- Piña, J. A., & Rivera, B. M. (2009). Predictores del comportamiento sexual con múltiples parejas en estudiantes de educación superior: un análisis por género. *Acta Colombiana de Psicología*, 12(1), 53-65.
- Piña, J. A., Robles, S., & Rivera, B. M. (2007). Instrumento para la evaluación de variables psicológicas y comportamientos sexuales de riesgo en jóvenes de dos centros universitarios de México. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 22(5), 295-303.
- Ruiz-Ramírez, R., García-Cué, J. L., & Pérez-Olvera, M. A. (2014). Causas y consecuencias de la deserción escolar en el bachillerato: caso Universidad Autónoma de Sinaloa. *Revista Ra Ximhai*, 10(5), 51-74.
- Hernández, R., Fernández, C., & Baptista, P. (2010). *Metodología de la investigación* (5ª ed.). Ciudad de México: McGraw-Hill.
- Schroder, K. E. E., Carey, M. P., & Vanable, P. A. (2003). Methodological challenges in research on sexual risk behavior: I. Item content, scaling, and data analytical options. *Annals of Behavioral Medicine*, 26(2), 76-103.
- Senn, T. E., Carey, M. P., Vanable, P. A., Coury-Doniger, P., & Urban, M. A. (2006). Childhood sexual abuse and sexual risk behavior among men and women attending a sexually transmitted disease clinic. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, 720-731. doi:10.1037/0022-006X.74.4.720
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107-120. doi:10.1007/s11336-008-9101-0
- Slaymaker, E. (2004). A critique of international indicators of sexual risk behaviour. *Sexually Transmitted Infection*, 80, 13-21 doi:10.1136/sti.2004.011635

Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª ed.). Ciudad de México: Trillas.

Teva, I., Bermúdez, M. P., & Buela-Casal, G. (2009). Variables sociodemográficas y conductas de riesgo en la infección por el VIH y las enfermedades de transmisión sexual en adolescentes, España, 2007. *Revista Española de Salud Pública*, 83, 305-316.

Thadewald, T., & Büning, H. (2007). Jarque-Bera test and its competitors for testing normality - a power comparison. *Journal of Applied Statistics*, 34(1), 87-105. doi:10.1080/02664760600994539.

Uribe, A. F., & Orcasita, L. T. (2009). Conductas sexuales de riesgo en estudiantes universitarios de la ciudad de Cali-Colombia. *Revista Virtual Universidad Católica del Norte*, 27, 1-31. Recuperado de <http://revistavirtual.ucn.edu.co/index.php/RevistaUCN/article/view/99/196>

Valle, M. O., Benavides, R. A., Álvarez, A., & Peña, J. N. (2011). Conducta Sexual de Riesgo para VIH/SIDA en jóvenes universitarios. *Revista de Enfermería del Instituto Mexicano del Seguro Social*, 19(3), 133-136.

Yang, Y., & Green, S. B. (2010). A note on structural equation modeling estimates of reliability. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 17, 66-81. doi:10.1080/10705510903438963

Tabla 1

Frecuencia de conductas sexuales de riesgo

Conducta sexual		<i>f</i>	%	%*
Haber tenido relaciones sexuales	No	278	72.2	
	Sí	107	27.8	100
Edad de inicio de las relaciones sexuales	< 13 años	3	0.8	2.8
	13-15	81	21.0	75.7
	16-19	22	5.7	20.6
	> 19 años	1	0.3	0.9
	No aplica	278	72.2	
Número de parejas sexuales	0	278	72.2	
	1	58	15.1	56.3
	2-3	21	5.5	20.4
	4-5	12	3.1	11.7
	≥ 6	12	3.1	11.7
Número de parejas sexuales con poco tiempo de conocerlas	No contesta	4	1.0	
	0	28	7.3	26.2
	1	38	9.9	35.5
	2-3	17	4.4	15.9
	4-5	16	4.2	15.0
Número de parejas sexuales	≥ 6	8	2.1	7.5
	No aplica	278	72.2	
	0	6	1.6	5.6
	1	69	17.9	64.5

Conducta sexual		f	%	%*
con las que	2-3	22	5.7	20.6
no se usó	4-5	6	1.6	5.6
métodos	≥ 6	4	1.0	3.7
anticonceptivos	No aplica	278	72.2	
	Siempre	3	0.8	2.9
Frecuencia	Casi siempre	22	5.7	21.2
de uso	Algunas veces	25	6.5	24.0
de métodos	Nunca	54	14.0	51.9
anticonceptivos	No contesta	3	0.8	
	No aplica	278	72.2	
Bajo el efecto	No	93	24.2	86.9
del alcohol	Sí	14	3.6	13.1
o drogas	No aplica	278	72.2	
	No	70	18.2	69.3
Prueba	Sí	31	8.1	30.7
de	No contesta	6	1.5	
embarazo	No aplica	278	72.2	
	No	92	23.9	91.1
Prueba	Sí	9	2.3	8.9
de	No contesta	6	1.6	
ITS	No aplica	278	72.2	

Nota. * Excluidos los 278 participantes que no han tenido relaciones sexuales y aquellos que sí, pero no contestaron a la pregunta. N = 385. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2

Frecuencia de motivos para incurrir en conductas sexuales de riesgo

	Motivos	<i>f</i>	%	%*
Primera relación sexual	Estaba listo/a	30	7.8	28.0
	Fue algo inesperado	29	7.5	27.1
	Mi pareja me convenció	24	6.2	22.4
	Por mis amigos/as	4	1.0	3.7
	Otro	14	3.6	13.1
	No contesta	6	1.6	5.6
	No aplica	278	72.2	
No usar siempre métodos anticonceptivos	Total	385	100	100
	Relaciones inesperadas	44	11.4	43.6
	Método natural	26	6.8	25.7
	Vergüenza para comprarlos	7	1.8	6.9
	Mi pareja no quiere	7	1.8	6.9
	Quita placer	7	1.8	6.9
	Otro	10	2.6	9.9
	No contesta	6	1.6	
	No aplica	278	72.2	
	Total	385	100	100

Nota. * Excluidos los 278 participantes que no han tenido relaciones sexuales y aquellos que sí, pero no contestaron a la pregunta. *N* = 385. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3

Discriminabilidad y consistencia interna de los ítems del índice de conductas sexuales

Ítems	f(%)		Z _U	r _{TC} [IC del 95%]	Factor general				Dos factores				
	0	1			C	α	Θ	c	α _{F1}	α _{F2}	Θ _{F1}	Θ _{F2}	
	23	84	-	.055									
2 ^{***}	(21.5)	(78.5)	3.68 ^{***}	[-.221, .331]	.086	.858	.867	.732		.538		.538	
3 ^{ns}	60 (56.1)	47 (43.9)	- 7.03 ^{***}	.494 [.300, .688]	.234	.838	.856	.823		.538		.538	
4 ^{***}	28 (26.2)	79 (73.8)	- 6.27 ^{***}	.471 [.253, .689]	.778	.757	.795	.806	.838		.842		
5 ^{***}	6 (5.6)	101 (94.4)	- 3.70 ^{***}	.485 [.132, .838]	.880	.728	.780	.997	.799		.805		
6 ^{***}	93 (86.9)	14 (13.1)	- 5.05 ^{***}	.532 [.289, .775]	.771	.758	.798	.869	.844		.848		
7 ^{***}	98 (91.6)	9 (8.4)	- 3.62 ^{***}	.359 [.034, .684]	.419	.803	.839	.489	.884		.890		
8 ^{***}	76 (71)	31 (29)	- 5.78 ^{***}	.406 [.179, .633]	.491	.793	.832	.501	.873		.881		
ICSR						.819	.848		.876	.538	.880	.538	

Nota. Ítems: Contraste por la prueba binomial de la equivalencia de la frecuencia de ambas categorías.

Significación: ns = $p > .05$, *** $p < .001$. En negrilla se indica la categoría con una frecuencia relativa significativamente mayor que .5.

Ítems: 2 = edad al momento de la primera relación sexual (0 = ≥ 16 años y 1 = < 16 años), 3 = número de parejas sexuales (0 = una persona y 1 = dos o más personas), 4 = número de parejas con las que se ha

tenido relaciones al poco tiempo de conocerlas (0 = 0 personas y 1 = 2 o más personas), 5 = número de parejas con las que no se ha usado métodos anticonceptivos (0 = cero personas y 1 = una o más personas), 6 =

tener relaciones sexuales estando bajo el efecto del alcohol o drogas (0 = no y 1 = sí), 7 = realización de prueba de embarazo (0 = no y 1 = sí), 8 = realización de prueba de ITS (0 = no y 1 = sí). ICSR = índice de conductas sexuales de riesgo (suma del 2 al 8).

Discriminabilidad: Z_U = comparación de tendencia central en la escala entre los grupos definidos por las dos categorías del ítem. Consistencia interna: $r_{TC} [IC \text{ del } 95\%]$ = correlación policórica del ítem con el resto del ICSR estimada con un intervalo de confianza del 95%, c = comunalidad en la extracción, α = cálculo del

coeficiente alfa ordinal excluido el ítem y Θ = cálculo del coeficiente theta ordinal excluido el ítem.

ICSR = Índice de conductas sexuales de riesgo = I2 + I3 + I4 + I5 + I6 + I7 + I8.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4

Discriminabilidad y consistencia interna de los ítems del índice de conductas sexuales modificado

Ítems	<i>f</i> (%)		<i>Z_U</i>	<i>r_{PC}</i> [IC del 95%]	Factor general				Dos factores			
	0	1			C	α	Θ	c	α_{F1}	α_{F2}	Θ_{F1}	Θ_{F2}
3 ^{ns}	60 (56.1)	47 (43.9)	-6.87***	.414 [.204, .624]	.098	.932	.935	.697		.992		.992
4***	28 (26.2)	79 (73.8)	-6.88***	.607 [.425, .789]	.765	.871	.892	.884		.666		.666
5***	6 (5.6)	101 (94.4)	-4.22***	.595 [.321, .869]	.985	.852	.869	.998	.883		.883	
6***	93 (86.9)	14 (13.1)	-	.580 [.349, .811]	.741	.871	.895	.948		.534		.534
7***	98 (91.6)	9 (8.4)	-3.77***	.383 [.064, .702]	.523	.895	.911	.744	.941		.942	
8***	76 (71)	31 (29)	-6.08***	.419 [.196, .642]	.591	.887	.906	.684	.937		.937	
9***	3 (2.8)	104 (97.2)	-2.97***	.773 [.467, 1]	.902	.864	.879	.969	.891		.891	
ICSR-M						.899	.914		.934	.828	.935	.841

Nota. Ítems: Contraste por la prueba binomial de la equivalencia de la frecuencia de ambas categorías.

Significación: $ns = p > .05$, *** $p < .001$. En negrilla se indica la categoría con una frecuencia relativa

significativamente mayor que .5. Ítem 9 = frecuencia de uso de métodos anticonceptivos

(0 = siempre y 1 = no siempre). ICSR-M = índice de conductas sexuales de riesgo modificado (suma del 3

al 9). Fuente: Elaboración propia

Tabla 5

Estructura factorial de los ítems del índice de conductas sexuales de riesgo modificado

Ítems	Comunalidades en la extracción	Matriz de configuraciones		Matriz estructural	
		F1	F2	F1	F2
3	.697	-.317	.903	.030	.782
4	.884	.446	.674	.705	.845
5	.998	.876	.250	.972	.586
6	.948	.355	.781	.654	.917
7	.744	.922	-.213	.840	.141
8	.684	.838	-.028	.827	.293
9*	.969	.948	.087	.981	.451

Nota. Ítems: 3. ¿Con cuántas personas has tenido relaciones sexuales?, 4. De tus parejas sexuales, ¿Con cuántos/cuántas tuviste relaciones con poco tiempo de conocerlo/a?, 5. ¿Con cuántas personas has tenido relaciones sexuales sin usar un método anticonceptivo para protegerte de un embarazo o una infección?, 6. ¿Has mantenido relaciones sexuales sin protección porque estabas bajo la influencia del alcohol o drogas?, 7. ¿Alguna vez has tenido que hacerte una prueba para detectar una infección de transmisión sexual?, 8. ¿Alguna vez has tenido que hacerte una prueba de embarazo, o tu pareja ha tenido que hacerse una prueba de embarazo?, 9*. En tus relaciones sexuales ¿con qué frecuencia utilizas algún método para protegerte de un embarazo no planeado o una infección? (añadido).

F1 = Sexo de riesgo y F2 = Experimentación sexual. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6

Descriptivos del índice de conductas sexuales de riesgo modificado y sus dos factores

Estadísticos	ICSR modificado	Sexo de riesgo	Experimentación Sexual
<i>N</i>	100	101	103
[<i>Min, Max</i>]	[0, 7]	[0, 4]	[0, 3]
<i>M</i>	3.73	2.36	1.34
<i>Mo</i>	4	2	1
<i>DE</i>	1.26	0.69	0.91
<i>RSQ</i>	0.88	0.50	0.50
<i>AF</i>	0.13	0.16	0.21
<i>AIQ</i>	-0.14	1	1
<i>CF</i>	0.32	2.22	-0.72
<i>CPC</i>	0.03	0.24	-0.10
	10	2	0
	20	3	1
	25	3	1
Percentiles	50	4	1
	75	4.75	2
	80	5	2
	90	5	3

Nota. ICSR modificado = I3 + I4 + I5 + I6 + I7 + I8 + I9. F1 = Sexo de riesgo = I5 + I7 + I8 + I9.

F2 = Experimentación sexual = I3 + I4 + I6. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7

Correlaciones con variables sociodemográficas

ECS	N	Variables sociodemográficas			
		Sexo	Edad	ESC	PDV
1	385	-.318 ^{TC***}	.137 ^{PC}	.064 ^{PC}	-.080 ^{PS}
		[-.473, -.163]	[-.002, .276]	[-.085, .213]	[-.217, .057]
2	107	-.240 ^{TC}	-.457 ^{PC***}	-.130 ^{PC}	.004 ^{PS}
		[-.561, .081]	[-.688, -.226]	[-.422, .162]	[-.251, .259]
ICSR-M	100	.028 ^{PC}	-.308 ^{PC**}	.152 ^{PC}	-.203 ^{PS*}
		[-.188, .244]	[-.541, -.075]	[-.068, .372]	[-.395, -.011]
F1	101	-.158 ^{PC}	.146 ^{PC}	.230 ^{PC}	-.232 ^{PS*}
		[-.444, .128]	[-.091, .383]	[-.017, .477]	[-.457, -.007]
F2	103	-.316 ^{PC**}	-.067 ^{PC}	.064 ^{PC}	-.131 ^{PS}
		[-.555, -.077]	[-.287, .153]	[-.165, .293]	[-.337, .075]
3	103	-.531 ^{TC***}	.119 ^{PC}	-.024	-.102 ^{PS}
		[-.776, -.286]	[-.136, .374]	[-.294, .246] ^{PC}	[-.353, .149]
4	107	-.001 ^{TC}	-.137 ^{PC}	.085 ^{PC}	-.090 ^{PS}
		[-.326, .324]	[-.407, .133]	[-.199, .369]	[-.335, .155]
5	107	.323 ^{TC}	.136 ^{PC}	-.200 ^{PC}	.209 ^{PS}
		[-.165, .811]	[-.283, .555]	[-.602, .202]	[-.232, .650]
6	104	-.072 ^{TC}	-.242 ^{PC}	-.038 ^{PC}	-.026 ^{PS}
		[-.454, .310]	[-.554, .070]	[-.377, .301]	[-.347, .295]

ECS	N	Variables sociodemográficas			
		Sexo	Edad	ESC	PDV
7	107	-.475 ^{TC*}	.115 ^{PC}	.216 ^{PC}	-.235 ^{PS}
		[-.879, -.071]	[-.261, .491]	[-.152, .584]	[-.645, .175]
8	101	-.042 ^{TC}	.150 ^{PC}	.150 ^{PC}	-.247 ^{PS}
		[-.365, .281]	[-.117, .417]	[-.130, .430]	[-.525, .031]
9	101	.082 ^{TC}	.039 ^{PC}	.135 ^{PC}	-.103 ^{PS}
		[-.541, .705]	[-.484, .562]	[-.384, .654]	[-.534, .328]

Nota. Escala: 1 = se ha tenido relaciones sexuales (0 = no y 1 = sí), 2 = edad al momento de la primera relación sexual (0 = \geq 16 años y 1 = < 16 años), 3 = número de parejas sexuales (0 = una persona y 1 = dos o más personas), 4 = número de parejas con las que se ha tenido relaciones al poco tiempo de conocerlas (0 = 0 personas y 1 = 2 o más personas), 5 = número de parejas con las que no se ha usado métodos anticonceptivos (0 = cero personas y 1 = una o más personas), 6 = tener relaciones sexuales estando bajo el efecto del alcohol o drogas (0 = no y 1 = sí), 7 = realización de prueba de embarazo (0 = no y 1 = sí), 8 = realización de prueba de ITS (0 = no y 1 = sí) y 9 = frecuencia de uso de métodos anticonceptivos (0 = siempre y 1 = no siempre). ICSR-M = índice de conductas sexuales de riesgo modificado. F1 = factor de sexo de riesgo. F2 = factor de experimentación sexual.

Variables sociodemográficas: sexo (1 = hombre y 2 = mujer), edad (15, 16, 17, 18 y 19), ESC = estrato socioeconómico (1 = bajo o bajo-medio, 2 = medio y 3 = medio-alto o alto), PDV = número de personas por dormitorio en la vivienda (variable numérica).

Correlación: TC = tetracórica, PC = policórica y PS = poliserial. Estimadas con un intervalo de confianza del 95%. Significación: * $p < .05$, ** $p < .01$ y *** $p < .001$. Fuente: Elaboración propia.



Este texto está protegido por una licencia [Creative Commons 4.0](#).

Usted es libre para Compartir —copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato— y Adaptar el documento —remezclar, transformar y crear a partir del material— para cualquier propósito, incluso comercialmente, siempre que cumpla la condición de:

Atribución: Usted debe reconocer el crédito de una obra de manera adecuada, proporcionar un enlace a la licencia, e indicar si se han realizado cambios . Puede hacerlo en cualquier forma razonable, pero no de forma tal que sugiera que tiene el apoyo del licenciante o lo recibe por el uso que hace.

[Resumendelicencia](#) - [Textocompletodelalicencia](#)