Propiedades psicométricas del Cuestionario de Influencias Situacionales para Conducta Sexual en Hombres que tienen Sexo con Hombres

José Moral de la Rubia

Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León

Carolina Valdez Montero y Dora Julia Onofre Rodríguez

Facultad de Enfermería, Universidad Autónoma de Nuevo León

Resumen

Los objetivos del presente trabajo son crear un cuestionario para evaluar influencias situacionales para la conducta sexual en los hombres que tienen sexo con hombres; estudiar las propiedades psicométricas del cuestionario; describir las influencias situacionales abarcadas por el contenido de los ítems; y describir las distribuciones del cuestionario, sus escalas y sus factores. El consumo de sustancias previo al encuentro sexual y sitios de encuentro fueron las influencias evaluadas. Se recolectó una muestra de 133 participantes por muestreo dirigido por entrevistados. La escala de consumo de sustancias tuvo una estructura de dos factores (alcohol y drogas) que tuvieron consistencia interna excelente. La escala de sitios de encuentro fue unidimensional y tuvo consistencia interna buena. El ajuste de ambos modelos factoriales fue bueno. Las puntuaciones del factor de consumo de alcohol siguieron una distribución normal. Las otras distribuciones fueron asimétricas. Se concluye que el cuestionario posee consistencia interna y validez de constructo.

Palabras clave: *homosexualidad, contexto, encuentros, sustancias, psicometría.*

Psychometric Properties of the Questionnaire of Situational Influences for Sexual Behavior in Men who have Sex with Men

Abstract

The present work aims at creating a questionnaire to evaluate situational influences for sexual behavior in men who have sex with men; studying the psychometric properties of the questionnaire; describing the situational influences covered by the content of the items; and describing the distribution of scores for the scales. Substance use prior to sexual encounter and meeting places were the influences evaluated. A sample of 133 participants was collected through respondent-driven sampling. The scale of substance use had a two-factor structure (alcohol and drugs), and these two factors showed an excellent internal consistency. The scale of meeting places was unidimensional, and had a good internal consistency. The fit of both models was good. The scores of alcohol consumption factor followed a normal distribution. The other distributions were asymmetric. It is concluded that the questionnaire has internal consistency and construct validity.

Keywords: *Homosexuality, context, meetings, substance, psychometrics.*

Agradecimientos: A los informantes clave por su apoyo y colaboración en el proceso de muestreo: Juan Carlos Amaro Cuéllar, José Juan Ortiz, Fernando Liñán Gómez y Héctor Alemán Villarreal. A los expertos en sexología que conformaron el panel de revisión del cuestionario: Raquel Alicia Benavides Torres, PhD., Dra. Fuensanta López Rosales, Dra. María Aracely Márquez Vega, Dra. Lubia del Carmen Castillo Arcos.

Dirigir toda correspondencia sobre este artículo a: José Moral de la Rubia. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Carlos Canseco 110. C.P. 64460. Col. Mitras Centro. Monterrey, N.L., México. Tel. 8183338233. Ext. 423. Fax. Ext. 103.
Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com

RMIP 2016, Vol. 8, No. 1, 1-18
ISSN-impresa: 2007-0926; ISSN-digital: 2007-3240
www.revistamexicanadeinestigacionenpsicologia.com
Derechos reservados ®RMIP

INTRODUCCIÓN

Hombres que tienen sexo con hombres (HSH) como grupo vulnerable

El Programa Conjunto de las Naciones Unidas sobre el VIH/Sida (ONUSIDA, 2014) señala que existen más de 35 millones de personas infectadas por el virus de inmunodeficiencia humana (VIH) en el mundo. En América Latina hasta el 2013 había más de 1.6 millones de personas viviendo con el VIH (ONUSIDA, 2014). Un grupo vulnerable a la infección son los HSH. El término *HSH* es utilizado para describir a los hombres que tienen prácticas sexuales con otros hombres, independientemente de sus orientaciones e identidades sexuales.

En México, el Centro Nacional para la Prevención y Control del VIH/Sida (Censida, 2014) señala que a finales del año 2013 existían 180 mil personas viviendo con el VIH (IC 95%: 140,000-230,000). Por su parte, Bautista, Colchero, Romero, Conde y Sosa (2013) reportaron que la prevalencia del VIH en los HSH mexicanos es de 16.9%.

Los HSH son más vulnerables a adquirir infecciones de transmisión sexual (ITS), principalmente sífilis y gonorrea (Centers for Disease Control and Prevention [CDC], 2014). El contagio de ITS, incluyendo VIH, se presenta principalmente por las relaciones sexuales sin uso del condón, siendo las relaciones sexuales anales las prácticas de mayor riesgo para contraer el VIH (CDC, 2015).

Pender, Murdaugh y Parsons (2011) señalan que los HSH son considerados una población vulnerable. Las poblaciones vulnerables se refieren a diversos grupos de personas que corren mayor riesgo en su salud física, psicológica y social que el resto de la población. Las poblaciones vulnerables incluyen a todas las personas que experimentan discriminación, estigma, intolerancia, subordinación, así como los que están políticamente marginados y privados de sus derechos.

Estigma y discriminación hacia los HSH

Se entiende por homofobia el miedo, odio e intolerancia irracionales hacia las personas con una orientación erótico-emocional hacia individuos del mismo sexo (Mercado, 2009; Moral, 2013). Aunque el término posee una connotación clínica (fobia), a este rechazo irracional se le otorga un origen sociocultural. Se postula que la homofobia se enraíza en el estigma social o conjunto de etiquetas y atribuciones dadas a las personas no heterosexuales, y en la discriminación o vulneración de derechos practicada hacia dichas personas con base en valores religiosos e ideologías políticas (Moral, 2013). Debido a este origen sociocultural se han propuesto para su denominación otros términos sin una connotación clínica, como el de *homonegatividad* (Currie, Cunningham, & Findlay, 2004).

El concepto *homonegatividad internalizada* hace referencia al conjunto de sentimientos negativos que el individuo dirige hacia sí por tener fantasías, sueños, deseos o conductas homosexuales (Currie *et al.*, 2004). El odio cultural hacia las personas con orientación no heterosexual es internalizado, y da lugar al desarrollo de sentimientos de culpa, vergüenza y automenosprecio (Moral & Valle, 2013).

La homonegatividad internalizada en la vida de los HSH dificulta la búsqueda de relaciones íntimas con personas del mismo sexo, y fomenta la búsqueda de espacios clandestinos para el ejercicio de una sexualidad anónima (Aguirre & Rendón, 2008; Núñez, 2006); a su vez, la discriminación y el estigma social intensifican la homonegatividad internalizada y operan indirectamente como influencias ambientales para tener conductas sexuales de riesgo (Núñez, 2007; Ortiz, 2005), especialmente en un entorno urbano que ofrece la oportunidad para el sexo anónimo sin importar la clase social ni la edad (Vargas, 2014).

La importancia de las palabras

En el contexto académico, el término *homosexual* se ha usado desde el siglo XIX, y es una palabra

de uso cotidiano con connotaciones variadas, desde neutras (con orientación sexual hacia su propio sexo) a estigmatizadoras (que presenta una perversión sexual) (Moral, 2013). A mediados de 1970, el americanismo *gay* comenzó a desplazar en el lenguaje cotidiano mexicano no sólo a la palabra *homosexual*, sino también a las expresiones idiomáticas con fuerte connotación homofóbica, como *rarito*, *joto* o *puto* (Laguarda, 2007). Es importante señalar que el término *gay*, desde su introducción, ha tenido una connotación positiva, lo que ha facilitado a las personas con una orientación homosexual identificarse como tales y vivir su homosexualidad en un espacio público socialmente reconocido (Laguarda, 2007). Hoy día, el hecho de que un HSH en México pueda denominarse *gay* le saca de la clandestinidad y del estigma, y le abre el espacio para una identidad social reconocida. A raíz de este cambio cultural reflejado en el registro idiomático, surge el movimiento gay mexicano de asociaciones civiles y representantes públicos, el cual ha generado importantes cambios legislativos a nivel local y federal (Díez, 2011).

De lo anteriormente expuesto se deduce que la palabra empleada para denominar la propia identidad sexual tiene implicaciones sociales, psicológicas y de salud particulares. El hecho de que un HSH se identifique como gay, homosexual o bisexual suele indicar que es capaz de expresar abiertamente y aceptar su orientación sexual hacia los hombres, y tener su práctica homosexual en un espacio social e íntimo. Por el contrario, el hecho de que un HSH se identifique como hombre o heterosexual suele implicar una fuerte internalización de la homofobia cultural aún existente en México, y una práctica homosexual clandestina y anónima (Laguarda, 2007). Debe aclararse que en el presente estudio los términos *gay* y *homosexual* se usaron como sinónimos y aparecían juntos al momento de preguntar sobre la orientación sexual ("¿cómo se identifica sexualmente?"), denotando una orientación exclusiva o preferentemente homosexual. Las otras cuatro categorías de respuesta fueron: *bisexual* (con preferencia por ambos sexos), *hombre* (heterosexual), *travesti* (con deseo de ser mujer, por lo que se viste y arregla como mujer) y *transexual/mujer transgénero* (con deseo de ser mujer, por lo que ha acudido a una cirugía de cambio de sexo, ya sea parcial o total).

Influencias situacionales para conducta sexual en los HSH

Las influencias situacionales permiten predecir conductas de salud, como el sexo desprotegido o sin uso del condón. Dentro del modelo de promoción de la salud (MPS), se entiende por influencia situacional un ambiente o situación de interacción social que posibilita o facilita una conducta de riesgo o protección de salud, y se distingue del concepto de *apoyo social* (Pender *et al*., 2011). Pender y colegas (2011) señalan que las personas se sienten atraídas y realizan los comportamientos más eficazmente en situaciones o contextos ambientales en los que se sienten identificados, relacionados y seguros.

Los HSH en busca de la aceptación y libertad de sus deseos sexuales acuden a sitios donde se sienten identificados y aceptados. Pollock y Halkitis (2009) señalan que los sitios de ambientes o de encuentro a los que acuden los HSH permiten encontrar parejas sexuales, las cuales están implicadas en la toma de riesgo sexual y la transmisión del VIH. En ciertos sitios de encuentro, es práctica común la relación sexual anónima sin adoptar medidas de protección; en otros ambientes, como sitios en línea, se tiene una interacción previa al encuentro sexual, lo que pudiera permitir intimar y negociar el sexo protegido (Lociciro, Jeannin, & Dubois-Arber, 2013).

Se ha demostrado que el consumo de alcohol y drogas se asocia con comportamientos sexuales de riesgo (Marshall *et al*., 2015). Este tipo de consumo se puede concebir como una influencia situacional para incurrir en conductas sexuales de riesgo debido a que facilita el encuentro

sexual a través de un efecto desinhibidor. Esta desinhibición no sólo facilita el tener sexo, sino que puede ocasionar que éste sea más impulsivo y sin protección. Se entiende por *alcohol* toda sustancia de abuso cuyo compuesto adictivo es el alcohol. Se agrupa bajo el término *drogas* las otras sustancias de abuso distintas al alcohol.

En el presente estudio tanto la frecuencia de asistencia a los sitios de encuentro como el consumo del alcohol y drogas previo a los encuentros sexuales son incluidos entre las influencias situacionales para la conducta sexual en HSH. Aunque la investigación en México ha destacado el papel ambiental del estigma y la discriminación hacia la diversidad sexual entre las influencias situacionales (Moral, 2013; Núñez, 2006, 2007; Ortiz, 2005), se considera que su acción está mediada por la variable actitudinal de la homofobia u homonegatividad internalizada (Ortiz, 2005). Precisamente en México se cuenta con un instrumento validado para la evaluación de la homofobia internalizada (Moral & Valle, 2013), por lo que el estigma y la discriminación hacia los HSH no se incluyeron como una tercera dimensión de las influencias situacionales. Debido a que el concepto de *influencias situacionales* se toma del modelo de promoción de la salud de Pender y colegas (2011), se consideró que el apoyo social constituye una influencia interpersonal y debe ser evaluado por medio de una escala independiente. A tal fin se tiene la Escala Provisión Social para Sexo Seguro de Darbes y Lewis (2005), usada en población de HSH mexicanos por Valdez, Onofre, Benavides y Moral (2015).

A pesar de que el término *influencias situacionales* es un concepto importante para la promoción de la salud sexual, se carece de un instrumento para su evaluación, y en concreto en la población vulnerable de los HSH. Es por ello que los objetivos del presente trabajo son crear un cuestionario para evaluar influencias situacionales para la conducta sexual en los HSH; estudiar sus propiedades psicométricas de consistencia interna y estructura factorial; describir las influencias situacionales abarcadas por el contenido de los ítems; y describir las distribuciones del cuestionario, sus escalas y sus factores.

El cuestionario de influencias situacionales se diseñó compuesto por dos escalas: la de consumo de alcohol y drogas previo al encuentro sexual y la de sitios de encuentro para conocer parejas. Se espera que ambas escalas posean consistencia interna aceptable o buena. En consumo de sustancias son posibles dos fuentes de covariación: alcohol y drogas, siendo mayor el consumo de alcohol que el de drogas (Andrinopoulos, Peacock, & Hembling, 2014). Para sitios de encuentro no existe una expectativa. Probablemente bares/discotecas y sitios en línea sean los lugares en los que se conoce con más frecuencia a parejas (Bautista, Colchero, Sosa, Romero, & Conde, 2012). Se espera una distribución con asimetría positiva para la influencia del consumo de drogas al ser una conducta poco frecuente. Las distribuciones de la influencia del consumo del alcohol y la asistencia a sitios de encuentro podrían ajustarse a la normalidad por ser conductas más comunes y expresivas de la personalidad de cada individuo.

MÉTODO

Participantes

Se empleó el muestreo dirigido por entrevistados, el cual no es probabilístico y está diseñado para poblaciones ocultas. Se usaron cuatro informantes clave con prácticas homosexuales para la invitación a participar en el estudio en línea. Los criterios de inclusión fueron: ser hombre, firmar el consentimiento informado, ser mayor de edad, ser sexualmente activo y haber tenido sexo con otro hombre. El criterio de eliminación fue informar ser VIH positivo.

La muestra quedó integrada por 133 participantes residentes en la ciudad de Monterrey, México. La edad varió de 18 a 49 años con una

media de 27.11 (DE = 7). Los años de escolaridad variaron de 3 a 25 años con una media de 15.32 (DE = 3.60), esto es, de estudios universitarios. Con respecto al trabajo, 95 de los encuestados (71.4%) dijeron ser laboralmente activos y 38 (28.6%) estar estudiando. Los ingresos mensuales variaron de 0 a 75,000 pesos con una media de 6,135 (DE = 7.82). El número de parejas sexuales en el último año varió de 0 a 18 con una media de 3.72 (DE = 3.56). Con respecto a tener una pareja formal, 63 de los 133 hombres (47.4%) indicaron una masculina, 9 (6.8%) una femenina y 61 (45.8%) ninguna. De los 133 participantes, 87 (65.4%) dijeron ser homosexuales, 19 (14.3%) bisexuales, 16 (12%) heterosexuales, 7 (5.3%) travestis y 4 (3%) transexuales.

Instrumento

El Cuestionario de Influencias Situacionales para la Conducta Sexual en HSH (ISCS_HSH) fue elaborado por los autores para el presente estudio. La redacción de los ítems partió de una revisión teórica y a continuación se sometió al juicio crítico de un panel de cinco expertos para obtener la versión final. Esta escala evalúa la frecuencia de exposición a situaciones que pueden influir en el hecho de incurrir en conductas sexuales de riesgo para ITS-VIH/Sida. Contiene 14 ítems con escala tipo Likert con un rango de respuesta de uno a cuatro (1 = nunca, 2 = rara vez, 3 = algunas veces y 4 = frecuentemente). Puntuaciones mayores indican mayor exposición a situaciones de riesgo. Seis ítems evalúan la frecuencia de consumo de alcohol y drogas previo al encuentro sexual con respecto a la persona, a la pareja o a ambos (por ejemplo, "¿con qué frecuencia consume alcohol antes de tener sexo?"). Ocho ítems evalúan la frecuencia con que se acude a ciertos lugares para conocer parejas (por ejemplo, "¿con qué frecuencia visita bares o discotecas para conocer parejas?"). Véase anexo.

Procedimiento

El estudio fue autorizado por la Comisión de Ética e Investigación de la Facultad de Enfermería de la Universidad Autónoma de Nuevo León. El cuestionario estaba disponible en la plataforma SurveyMonkey. Se iniciaba con el consentimiento informado y las preguntas-filtro (criterios de inclusión). Al seleccionar la opción *acepto*, el participante accedía al cuestionario. No se solicitó ningún dato de identificación personal. Se garantizaba el anonimato y la confidencialidad de la información dada. Se proporcionó un correo electrónico en caso de que el participante tuviera preguntas y éstas fueron respondidas por una de las investigadoras. Así, el estudio se apegó a las normas éticas de investigación de la American Psychological Association (2002).

Análisis de datos

Se realizó el estudio a nivel de ítem. Se describió la distribución de los ítems por la mediana (*Mdn*) como estadístico de tendencia central, el rango semi-intercuartílico (*RSI*) como estadístico de variación y el coeficiente intercuartílico de asimetría (*AI*). Se compararon los promedios entre los ítems de cada escala por la prueba de Friedman. Se estudió la capacidad de discriminación y la consistencia interna de los ítems. La discriminación se determinó por la diferencia significativa de tendencia central en el ítem entre el grupo de puntuaciones altas y bajas en la escala. Las puntuaciones en cada escala se crearon por la suma simple de los ítems. Los grupos se definieron por el primer cuartil y el tercero en la escala. La diferencia de tendencia central se contrastó por la prueba U de Mann-Whitney. La consistencia interna se estimó por la correlación del ítem con el resto de la escala y por el efecto de la eliminación del ítem sobre la consistencia interna de la escala.

La correlación se calculó por el coeficiente de correlación poliserial ($rPS[i,t\text{-}i]$) y la consistencia interna por el coeficiente alfa ordinal

(αt-i ordinal). Para que un ítem fuese retenido se requirió que el efecto suelo en su distribución (valor mínimo) fuese menor que el 90%, cubriendo el rango completo de puntuaciones (de uno a cuatro), una correlación con el resto de la escala mayor o igual que .30 ($rPS[i,t-i] \geq .30$), disminución o al menos no incremento de la consistencia interna de la escala y el factor con su eliminación, una comunalidad en la extracción mayor o igual que .25 y una carga factorial dentro de la matriz de configuraciones mayor o igual que .50 en un factor y menor que .30 en los demás factores, contribuyendo así a la configuración clara de un factor definido por un mínimo de tres ítems con consistencia interna aceptable (α ordinal ≥ .70). Se estimó la consistencia interna de los factores y las escalas por el coeficiente alfa ordinal (α ordinal), que se calcula a partir de las correlaciones policóricas. Se interpretó que valores de α < .50 evidencian una consistencia interna inaceptable, de .50 a .59 pobre, de .60 a .69 cuestionable, de .70 a .79 aceptable, de .80 a .89 buena y ≥ .90 excelente. La estructura factorial de cada escala se determinó por análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Las correlaciones entre los ítems se calcularon por el coeficiente de correlación policórica (r_{PC}), estimado por el método de dos pasos para máxima verosimilitud. Las correlaciones entre los factores se estimaron por el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson (r). Los valores de r_{PC} y $r < .30$ se consideraron correlaciones bajas, de .30 a .49 moderadas, de .50 a .69 altas, de .70 a .89 muy altas y ≥ .90 unitarias. El número de factores se determinó por la convergencia de los criterios de Horn (percentil 95 como criterio de intersección, datos generados por permutaciones bajo un modelo de componentes principales, con 500 muestras simuladas), coordenadas óptimas, Velicer (correlación parcial al cuadrado) y Kaiser (autovalores mayores que 1) desde la matriz de correlaciones policóricas. Los factores se extrajeron por el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), el cual no requiere normalidad multivariada y admite variables ordinales. La matriz factorial se rotó por el método Promax, y se asignó cuatro como valor numérico al parámetro kappa. En el análisis factorial confirmatorio, la función de discrepancia se estimó por ULS. Se retuvieron ítems con un tamaño de efecto grande (λ de .50 a .69) o muy grande (λ ≥ .70). Se contemplaron seis índices de ajuste: chi cuadrado relativo (χ^2/gl), índice de bondad de ajuste (*GFI*) y su modalidad corregida (*AGFI*) de Jöreskog y Sörbom, índice normado de ajuste (*NFI*) de Bentler y Bonett, índice relativo de ajuste (*RFI*) de Bollen, y el residuo estandarizado cuadrático medio (*SRMR*). Se estipularon como valores de buen ajuste: $\chi^2/gl \leq 2$, *GFI*, *NFI* y *RFI* ≥ .95, *AGFI* ≥ .90 y *SRMR* ≤ .05; y como adecuados: $\chi^2/gl \leq 3$, *GFI, NFI* y *RFI* ≥ .90, *AGFI* ≥ .85 y *SRMR* < .10 (Byrne, 2010). Se describieron las distribuciones del cuestionario, de las escalas y de los factores por medias (*M*), desviaciones estándar (*DE*) y cuartiles, y se contrastó el ajuste a la normalidad por la prueba de Jarque-Bera (*JB*). Los cálculos se realizaron con SPSS21, menú R versión 2.4 para SPSS21 y AMOS16.

RESULTADOS

Estudio de los ítems sobre consumo de alcohol y drogas

Podría parecer confuso o que existe falta de homogeneidad terminológica al hablar unas veces de consumo de alcohol, otras veces de consumo de drogas y otras veces de consumo de alcohol y drogas. Esto se debe a que, al analizar la escala de consumo de sustancias previo al encuentro sexual, unos análisis se refieren a los tres ítems sobre consumo de alcohol, otros análisis a los tres ítems sobre consumo de drogas y otros análisis al conjunto de los seis ítems sobre consumo de ambas sustancias.

Las medianas de los tres ítems de influencias situacionales por consumo de alcohol previo al encuentro sexual coincidieron en dos ("rara vez"). Los tres ítems cubrieron el rango com-

Tabla 1. Distribución de frecuencias y estadísticos descriptivos de los ítems de influencias situacionales por consumo de alcohol y drogas previo al encuentro sexual

Consumo previo al encuentro	Distribución				Descriptivos		
	N	RV	AV	F	Mdn	RSI	AI
Alcohol sólo por la persona	29 (21.8%)	42 (31.6%)	47 (35.3%)	15 (11.3%)	2	0.5	1
Alcohol sólo por la pareja	41 (30.8%)	31 (23.3%)	48 (36.1%)	13 (9.8%)	2	1	0
Alcohol por ambos	37 (27.8%)	48 (36.1%)	39 (29.3%)	9 (6.8%)	2	1	0
Drogas sólo por la persona	114 (85.7%)	13 (9.8%)	3 (2.3%)	3 (2.3%)	1	0	-
Drogas sólo por la pareja	114 (85.7%)	13 (9.8%)	4 (3%)	2 (1.5%)	1	0	-
Drogas por ambos	117 (88%)	11 (8.3%)	3 (2.3%)	2 (1.5%)	1	0	-

Notas: ***N*** = 133. El encabezado de columna N representa Nunca; RV, Rara vez; AV, Algunas veces; F, Frecuentemente; Mdn, Mediana; RSI, Rango semiintercuartílico; y AI, Asimetría intercuartílica de Bowley.

pleto de valores (de uno a cuatro). La distribución de consumo de alcohol por la persona fue asimétrica positiva (AI = 1). La mediana coincidió con el primer cuartil y hubo más valores hacia las frecuencias altas. Las distribuciones de consumo de alcohol por la pareja o por ambos fueron simétricas (*AI* = 0), quedando la mediana entre el primer cuartil y el tercero (véase tabla 1). Esto refleja que el consumo sólo por la persona (Rango Medio [*RM*] = 2.11) fue reportado con más frecuencia que con la pareja (*RM* = 1.90) o sólo por la pareja (*RM* = 1.99), siendo la diferencia de tendencia central entre las tres situaciones significativa (prueba de Friedman: $\chi^2[2, N = 133] = 8.71, p = .013$).

Las medianas de los tres ítems de influencias situacionales por consumo de drogas previo al encuentro sexual coincidieron en uno ("nunca"). Aunque los tres ítems cubrieron el rango completo de valores (de uno a cuatro), tuvieron un rango semi-intercuartílico nulo y una asimetría indeterminada, debido a su marcado sesgo hacia el valor mínimo (1), que concentró del 88 al 86% de las respuestas (véase tabla 1). Los promedios de los tres ítems fueron estadísticamente equivalentes (prueba de Friedman: $\chi^2[2, N = 133] = 2, p = .368$).

Ninguno de los seis ítems sería descartable por un efecto suelo en al menos el 90% de la distribución, incluyendo los tres sobre consumo de drogas, que son situaciones significativamente menos frecuentes que las de consumo de alcohol (prueba de Friedman: $\chi^2[5, N = 133] = 358.44$, $p < .001$).

Entre las 112 personas que reportaron consumo de alcohol previo al encuentro sexual, 73 (65%) dijeron que consumen cerveza; 13 (12%), whisky; 12 (11%), una combinación de cerveza y licor; 8 (7%), tequila; 5 (4%), vino tinto; y 1 (1%), vodka. Entre las 23 personas que reportaron consumo de drogas previo al encuentro sexual, 18 (78%) dijeron que consumen marihuana, 3 (13%) cocaína y 2 (9%) metanfetaminas.

Los seis ítems mostraron capacidad discriminativa entre los grupos de puntuaciones altas (≥ percentil 75 = 12) y bajas (≤ percentil 25 = 8) en la escala (suma simple de los seis ítems). También mostraron buenas propiedades de consistencia interna. Las correlaciones poliseriales de los ítems con el resto de la escala variaron de .62 a .91 con un promedio de .77. La consistencia interna de los seis ítems fue buena (α ordinal = .88) y no se incrementó con la eliminación de alguno de ellos. Por lo tanto, ningún ítem debería eliminarse por problemas de discriminación y consistencia interna.

Estructura factorial de los ítems sobre consumo de alcohol y drogas

Desde la matriz de correlaciones policóricas entre los seis ítems de influencias situacionales, el número de factores convergió en dos por los criterios de Horn, coordenadas óptimas, de Velicer y de Kaiser.

Al extraer dos factores de la matriz de correlaciones policóricas, se explicó el 85% de la varianza total. Tras la rotación, se configuró un primer factor con los tres indicadores sobre influencias situacionales por consumo de alcohol con consistencia interna excelente (α ordinal = .90). El segundo factor quedó definido por los tres indicadores relacionados con influencias situacionales por consumo de drogas y tuvo consistencia interna excelente (α ordinal = .97). La correlación entre ambos factores fue positiva y moderada (r = .42).

Se especificó un modelo de dos factores correlacionados con tres indicadores cada uno, derivado del análisis factorial exploratorio. Los pesos estandarizados de medida variaron de .76 a .99 con un promedio de .91. Así, los tamaños de efecto fueron muy grandes. La correlación entre los dos factores fue positiva y moderada (véase figura 1).

Los seis índices de ajuste fueron buenos: $\chi^2/gl = 0.20$, $GFI = 1$, $AGFI = .99$, $NFI = .99$, $RFI = .99$ y $SRMR = .04$. Si se asumiera normalidad multivariada, la bondad de ajuste se mantendría por la prueba chi cuadrado ($\chi^2[8, N = 133] = 1.57$, $p = .992$). Bajo este supuesto, todos los parámetros serían significativos, salvo las varianzas de tres residuos de medida (δ3, δ5 y δ6), calculando el error estándar de cada parámetro por el método de percentiles corregidos de sesgo con la extracción de 2,000 muestras por remuestreo paramétrico a partir de la matriz de correlaciones policóricas.

Estudio de los ítems de sitios de encuentro para conocer parejas

La mediana de los ítems de bares/discotecas fue tres ("algunas veces"), las medianas de los ítems de parques y sitios en línea coincidieron en dos ("rara vez") y las de los ítems de baños/saunas, salas de cine porno, cabinas de internet, sanitarios y fiestas de sexo u orgías coincidieron en uno ("nunca") (véase tabla 2). La diferencia de promedios entre los ocho ítems fue estadísticamente significativa (prueba de Friedman: $\chi^2[7, N = 133] = 310.23$, $p < .001$).

Los ocho ítems cubrieron el rango completo de valores, de uno a cuatro. Los rangos semi-intercuartílicos de los ítems de salas de cine porno y fiestas de sexo fueron nulos y sus coeficientes de asimetría fueron indeterminados, concentrándose más del 75% de la distribución en el valor mínimo (1 = "nunca"). Las distribuciones de los ítems de parques y bares/discotecas fueron asimétricas negativas ($AI = -1$), coincidiendo la mediana con el tercer cuartil, lo que implica un sesgo hacia frecuencias altas. Las distribuciones de los ítems de baños/saunas, cabinas de internet y sanitarios de centros comerciales fueron asimétricas positivas ($AI = 1$), coincidiendo la mediana con el primer cuartil, lo que implica un sesgo hacia frecuencias bajas. La distribución del ítem sobre sitios en línea fue simétrica ($AI = 0$)

Figura 1. Modelo de dos factores correlacionados

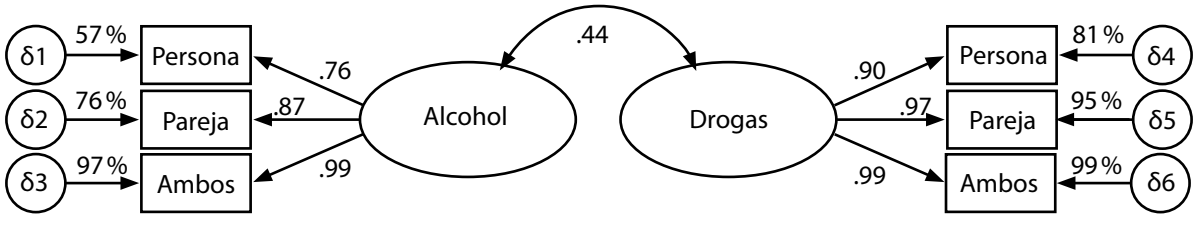


Tabla 2. Distribución de frecuencias y estadísticos descriptivos de los ocho ítems de sitios de encuentro para conocer parejas

Sitios de encuentro	Distribución				Descriptivos		
	N	RV	AV	F	Mdn	RSI	AI
Parques	66 (49.6 %)	40 (30.1 %)	20 (15 %)	7 (5.3 %)	2	0.5	-1
Bares/discotecas	21 (15.8 %)	27 (20.3 %)	57 (42.9 %)	28 (21.1 %)	3	0.5	-1
Baños/saunas	97 (72.9 %)	21 (15.8 %)	8 (6 %)	7 (5.3 %)	1	0.5	1
Sala de cine porno	105 (78.9 %)	18 (13.5 %)	4 (3 %)	6 (4.5 %)	1	0	-
Cab. de internet	97 (72.9 %)	18 (13.5 %)	12 (9 %)	6 (4.5 %)	1	0.5	1
Sanitarios	89 (66.9 %)	20 (15 %)	17 (12.8 %)	7 (5.3 %)	1	0.5	1
Fiestas de sexo	114 (85.7 %)	11 (8.3 %)	5 (3.8 %)	3 (2.3 %)	1	0	-
Sitios en línea	46 (34.6 %)	33 (24.8 %)	35 (26.3 %)	19 (14.3 %)	2	1	0

Notas: ***N*** = 133. El encabezado de la columna N representa Nunca; RV, Rara vez; AV, Algunas veces; y F, Frecuentemente.

(véase tabla 2). Ninguno de los ocho ítems sería descartable por efecto suelo de la distribución, aun considerando el sesgo marcado hacia el valor mínimo de los ítems de salas de cine porno y fiestas de sexo u orgías.

Los ocho ítems mostraron capacidad discriminativa entre los grupos de puntuaciones altas (≥ percentil 75 = 16) y bajas (≤ percentil 25 = 10) en la escala (suma simple de los ocho ítems). Dos de los ocho ítems mostraron problemas de consistencia interna (parques y bares/discotecas). Sus correlaciones con el resto de la escala fueron menores que .30 y la eliminación de los mismos mejoró la consistencia interna de la escala. Los otros seis ítems tuvieron correlaciones mayores que .50, variando de .59 a .83 con un promedio de .69, no incrementándose la consistencia interna de la escala con la eliminación de ninguno de ellos.

Estructura factorial de los ítems sobre sitios de encuentro para conocer parejas

Al reducir la escala a seis ítems, sin los ítems sobre bares/discotecas y parques que mostraron problemas de consistencia interna, el número de factores fue uno por los criterios de Horn, coordenadas óptimas, de Velicer y de Kaiser. Al extraer el factor se explicó el 56 % de la varianza total. Los seis ítems tuvieron cargas altas (≥ .67) y la consistencia interna fue buena (α ordinal = .88).

Debe señalarse que con los ocho ítems, el número de factores también fue uno por los criterios de Horn, coordenadas óptimas y de Velicer. Al extraer un factor, se explicó el 44 % de la varianza total. Salvo los sitios de parques y bares/discotecas, los demás ítems de lugares tuvieron saturaciones altas (> .50). El número de factores fue dos por el criterio de Kaiser. Al extraer dos factores se explicó el 55 % de la varianza total. El primer factor quedó configurado por seis sitios privados o de acceso mediante pago (salas de cine porno, cabinas de internet, baños/saunas, fiesta de sexo u orgías, sitios en línea y bares/discotecas). Su consistencia interna fue buena (α ordinal = .84) y se incrementó con la eliminación del ítem sobre bares/discotecas (α ordinal = .87). El segundo factor quedó definido por dos sitios públicos o de acceso sin pago (servicios sanitarios de centros comerciales y parques). Su consistencia interna fue cuestionable (α ordinal = .68). La correlación entre ambos factores fue alta y positiva (r = .64).

Se especificaron tres modelos: de un factor con seis indicadores (1F-6), de dos factores correlacionados (uno con seis indicadores y otro con dos indicadores) (2F-8), de un factor

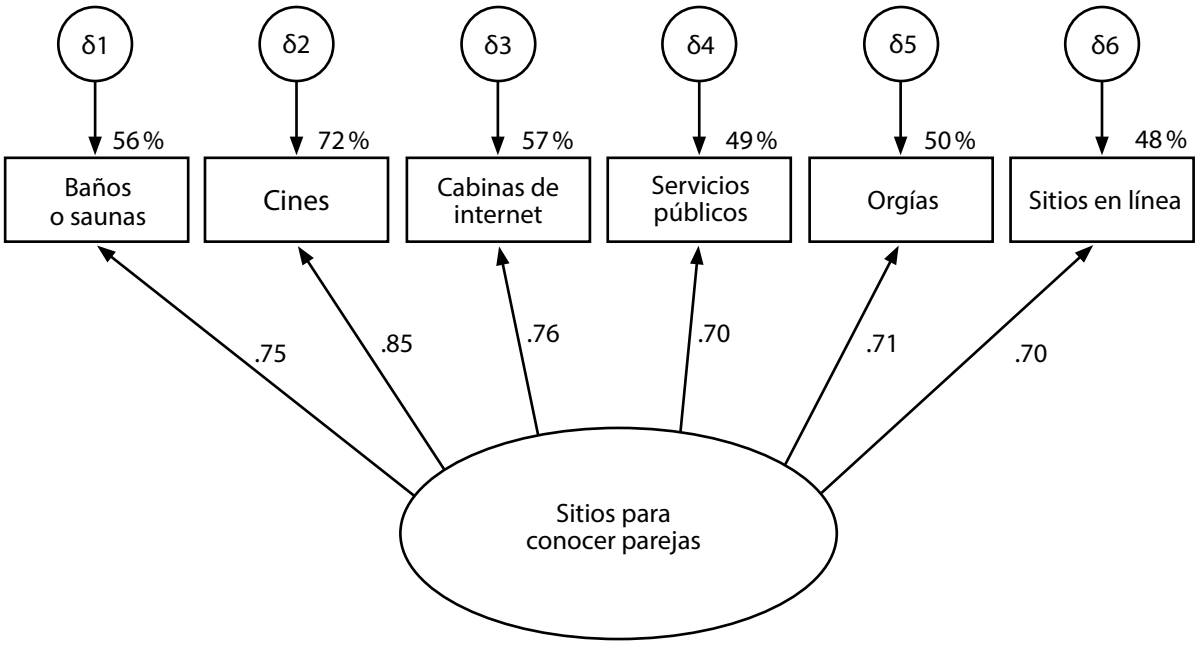
con seis indicadores modificado (1F_Mod). El modelo modificado se desarrolló como forma de superar los problemas de solución no admisible del modelo bifactorial por un número insuficiente de indicadores del segundo factor.

Los pesos estandarizados de medida del modelo de un factor con seis indicadores (1F-6) variaron de .70 a .85 con un promedio de .74. El factor tuvo un tamaño de efecto grande o muy grande sobre todos los indicadores (véase la figura 2). Asimismo, cinco de los seis índices de ajuste del modelo unidimensional fueron buenos ($\chi^2/gl = 0.44$, $GFI = .99$, $AGFI = .98$, $NFI = .99$ y $RFI = .98$) y uno de ellos fue adecuado ($SRMR = .06$). Si se asumiera normalidad multivariada, la bondad de ajuste se mantendría por la prueba chi cuadrado ($\chi^2[9, N = 133] = 3.98$, $p = .913$). Bajo este supuesto, todos los parámetros serían significativos, usando el método de percentiles corregidos de sesgo para el cálculo del error estándar de cada parámetro con la extracción de 2,000 muestras por remuestreo paramétrico a partir de la matriz de correlaciones policóricas.

El modelo de dos factores correlacionados mostró una solución no admisible con el peso de medida del factor de sitios públicos o de acceso sin pago sobre el indicador de sanitarios de centros comerciales fuera de rango. Se introdujo en el modelo de un factor con seis indicadores a los ítems parques y bares/discotecas como dos variables manifiestas exógenas para superar este problema e incluir a estos dos ítems con consistencia interna baja.

En este tercer modelo, la variable manifiesta exógena de servicios sanitarios se especificó correlacionada con el residuo de medida del ítem de parques (δ4) y el factor de sitios de encuentro. La variable manifiesta exógena de bares/discotecas se especificó correlacionada con el factor de sitios de encuentro e independiente de la otra variable manifiesta exógena (servicios sanitarios de centros comerciales). La solución fue admisible. El tamaño del efecto del factor fue grande sobre servicios sanitarios de centros comerciales, y fue muy grande sobre los demás indicadores. La correlación de parques con el residuo de servicios sanitarios de centros comer-

Figura 2. Modelo de un factor con seis indicadores



ciales fue moderada y baja con el factor latente. La relación de bares/discotecas con el factor latente fue moderada (véase figura 3).

El ajuste fue bueno por cinco índices (χ^2/gl = 0.49, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .98 y CFI = .96) y adecuado por uno (SRMR = .06). Si se asumiera normalidad multivariada, el ajuste se mantendría por la prueba chi cuadrado ($\chi^2[19, N = 133] = 9.21, p = .970$); asimismo, la bondad de ajuste de este modelo sería estadísticamente equivalente al de un factor con seis indicadores ($\Delta\chi^2[10, N = 133] = 5.23$, $p = .875$). Bajo este supuesto, todos los parámetros serían significativos, usando el método de percentiles corregidos de sesgo para el cálculo del error estándar de cada parámetro con la extracción de 2,000 muestras por remuestreo paramétrico a partir de la matriz de correlaciones policóricas.

Modelo integral para el cuestionario

El número de factores para los 12 ítems sin problemas de consistencia interna fue tres por los criterios de Horn, coordenadas óptimas, de Velicer y de Kaiser. Tras la extracción de los tres factores se explicó el 78% de la varianza total. Tras la rotación, se configuró un primer factor con los tres ítems sobre consumo de drogas previo al encuentro sexual (saturaciones de .99 a .96), un segundo factor con los seis ítems sobre sitios para conocer parejas (saturaciones de .85 a .70), y un tercer factor con los tres ítems de consumo de alcohol previo al encuentro sexual (saturaciones de .98 a .83). La correlación entre los dos factores de consumo de sustancias fue moderada ($r = .39, p < .001$). La correlación de sitios para conocer parejas con consumo de drogas fue baja ($r = .22, p = .012$), pero no significativa con consumo de alcohol ($r = .15, p = .081$).

Figura 3. Modelo de un factor con seis indicadores y dos ítems exógenos correlacionados con el factor

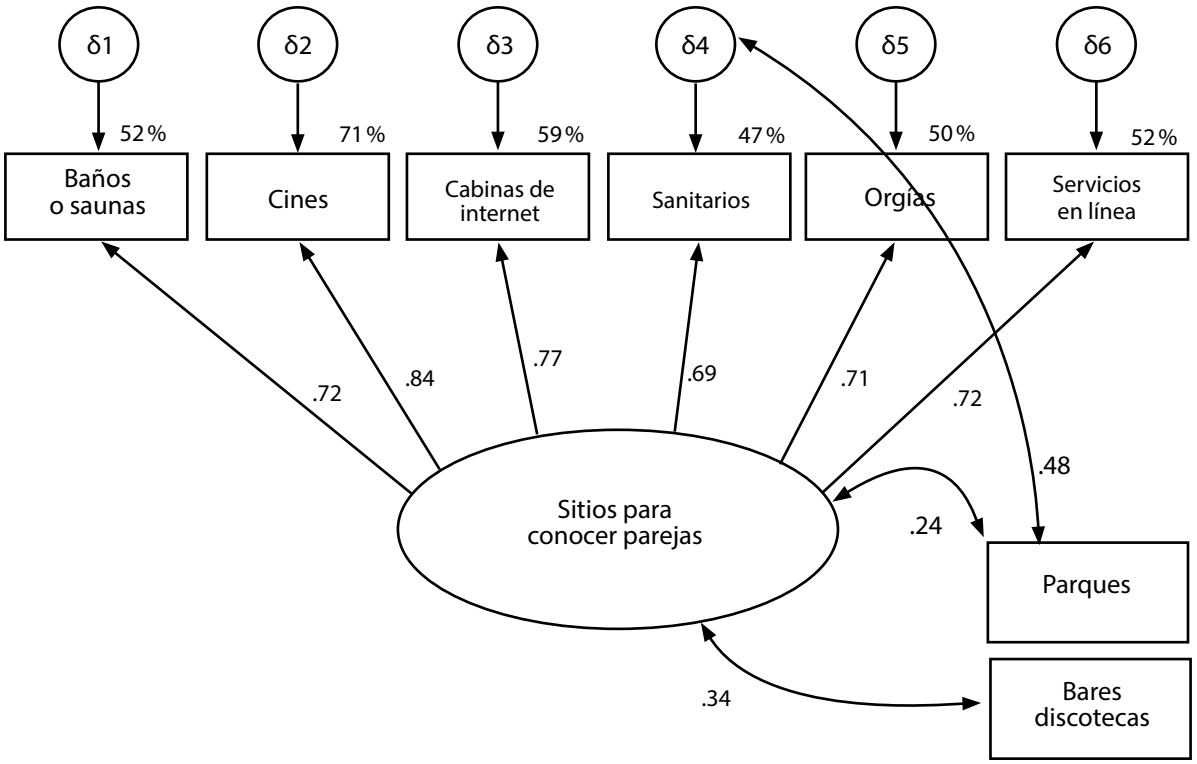
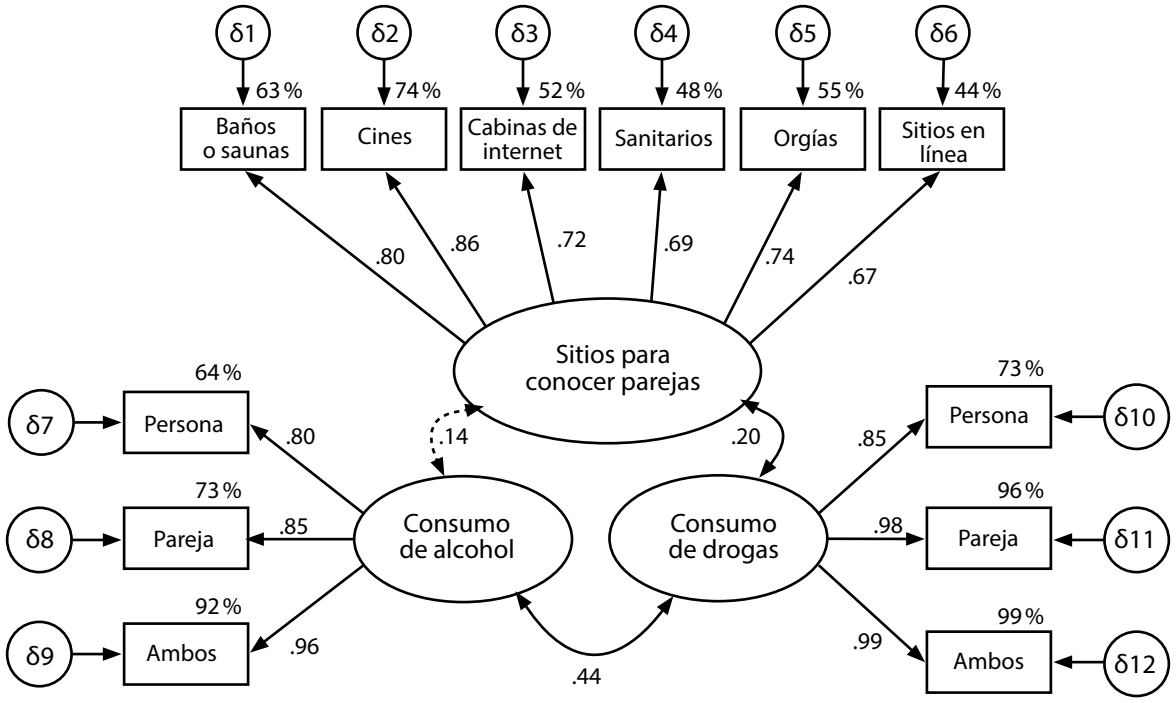


Figura 4. Modelo de tres factores correlacionados



Se especificó un modelo de tres factores correlacionados: consumo de alcohol previo al encuentro sexual con tres indicadores (persona, pareja y ambos); consumo de drogas previo al encuentro sexual con tres indicadores (persona, pareja y ambos); y sitios para conocer parejas con seis indicadores (baños/saunas, salas de cine porno, cabinas de internet, sanitarios, orgías y servicios en línea).

El ajuste del modelo fue bueno por tres índices (χ^2/gl = 0.75, GFI = .96 y AGFI = .94) y adecuado por cuatro índices (NFI = .93, RFI = .92 y SRMR = .09). Los tamaños de efecto de los tres factores sobre sus indicadores fueron grandes o muy grandes. La correlación entre los dos factores de consumo de sustancias previo al encuentro sexual fue moderada y las correlaciones de estos dos factores con el factor de sitios para conocer parejas fueron bajas (véase figura 4). Si se asumiera normalidad multivariada, la bondad de ajuste se mantendría por la prueba chi cuadrado (χ^2[51, N = 133] = 38.16, p = .908), y todos los parámetros serían significativos por el método de percentiles corregidos de sesgo.

Descripción de las distribuciones

Se crearon las puntuaciones del cuestionario de influencias situacionales (CIS), de las dos escalas (de consumo de sustancias previo al encuentro sexual [ECS] y de sitios de encuentro [ESE]) y de los dos factores de la escala consumo de sustancias (de alcohol [FCA] y de drogas [FCD]) por medio del cociente entre la suma simple de los ítems y el número de ítems sumados para tener un rango continuo de uno a cuatro. Mayor puntuación refleja más exposición a las influencias situacionales. Todas las distribuciones mostraron asimetría positiva y apuntamiento, no ajustándose a una curva normal, salvo la distribución del factor de consumo de alcohol previo al encuentro sexual (véase tabla 3).

Discusión

Entre los participantes del estudio, el consumo de alcohol previo al encuentro sexual fue una

Tabla 3. Estadísticos descriptivos de las distribuciones

Estadística	CIS	ECS	FCA	FCD	ESE
M	1.63	1.72	2.25	1.20	1.54
DE	0.43	0.56	0.85	0.52	0.34
S	1.37	1.23	0.14	3.45	1.48
C	3.62	3.21	-0.80	13.52	2.54
P_{25}	1.33	1.33	1.67	1	1
P_{50}	1.50	1.67	2	1	1.33
P_{75}	1.83	2	3	1	1.83
P_{80}	1.93	2	3	1.33	2

Notas: ***N*** = 133. M representa Media; DE, Desviación estándar; S, Sesgo (error estándar = 0.21); C, Curtosis (error estándar = 0.42); P_i, Percentil de orden i; CIS, Cuestionario de influencias situacionales; ECS, Escala de consumo de sustancias previo al encuentro sexual; FCA, Factor de consumo de alcohol previo al encuentro sexual; FCD, Factor de consumo de drogas previo al encuentro sexual; y ESE, Escala de sitios de encuentro.

situación relativamente frecuente, reconocido más como consumo propio o compartido por la pareja que como consumo sólo por la pareja; el consumo de drogas previo al encuentro sexual fue una situación poco frecuente. Entre las sustancias alcohólicas de mayor consumo prevaleció la cerveza; y entre las drogas, la marihuana. Ambas son sustancias de fácil acceso, más económicas y con un patrón más socializado de consumo en comparación con las otras sustancias dentro de su respectivo grupo. Al estar la muestra integrada por hombres mexicanos jóvenes, con una escolaridad promedio de estudios universitarios, solteros y en su mayoría laboralmente activos, este patrón corresponde al esperado (Medina *et al.,* 2012; Villatoro *et al.,* 2012) y no parece reflejar a un grupo con problemas de abuso de sustancias como también indican otras investigaciones (Schlatter, Irala, & Escamilla, 2005).

Como se esperaba, dentro del patrón de covarianza entre los ítems de frecuencia de consumo de sustancias previo al encuentro sexual, se distinguen dos factores con consistencia interna excelente y correlación moderada, el de alcohol y el de drogas. El estatus legal y el uso común en escenarios de esparcimiento de alcohol le confiere a esta sustancia una característica distintiva frente a las otras sustancias psicoactivas y adictivas, que son ilegales, de más difícil acceso y cuyo consumo está socialmente controlado por mecanismos de estigmatización (Ahern, Stuber, & Galea, 2007).

Bares/discotecas, sitios en línea y parques fueron los lugares más frecuentes para conocer parejas, como también revelan los estudios de Gutiérrez (2012) en la Ciudad de México y de Bautista y colegas (2012) en varios estados de México. De los ocho ítems de sitios para conocer parejas, los dos primeros (parques y bares/discotecas) tuvieron problemas de consistencia interna. Podría deberse al tipo de parejas que se encuentra o conoce en cada uno de los sitios considerados. Ya que se indaga sobre la conducta sexual con otros hombres, la covarianza fuerte entre salas de cine porno, cabinas de internet, sitios en línea, baños/saunas, sanitarios de centros comerciales y fiestas de sexo podría atribuirse a la presencia usual de tales tipos de encuentro sexual. Por el contrario, entre los hombres encuestados, los encuentros no sexuales tanto con mujeres como con hombres podrían ser frecuentes en parques y bares/discotecas, sobre todo en comparación con los otros seis sitios. De esta interpretación se deduce que los sitios en línea visitados deben ser específicos para conocer parejas sexuales del mismo sexo. Esta interpretación se formula como hipótesis.

Los sitios para conocer parejas parecen separarse en dos factores, uno de sitios de acceso gratuito y otro de sitios que requieren pago, lo que podría diferenciar a personas con o sin recursos económicos. Al ponerse a prueba esta interpretación, no se confirmó. La media de ingreso económico fue estadísticamente equivalente entre los grupos de puntuaciones bajas y altas tanto en el factor constituido por la suma de los ítems sanitarios y parques como en el factor constituido por la suma de los otros seis ítems, ya sea que los grupos se definan por el primer cuartil y el tercero o por el percentil 20 y el percentil 80. Asimismo, la media fue estadísticamente equivalente en cada factor entre quienes tienen o no empleo.

Otra interpretación podría ser la accesibilidad y búsqueda de una relación impersonal y anónima. A favor de esta hipótesis, los hombres que tienen pareja formal femenina acuden significativamente con más frecuencia a los sitios de acceso gratuito y significativamente con menos frecuencia a los sitios de acceso con pago que los que no tienen pareja formal femenina. De esta manera, los hombres con pareja formal femenina parecen evitar los ambientes abiertamente homosexuales y buscar encuentros impersonales y anónimos con otros hombres en parques y sanitarios de centros comerciales. Los hombres que tienen pareja formal masculina asisten menos a los sitios de encuentro gratuitos que los que no tienen pareja formal masculina, pero en el factor de sitios de acceso con pago no hay diferencia. Los hombres con pareja formal masculina evitan los encuentros impersonales y anónimos que se dan en parques y sanitarios, ya que pueden asistir con su pareja a los otros sitios de ambiente homosexual. Por lo tanto, al factor de parques y al de sanitarios de centros comerciales se le podría denominar de sitios no abiertamente homosexuales para conocer pareja, y al otro factor se le podría denominar de sitios abiertamente homosexuales para conocer pareja.

La consistencia buena de los 12 ítems seleccionados del cuestionario justifica el uso de una puntuación total para evaluar mayor influencia ambiental para tener sexo con otros hombres. Esta consistencia es acorde a una estructura multidimensional de tres factores correlacionados. Aun cuando subyacen tres factores al conjunto de 12 ítems seleccionados, las dos escalas diseñadas para integrar el cuestionario quedan claramente diferenciadas, al tener los dos factores de uso de sustancias una correlación moderada entre sí, pero correlaciones bajas con el factor de sitios para conocer parejas, siendo una de ellas no significativa. El hecho de que el factor de consumo de alcohol sea independiente de los sitios de encuentro, pero no el factor de consumo de drogas, puede reflejar que una mayor puntuación en influencias situacionales implique más impulsividad, desafío de normas, más toma de riesgo y búsqueda de sensaciones. Cuanto más frecuente es el consumo de drogas previo al encuentro sexual, también es más frecuente el consumo de alcohol y asistir a sitios de encuentro. No obstante, un mayor consumo de alcohol previo al encuentro sexual, que es una conducta socialmente aceptada, parece darse en contextos interpersonales concretos, como relaciones formales, sin implicar más asistencia a sitios para conocer parejas.

Al estudiarse las distribuciones del cuestionario de 12 ítems, sólo la distribución del factor de consumo de alcohol previo al encuentro sexual se ajustó a una curva normal, lo que refleja que el rasgo evaluado es característico y adaptativo dentro de la población de la cual se extrajo la muestra y varía de un individuo a otro como una expresión libre de su personalidad. Todas las demás distribuciones mostraron asimetría positiva y apuntamiento, lo que refleja que evalúan rasgos no característicos entre los participantes y con una frecuencia de expresión baja o restringida por ser conductas poco adaptativas (LeVine, 1982).

Para poder interpretar las puntuaciones y sus promedios se puede dividir el rango continuo de valores en cuatro intervalos de amplitud constante (amplitud = [4 -1]/4 = 0.75). Ordenados

los intervalos de forma ascendente se puede establecer su correspondencia con las cuatro opciones de respuesta a los ítems. Desde esta interpretación, las medias y las medianas de CIS, ECS, ESE y FCD corresponderían a "nunca" (entre 1 y 1.75), y la media y la mediana de FCA corresponderían a "rara vez" (entre 1.751 y 2.5), lo que indica que la frecuencia de exposición a las situacionales evaluadas es muy baja en el participante promedio. También los porcentajes de exposición "frecuente" (puntuaciones entre 3.251 y 4) serían muy bajos en CIS, ECS, ESE y FCD (< 2.5 %) y bajos en FDA (10.5 %).

Sólo las puntuaciones en el factor de consumo de alcohol previo al encuentro sexual se pueden baremar por la media y la desviación debido a su ajuste a la normalidad, y los casos de alta exposición a esta influencia situacional se podrían definir por puntuaciones mayores o iguales a una desviación estándar por encima de la media. Para baremar las puntuaciones en el otro factor, en las dos escalas y en el cuestionario se tienen que usar cuartiles, y los casos se podrían definir por puntuaciones mayores o iguales al percentil 80. Siguiendo estos criterios, una puntuación ≥ 2 en ECS refleja un alto consumo de sustancias previo al encuentro sexual en comparación con los HSH participantes en este estudio; ≥ 3.10 en FCA, un alto consumo de alcohol previo al encuentro sexual; ≥ 1.33 en FCD, un alto consumo de drogas previo al encuentro sexual; ≥ 2 en ESE, una frecuencia alta de asistencia a sitios para encontrar parejas; y ≥ 1.93 en CIS, una alta presencia de todas estas influencias situacionales que se han asociado a conductas sexuales de riesgo, como parejas múltiples y sexo desprotegido (Lociciro *et al.,* 2013; Marshall *et al.,* 2015; Pollock & Halkitis, 2009).

Como limitación del estudio debe mencionarse el haberse empleado un muestreo no probabilístico. No obstante, sus características sociodemográficas son muy semejantes al estudio de Gutiérrez (2012) con un muestreo probabilístico de sitios de encuentro en la Ciudad de México, y al de Bautista y colegas (2012) con un muestreo de lugares de encuentro a nivel nacional. En estos estudios la mayoría de los hombres eran jóvenes, económicamente activos, con niveles de escolaridad y socioeconómico mayores que el promedio de la población general. Probablemente la mayor escolaridad permite a estos hombres una mayor libertad frente a las normas culturales, así como la integración y aceptación de conductas homosexuales (Balbuena, 2010). Otra limitación es el tamaño de la muestra. Aunque la muestra tuvo un tamaño reducido por la dificultad de acceso a esta población oculta, se logró superar el mínimo de 100 participantes recomendado para estudios de análisis factorial y se lograron diez o más participantes por ítem en cada uno de los modelos factoriales (Byrne, 2010).

En conclusión, el cuestionario de influencias situacionales para conducta sexual en HSH quedó integrado por 12 ítems con consistencia interna buena. Por una parte, está la escala de consumo de sustancias previo al encuentro sexual que tiene una estructura de dos factores con correlación moderada, cada factor cuenta con tres indicadores y tiene una consistencia interna excelente. Por otra parte, está la escala de sitios de encuentro para conocer parejas, que tiene una estructura de un factor, el cual cuenta con seis indicadores y tiene una consistencia interna buena. El ajuste a los datos de ambos modelos fue bueno. Los ítems de parques y bares/discotecas tuvieron problemas de consistencia interna, pero podrían ser considerados como variables exógenas en el modelo de un factor de sitios para conocer pareja, sobre todo el de parques públicos, ya que covaría con el ítem de servicios sanitarios de centros comerciales, indicando un posible factor de sitios abiertamente no homosexuales que posibilitan relaciones impersonales y anónimas. Al conjunto de estos 12 ítems subyacen tres factores correlacionados, dos de consumo de sustancias previo al encuentro sexual y uno de sitios de encuentro para conocer parejas, mostrando este modelo un ajuste de adecuado a bueno. No obstante, el pa-

trón de correlaciones positivas entre los factores, una moderada, otra baja y otra no significativa, permite distinguir las dos escalas con las que se ideó el cuestionario. Las puntuaciones del factor de consumo de alcohol previo al encuentro sexual se distribuyeron según el modelo de una curva normal. Las demás distribuciones fueron asimétricas positivas y apuntadas, no ajustándose al modelo de una curva normal.

Se sugiere el estudio y la aplicación de este cuestionario de influencias situacionales en modelos de promoción de la salud para la conducta sexual en HSH. Su utilidad probablemente sea mayor a nivel de investigación que a nivel clínico. Su aplicación clínica para detectar alta exposición a situaciones que facilitan conductas sexuales de riesgo requiere una baremación hecha con muestras grandes, con garantías de representación poblacional y con datos de calidad, por lo que se advierte sobre el uso de los baremos reportados por las limitaciones de tamaño de muestra y cobertura geográfica.

En el desarrollo del cuestionario se puede considerar que el número pequeño de indicadores dificultó especificar el factor de sitios de encuentro no abiertamente homosexuales para conocer pareja. Para tener al menos tres indicadores en este factor se podría introducir como nuevo sitio: "sanitarios en parques públicos".

Se sugiere estudiar la validez de constructo en relación con las conductas sexuales de riesgo de parejas múltiples y sexo desprotegido y con los rasgos de búsqueda de sensaciones sexuales y homonegatividad internalizada. Conforme al constructo, ambos rasgos de personalidad deben predecir una exposición más frecuente a las influencias situacionales evaluadas; la búsqueda de sensaciones sexuales por la necesidad de variedad y novedad (Matarelli, 2013), y la homonegatividad internalizada por la necesidad de realizar de forma clandestina un deseo censurado interna y socialmente (Núñez, 2007; Ortiz, 2005). La mayor exposición a dichas situaciones debe predecir mayor número de parejas sexuales y mayor frecuencia de sexo desprotegido con parejas ocasionales y trabajadores sexuales por un efecto facilitador y desinhibidor (Pollock & Halkitis, 2009).

REFERENCIAS

Aguirre, J. J., & Rendón, A. E. (2008). *Aproximación a una masculinidad estigmatizada: hombres que tienen sexo con otros hombres*. Ciudad de México: Conapred.

Ahern, J., Stuber, J., & Galea, S. (2007). Stigma, discrimination and the health of illicit drug users. *Drug and Alcohol Dependence*, *88*, 188-196. DOI: 10.1016/j.drugalcdep.2006.10.014.

American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, *57*, 1060-1073. DOI:10.1037/0003-066X.57.12.1060.

Andrinopoulos, K., Peacock, E., & Hembling, J. (2014). *Alcohol consumption patterns, illicit drug use, and sexual risk behavior among MSM and transgender women in San Salvador*. Chapel Hill, NC: Measure Evaluation.

Balbuena, R. (2010). La construcción sociocultural de la homosexualidad. Enseñando a vivir en el anonimato. *Culturales*, *6*(11), 63-82.

Bautista, S., Colchero, A., Romero, M., Conde, C. J., & Sosa, S. G. (2013). Is the HIV epidemic stable among MSM in Mexico? HIV prevalence and risk behavior results from a nationally representative survey among men who have sex with men. *Plos one*, *8*(9), e72616. DOI: 10.1371/journal.pone.0072616.

Bautista, S., Colchero, A., Sosa, S., Romero, M., & Conde, C. (2012). Resultados principales de la encuesta de seroprevalencia en sitios de encuentro de hombres que tienen sexo con hombres. *Resumen Ejecutivo CIEE*, *3*(3), 1-5.

Byrne, B. (2010). *Structural equations modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2a. ed.). Nueva York: Routledge.

Centers for Disease Control and Prevention (2014). *Sexually Transmitted Disease Surveillance 2013*. Recuperado el 20 de abril de 2015, de http://www.cdc.gov/std/stats13/surv2013-print.pdf.

Centers for Disease Control and Prevention (2015). *HIV Transmission*. Recuperado el 2 de abril de 2015, de: http://www.cdc.gov/hiv/basics/transmission.html

Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH/SIDA

(Censida) (2014). *La epidemia del VIH y el sida en México*. Recuperado el 2 de abril de 2015, de http://www.censida.salud.gob.mx/descargas/epidemiologia/L_E_V_S.pdf.

Currie, M. R., Cunningham, E. G., & Findlay, B. M. (2004). The Short Internalized Homonegativity Scale: Examination of the factorial structure of a new measure of internalized homophobia. *Educational and Psychological Measurement, 64*, 1053-1067. DOI:10.1177/0013164404264845

Darbes, L., & Lewis, M. A. (2005). HIV-specific social support predicts less sexual risk behavior in gay male couples. *Health Psychology, 24*, 617-622. DOI:10.1037/0278-6133.24.6.617.

Díez, J. (2011). La trayectoria política del movimiento lésbico-gay en México. *Estudios Sociológicos, 29*, 687-712.

Gutiérrez, J. P. (2012). Profile of gay men in Mexico City: Results of a survey of meeting sites. *Tropical Medicine and International Health*, *17*, 353-360. DOI:10.1111/j.1365-3156.2011.02934.x.

Instituto Nacional de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñiz; Instituto Nacional de Salud Pública; Secretaría de Salud. (2012). *Encuesta Nacional de Adicciones 2011: Reporte de alcohol*. Ciudad de México: Secretaría de Salud.

Instituto Nacional de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñiz; Instituto Nacional de Salud Pública; Secretaría de Salud. (2012). *Encuesta Nacional de Adicciones 2011: Reporte de drogas*. Ciudad de México: Secretaría de Salud.

Laguarda, R. (2007). Gay en México: lucha de representaciones e identidad. *Alteridades, 17*(33), 127-133.

LeVine, R. A. (1982). *Culture, behavior, and personality* (2a. ed.). Nueva York: Aldine.

Lociciro, S., Jeannin A., & Dubois-Arber, F. (2013). Men having sex with men serosorting with casual partners: who, how much, and what risk factors in Switzerland, 2007-2009. *BMC Public Health*, *13*, 839. DOI:10.1186/1471-2458-13-839.

Marshall, B. D., Shoveller. J. A., Kahler, C. W., Koblin, B. A., Mayer, K. H., Mimiaga, M. J. *et al*. (2015). Heavy drinking trajectories among men who have sex with men: a longitudinal, group-based analysis. *Alcoholism Clinical and Experimental Research*, *39*, 380-389. DOI:10.1111/acer.12631.

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.

Mercado, J. (2009). Intolerancia a la diversidad sexual y crímenes por homofobia: Un análisis sociológico. *Sociológica (México), 24*(69), 123-156.

Moral, J. (2013). Homofobia, religión e ideología política en la Encuesta Nacional de Cultura Política y Prácticas Ciudadanas (ENCUP2008). *Estudios sobre las Culturas Contemporáneas, 19*(37), 99-128.

Moral, J., & Valle, A. (2013). Dimensionalidad, consistencia interna y distribución de la escala homonegatividad internalizada en estudiantes mexicanos de ciencias de la salud. *Acta de Investigación Psicológica, 3*(1), 986-1004.

Núñez, G. (2006). La heterogeneidad de la experiencia homoerótica: más allá de la subjetividad homosexual. En Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación (Ed.), *Disidencia sexual e identidades sexuales y genéricas* (pp. 45-52). Ciudad de México: Conapred.

Núñez, G. (2007). *Masculinidad e intimidad: identidad, sexualidad y sida*. Ciudad de México: Miguel Ángel Porrúa.

Ortiz, L. (2005). Influencia de la opresión internalizada sobre la salud mental de bisexuales, lesbianas y homosexuales de la ciudad de México. *Salud Mental, 28*(4), 49-65.

Programa Conjunto de las Naciones Unidas sobre el VIH/Sida (ONUSIDA) (2014). *Hoja informativa 2014. Datos estadísticos mundiales*. Recuperado el 2 de abril de 2015, de http://www.unaids.org/sites/default/files/media_asset/20140716_FactSheet_es_0.pdf.

Pender, N., Murdaugh, C., & Parsons, M. A. (2011). *Health promotion in nursing practice* (6a. ed.). Boston, MA: Pearson.

Pollock, J. A., & Halkitis, P. N. (2009). Environmental factors in relation to unprotected sexual behavior among gay, bisexual, and other MSM. *AIDS Education and Prevention*, *21*, 340-355. DOI:10.1521/aeap.2009.21.4.340.

Schlatter, J., Irala, J., & Escamilla, I. (2005). Psicopatología relacionada con la homosexualidad. *Revista de Medicina de la Universidad de Navarra*, *49*(3), 69-79.

Valdez, C., Onofre, D. J., Benavides, R. A., & Moral, J. (abril, 2015). *Pilot study: Social support and sexual behavior among men who have sex with men* [Resumen]. 2015 St. David's CHPR Annual Conference, Austin, Texas. Recuperado de https://www.utexas.edu/nursing/chpr/docs/2015/poster/Montero%20Abstract%2021.pdf.

Vargas, S. (2014). *Mujercitos*. Ciudad de México: Editorial RM.

Recibido el 30 de abril de 2015
Revisión final 14 de diciembre de 2015
Aceptado el 11 de enero de 2016

ANEXO
Cuestionario de Influencias Situacionales para la Conducta Sexual en HSH

Por favor indique con qué frecuencia realiza cada una de las siguientes conductas

	Nunca	Rara vez	Algunas veces	Frecuentemente
¿Con qué frecuencia consume alcohol antes de tener sexo?				
¿Con qué frecuencia tu pareja consume alcohol antes de tener sexo?				
¿Con qué frecuencia tú y tu pareja consumen alcohol antes de tener sexo?				
¿Qué tipo de bebida alcohólica es?				
¿Con qué frecuencia consume drogas antes de tener sexo?				
¿Con qué frecuencia tu pareja consume drogas antes de tener sexo?				
¿Con qué frecuencia tú y tu pareja consumen drogas antes de tener sexo?				
¿Qué tipo de droga es?				
¿Con qué frecuencia visita parques públicos para conocer parejas?				
¿Con qué frecuencia visita bares o discotecas para conocer parejas?				
¿Con qué frecuencia visita baños o saunas para conocer parejas?				
¿Con qué frecuencia visita salas de cine porno para conocer parejas?				
¿Con qué frecuencia visita cabinas de internet para conocer parejas?				
¿Con qué frecuencia visita servicios sanitarios de centros comerciales para conocer parejas?				
¿Con qué frecuencia visita fiestas de sexo u orgías para conocer parejas?				
¿Con qué frecuencia visita sitios en línea para conocer parejas?				