



Salud & Sociedad

E-ISSN: 0718-7475

editor@saludysociedad.cl

Universidad Católica del Norte

Chile

MORAL DE LA RUBIA, JOSÉ; VALLE DE LA O, ADRIÁN
PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE EVALUACIÓN DE LA
HOMOFOBIA EXTERNALIZADA EN ESTUDIANTES DE CIENCIAS DE LA SALUD
MEXICANOS

Salud & Sociedad, vol. 4, núm. 3, septiembre-diciembre, 2013, pp. 230-247

Universidad Católica del Norte

Antofagasta, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=439742473002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE EVALUACIÓN DE LA HOMOFOBIA EXTERNALIZADA EN ESTUDIANTES DE CIENCIAS DE LA SALUD MEXICANOS

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE EVALUATION SCALE OF EXTERNALIZED HOMOPHOBIA AMONG MEXICAN STUDENTS OF HEALTH SCIENCES

Recibido: 27 de Mayo del 2013 | Aceptado: 10 de Diciembre del 2013

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA¹; ADRIÁN VALLE DE LA O²
(UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN, Nuevo León, México)

RESUMEN

Este artículo tiene como objetivos estudiar la consistencia interna, estructura factorial, distribución, validez convergente y de constructo de la Escala de Homofobia (HF) de Klamen, Grossman y Kopacz (1999) y estimar el porcentaje de casos de homofobia externalizada. Las Escalas HF, de Actitud hacia Lesbianas y Gais (ATLG) y Homonegatividad Internalizada (HIN-16) fueron aplicadas a una muestra no probabilística de 231 estudiantes mexicanos de ciencias de la salud (121 mujeres y 103 hombres). La Escala de Homofobia reducida a 8 ítems (HF-8) tuvo una estructura unidimensional, consistencia interna alta, validez convergente (correlación alta con rechazo abierto hacia la homosexualidad y moderada con rechazo sutil) y validez de constructo (medias de los participantes no heterosexuales y con amigos gays o con VIH significativamente menores que las de los participantes heterosexuales y sin amistades gays o con VIH). La distribución siguió a una curva normal. El porcentaje de casos de homofobia externalizada fue menor que 1. Se concluye que la Escala HF-8 es confiable y válida y el nivel de homofobia externalizada es bajo. Se sugiere usar la Escala HF-8 para evaluar homofobia externalizada en estudiantes mexicanos de ciencias de la salud y estudiar sus propiedades psicométricas en otras poblaciones.

PALABRAS CLAVE: Homofobia, homonegatividad, actitud, orientación sexual.

ABSTRACT

The aims of this paper are to study the internal consistency, factor structure, distribution, convergence validity, and construct validity of the Klamen, Grossman and Kopacz (1999) Homophobia (HF) Scale, and to estimate the percentage of cases of externalized homophobia. The HF Scale, the Attitude Toward Lesbians and Gay Men Scale, and the Internalized Homonegativity Scale were applied to a non-probability sample of 231 Mexican health sciences students (121 women and 103 men). The Homophobia Scale reduced to 8 items (HF-8) had unidimensional structure, high internal consistency, convergent validity (high correlation with open rejection of homosexuality and moderate correlation with subtle rejection of homosexuality), and construct validity (the means of the non-heterosexual and those having gay or HIV-infected friends were significantly lower than the means of heterosexual persons and participants not having gay or HIV-infected friends). HF-8 total score distribution followed a normal curve. The percentage of cases of externalized homophobia was lower than 1. It is therefore concluded that HF-8 Scale is a reliable and valid instrument, and that the level of externalized homophobia is low. Use of the HF-8 Scale is suggested for the assessment of externalized homophobia in Mexican health sciences students, and further study is recommended to study its psychometric properties in other populations.

KEY WORDS: Homophobia, homonegativity, attitude, sexual orientation.

1. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. C.P. 64460. Monterrey, Nuevo León, México.

Teléfono: (81) 8333 8233. Ext. 423. Fax. Ext. 103. E-mail: jose_moral@hotmail.com

2. Departamento de Ciencias Básicas de la Escuela de Medicina y Ciencias de la Salud. Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM).

Eugenio Garza Sada 2501 Sur, Col. Tecnológico C.P. 64849. Monterrey, Nuevo León, México. Teléfono: (81) 8358 2000. Ext. 5302. E-mail: adrianvalle@usa.net

INTRODUCCIÓN

Weinberg (1972) definió la *homofobia* como el temor, odio e intolerancia irracionales hacia la orientación afectiva dirigida hacia individuos del mismo sexo. Cuando estos rasgos están presentes en individuos con orientación heterosexual se habla de homofobia externalizada; cuando están presentes personas con conductas homosexuales se habla de homofobia internalizada (Moss, 2003). No obstante, la homosexualidad no es un fenómeno dicotómico (población heterosexual versus homosexual) ni patológico, sino que está integrado por varias dimensiones continuas (deseo, conducta e identidad) que varían de una persona a otra, incluso dentro de la misma persona a largo de su lapso de vida (Savin y Ream, 2007); además de ser un fenómeno relativamente frecuente (Hoburg, Konik, Williams y Crawford, 2006); de ahí que el concepto de homofobia internalizada puede ser aplicado a toda la población y no solo a la minoría de individuos que se identifican como personas LGBT (lesbianas, gays, bisexuales y transexuales).

Diversos investigadores han expresado su desacuerdo con el término homofobia, pues éste tiende a individualizar y patologizar las manifestaciones del fenómeno, oscureciendo sus orígenes sociales y culturales (Herdt y van-de-Meer, 2003). La homofobia como concepto de la psicología social hace referencia a una actitud rígida de rechazo con ideas estereotipadas y conductas discriminatorias y agresivas (Herek, 2000a). Además, debe matizarse que, dentro de la actitud, se distingue un aspecto de rechazo manifiesto con conductas agresivas y discriminación abierta frente a un aspecto de rechazo sutil con un trato diferencial simulado, matizaciones devaluadoras y tendencia a evitar el contacto (Herek, Gillis y Cogan, 2009; Moral y Valle, 2011).

Dada su connotación clínica, uno de los términos introducidos para sustituir al de

homofobia sin su connotación clínica es el de *homonegatividad*. Ésta se define como la estigmatización hacia personas con una orientación no heterosexual, esto es, actitud prejuiciosa y trato discriminatorio hacia personas homo o bisexuales. Si la persona muestra un autodesprecio por sus deseos y conductas homosexuales, así como por las manifestaciones públicas de la homosexualidad, se habla de *homofobia u homonegatividad internalizada* (Currie, Cunningham y Findlay, 2004).

A menudo, los profesionales sanitarios no son conscientes de sus creencias y actitudes, las cuales pueden permanecer inconscientes, dando lugar a conductas automáticas de discriminación. El establecimiento de una buena relación médico-paciente requiere de confianza y respeto mutuo. La suposición de que el paciente es heterosexual y cualquier desviación es perjudicial para el correcto funcionamiento social interfiere con la formación y el mantenimiento de una buena relación, a la vez que impide hacer pruebas diagnósticas apropiadas, tratamiento médico temprano y consejería oportuna (Mayer, Bekker, Stall, Grulich, Colfax y Lama, 2012).

Los grupos pertenecientes a las minorías sexuales históricamente han recibido una atención inadecuada, si no discriminatoria, en los países desarrollados, siendo esto usualmente más acentuado en países en vías de desarrollo. En la mayoría de los países, los profesionales de la salud no reciben la formación necesaria para atender a estos grupos en el reconocimiento de todas sus necesidades (Arnold, 2001).

Klamen et al. (1999) crearon una escala para evaluar el fenómeno de la homofobia en estudiantes de medicina. Tras la revisión de cuatro escalas publicadas entre 1980 y 1993, seleccionaron 12 ítems por su validez de contenido para el constructo de homofobia externalizada (rechazo del otro). Estos 12 ítems con un formato tipo Likert

con un rango de 4 puntos fueron aplicados a una muestra de 100 estudiantes estadounidenses de medicina. Obtuvieron 13% de respuestas de rechazo hacia la homosexualidad (respuestas de acuerdo y definitivamente de acuerdo con el rechazo) y 2.75% de rechazo homofóbico (respuestas de definitivamente de acuerdo con el rechazo). Hallaron menor homofobia en mujeres, personas con experiencia sexual, con prueba de VIH, con amigos gays o seropositivos de VIH y con experiencia clínica en pacientes con VIH. Los autores motivaban a considerar en la formación de los profesionales sanitarios el problema de la estigmatización hacia pacientes con conductas homosexuales.

En un estudio de revisión, Campo y Herazo (2008) observaron que entre el 10 y 25% de los estudiantes de medicina informan algún grado de homofobia importante. Campo, Herazo y Cogollo (2010) informaron, en otro estudio de revisión, que entre el 7 y 16% de estudiantes de enfermería rechazaban la homosexualidad. Por su parte, Parker y Bhugra (2000) reportaron que entre el 10 y 15% de estudiantes británicos de medicina manifestaron actitud negativa hacia gays y lesbianas. En estudiantes estadounidenses de medicina, Skinner, Henshaw y Petrak (2001) informaron que el 12% de los hombres rechazaban la homosexualidad masculina, siendo el rechazo hacia la homosexualidad masculina menor en mujeres y siendo el rechazo hacia el lesbianismo menor en ambos sexos. Moral y Valle (2012) hallaron una actitud de rechazo en el 21% en estudiantes mexicanos de medicina y en 4% muy definida. En estos estudios hechos en distintos países e instrumentos aparece un porcentaje promedio de 15% de rechazo, próximo al 13% de Klamen et al. (1999).

Klamen et al. (1999) señalaron que los valores de consistencia interna de las escalas de las cuales se extrajeron los 12 ítems fueron altos, con un promedio de α

$=.90$, pero no reportaron ninguna propiedad psicométrica. Considerando la importancia de tener un instrumento breve para la evaluación de la homofobia en la formación y práctica de profesionales de la salud, esta investigación tuvo como objetivos: 1) estudiar la consistencia interna, estructura factorial, tipo de distribución, validez convergente y de constructo de la Escala de Homofobia de Klamen et al. (1999); y 2) estimar el porcentaje de casos de homofobia externalizada en la muestra obtenida.

La validez convergente se estableció en relación con la actitud hacia la homosexualidad, distinguiendo entre rechazo sutil y manifiesto (Moral y Valle, 2011), y con homonegatividad internalizada (Currie et al., 2004). La validez de constructo se estableció con variables socio-demográficas, inicio de la vida sexual de pareja, orientación sexual autodefinida, relaciones personales y aspectos clínicos.

En relación con estos objetivos se espera: 1) consistencia interna alta, en torno a $.90$ (Klamen et al., 1999); 2) estructura unidimensional por la alta consistencia interna esperada y la brevedad de la escala (Cronbach y Shavelson, 2004), así como por los estudios de las escalas de las cuales se extrajeron los ítems (Feldman, Bell, Stephenson y Purifoy, 1990; Larsen, Reed y Goffman, 1980; Leiblum, Rosen, Platt, Cross y Black, 1993; McGrory, McDowell y Muskin, 1990); 3) una distribución normal de la puntuación total de la escala, al ser este tipo de distribución característica de un fenómeno actitudinal adaptativo frente a una distribución con marcada asimetría y apuntamiento que es característica de una fenómeno psicopatológico (Sartori, 2006); 4) correlaciones altas de la homofobia externalizada con actitud prejuiciosa y rechazo manifiesto y correlaciones moderadas con homonegatividad internalizada y rechazo sutil, al evaluar la escala HF rechazo abierto hacia el otro (Herek et al., 2009); 5) mayor promedio de

homofobia externalizada en hombres que en mujeres por la mayor estigmatización de la homosexualidad masculina dentro de la cultura occidental y, consecuentemente, la mayor internalización de homofobia en hombres (Herek, 2000b); 6) mayor promedio de homofobia externalizada en estudiantes sin experiencia sexual de pareja y en los participantes más jóvenes, dada la mayor rigidez actitudinal al servicio de establecer una identidad heterosexual dentro de una sociedad heterosexista, caracterizada por un sistema ideológico que denigra y estigmatiza cualquier desviación de la heterosexualidad (Rosario, Schrimshaw, Hunter y Braun, 2006); 7) mayor promedio de homofobia externalizada entre los que no se han hecho pruebas de VIH, entre quienes probablemente haya más estudiantes jóvenes sin experiencia sexual; 8) menor promedio de homofobia externalizada en personas con orientación no heterosexual por el necesario enfrentamiento a la homofobia cultural para poder asumir el deseo y conducta homosexuales dentro de una identidad positiva (Rowen y Malcolm, 2002); 9) menor promedio de homofobia externalizada en personas con amistades gais o con VIH y experiencia clínica con pacientes con VIH, por el contacto con el objeto estigmatizado desde el prejuicio social y la ideología heterosexista (Herek, 2000a, 2004); de los casos diagnosticados con SIDA de 1983 a 2012 en México, 84% fueron hombres y dentro de este grupo los hombres que tienen sexo con hombres fueron el 54% (Centro Nacional para la Prevención y el Control del SIDA, 2012); y 10) actitud prejuiciosa en 15% de los estudiantes y rechazo homofóbico en 3% (Campo y Herazo, 2008; Campo et al., 2010; Klamen et al., 1999; Moral y Valle, 2012; Parker y Bhugra, 2000; Skinner et al., 2001).

MÉTODO

Participantes

La población fue de estudiantes universitarios de ciencias de la salud. Se

obtuvo una muestra no probabilística de 231 participantes voluntarios, 100 (43%) encuestados en la Facultad de Medicina de Universidad Autónoma de Coahuila, 66 (29%) en la Escuela de Medicina del Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey y 65 (28%) en la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. De los 224 participantes que especificaron su sexo, 121 (54%) dijeron ser mujeres y 103 (46%) hombres, siendo estadísticamente equivalente las frecuencias (prueba binomial: $p = .26$).

Instrumentos

Escala de Homofobia (HF) de Klamen et al. (1999). Se trata de un instrumento de 12 ítems tipo Likert con 4 opciones de respuestas y un rango de 1 a 7 puntos (1 = “*complemente en desacuerdo*”, 3 = “*en desacuerdo*”, 5 = “*de acuerdo*” y 7 = “*definitivamente de acuerdo*”). En este estudio, se eliminaron dos ítems por considerarse que habían quedado desfasados para estudiantes de hoy día: “*me siento más negativo hacia la homosexualidad desde la epidemia del SIDA*” y “*la homosexualidad es un trastorno mental*”. El primero se eliminó por tener la epidemia del SIDA más de 30 años de historia; y el segundo, por haber sido la homosexualidad eliminada de las clasificaciones médicas. Precisamente este último ítem tuvo mayor sesgo hacia el desacuerdo que la mayoría en el estudio original. La puntuación total se obtiene por la suma simple de los ítems, tras invertir la puntuación en cuatro de ellos (ítems 1, 4, 5 y 7). Al ítem 4 se le dio una redacción más amplia para que fuese aplicable a estudiantes de diversas facultades de ciencias de la salud (“*me sentiría a gusto trabajando con un compañero estudiante de mi carrera homosexual*”). Mayor puntuación en la Escala HF-10 refleja mayor homofobia externalizada. El rango es de 10 a 70. La traducción y acomodaciones en la redacción de los ítems fueron hechas por los autores del artículo.

Escala de Actitudes hacia Lesbianas y Gais (ATLG) de Herek (1984). Se compone de 20 ítems tipo Likert, 10 para medir la actitud hacia los gays y 10 para medir la actitud hacia las lesbianas. Los ítems de aceptación de los gays (4 ítems: G1, G5, G7 y G9) y de las lesbianas (3 ítems: L2, L4 y L7) tienen 5 opciones de respuesta y un rango de 1 a 9 (de 1 “definitivamente de acuerdo” a 9 “completamente en desacuerdo”). La suma de éstos con los restantes 13 ítems de rechazo invertidos (de 9 “definitivamente de acuerdo” a 1 “completamente en desacuerdo”) proporciona una puntuación que a mayor valor refleja más rechazo. Su rango es de 20 a 180 (Herek, 1984). La Escala ATLG fue validada en México por Moral y Valle (2011). En una muestra de 356 estudiantes mexicanos, hallaron una consistencia interna alta ($\alpha = .94$) y distribución normal. Por análisis de componentes principales con rotación Oblimin, fijando el número de factores por el criterio de Kaiser, obtuvieron un factor de rechazo hacia las lesbianas ($\alpha = .91$) y dos factores de rechazo abierto ($\alpha = .85$) y sutil ($\alpha = .78$) hacia los gays. Esta estructura de tres factores correlacionados tuvo un ajuste adecuado a los datos ($\chi^2/gl = 2.11$, $FD = 0.99$, $PNCP = 0.52$, $GFI = .90$, $AGFI = .88$ y $RMSEA = .06$) por mínimos cuadrados generalizados (Moral y Valle, 2011).

La Escala de Homonegatividad Internalizada (HNI-16) de Moral y Valle (2013). Está integrada por 16 ítems tipo Likert con 5 opciones de respuesta y un rango de 1 “definitivamente en desacuerdo” a 5 “completamente de acuerdo”. La puntuación total se obtiene por suma simple de los 12 ítems tras invertir las puntuaciones de los 5 ítems redactados en sentido de aceptación o inversos (ítems 1, 2, 3, 4, y 11). Su consistencia interna fue alta ($\alpha = .88$). Tuvo una estructura de 3 factores: rechazo de la manifestación pública de la homosexualidad, integrado por 6 indicadores (ítems 2, 4, 9, 10, 11 y 14) con consistencia interna alta ($\alpha = .81$); rechazo

de sentimientos, deseos e identidad homosexuales propios, configurado por seis indicadores (ítems 1, 3, 12, 13, 15 y 16) con consistencia interna alta ($\alpha = .81$); e incapacidad para la intimidad de las personas homosexuales, compuesto por 4 indicadores (ítems 5, 6, 7 y 8) con consistencia interna aceptable ($\alpha = .69$). El ajuste a los datos de un modelo de tres factores jerarquizado a uno de orden superior por mínimos cuadrados generalizados varió de bueno ($\chi^2/gl = 1.66$, $PNCP = 0.29$ y $RMSEA = .05$) a adecuado ($FD = 0.73$, $GFI = .91$ y $AGFI = .88$). La distribución de su puntuación total se ajustó a una curva normal (Moral y Valle, 2013).

Procedimiento

Se realizó un estudio descriptivo-correlacional con un diseño ex post-facto transversal. El cuestionario se administró de forma autoplicada en los salones de clase por los autores del artículo. La aplicación duraba unos 15 minutos. Se realizó de enero a mayo de 2012. Se solicitó el consentimiento informado para la participación en el estudio de forma verbal, garantizando el anonimato y confidencialidad de la información de acuerdo con las normas éticas de investigación de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007).

Análisis de datos

La consistencia interna se estimó por el coeficiente alfa de Cronbach (α). Los valores de consistencia interna menores que .60 se consideraron bajos, de .60 a .69 adecuados y de .70 o mayores altos (Cronbach y Shavelson, 2004). El ajuste de la distribución a una curva normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Z_{K-S}). Las correlaciones se calcularon por el coeficiente producto-momento de Pearson (r). Los valores de correlación menores que .30 se consideraron bajos, de .30 a .69 moderados y de .70 o mayores altos. Las

comparaciones de medias se realizaron por la prueba *t* de Student para dos muestras independientes. Estos cálculos se ejecutaron con SPSS12 (SPSS Incorporation, 2007).

La estructura dimensional se determinó, en primer lugar, por análisis factorial exploratorio por mínimos cuadrados generalizados (GLS) con rotación Oblimín; en segundo lugar, por análisis factorial confirmatorio también por mínimos cuadrados generalizados. Se optó por este método por ser robusto ante el incumplimiento del supuesto de normalidad multivariada (Cragg, 1983) y por su aplicabilidad en el análisis exploratorio y confirmatorio. Los valores de la curtosis multivariada de Mardia (90.02) y razón crítica (23.06) fueron altos, indicando incumplimiento del supuesto de normalidad multivariada.

En el análisis factorial exploratorio se consideró toda carga factorial por debajo de .30 como baja. El número de factores se fijó por el criterio de Kaiser (autovalores mayores que 1) y el análisis paralelo de Horn (número de autovalores por encima de punto de intersección entre la curva de sedimentación de los autovalores de la matriz de correlaciones y la curva de sedimentación correspondiente al centil 95 entre 100 curvas de sedimentación de autovalores de 100 matrices de correlaciones de 100 muestras creadas aleatoriamente con el mismo número de variables y casos que la observada, teniendo estas variables distribuciones normales).

En el análisis factorial confirmatorio se contemplaron seis índices de ajuste: cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/df), valor de la función de discrepancia (FD), parámetro de no centralidad poblacional (PNCP), índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI) y error cuadrático medio de aproximación

(RMSEA) de Steiger-Lind. Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices: $\chi^2/df \leq 2$, FD y PNCP \leq un cuarto de los valores correspondientes al modelo independiente, $GFI \geq .95$, $AGFI \geq .90$ y $RMSEA \leq .05$; y como valores adecuados: $\chi^2/df \leq 3$, FD y PNCP \leq tres cuartos de los valores correspondientes al modelo independiente, $GFI \geq .85$, $AGFI \geq .80$ y $RMSEA \leq .08$. La parsimonia del modelo se estimó desde la razón de parsimonia (RP) de James-Mulaik-Brett (muy alta $\geq .80$, alta $\geq .60$, media $\geq .40$, baja $\leq .20$ y muy baja $< .20$). Debido al incumplimiento de la normalidad multivariada, también se acudió al procedimiento de muestreo repetitivo con la extracción de 2,000 muestras. Se contrastó la significación de los parámetros por el método de percentiles libres de sesgo (95% intervalo de confianza) y la bondad de ajuste por la *p* de Bollen-Stine (Moral, 2006; Kline, 2010). Para comparar modelos se empleó la prueba de la diferencia de los estadísticos chi-cuadrado. El análisis factorial exploratorio se realizó con SPSS16, el análisis paralelo de Horn con Vista7.9 (Young, 2010) y el análisis factorial confirmatorio con AMOS 16 (Arbuckle, 2007).

La potencia de los contrastes por análisis factorial confirmatorio se estimó desde la RMSEA. Se calculó con un nivel de significación de .05. Se empleó como hipótesis nula el valor medio del modelo independiente (mínima restricción) y como hipótesis alternativa el valor medio del modelo contrastado (Preacher y Coffman, 2006).

RESULTADOS

Descripción de la muestra

La media de edad fue de 19.13 años ($DE = 1.68$). El 79% (182 de 231) de los participantes dijeron ser católicos, 4% (10) protestantes y 17% (39) pertenecer otras religiones o tener creencias religiosas personales. Se definieron el 95% (220 de 231) heterosexuales, 3% (7) bisexuales y

2% (4) homosexuales. Ante la pregunta sobre si habían iniciado su vida sexual de pareja, 38% (88 de 230) dijeron que sí y 62% (142) que no. El promedio de parejas sexuales entre los 88 participantes sexualmente activos fue de 3.11 ($DE = 5.86$). Ante la pregunta si tenían un amigo gay, 75.5% (173 de 229) indicaron que sí y 24.5% (56) que no; y si tenían un amigo con VIH, 2% (5 de 227) dijeron que sí y 98% (222) que no. Ante la pregunta si se habían hecho una prueba de VIH, 17.5% (40 de 228) contestaron que sí y 82.5% (188) que no. Si habían atendido a pacientes con VIH, 12% (28 de 227) dijeron que sí y 88% (199) que no.

Estructura factorial y consistencia interna

Por el criterio de Horn el número de factores fue uno, ya que solo un autovalor quedó por encima de punto de intersección (1.30) entre la curva de sedimentación observada y la correspondiente al centil 95 de las 100 creadas. El factor único explicó el 36.82% de la varianza total. Sus saturaciones fueron

mayores que .50, siendo las de los ítems 5 y 7 (véase Tabla 1).

Por el criterio de Kaiser fueron dos factores que explicaron el 44.69% de la varianza total. Tras la rotación por el método Oblimin, el primer factor quedó integrado por 8 indicadores (ítems 1, 2, 3, 4, 6, 8, 9 y 10), su consistencia interna fue alta ($\alpha = .84$) y por su contenido se interpretó como condena o rechazo de la homosexualidad. El segundo factor quedó definido por dos indicadores (ítems 5 y 7). Por su contenido se interpretó como conciencia de discriminación de personas homosexuales. El ítem 4 mostró saturaciones muy semejantes en ambos factores. La consistencia interna de estos dos ítems fue adecuada ($\alpha = .64$) y disminuyó al incluir el ítem 4 ($\alpha = .61$). Precisamente el ítem 4 (me sentiría a gusto trabajando con un compañero estudiante de mi carrera homosexual) por su contenido correspondería más al factor 1 de rechazo que de conciencia de discriminación (véase Tabla 1). La correlación entre ambos factores fue moderada ($r = .47$).

TABLA 1.
Matriz de configuraciones y consistencia interna de los factores.

Ítems	1	2	
	FG	F1	F2
3. La homosexualidad es inmoral.	.80	.91	-.15
8. La homosexualidad pone en peligro la institución de la familia.	.73	.85	-.20
2. A las personas homosexuales no se les debería permitir trabajar con niños.	.69	.68	.03
10. Evito a las personas homosexuales siempre que me es posible.	.69	.61	.13
1. Disfruto de la compañía de una persona homosexual.	.68	.57	.19
6. Las personas homosexuales con SIDA merecen su destino.	.54	.48	.11
9. Aquéllos que están a favor de la homosexualidad tienden a ser homosexuales.	.45	.40	.09
4. Me sentiría a gusto trabajando con un compañero estudiante de mi carrera homosexual.	.52	.34	.32
7. Las personas homosexuales deberían tener las mismas oportunidades de empleo.	.44	.06	.69
5. Las personas homosexuales son tratadas injustamente en nuestra sociedad.	.36	-.01	.65
Número de ítems	10	8	2
Alfa de Cronbach	.84	.84	.64

Método de extracción: Mínimos cuadrados generalizados. Rotación: Oblimin. Convergió en 5 iteraciones. F1: Condena de la homosexualidad y F2: Conciencia de discriminación de personas homosexuales.

Se contrastaron cuatro modelos. Dos modelos fueron de 2 factores correlacionados (2F y 2F-Mod), ambos derivados del análisis factorial exploratorio: condena con 8 indicadores en ambos

modelos [ítems 1, 2, 3, 4, 6, 8, 9 y 10] y conciencia de discriminación con 2 indicadores en el modelo 2F [ítems 5 y 7] y con 3 indicadores en el modelo 2F-Mod [ítems 4, 5 y 7]). Otros dos modelos fueron

de un factor general (1F-10 y 1F-8), el modelo 1F-10 con 10 indicadores (criterio de Horn y expectativa) y el modelo 1F-8 con 8 indicadores (sin ítems 5 y 7). La potencia fue alta en los dos modelos bidimensionales y en el unidimensional con 8 indicadores. Los cuatro modelos mostraron parsimonia alta (véase Tabla 2). En los cuatro modelos todos sus parámetros fueron significativos

por la estimación GLS, incluido el peso de regresión del factor de conciencia de discriminación sobre el ítem 4 ($p = .03$). Por la estimación de los percentiles libres de sesgos todos los parámetros fueron significativos, excepto el coeficiente B del factor de conciencia de discriminación sobre el ítem 4 ($p = .11$) y su coeficiente estandarizado ($p = .14$).

TABLA 2.

Índices de ajuste para el modelo unidimensional y de tres y cuatro factores jerarquizados a uno general.

Índices de ajuste	Interpretación		Modelos			
	Bueno	Malo	1F-10	1F-8	2F	2F-Mod.
χ^2			95.79	45.56	71.22	65.82
<i>Gl</i>			35	20	34	33
<i>P</i>	$\geq .05$	$< .01$	$< .01$	$< .01$	$< .01$	$< .01$
χ^2/gl	≤ 2	> 3	2.74	2.28	2.09	1.99
<i>GFI</i>	$\geq .95$	$< .85$.92	.95	.94	.94
<i>AGFI</i>	$\geq .90$	$< .80$.87	.91	.90	.91
<i>FD</i>	$\leq 1/4 FDI$	$> 3/4 FDI$	0.42	0.20	0.31	0.29
<i>PNCP</i>	$\leq 1/4 PNCP_i$	$> 3/4 PNCP_i$	0.26	0.11	0.16	0.14
			.09	.08	.07	.07
<i>RMSEA</i>	$\leq .05$ y/o $p \geq .05$	$> .09$ y $p < .01$	[.07, .11] $p < .01$	[.05, .10] $p = .08$	[.05, .09] $p = .08$	[.04, .09] $p = .13$
<i>RP</i>	$\geq .70$	$< .30$.78	.71	.76	.73
<i>Bollen-Stine</i>	Mejor		1,998	1,937	1,961	1,944
	Peor		2	63	39	51
<i>p</i>	$\geq .05$	$< .01$	$< .01$.03	.02	.03
Φ	$\geq .80$	$< .60$.79	.93	.99	1

Modelos: 1F-10 = de un factor con 10 indicadores, 1F-8 = de un factor con 8 indicadores, 2F: dos factores correlacionados: condena (ítems 1, 2, 3, 4, 6, 8, 9 y 10) y conciencia de discriminación (ítems 5 y 7) y 2F-Mod: condena (ítems 1, 2, 3, 4, 6, 8, 9 y 10) y conciencia de discriminación [ítems 4, 5 y 7].

Índices de ajuste por mínimos cuadrados generalizados: χ^2 = prueba de bondad de ajuste chi-cuadrado, *gl* = grados de libertad (diferencia entre el número de momentos de la matriz de varianza-covarianzas y el número de parámetros a estimar en el modelo) para el estadístico chi-cuadrado, *p* = probabilidad de mantener la hipótesis nula de bondad de ajuste del estadístico chi-cuadrado obtenido. χ^2/gl = cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad, *FD* = valor de la función de discrepancia, *PNCP* = parámetro de no centralidad poblacional, *GFI* = índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom, *AGFI* = índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog y Sörbom, *RMSEA* = error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind (valor medio, límites inferior y superior con un intervalo de confianza del 90% y probabilidad de mantener la hipótesis nula de que $RMSEA \leq .05$) y *RP* = razón de parsimonia de James-Mulaik-Brett. Bollen-Stine: Mejor = número de muestras extraídas con mejor que el de la muestra observada, Peor = número de muestras extraídas con peor ajuste que el de la muestra observada, *p* = probabilidad de bondad de ajuste o cociente entre número de muestras extraídas con peor ajuste que el de la muestra observada y el número de muestras extraídas.

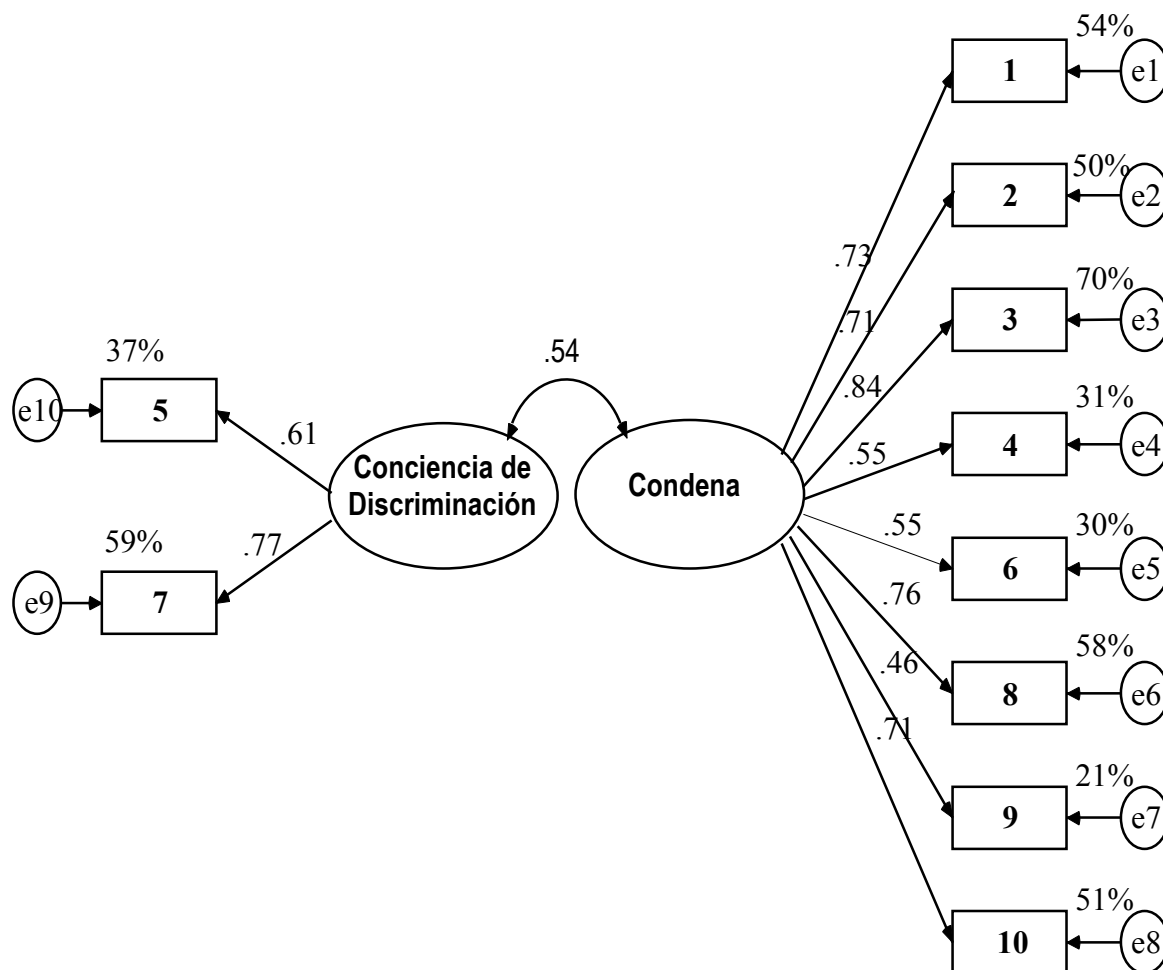
Valores del modelo independiente: *FDI* (valor de la función de discrepancia) = 0.82 con 10 parámetros y 0.69 con 8 parámetros. *PNCPi* (parámetro de no centralidad poblacional) = 0.62 con 10 parámetros y 0.50 con 8 parámetros. *RMSEAI* (valor medio del error cuadrático medio de aproximación) = .12 con 10 parámetros y .13 con 8 parámetros.

Los índices de ajuste del modelo 2F fueron de buenos (*AGFI* = .90, *PNCP* = 0.16 y *RMSEA* = .07 con 90% IC: [.05, .09], siendo $p = .08$ para mantener la hipótesis nula de $RMSEA \leq .05$) a adecuados ($\chi^2/gl = 2.09$,

GFI = .94, *FD* = 0.31 y *p* de Bollen-Stine = .02). La correlación entre los factores fue moderada ($r = .57$) (véanse Tabla 2 y Figura 1).

FIGURA 1.

Modelo de dos factores correlacionados estimado por mínimos cuadrados generalizados.

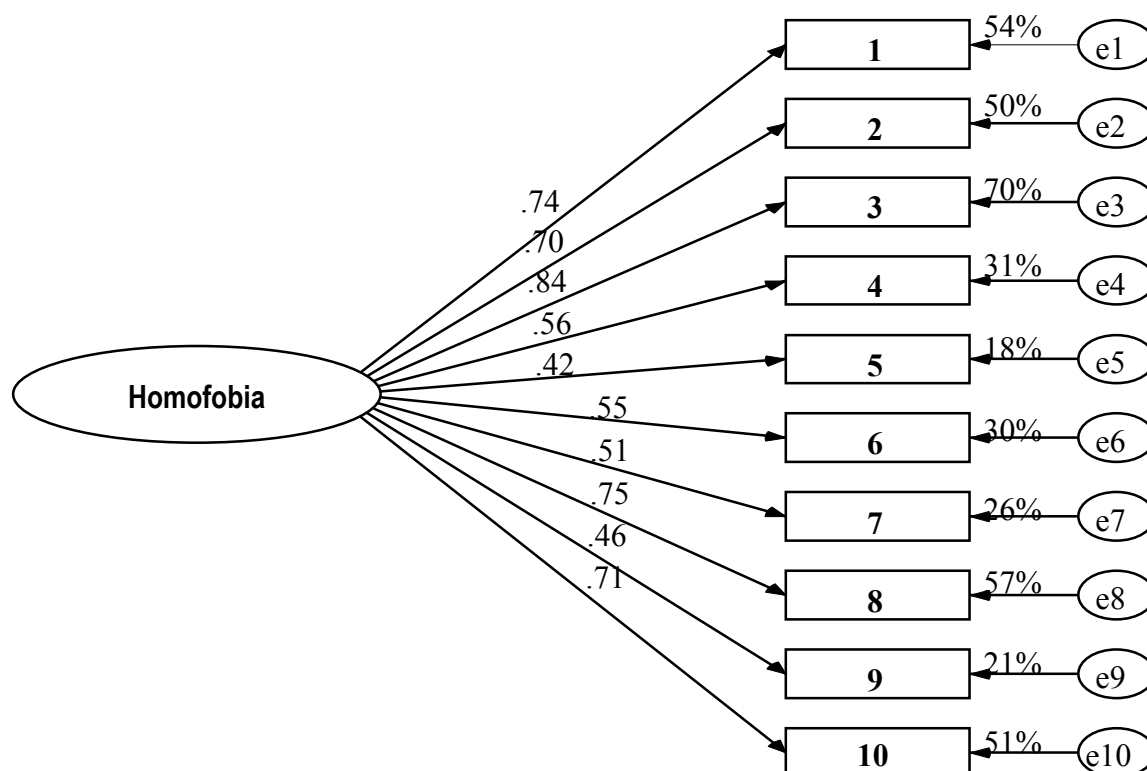


Los índices de ajuste del modelo de dos factores correlacionados con el ítem 4 como indicador de ambos factores (2F-Mod) fueron de buenos ($\chi^2/gf = 1.99$, $AGFI = .91$, $PNCP = 0.14$ y $RMSEA = .07$ con 90% IC: [.04, .09], siendo $p = .13$ para mantener la hipótesis nula de $RMSEA \leq .05$) a adecuados ($GFI = .94$, $FD = 0.29$ y p de Bollen-Stine = .03). La correlación entre los factores fue moderada ($r = .45$). La bondad de ajuste del modelo 2F-Mod fue significativamente mayor que la del modelo 2F: $\Delta\chi^2[1, N = 231] = 5.40$, $p = .02$ (véanse Tabla 2 y Figura 1).

El modelo unidimensional con 10 indicadores tuvo peor ajuste que los dos modelos anteriores y el modelo 1F-8 (véase Tabla 2 y Figura 3). El modelo unidimensional con 8 indicadores mostró mejor ajuste que el modelo 2F ($d\chi^2[14, N = 231] = 25.67$, $p = .03$) y equivalente al modelo 2F-Mod ($d\chi^2[13, N = 231] = 20.26$, $p = .09$). Sus índices de ajuste fueron de buenos ($GFI = .95$, $AGFI = .91$, $PNCP = 0.11$ y $RMSEA = .08$ con 90% IC [.05, .10], siendo $p = .08$ para la hipótesis nula de $RMSEA = .05$) a adecuados ($\chi^2/gf = 2.28$, $FD = 0.20$ y p de Bollen-Stine = .03) (véase Tabla 2).

FIGURA 2.

Modelo de un factor con 10 indicadores estimado por mínimos cuadrados generalizados.



Distribución

Se estudió la puntuación total con 10 ítems y los factores de condena (con 8 ítems) y conciencia de discriminación (con 2 ítems), al incluir la forma unidimensional con mejor ajuste y un factor adicional con consistencia interna adecuada. Por la menor consistencia interna y no significación del parámetro del factor latente sobre el indicador, se descartó

la definición del factor conciencia de discriminación con 3 indicadores. Las distribuciones de la puntuación total y el factor de condena (véase Figura 3) se ajustaron a una curva normal. La distribución de conciencia de discriminación mostró asimetría positiva y apuntamiento (véase Tabla 3).

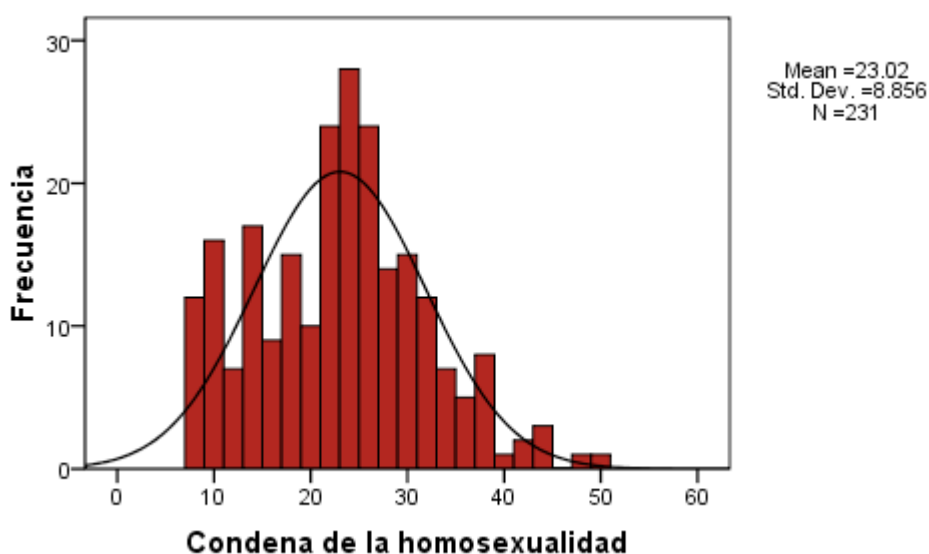
TABLA 3.

Descriptivos de la distribución y contraste del ajuste a la normalidad.

Estadísticos		Escala de Homofobia de Klamen	Condena de la homosexualidad	Conciencia de discriminación de la homosexualidad
Descriptivos	Rango	10-70	8-56	2-14
	M	27.35	23.02	4.33
	DE	9.99	8.86	2.28
	Mdn	28	24	4
	S	0.19	0.26	0.90
Contraste de la normalidad	C	-0.07	-0.19	1.42
	D	0.09	0.08	0.22
	Z _{K-S}	1.36	1.24	3.40
	p	.05	.09	< .01

N = 231. EE de S = 0.16, EE de C = 0.32.

FIGURA 3.
Histograma del factor de condena de la homosexualidad.



Al dividir cada puntuación suma por su número de ítems, se obtuvo un rango continuo y homogéneo de 1 a 7. Se dividió este rango continuo en cuatro intervalos de amplitud constante ($[\text{valor máximo} - \text{valor mínimo}] / \text{número de intervalos} = ([7 - 1] / 4 = 1.5)$; de este modo se pudo hacer corresponder los cuatro intervalos con los cuatro valores discretos de respuesta a los ítems (acuerdo con una afirmación de rechazo): entre 1 y 2.49 = valor discreto 1 ("complemente en desacuerdo" con una afirmación de rechazo), entre 2.50 y 3.99 = valor discreto 3 ("en desacuerdo"), entre 4 y 5.49 = valor discreto 5 ("de acuerdo") y de 5.50 a 7 = valor discreto 7 ("definitivamente de acuerdo"). Valores de 1 a 3.99 reflejan actitud de aceptación y de 4 a 7 de rechazo.

Valores entre 5.50 y 7 muestran una actitud homofóbica o de rechazo extremo y valores entre 1 y 1.49 una actitud de aceptación muy definida.

La actitud homofóbica estuvo presente en menos de 1% de la muestra desde la puntuación total con 10 ítems y los dos factores. El 7.8% rechazó la homosexualidad desde la puntuación total con 10 ítems, 12.3% desde el factor de condena y 2.2% desde el factor de conciencia de discriminación. Las medias de HF-10 y conciencia de discriminación correspondieron a una aceptación muy definida y la de condena a una respuesta de aceptación (véase Tabla 4).

TABLA 4.
Distribuciones y medias de HF-10 y sus factores reducidas a un rango discreto de 1 a 7.

Valores (rechazo hacia la homosexualidad)	HF-10		Condena		Discriminación	
	f	%	f	%	f	%
1 = Complemente en desacuerdo	85	36.8	86	37.2	137	59.3
3 = En desacuerdo	128	55.4	117	50.6	89	38.5
5 = De acuerdo	17	7.4	26	11.3	3	1.3
7 = Definitivamente de acuerdo	1	0.4	2	0.9	2	0.9
<i>M</i>	2.43		2.52		1.88	
	1		3		1	

Correlaciones con ATLG y HNI-16

La puntuación total de la Escala de Homofobia y su factor de condena correlacionaron más alto con la puntuación total de la Escala de Actitud hacia las Lesbianas y los Gais (ATLG), rechazo abierto hacia los gays (ATG-A), rechazo hacia las lesbianas (ATL) y rechazo de la manifestación pública de la homosexualidad (EXT) que con rechazo sutil hacia los

hombres homosexuales (ATG-S), rechazo de los sentimientos, deseos e identidad homosexuales propios (INT) e incapacidad para relaciones estables de las personas homosexuales (PROMI). Las correlaciones variaron de .79 a .48. El factor de conciencia de discriminación presentó un perfil correlacional semejante, pero las correlaciones fueron más bajas, de .38 a .10 (véase Tabla 5).

TABLA 5.
Correlaciones de Homofobia con ATLG y HN-16.

		HF-10		
		Puntuación total	Condena	Discriminación
ATLG	Puntuación total	.79**	.79**	.38**
	ATL	.73**	.74**	.33**
	ATG-A	.74**	.73**	.38**
	ATG-S	.67**	.67**	.35**
HNI-16	Puntuación total	.67**	.70**	.20**
	EXT	.67**	.70**	.22**
	INT	.48**	.51**	.10 ^{ns}
	PROMI	.48**	.50**	.14*

** $p \leq .01$. * $p \leq .05$ y $ns \ p > .05$. ATLG = Rechazo hacia las lesbianas y hombres homosexuales. ATL = Rechazo hacia las lesbianas, ATG-A = Rechazo abierto hacia los hombres homosexuales ATG-S: Rechazo sutil hacia los hombres homosexuales. HNI-16 = Homonegatividad internalizada EXT = Rechazo de la manifestación pública de la homosexualidad, INT = Rechazo de los sentimientos, deseos e identidad homosexuales propios y PROMI = Promiscuidad e incapacidad para relaciones estables de las personas homosexuales.

Diferencias de medias por variables socio-demográficas, amistades y clínicas

Al comparar las medias de la puntuación total de la Escala de Homofobia con 10 ítems, se hallaron diferencias significativas en heterosexualidad y amigos con VIH con un tamaño de efecto mediano y en amistades gays con un tamaño de efecto pequeño. Con el factor de condena o forma simplificada de la escala a 8 ítems se obtuvo el mismo resultado. Quienes se definieron como heterosexuales, quienes no

tenían amigos gays o con VIH mostraron mayor homofobia que los que se definieron como bisexuales u homosexuales y quienes sí tenían amistades gays o con VIH. A su vez, tener amigos gays y haberse la prueba de VIH tuvo un efecto significativo en el factor de conciencia de discriminación con un tamaño de efecto pequeño y tener amigos con VIH grande (véase Tabla 6). La puntuación total y los dos factores de HF-10 fueron independientes de la edad y los años desde el inicio de la vida sexual de pareja.

TABLA 6.

Contraste de la equivalencia de varianzas por la prueba de Levene y comparación de medias de homofobia por la prueba t de Student para dos muestras independientes de homofobia.

Variable de agrupación	Estadísticos descriptivos de homofobia						Prueba t de Student			d
	No			Sí			t	gl	p	
	N	M	DE	N	M	DE				
HF-10										
Hombre	121	26.21	9.15	103	28.64	10.15	-1.88	222	.06	0.44
Heterosexualidad	11	17.82	7.97	220	27.83	9.85	3.31	229	< .01	
Inicio vida sexual	142	26.83	9.90	88	28.20	10.19	-1.01	228	.31	
Amigos gays	56	32.36	11.37	173	25.82	8.97	4.43	227	< .01	0.59
Amigos con HIV	222	27.59	9.99	5	17.60	6.23	2.22	225	.03	0.30
Prueba HIV	188	27.33	10.37	40	27.75	8.23	-0.28	68.17	.78	
Paciente VIH	199	27.70	9.99	28	24.57	9.38	1.56	225	.12	
Condena										
Hombre	121	22.05	8.17	103	24.17	9.15	-1.84	222	.07	0.48
Heterosexualidad	11	13.82	5.69	220	23.48	8.74	3.62	229	< .01	
Inicio vida sexual	142	22.65	8.84	88	23.64	8.95	-0.82	228	.41	
Amigos gays	56	27.46	10.19	173	21.65	7.91	3.90	77.60	< .01	0.52
Amigos con HIV	222	23.21	8.88	5	15.60	6.23	1.98	225	.05	0.26
Prueba HIV	188	22.91	9.25	40	23.75	6.95	-0.65	71.86	.52	
Paciente VIH	199	23.27	8.88	28	21.21	8.66	1.15	225	.25	
Conciencia de discriminación										
Hombre	121	4.17	2.17	103	4.47	2.23	-1.02	222	.31	0.28
Heterosexualidad	11	4.00	3.80	220	4.35	2.19	0.49	229	.62	
Inicio vida sexual	142	4.18	2.09	88	4.57	2.55	-1.25	228	.21	
Amigos gays	56	4.89	2.44	173	4.16	2.20	2.10	227	.04	2.09
Amigos con HIV	222	4.39	2.27	5	2.00	0	15.67	221	< .01	
Prueba HIV	188	4.41	2.33	40	4.00	2.08	1.04	226	.30	
Paciente VIH	199	4.43	2.27	28	3.36	1.81	2.40	225	.02	0.32

Estadístico d de Cohen: $2t/(n_1+n_2-2)^{1/2}$ para estimar el tamaño del efecto. Variable de agrupación Hombre: No = Mujer y Sí = Hombre. Heterosexualidad: No = orientación sexual autodefinida homo o bisexual y Sí = orientación sexual autodefinida heterosexual. Inicio de la vida sexual de pareja: Sí y No. Tener amigos gays = Sí y No. Tener amigos con VIH = Sí y No. Hacerse hecho la prueba de HIV: Sí y No. Haber atendido a pacientes con VIH: Sí y No.

DISCUSIÓN

A continuación se discuten los datos presentados teniendo en mente los dos objetivos del estudio: 1) determinar la consistencia interna, estructura factorial, distribución, validez convergente y de constructo de la Escala HF; y 2) estimar el porcentaje de casos de homofobia externalizada.

Al considerar los resultados de análisis paralelo de Horn (unidimensionalidad), el modelo con mejor ajuste a los datos (unidimensional con 8 indicadores sin los ítems 5 y 7), consistencia interna (alta y con el mismo valor entre los 8 ítems del factor de condena y 10 ítems de la escala), distribución normal (aún más definida en la suma de los 8 ítems del factor de condena), nivel de homofobia esperado (más claro en el factor

de condena) y pruebas de validez (correlaciones ligeramente mayores con el factor de condena y misma capacidad diferencial de este factor que la puntuación total de 10 ítems), se sugiere reducir la escala al factor de condena (HF-8), esto es, a los ítems 1, 2, 3, 4, 6, 8, 9 y 10.

Aunque el modelo de dos factores correlacionados con el ítem 4 como indicador de ambos factores tuvo un ajuste equivalente al modelo unidimensional con 8 indicadores, se descartó este modelo por el peso no significativo del factor de conciencia de discriminación sobre el ítem 4 y afectar desfavorablemente la inclusión de este ítem a la consistencia interna del factor de conciencia de discriminación. Así la conciencia de discriminación quedó mejor indicada por dos ítems. Al ser un número

insuficiente de indicadores es otro argumento a favor del modelo unidimensional con 8

A los argumentos basados en valores psicométricos y en el cumplimiento de expectativas en apoyo del modelo unidimensional con 8 indicadores puede sumarse el de validez de contenido. La escala pretende medir homofobia externalizada, esto es, condena del otro (homosexual) distinto a mí (heterosexual) desde la ideología heterosexista (condena y denigración de la homosexualidad). Así parece que los dos ítems de conciencia de discriminación son poco consistentes con el resto de la escala. No se puede afirmar que sean más afines al rechazo sutil de la homosexualidad que al rechazo abierto, pues los patrones correlacionales de la puntuación total de 10 ítems, del factor de condena de 8 ítems o del factor de conciencia de discriminación de dos ítems son los mismos. No obstante, las correlaciones del factor de conciencia de discriminación son moderada-bajas con la ATLG y bajas con la HNI-16, incluso una no es significativa; además, la orientación sexual autodefinida no posee capacidad diferencia en este factor cuando es uno de los aspectos más importantes de la validez de constructo. Por estas débiles del factor de conciencia de discriminación, finalmente, se desaconseja optar por el modelo de dos factores correlacionados y se sugiere el modelo de un factor con 8 indicadores (HF-8).

La Escala HF-8 no solo es consistente, sino que muestra buenas propiedades de validez. Las correlaciones de la puntuación total de la HF-8 son altas con la puntuación total de la ATLG y sus factores de rechazo abierto hacia los gays y de rechazo hacia las lesbianas y con la puntuación total de HNI-16 y su factor de rechazo de la manifestación pública de la homosexualidad; a su vez, son moderadas con el factor de rechazo sutil hacia los gays de la ATLG y con los factores de rechazo de deseos, conductas e identidad homosexuales propios y valoración como

indicadores.

incapaces de intimidad de las personas homosexuales de la HNI-16. Como se espera la Escala HF-8 tiene correlaciones más altas y éstas son mayores o iguales que .70 con aspectos de rechazo abierto (ATG-A, EXT y ATL); a su vez, tiene correlaciones más bajas y éstas son moderadas con los aspectos de rechazo sutil (ATG-S, INT y PROMI). Asimismo, la puntuación total de la HF-8 diferencia, por un lado, a los grupos con orientación bisexual/homosexual versus heterosexual, y por otro lado, a los que tienen amigos gays y con VIH versus aquéllos que no. Estos contrastes constituyen los aspectos más relevantes para la validez de constructo. Como se esperaba, aquéllos con identidad homo o bisexual tiene menos homofobia externalizada, ya que asumir esta identidad y construir una imagen positiva supone enfrentarse a la homofobia cultural (Rosario et al., 2006). Además, en defensa de la identidad asumida existe en estas personas una tendencia a favorecer al grupo de identificación en los procesos de comparación social (Turner, 1987). También, como se esperaba, aquéllos con contacto personal con los individuos que son víctimas de actitud prejuiciosa y estigmatización social, como son los gays, especialmente si están infectados de VIH, expresan menos homofobia externalizada, al permitir este contacto elaborar una imagen más humana y realista que la transmitida por el estereotipo estigmatizador (Herek, 2000a).

Conforme a la expectativa el promedio de homofobia externalizada fue mayor en el hombre que en la mujer (Herek, 2000b; Klamen et al., 1999). No obstante, la diferencia solo es significativa con un nivel de significación de .10, lo que indica que ésta es muy débil.

El rango de edad fue limitado. La mayoría de los participantes fueron adolescentes tardíos. Aunado al hecho de

que los participantes sean alumnos de primeros semestres con poca práctica clínica podrían provocar que los datos sean inadecuados para hallar correlaciones significativas con la edad y años transcurridos desde el inicio de la vida sexual de pareja, así como para encontrar las diferencias significativas entre los que han iniciado o no su vida sexual de pareja y entre los que tienen o no experiencia clínica con VIH. No obstante, la consolidación de la identidad heterosexual con la edad, que es un factor personal, no necesariamente hace menos rígida la actitud de condena de la homosexualidad, ya que esto finalmente depende de la ideología y actitud culturales (Moss, 2002). De ahí que la relación con la edad constituye una prueba de constructo más débil que la relación con la orientación sexual autodefinida y el contacto con el objeto estigmatizado.

Se esperaba una actitud prejuiciosa en 15% de los estudiantes y rechazo homofóbico en 3% (Campo y Herazo, 2008; Campo et al., 2010; Klamen et al., 1999; Moral y Valle, 2012; Parker y Bhugra, 2000; Skinner et al., 2001). El porcentaje de rechazo de la homosexualidad con la HF-8 fue claramente menor que este promedio de 15% y estaría sólo dentro del rango reportado por Campo et al. (2010) en su estudio de revisión. Quedaría fuera del rango de los estudios en Inglaterra (Parker y Bhugra, 2000), Estados Unidos (Klamen et al., 1999; Skinner et al., 2001) y México (Moral y Valle, 2012), en los cuales se empleó sobre todo la Escala ATLG. Asimismo, el porcentaje de rechazo homofóbico de menos de 1% fue menor que el porcentaje de 2.75% reportado por Klamen et al. (1999), a partir de la aplicación del mismo instrumento en estudiantes estadounidenses, pero hace más de una década. Si se consideran los niveles bajos de rechazo y homofobia en estos estudiantes y las medias muy semejantes entre ambos sexos, parece estar disminuyendo fuertemente el rechazo manifiesto o condena abierta (Herek, 2004).

A pesar de la clara tendencia a desaparecer la condena abierta hacia las lesbianas y gais, otros estudios revelan que persiste el rechazo sutil (Quiles, Betancor, Rodríguez, Rodríguez y Coello, 2003; Moral y Valle, 2012, 2013).

La distribución de la escala se ajustó a una curva normal, lo que refleja que el rasgo es adaptativo en un cierto nivel de expresión (en el intervalo de una desviación estándar por encima y debajo de la media). La mayoría de los miembros de la población muestran este nivel expresivo, habiendo desviaciones equivalentes hacia los extremos del exceso y el defecto. Por el contrario, si el rasgo fuese disfuncional o desadaptativo y lo tuviese una minoría, la distribución sería asimétrica y apuntada, con casi todos los casos centrados en los valores que reflejan ausencia del rasgo, pudiéndose ajustar a una curva de Poisson (Sartori, 2006). Retomando lo afirmado en el párrafo previo, los niveles adaptativos de homofobia externalizada en estos estudiantes son muy bajos, habiendo un total desacuerdo con la condena abierta.

Esta investigación tiene como limitaciones: un muestreo no probabilístico, habiéndose realizado en una muestra incidental de estudiantes de ciencias de la salud procedentes de tres universidades del noreste de México, por lo que las conclusiones son aplicables a modo de hipótesis en esta población y otras afines; además los resultados podrían diferir si las mediciones se llevaran a cabo con pruebas proyectivas, tiempos de reacción o medidas psicofisiológicas al contarse solo con datos de escalas de autoinforme.

En conclusión, la escala de homofobia reducida a 8 ítems muestra una estructura unidimensional con un ajuste a los datos de bueno a adecuado y superior a otros dos modelos. La consistencia interna es alta. Su distribución se ajusta a una curva normal, lo que refleja que se evalúa un aspecto adaptativo. Muestra evidencia de validez

convergente al ser su correlación alta con aspectos de rechazo abierto hacia la homosexualidad (ATG-O, ATL y EXT) y moderada con aspectos de rechazo sutil (ATG-S, PROMI e INT). Presenta validez de constructo al diferenciar a los que se definen como no heterosexuales y tienen amigos gays o con VIH por su menor promedio (menor homofobia) en comparación con los que se definen como heterosexuales y no tienen amigos gays o con VIH. La media de los hombres es mayor que la de las mujeres con un nivel de significación de .10, pero no de .05. Esta pequeña diferencia entre los sexos, aunada al bajo nivel de homofobia y a la normalidad de la distribución indican que se desaprueba la condena abierta a la homosexualidad dentro de una cultura que tradicionalmente venía siendo homofóbica, como viene siendo señalado por otros autores, como Morrison y Morrison (2002) y Herek y McLemore (2013). Entre los participantes de este estudio lo adaptativo, lo normal, es rechazar las manifestaciones de condena abierta hacia las personas LGBT.

Se sugiere el uso de la Escala HF-8 para evaluar homofobia externalizada en estudiantes de ciencias de la salud mexicanos y su estudio en otras poblaciones y otros países de habla hispana. Por limitaciones de este estudio, resta establecer los baremos de esta escala a partir de la media y desviación estándar con el empleo de procedimientos probabilísticos.

Cabe mencionar que, en la actualidad, los currículos empiezan a abordar de manera clara el tópico de la diversidad sexual. El abordaje de las necesidades en salud de las personas no heterosexuales es un primer paso para hacer frente a los prejuicios, a menudo encubiertos, en los futuros profesionales.

Morrison y Morrison (2002), Herek (2004) y Cárdenas y Barrientos (2008) señalan dos facetas en que la actitud, una

de rechazo abierto y otra de rechazo simulado o sutil. Precisamente, en la medida que existe una actitud de rechazo profundamente arraigada, cuya manifestación abierta es desmotivada, da pie a su desplazamiento hacia formas sutiles y subrepticias de manifestación, aparte de un fuerte rechazo hacia el propio deseo homosexualidad (Herek et al., 2009); de ahí la necesidad de evaluar tanto lo manifiesto, por ejemplo con la escala HF-8, como lo sutil, con la escala HNI-16 (Moral y Valle, 2013) y un test de actitudes implícitas (Cárdenas y Barrientos, 2008).

REFERENCIAS

- Arbuckle, J. L. (2007). *AMOS 16.0 user's guide*. Spring House, PA: Amos Development.
- Arnold, L. M. (2001). Promoting culturally competent care for the lesbian, gay, bisexual, and transgender population. *American Journal of Public Health*, 91(11), 1731.
<http://dx.doi.org/10.2105/AJPH.91.11.1731>
- Campo, A. y Herazo, E. (2008). Homofobia en estudiantes de medicina: Una revisión de los diez últimos años. *Medunab*, 11(1), 120-123.
- Campo, A., Herazo, E. y Cogollo, Z. (2010). Homofobia em estudantes de enfermagem. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 44(3), 839-843.
- Cárdenas, M. y Barrientos (2008). Actitudes explícitas e implícitas hacia los hombres homosexuales en una muestra de estudiantes universitarios en Chile. *Psyke*, 17(2), 17-25.
<http://dx.doi.org/10.4067/S0718-22282008000200002>
- Centro Nacional para la Prevención y el Control del SIDA (2012). *VIH/SIDA en México 2012*. México, DF: CENSIDA.
- Cragg, J. G. (1983). More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. *Econometrica*, 51, 751-764.
<http://dx.doi.org/10.2307/1912156>
- Cronbach, L. J. y Shavelson, R. J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64, 91-418.

- <http://dx.doi.org/10.1177/0013164404266386>
- Currie, M. R., Cunningham, E. G. y 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(6), 1053-1067.
<http://dx.doi.org/10.1177/0013164404264845>
- Feldman, T. B., Bell, R. A., Stephenson, J. J. y Purifoy, F. E. (1990). Attitudes of medical school faculty and students toward acquired immunodeficiency syndrome. *Academic Medicine*, 65, 464-466.
- Herdt, G. y van-de-Meer, T. (2003). Homophobia and anti-gay violence - Contemporary perspective. *Culture, Health and Sexuality*, 5(2), 99-101.
<http://dx.doi.org/10.1080/136910501164128>
- Herek, G. M. (1984). Attitudes toward lesbians and gay men: A factor analytic study. *Journal of Homosexuality*, 10(1/2), 39-51.
http://dx.doi.org/10.1300/J082v10n01_03
- Herek, G. M. (2000a). The psychology of sexual prejudice. *Current Directions in Psychological Sciences*, 9(1), 19.
<http://dx.doi.org/10.1111/1467-8721.00051>
- Herek, G. M. (2000b). Sexual prejudice and gender: Do heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men differ? *Journal of Social Issues*, 56(2), 251-266.
- Herek, G. M. (2004). Beyond "homophobia": Thinking about sexual prejudice and stigma in the twenty-first century. *Sexuality Research & Social Policy*, 1(2), 6-24.
<http://dx.doi.org/10.1525/srsp.2004.1.2.6>
- Herek, G. M., Gillis, J. R. y Cogan, J. C. (2009). Internalized stigma among sexual minority adults: Insights from a social psychological perspective. *Journal of Counseling Psychology*, 56(1), 32-43.
<http://dx.doi.org/10.1037/a0014672>
- Herek, G. M. y McLemore, K. A. (2013). Sexual prejudice. *Annual Review of Psychology*, 64(1), 309-333.
<http://dx.doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143826>
- Hoburg, R., Konik, J., Williams, M. y Crawford, M. (2006). Bisexuality among self-identified heterosexual college students. *Journal of Bisexuality*, 4(1-2), 25-36.
http://dx.doi.org/10.1300/J159v04n01_03
- Klamen, D. L., Grossman, L. S. y Kopacz, D. R. (1999). Medical student homophobia. *Journal of Homosexuality*, 37, 53-63.
http://dx.doi.org/10.1300/J082v37n01_04
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ra. ed.). New York: The Guilford Press.
- Larsen, K. S., Reed, M. y Goffman, S. (1980). Attitudes of heterosexuals toward homosexuality: A Likert-type scale and construct validity. *Journal of Sex Research*, 16, 245-257.
- Leiblum, S. R., Rosen, R. C., Platt, M., Cross, R. J. y Black, C. (1993). Sexual attitudes and behavior of a cross-sectional sample of United States medical students: Effects of gender, age, and year of study. *Journal of Sex Education and Therapy*, 19, 235-245.
- Mayer, K. H., Bekker, L. G., Stall, R., Grulich, A. E., Colfax, G. y Lama, J. R. (2012). Comprehensive clinical care for men who have sex with men: an integrated approach. *Lancet*, 380(9839), 378-387.
[http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)60835-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(12)60835-6)
- McGrory, B. J., McDowell, D. M. y Muskin, P. R. (1990). Medical students' attitudes toward AIDS, homosexual, and intravenous drug-abusing patients: A re-evaluation in New York City. *Psychosomatics*, 31, 426-433.
- Moss, D. (2002). Internalized homophobia in men: wanting in the first person singular, hating in the first person plural. *Psychoanalytic Quarterly*, 71, 21-50.
<http://dx.doi.org/10.1002/j.2167-4086.2002.tb00003.x>
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (Eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México, DF: Trillas.
- Moral, J. y Valle, A. (2011). Escala de Actitudes hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales en México 1. Estructura factorial y consistencia interna. *Revista Electrónica Nova Scientia*, 3(2), 139-157.
- Moral, J. y Valle, A. (2012). Escala de Actitudes hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales (ATLG) 2. Distribución y evidencias de validez. *Revista Electrónica Nova Scientia*, 4(1), 153-171.
- Moral, J. y Valle (2013). Dimensionalidad, consistencia interna y distribución de la Escala Homonegatividad Internalizada en

- estudiantes mexicanos de ciencias de la salud. *Acta Mexicana de Psicología*, 3(1), 22-50.
- Morrison, M. y Morrison, T. (2002). Development and validation of a scale measuring modern prejudice toward gay men and lesbian women. *Journal of Homosexuality*, 43(1), 15-37. http://dx.doi.org/10.1300/J082v43n02_02
- Parker, A. y Bhugra, D. (2000). Attitudes of British medical students towards male homosexuality. *Sexual and Relationship Therapy*, 15(2), 141-149.
- Preacher, K. J. y Coffman, D. L. (2006). *Computing power and minimum sample size for RMSEA* [Computer software]. Disponible en: <http://quantpsy.org/rmse/rmse.htm>
- Quiles, M. N., Betancor, V., Rodríguez, R., Rodríguez, A. y Coello, E. (2003). La medida de la homofobia manifiesta y sutil. *Psicothema*, 15(2), 197-204.
- Rosario, M., Schrimshaw, E. W., Hunter, J. y Braun, L. (2006). Sexual identity development among gay, lesbian, and bisexual youths: Consistency and change over time. *Journal of Sex Research*, 43(1), 46-58. <http://dx.doi.org/10.1080/00224490609552298>
- Rowen, C. J. y Malcolm, J. P. (2002). Correlates of internalized homophobia and homosexual identity formation in a sample of gay men. *Journal of Homosexuality*, 43(2), 77-92. http://dx.doi.org/10.1300/J082v43n02_05
- Sartori, R. (2006). The bell curve in psychological research and practice: myth or reality? *Quality and Quantity*, 40, 407-418. <http://dx.doi.org/10.1007/s11135-005-6104-0>
- Savin, R. C. y Ream, G. L. (2007). Prevalence and stability of sexual orientation components during adolescence and young adulthood. *Archives of Sexual Behavior*, 36, 385-394.
- Skinner, C., Henshaw, P. y Petrak, J. (2001). Attitudes to lesbians and homosexual men: Medical students care. *Sexually Transmitted Infections*, 77(2), 147-148.
- Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (4ta. ed.). México, DF: Editorial Trillas.
- SPSS Incorporation (2007). *The SPSS base 16.0. User's guide*. Chicago, IL: SPSS Inc.
- Turner, J. C. (1987). A Self-Categorization Theory. En J. C. Turner, M. Hogg, P. J. Oakes, S. D. Reicher y M. S. Wetherell, (Eds.), *Rediscovering the social group: A self-categorization theory* (pp. 117-141). Oxford, UK: Basil Blackwell.
- Weinberg, G. H. (1972). *Society and the healthy homosexual*. New York: St. Martin's.
- Young, F. W. (2010). ViSta "The Visual Statistics System", version 7.9.2.5 [computer software] [on-line]. Disponible en: <http://www.visualstats.org>