

# LAS DOS DIMENSIONES DEL RECHAZO HACIA LAS PERSONAS HOMOSEXUALES

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA\*, DR., ADRIAN VALLE DE LA O\*\*, M.C.

Recibido para publicación: 03-04-2014 - Versión corregida: 05-05-2014 - Aprobado para publicación: 14-05-2014

## Resumen

**Objetivo:** Considerando los conceptos de actitud hacia las personas homosexuales, homofobia y homonegatividad internalizada, este estudio tiene como objetivos comprobar la hipotética distinción de dos dimensiones dentro del rechazo hacia las personas homosexuales, una de rechazo abierto y otra de rechazo sutil. **Materiales y métodos:** La escala de actitud hacia lesbianas y hombres homosexuales (ATLG), la escala homofobia (HF-8) y la escala de homonegatividad internalizada (HNI-16) fueron aplicadas a una muestra no probabilística de 231 estudiantes mexicanos de medicina y psicología (54% mujeres y 46% hombres). Los datos se analizaron por análisis factorial confirmatorio. **Resultados:** Un modelo de dos factores tuvo buen ajuste a los datos y su ajuste fue significativamente mejor que el de un modelo de un factor. **Conclusiones:** La distinción entre manifestaciones sutiles y abiertas en el rechazo hacia personas homosexuales puede ser sostenida empíricamente. Finalmente se hacen sugerencia para la evaluación e intervención en concordancia con esta conceptualización bidimensional.

**Palabras claves:** actitud, homofobia, homosexualidad, adolescentes, jóvenes, México.

Moral de la Rubia J, Valle de la O A. Las dos dimensiones del rechazo hacia las personas homosexuales. Arch Med (Manizales) 2014; 14(1):103-16.

Archivos de Medicina (Manizales), Volumen 14 N° 1, Enero-Junio 2014, ISSN versión impresa 1657-320X, ISSN versión en línea 2339-3874. Moral de la Rubia, J.; Valle de la O, A.

\* Maestro-investigador de tiempo completo con exclusividad. 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. Correo electrónico: jose\_moral@hotmail.com

\*\* Maestro-investigador de tiempo completo con exclusividad. Departamento de Ciencias Básicas de la Escuela de Medicina y Ciencias de la Salud. Instituto Tecnológico de Monterrey (ITESM). Av. Eugenio Garza Sada 2501 Sur, Col. Tecnológico C.P. 64849. Monterrey, Nuevo León, México. Teléfono: 81 8358 2000. Ext. 5302. Correo electrónico: adrianvalle@usa.net

## The two dimensions of the rejection toward homosexual persons

### Summary

**Objective:** Taking into account the concepts of attitude toward homosexual persons, homophobia, and internalized homonegativity, the aims of this study were to verify the hypothetical distinction between two dimensions within the rejection toward homosexual persons, one dimension of open rejection and another dimension of subtle rejection.

**Materials and methods:** The Attitudes Toward Lesbians and Gay men (ATLG) scale, the 8-item Homophobia (HF-8) scale and the 16-item Internalized Homonegativity (HNI-16) scale were applied to a non-probability sample of 231 Mexican students of medicine and psychology (54% women and 46% men). Data were analyzed through confirmatory factor analysis. **Results:** A two-factor model had a close fit to the data, and its fit was significantly better than the fit of a one-factor model. **Conclusion:** The distinction between subtle and overt manifestations in the rejection toward homosexual persons can be empirically sustained. Finally, suggestions on evaluation and intervention are proposed in accordance with this two-dimensional conceptualization.

**Keywords:** attitude, homophobia, homosexuality, adolescents, youths, Mexico.

### Introducción

Dentro de la cultura occidental, toda orientación sexual que se desvía de la heterosexual (exclusivamente dirigida hacia el sexo opuesto) ha sido rechazada. Desde la religión las orientaciones no heterosexuales han sido repudiadas como pecados contra la ley de Dios, desde la medicina han sido estigmatizadas como patologías sexuales y desde los códigos penales han sido condenadas como delitos contra la moral (Crompton, 2006)<sup>1</sup>.

A partir de la década de 1970, esta actitud de condena abierta ha tendido a desaparecer y ser sustituida por un rechazo sutil o encubierto. Como señalan Herek (2004)<sup>2</sup> y Szymanski, Kashubeck-West y Meyer (2008)<sup>3</sup>, en la medida en que los países occidentales están penalizando el ataque abierto y la discriminación hacia las minorías sexuales, en cumplimiento de derechos humanos universales reconocidos en tratados internacionales y constituciones nacionales, el rechazo hacia personas no heterosexuales, motivado por la ideología

heterosexista hegemónica, se ha desplazado hacia formas de expresión sutiles.

Debe mencionarse que la ideología heterosexista otorga la superioridad y hegemonía a la heterosexualidad, marginando cualquier desviación de la misma, usualmente acudiendo a argumentos de naturalidad, orden y necesidad social (Herek, Chopp y Strohl, 2007)<sup>4</sup>. Esta ideología está claramente presente y es defendida por las religiones dominantes en la cultura occidental, como el catolicismo y el cristianismo; de ahí su carácter hegemónico dentro de la cultura occidental.

Considerando las dos manifestaciones del rechazo, una manifestación abierta de condena y ataque frente a otra sutil de descalificación subrepticia y discriminación enmascarada, estas dos manifestaciones pudieran definir dos dimensiones diferenciables, aunque probablemente muy relacionadas.

En la búsqueda de estas dos dimensiones podría ser útil contemplar tres conceptos muy afines dentro de la evaluación del rechazo ha-

cia las personas no heterosexuales, pero con distinto peso del rechazo sutil y abierto: actitud, homofobia y homonegatividad internalizada.

La actitud hace referencia al posicionamiento valorativo de un individuo frente a un objeto (Haddock, 2004)<sup>5</sup>. En la medición de las actitudes hacia las personas no heterosexuales destaca la escala de actitudes hacia lesbianas y hombres homosexuales (ATLG) de Herek (1984)<sup>6</sup>. En estudiantes de ciencias de la salud mexicanos, se ha encontrado una configuración de tres factores correlacionados en la escala ATLG (Moral y Valle, 2011)<sup>7</sup>. Dos factores fueron de actitud hacia los hombres homosexuales, uno agrupó contenidos de rechazo abierto (ATG-A) y otro contenido de rechazo sutil (ATG-S). Estos dos tipos de contenidos se agruparon en un solo factor en la actitud hacia las lesbianas (ATL). Las correlaciones entre los 3 factores variaron de medianas ( $r = 0,39$ ,  $p < 0,01$  entre ATG-A y ATG-S) a altas ( $r = 0,55$ ,  $p < 0,01$  entre ATL y ATG-A) (Moral y Valle, 2011)<sup>7</sup>. Tomando en cuenta este modelo tridimensional, con la escala ATG se tendría un factor con mayor peso de los contenidos de rechazo sutil (ATG-S) y dos factores con mayor peso de los contenidos de rechazo abierto (ATG-A y ATL).

La homofobia hace referencia a una actitud rígida de rechazo, con ideas estereotipadas y conductas discriminatorias y agresivas hacia las personas homosexuales (Herek, 2004)<sup>2</sup>. Existen varias escalas para medir este concepto, como la escala de homofobia (HF) de Klamen, Grossman y Kopacz (1999)<sup>8</sup>, la cual fue creada para su aplicación en estudiantes de medicina y está validada en México (Moral y Valle, 2013)<sup>9</sup>. Los investigadores mexicanos recomendaron el uso de una versión unidimensional de 8 ítems (HF-8), cuyo contenido dominante es de condena o rechazo abierto hacia la homosexualidad (Moral y Valle, 2013)<sup>9</sup>.

El término homofobia ha recibido críticas por su connotación psicopatológica (fobia específica) y por oscurecer el origen sociocultural del rechazo enconado hacia las personas homo-

sexuales (Herek y McLemore, 2013)<sup>10</sup>. Uno de los términos introducidos para sustituirlo es el de homonegatividad.

La homonegatividad hace referencia a las creencias prejuiciosas, reacciones emocionales negativas, actitud de rechazo y conductas de estigmatización y discriminación hacia las personas no heterosexuales, distinguiéndose una homonegatividad externalizada, dirigida hacia el otro distinto de mí, de una homonegatividad internalizada, dirigida hacia el propio deseo homosexual y la interacción pública con personas no heterosexuales (Currie, Cunningham y Findlay, 2004)<sup>11</sup>.

Moral y Valle (2013)<sup>12</sup>, partiendo de la escala de homonegatividad internalizada de Currie et al. (2004)<sup>11</sup> y considerando las recomendaciones de Szymanski, Kashubeck-West y Meyer (2008) sobre incluir ítems de disforia con la orientación sexual<sup>13</sup>, crearon la escalade 16 ítems (HNI-16) para su aplicación a ambos sexos con independencia de la orientación sexual. Los investigadores mexicanos dieron un sentido amplio al concepto de homonegatividad internalizada. Argumentaron que el concepto de homonegatividad internalizada puede ser aplicado a cualquier individuo, al considerar que, de forma independiente a la orientación sexual autodefinida, las fantasías, sentimientos y deseos homosexuales pueden manifestarse en cualquier persona (bisexualidad potencial) y que cualquier individuo puede experimentar miedo a revelar estos sentimientos y/o mostrar conductas desviadas del rol de género socialmente esperado<sup>12</sup>. Al manejar el concepto en este sentido, la homonegatividad internalizada pone el acento en las vivencias internas (rechazo hacia sí mismo) y en la mirada prejuiciosa del otro (al interaccionar y al referirse a las personas no heterosexuales), especialmente dentro de una sociedad con valores heterosexistas en la que persiste un rechazo sutil hacia las personas no heterosexuales, como Moral y Valle (2013)<sup>3</sup> y Szymanski et al. (2008)<sup>12</sup> indican. Por medio

de la escala HNI-16, se pueden distinguir tres factores de homonegatividad; éstos son: rechazo hacia los sentimientos, deseos e identidad homosexuales propios (INT), rechazo hacia la manifestación pública de la homosexualidad (EXT) y albergar una imagen de las personas homosexuales como incapaces de intimidad (INC). El factor de rechazo hacia los sentimientos, deseos e identidad homosexuales propios correspondería a aspectos sutiles o internos del rechazo. Los factores de rechazo hacia la manifestación pública de la homosexualidad (EXT) y albergar una imagen de las personas homosexuales como incapaces de intimidad (INC) corresponderían a aspectos abiertos o externos del rechazo<sup>12</sup>.

De lo visto en los párrafos previos, se tienen tres instrumentos para evaluar el rechazo hacia las personas homosexuales con distinto peso del rechazo abierto-externo o sutil-interno, los cuales están validados o desarrollados en población de estudiantes de ciencias de la salud mexicanos y cuentan con buenas propiedades de confiabilidad y validez<sup>7,9,12</sup>. Un instrumento evalúa actitud (escala ATLG)<sup>7</sup>, otro evalúa homofobia (escala HF-8)<sup>9</sup> y otro evalúa homonegatividad internalizada (escala HNI-16)<sup>12</sup>. Considerando los conceptos de actitud, homofobia y homonegatividad internalizada, este estudio tiene como objetivo comprobar la existencia de dos dimensiones dentro del rechazo hacia las personas homosexuales, una de rechazo abierto-externo y otra de rechazo sutil-interno, en una muestra de estudiantes de medicina y psicología mexicanos.

Se espera que los factores ATG-S e INT como indicadores del rechazo sutil-interno y los factores ATG-A, ATL, EXT y la puntuación total de la escala HF-8 como indicadores del rechazo abierto-externo configuren un modelo de dos factores correlacionados con buen ajuste a los datos, siendo la correlación entre ambos factores alta (de 0,50 a 0,69) o muy alta (de 0,70 a 0,89). Un modelo factorial alternativo sería el unidimensional, donde lo sutil y

manifiesto son niveles de manifestaciones del rechazo, la correlación entre ambos factores sería casi perfecta (de 0,90 a 1), y la bondad de ajuste a los datos del modelo unidimensional sería equivalente o mayor que la del modelo bidimensional.

## Materiales y métodos

Se realizó un estudio cuantitativo no experimental con un diseño transversal.

Los criterios de inclusión para los participantes de la muestra fueron: ser estudiante universitario de medicina o psicología, tener entre 17 y 30 años de edad y prestar el consentimiento informado. Los criterios de exclusión fueron: cuestionario incompleto. Se obtuvo una muestra no probabilística de 231 participantes voluntarios, 100 (43%) fueron encuestados en la Facultad de Medicina de la Universidad Autónoma de Coahuila, 66 (29%) en la Escuela de Medicina del Tecnológico de Monterrey y 65 (28%) en la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. El cuestionario se administró por los autores del artículo en los salones de clase. Se leía las instrucciones y se permanecía en el salón para responder dudas y recoger los cuestionarios respondidos. La aplicación tardaba unos 15 minutos y se realizó de enero a mayo de 2012.

El cuestionario aplicado estaba integrado por preguntas con formato de respuesta cerrada sobre datos socio-demográficos (sexo, edad y adscripción religiosa), vida sexual (orientación sexual autodefinida, ser sexualmente activo y número de parejas), amistades (tener amigos homosexuales o que viven con VIH) y aspectos clínicos (haberse hecho la prueba de VIH y haber atendido clínicamente a personas que viven con VIH). Le seguían tres escalas integradas por ítems con un formato tipo Likert:

1) Escala de Actitudes hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales (ATLG). La escala



ATLG fue creada por Herek (1984)<sup>6</sup> y ha sido validada en México (Moral y Valle, 2011)<sup>7</sup>. Está integrada por 20 ítems tipo Likert con 5 opciones de respuesta: “definitivamente de acuerdo”, “de acuerdo”, “indiferente”, “en desacuerdo” y “totalmente en desacuerdo”. La mitad de los ítems evalúan actitud hacia los hombres homosexuales (de G1 a G10) y la otra mitad actitud hacia las lesbianas (de L1 a L10). En los 7 ítems directos, las 5 opciones de respuesta se puntúan: 1, 3, 5, 7 y 9, respectivamente. En los 13 ítems inversos (ítems G2, G3, G4, G6, G8, G10, L1, L3, L5, L6, L8, L9 y L10), se puntúan: 9, 7, 5, 3 y 1, respectivamente. El rango de la puntuación total varía de 20 a 180. Cuanto mayores la puntuación, mayor es la actitud de rechazo hacia las personas homosexuales. En el estudio de validación mexicano, la consistencia interna de los 20 ítems fue alta ( $\alpha = 0,91$ ). La escala quedó configurada por tres factores correlacionados: rechazo sutil hacia los hombres homosexuales con 5 indicadores (ítems G1, G5, G7, G8 y G9; por ejemplo “el sexo entre dos hombres no es natural”) y consistencia interna alta ( $\alpha = 0,85$ ), rechazo abierto hacia los hombres homosexuales también con 5 indicadores (ítems G2, G3, G4, G6 y G10; por ejemplo “la homosexualidad masculina es una perversión”) y consistencia interna alta ( $\alpha = 0,85$ ), y rechazo hacia las lesbianas con 10 indicadores (ítems de L1 a L10; por ejemplo “la homosexualidad femenina por sí misma no es un problema a menos que la sociedad la transforme en un problema”) y consistencia interna alta ( $\alpha = 0,91$ ). Los valores de ajuste del modelo de tres factores correlacionados a los datos fueron adecuados por mínimos cuadrados generalizados:  $\chi^2/gf = 2,11$ , GFI = 0,90, AGFI = 0,88 y RMSEA = 0,06. La distribución de la puntuación total de la escala ATLG, de media 70,75 (DE = 28,70), se ajustó a una curva normal ( $Z_{K-S} = 1,01$ ,  $p = 0,26$ ) (Moral y Valle, 2011)<sup>7</sup>.

2) Escala de Homofobia (HF-8). La escala HF-8 fue desarrollada en Estados Unidos para estudiantes de medicina por Klamen et

al. (1999)<sup>8</sup> y ha sido adaptada a población mexicana de estudiantes de ciencia de la salud (Moral y Valle, 2013)<sup>9</sup>. Está integrada por 8 ítems tipo Likert con 4 opciones de respuestas: 1 = “completamente en desacuerdo”, 3 = “en desacuerdo”, 5 = “de acuerdo” y 7 = “definitivamente de acuerdo”. En los 6 ítems directos, las 4 opciones de respuesta se puntúan: 1, 3, 5 y 7, respectivamente. En los 2 ítems inversos (ítems 1 y 4), se puntúan: 7, 5, 3 y 1, respectivamente. El rango de la puntuación total varía de 10 a 56. Mayor puntuación en la escala HF-8 refleja mayor homofobia externalizada o condena de la homosexualidad (por ejemplo “la homosexualidad es inmoral”). En el estudio de adaptación y validación mexicano, la consistencia interna de los 8 ítems fue alta ( $\alpha = 0,84$ ). El modelo de un factor mostró índices de ajuste a los datos adecuados por mínimos cuadrados generalizados:  $\chi^2/gf = 2,28$ , GFI = 0,95, AGFI = 0,91, y RMSEA = 0,07, siendo  $p = 0,08$  para la hipótesis nula de  $RMS\ EA \leq .05$ . La distribución de la puntuación total de la escala HF-8, de media 23,02 (DE = 8,86), se ajustó a una curva normal ( $Z_{K-S} = 1,24$ ,  $p = 0,09$ ) (Moral y Valle, 2013)<sup>9</sup>.

3) La escala de Homonegatividad Internalizada (HNI-16). La escala HNI-16 fue creada por Moral y Valle (2013) en México<sup>12</sup>. Está integrada por 16 ítems tipo Likert con 5 opciones de respuesta: “definitivamente en desacuerdo”, “en desacuerdo”, “indiferente”, “de acuerdo” y “totalmente de acuerdo”. En los 11 ítems directos, las 5 opciones de respuesta se puntúan: 1, 3, 5, 7 y 9, respectivamente; y en los 5 ítems inversos (ítems 1, 2, 3, 4 y 11), se puntúan: 9, 7, 5, 3 y 1, respectivamente. El rango de la puntuación total varía de 16 a 144. Mayor puntuación refleja mayor homonegatividad internalizada. En el estudio de Moral y Valle (2013),<sup>12</sup> la consistencia interna de los 16 ítems fue alta ( $\alpha = 0,88$ ). La escala presentó 3 factores: rechazo hacia la manifestación pública de la homosexualidad (EXT) con 6 ítems (ítems 2, 4, 9, 10, 11 y 14; por ejemplo: “las situaciones sociales con hombres homosexuales me hace

sentir incómodo”) y consistencia interna alta ( $\alpha = 0,81$ ); rechazo hacia sentimientos, deseos e identidad homosexuales propios (INT) con 6 ítems (ítems 1, 3, 12, 13, 15 y 16; por ejemplo “yo me sentiría contrariado, fuera de mí mismo, debido a la presencia de sentimientos homosexuales en mí”) y consistencia interna alta ( $\alpha = 0,81$ ); e incapacidad para la intimidad de las personas homosexuales (INC) con 4 ítems (ítems 5, 6, 7 y 8) y consistencia interna adecuada ( $\alpha = 0,69$ ; por ejemplo: “la mayoría de los hombres homosexuales prefieren tener encuentros sexuales anónimos”). El ajuste a los datos de un modelo jerarquizado por mínimos cuadrados generalizados fue adecuado:  $\chi^2/\text{gl} = 1,66$ , GFI = 0,91, AGFI = 0,88 y RMS EA = 0,05. La distribución de la puntuación total de la escala HNI-16, de media 73,58 (DE = 21,76), se ajustó a una curva normal ( $Z_{K-S} = 0,64$ ,  $p = 0,81$ )<sup>12</sup>.

Se solicitó el consentimiento informado para la participación en el estudio, garantizando el anonimato y confidencialidad de la información de acuerdo con las normas éticas de investigación de la Declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 2008)<sup>14</sup> y la Sociedad Mexicana de Psicología (2007)<sup>15</sup>. En la primera página del cuestionario, se presentaron sucintamente los objetivos del estudio, los contenidos de las escalas, así como los nombres y adscripción institucional de los investigadores. En esta primera página, se pidió a los participantes que marcaran una de las dos opciones: sí deseo participar o no deseo participar. No se requirió firma, nombre, ni ningún otro dato de identificación personal para así garantizar el anonimato.

Esta investigación fue aprobada por las autoridades de las instituciones de las que fueron reclutados los participantes. El proyecto fue revisado y aprobado en sus aspectos éticos y técnicos por una Comisión de Posgrado de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León.

Respecto al análisis de datos, se contrastó la bondad de ajuste de los dos modelos hipo-

tetizados por análisis factorial confirmatorio. La función de discrepancia y parámetros se estimaron por el método de máxima verosimilitud (ML) que asume normalidad multivariada (Kline, 2010)<sup>16</sup>. Para comparar la bondad de ajuste de los modelos se empleó la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado. Con una  $p > 0,05$  se mantuvo la hipótesis nula de equivalencia de bondad de ajuste.

Se comprobó el supuesto de normalidad multivariada por medio de la curtosis multivariada de Mardia y su razón crítica, al ser el apuntamiento o aplanamiento la propiedad que más altera la estimación de parámetros. Los valores de la razón crítica comprendidos entre -2 y 2 reflejan cumplimiento del supuesto, y los valores comprendidos entre 2 y 10 ó -10 y -2 muestran ligera desviación de la normalidad multivariada (Kline, 2010)<sup>16</sup>. Debido al ligero incumplimiento de la normalidad multivariada, la estimación de parámetros y de la bondad de ajuste global se complementó con procedimientos de muestreo repetitivo. Se empleó la prueba de Bollen-Stine para contrastar la bondad de ajuste y la prueba de percentiles libres de sesgo para comprobar la significación de los parámetros. Con una  $p > 0,05$  se mantuvo la hipótesis nula de equivalencia a 0 del parámetro tanto en la estimación por el método ML como por el método de percentiles libres de sesgo.

Se contemplaron ocho índices para valorar el ajuste del modelo a los datos: estadístico ji-cuadrado ( $\chi^2$ ), cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad ( $\chi^2/\text{gl}$ ), índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI), índice de ajuste normado (NFI) de Bentler, índice comparativo de ajuste (CFI) de Bentler-Bonnet, residuo cuadrático medio (RMS SR) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) de Steiger-Lind. Siguiendo a Kline (2010)<sup>16</sup> y Moral (2006)<sup>17</sup>, se estipularon como valores de buen ajuste para los índices:  $p > 0,05$  para el estadístico  $\chi^2$ ,  $\chi^2/\text{gl} \leq 2$ , GFI  $\geq 0,95$ , AGFI, NFI y CF  $\geq 0,90$  y RMS SR y

RMS EA  $\leq 0,05$ ; y como valores aceptables:  $p > 0,01$  para el estadístico  $\chi^2$ ,  $\chi^2/\text{gl} \leq 3$ , GFI  $\geq 0,85$ , AGFI, NFI y CFI  $\geq 0,80$  y RMS SR y RMS EA  $\leq 0,08$ . La parsimonia del modelo se estimó desde la razón de parsimonia (RP) de James-Mulaik-Brett. Los valores de RP  $< 0,20$  se interpretaron como parsimonia muy baja, de 0,20 a 0,39 baja, de 0,40 a 0,59 media, de 0,60 a 0,79 alta y  $\geq 0,80$  muy alta.

La potencia de los contrastes se estimó desde el estadístico RMSEA. El cálculo de la potencia se hizo con un nivel de significación de 0,05. Se empleó como hipótesis nula el valor medio del modelo independiente (mínima constricción) y como hipótesis alternativa el valor medio del modelo especificado. Los valores  $\geq 0,80$  se interpretaron como potencia alta,  $\geq 0,60$  media,  $< 0,60$  baja.

Todos estos cálculos se realizaron con el programa AMOS16 (Arbuckle, 2007)<sup>18</sup>, salvo la potencia que se calculó con el programa de Preacher y Coffman (2006)<sup>19</sup>.

## Resultados

De los 224 participantes que especificaron su sexo, 121 (54%) fueron mujeres y 103 (46%) hombres, siendo estadísticamente equivalente la frecuencia de ambos sexos (prueba binomial:  $p = 0,26$ ). La media de edad fue de 19,13 años ( $DE = 1,68$ ). Respecto a la adscripción religiosa, 182 (79%) dijeron ser católicos, 10 (4%) protestantes y 39 (17%) pertenecer a otras religiones (budista) o tener creencias religiosas personales sin adscripción a ninguna organización religiosa. Ninguno se definió como ateo o sin religión. De los 231 participantes, 220 (95%) se definieron como heterosexuales, 7 (3%) bisexuales y 4 (2%) homosexuales. De los 229 participantes que respondieron a la pregunta si tenían o no un amigo homosexual, 173 (75,5%) indicaron que sí y 56 (24,5%) que no.

Se contrastó un modelo de dos factores correlacionados con todos los residuos independientes. El factor de rechazo sutil-interno

hacia las personas homosexuales quedó definido por dos indicadores: rechazo hacia los sentimientos, deseos e identidad homosexuales propios (INT) y rechazo sutil hacia los hombres homosexuales (ATG-S). El factor de rechazo abierto-externo hacia las personas homosexuales quedó definido por 4 indicadores: rechazo hacia las lesbianas (ATL), rechazo abierto hacia los hombres homosexuales (ATG-A), rechazo hacia la manifestación pública de la homosexualidad (EXT), albergar una imagen de las personas homosexuales como incapaces de intimidad (INC) y puntuación total de la escala de homofobia (HF-8).

El valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia de las 7 variables manifiestas fue 3,70, lo que indicó muy ligera desviación de la normalidad multivariada. Al estimarse los parámetros por ML, todos fueron significativos, al igual que por el método de percentiles libres de sesgo. Los pesos más bajos aparecieron en INC (0,55) y EXT (0,64). La magnitud de la asociación entre ambos factores fue muy alta ( $r = 0,85$ ,  $p < 0,01$ ). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2[13, N = 231] = 70,36$ ,  $p < 0,01$ ) y la prueba de muestreo repetitivo ( $p$  de Bollen-Stine = 0). Los índices  $\chi^2/\text{gl}$  (5,41), AGFI (0,82) y RMS EA (0,14) también reflejaron mal ajuste. No obstante, los índices NFI (0,93), CFI (0,94) y RMS SR (0,04) mostraron buen ajuste a los datos y el índice GFI (0,92) aceptable. La parsimonia del modelo fue alta (RP = 0,62) y la potencia del contraste fue unitaria (véanse Figura 1 y Tabla 1).

ATL = rechazo hacia las lesbianas, ATG-A = rechazo abierto hacia los hombres homosexuales, ATG-S = rechazo sutil hacia los hombres homosexuales, EXT = rechazo hacia manifestación pública de la homosexualidad, INT = rechazo hacia los sentimientos, deseos e identidad homosexuales propios, INC = albergar una imagen de las personas homosexuales como incapaces de intimidad y HF-8 = puntuación total de la escala HF-8.

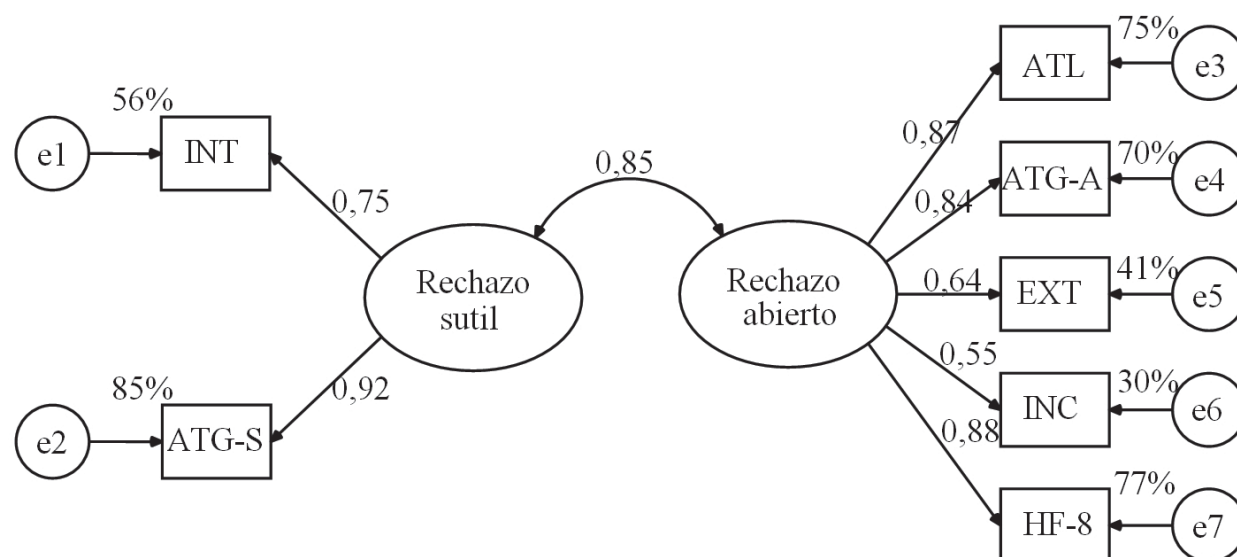


Figura 1. Modelo de 2 factores correlacionados (2F).

| Tabla 1. Índices de ajuste para el modelo de un factor y dos factores estimados por máxima verosimilitud. |       |                |          |         |         |         |         |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------|----------------|----------|---------|---------|---------|---------|
| Índices                                                                                                   |       | Interpretación |          | Modelos |         |         |         |
|                                                                                                           |       | Bueno          | Malo     | 2F      | 1F      | 2F-rev. | 1F-rev. |
| $\chi^2$                                                                                                  |       |                |          | 70,36   | 103,19  | 4,84    | 45,28   |
| gl                                                                                                        |       |                |          | 13      | 14      | 4       | 5       |
| p                                                                                                         |       | $\geq 0,05$    | $<0,01$  | $<0,01$ | $<0,01$ | 0,30    | $< .01$ |
| $\chi^2/gl$                                                                                               |       | $\leq 2$       | $> 3$    | 5,41    | 7,37    | 1,21    | 9,06    |
| Bollen<br>Stine                                                                                           | Mejor |                |          | 2.000   | 2.000   | 1,336   | 2.000   |
|                                                                                                           | Peor  |                |          | 0       | 0       | 664     | 0       |
|                                                                                                           | p     | $\geq 0,05$    | $<0,01$  | 0       | 0       | 0,33    | 0       |
| GFI                                                                                                       |       | $\geq 0,95$    | $<0,85$  | 0,92    | 0,89    | 0,99    | 0,93    |
| AGFI                                                                                                      |       | $\geq 0,90$    | $<0,80$  | 0,82    | 0,78    | 0,97    | 0,78    |
| NFI                                                                                                       |       | $\geq 0,90$    | $<0,80$  | 0,93    | 0,90    | 0,99    | 0,94    |
| CFI                                                                                                       |       | $\geq 0,90$    | $<0,80$  | 0,94    | 0,91    | 0,99    | 0,95    |
| RMS EA                                                                                                    |       | $\leq 0,05$    | $> 0,09$ | 0,14    | 0,17    | 0,03    | 0,19    |
| RMS SR                                                                                                    |       | $\leq 0,05$    | $> 0,09$ | 0,04    | 0,05    | 0,01    | 0,05    |
| RP                                                                                                        |       | $\geq 0,70$    | $<0,30$  | 0,62    | 0,67    | 0,40    | 0,50    |
| Potencia                                                                                                  |       | $\geq 0,80$    | $<0,60$  | 1       | 1       | 1       | 1       |

Modelos: 2F = modelo de dos factores correlacionados, 1F = modelo de un factor general, rev. = revisado.

Índices de ajuste:  $\chi^2$  = prueba de bondad de ajuste ji-cuadrado, gl = grados de libertad del estadístico ji-cuadrado, p= probabilidad de mantener la hipótesis nula de bondad de ajuste del estadístico ji-cuadrado obtenido;  $\chi^2/gl$  = cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad; Bollen-Stine: Mejor: número de muestras generadas con mejor ajuste que en la

muestra observada, Peor: número de muestras generadas con peor ajuste que en la muestra observada, p = cociente entre el número de muestras generadas con peor ajuste que en la muestra observada y número total de muestras generadas; GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom; AGFI= índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog y Sörbom, NFI =



índice normado de ajuste de Bentler y RMS EA = residuo cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind; RMS SR = residuo estandarizado cuadrático medio. RP = razón de parsimonia de James-Mulaik-Brett. Potencia = calculada desde RMSEA. Valor medio de la RMSEA del modelo independiente = 0,46 (7 variables manifiestas) y 0,57 (5 variables manifiestas).

El modelo de un factor con 7 indicadores también mostró todos sus parámetros significativos tanto por ML como el método de percentiles libres de sesgo. Los pesos más bajos aparecieron en INC (0,55), EXT (0,64) e INT (0,68). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2[14, N = 231] = 103,19, p < 0,01$ ) y la prueba de muestreo repetitivo (p de Bollen-Stine = 0). Los índices  $\chi^2/gf$  (7,37), GFI (0,89), AGFI (0,78) y RMS EA (0,17) también reflejaron mal ajuste. No obstante, los índices NFI (0,90), CFI (0,91) y RMS SR (0,05) mostraron buen ajuste a los datos. La bondad de ajuste fue significativamente peor que la del modelo de dos factores correlacionados ( $\chi^2[1, N = 231] = 32,83, p < 0,01$ ). La parsimonia del modelo fue alta (RP = 0,67) y la potencia del contraste fue unitaria (véanse Figura 2 y Tabla 1).

Se optó por eliminar los dos indicadores más débiles en ambos modelos para mejorar el ajuste: INC y EXT. El valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia de las 5 variables manifiestas fue 2,75, lo que indicó muy

ligera desviación de la normalidad multivariada. Al estimarse los parámetros por ML todos fueron significativos, al igual que por el método de percentiles libres de sesgo. Los porcentajes de varianza explicada de los indicadores fueron mayores que 50%. La magnitud de la asociación entre ambos factores siguió siendo muy alta ( $r = 0,83, p < 0,01$ ). Todos los índices mostraron buen ajuste a los datos:  $\chi^2[4, N = 231] = 4,84, p = 0,30$  y p de Bollen-Stine =  $664/2,000 = 0,33$ ,  $\chi^2/gf = 1,21$ , GFI = 0,99, AGFI = 0,97, NFI = 0,99, CFI = 0,99, RMS EA = 0,03 y RMS SR = 0,01. La parsimonia del modelo fue mediana (RP = 0,40). La potencia del contraste fue unitaria (véanse Figura 3 y Tabla 1).

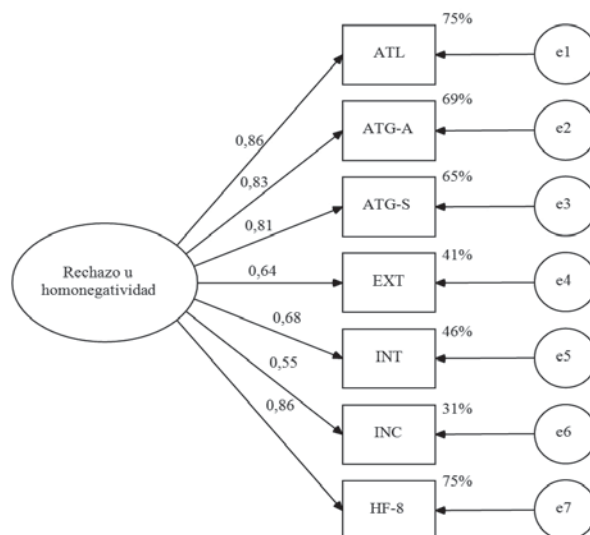


Figura 2. Modelo de 1 factor con 7 indicadores (1F).

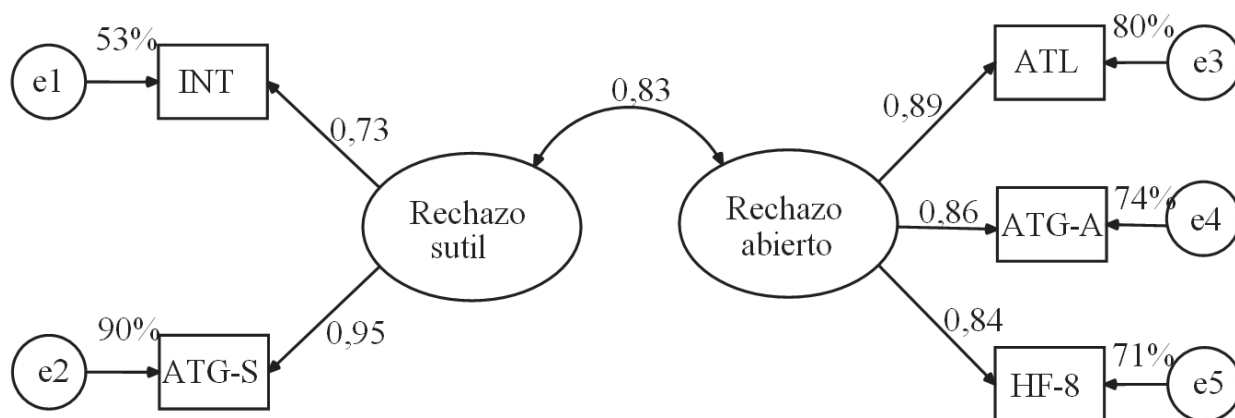


Figura 3. Modelo revisado de 2 factores correlacionados (2F-rev.).

Al contrastar el modelo de un factor con 5 indicadores, éste presentó todos sus parámetros significativos tanto por ML como por el método de percentiles libres de sesgo. La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2[5, N = 231] = 45,28, p < 0,01$ ) y la prueba de muestreo repetitivo ( $p$  de Bollen-Stine = 0). Los índices  $\chi^2/gf$  (9,06), AGFI (0,78) y RMS EA (0,19) también reflejaron mal ajuste. No obstante, los índices NFI (0,94), CFI (0,95) y RMS SR (0,05) mostraron buen ajuste a los datos y el índice GFI (0,93) aceptable. La bondad de ajuste fue significativamente peor que la del modelo revisado de dos factores correlacionados ( $\chi^2[1, N = 231] = 40,44, p < 0,01$ ). La parsimonia del modelo fue mediana ( $RP = 0,50$ ) y la potencia del contraste fue unitaria (véanse Figura 4 y Tabla 1).

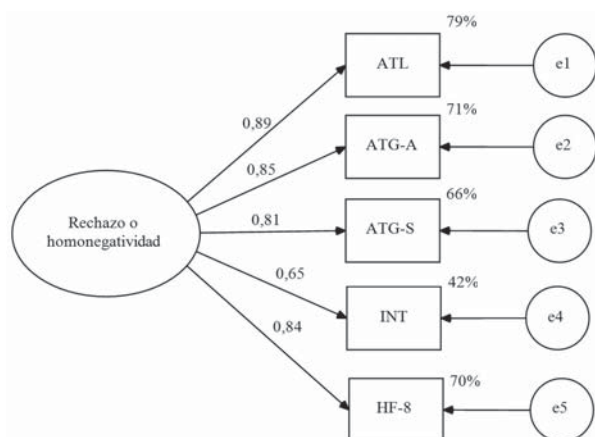


Figura 4. Modelo revisado de 1 factor con 5 indicadores (1F-rev.).

## Discusión

Se planteó la posibilidad de diferenciar dos dimensiones dentro del rechazo hacia las personas homosexuales, una de rechazo abierto-externo y otra de rechazo sutil-interno, frente a la hipótesis alternativa de que el rechazo fuese unidimensional y que lo sutil y manifiesto fueron dos niveles del rechazo, siendo el rechazo mayor en las manifestaciones abiertas y menor en las manifestaciones sutiles. Debe mencionarse que esta matización dimensional ya fue introducida

en el campo de la evaluación de las actitudes por Pettigrew y Meertens (1995)<sup>20</sup>, e incluida en la evaluación de la homofobia (Quiles, Betancor, Rodríguez, Rodríguez y Coello, 2003)<sup>21</sup>.

Se optó por poner a prueba esta hipótesis por medio de análisis factorial confirmatorio, al ser considerada la prueba más apropiada para contrastar modelos estructurales hipotéticos en caso de contarse con datos numéricos (Kline, 2010)<sup>16</sup>. Precisamente, al emplearse las puntuaciones totales de las escalas y factores, se puede asumir un supuesto de continuidad y medición numérica, lo que hace que los datos sean adecuados para la técnica estadística de análisis.

En el análisis factorial confirmatorio, se utilizó el método de máxima verosimilitud al ser el más robusto y preciso en la estimación de parámetros (Olsson, Foss, Troye y Howell, 2000)<sup>22</sup>. Este método asume un supuesto de normalidad multivariada, pero es robusto al ligero incumplimiento de este supuesto en modelos factoriales sencillos de 1 y 2 factores (Rodríguez y Ruiz, 2008)<sup>23</sup>, como es el caso del presente estudio, especialmente cuando los pesos factoriales o tamaños estandarizados del efecto de los factores sobre sus indicadores son grandes, esto es,  $\geq 0,50$  (MacCallum, Widaman, Preacher y Hong, 2001)<sup>24</sup>, como también ocurre en el modelo final de esta investigación.

A pesar de contarse con bastantes garantías de evitar caer en sesgos o errores a la hora de estimar los parámetros (error tipo 2 de mantener la hipótesis nula de parámetro nulo siendo falsa) e índices de ajuste (error tipo 1 de rechazar la hipótesis nula de bondad de ajuste siendo verdadera) por una asimetría positiva y apuntamiento multivariados, se empleó los procedimientos de muestreo repetitivo que no asumen normalidad multivariada, siguiendo las recomendaciones de Nevitt y Hancock (2001)<sup>25</sup> y Byrne (2010)<sup>26</sup>.

Los resultados claramente indican que el modelo de dos factores correlacionados po-

see buen ajuste a los datos, teniendo los dos factores un tamaño del efecto grande sobre sus indicadores y siendo su bondad de ajuste fuertemente diferencial con la del modelo de un factor.

Se podría cuestionar la magnitud muy alta de la correlación entre los dos factores con un 69% de varianza compartida. Al no ser la correlación unitaria (de 0,90 a 1), habiendo un 31% de varianza no compartida entre ambos factores, y la fuerte diferencia de ajuste entre ambos modelos, se considera que es justificable la distinción del rechazo sutil y manifiesto como dos dimensiones, aunque fuertemente relacionadas entre sí.

Esto implica que el rechazo sutil y el abierto no sólo tienen distintos perfiles de manifestación, sino probablemente determinantes contextuales y remotos distintos. En un contexto académico probablemente se opte por el rechazo sutil en lugar del abierto por los valores prevalentes en ese ámbito con la intención de dar una buena impresión social (no ser prejuicioso); por el contrario, en un contexto de reunión informal de amigos heterosexuales del mismo sexo probablemente se opte por el rechazo abierto en lugar del sutil para dejar clara la orientación sexual (Morrison y Morrison, 2002)<sup>27</sup>. Al tenerse experiencias de amistad con personas no heterosexuales (Lemm, 2006)<sup>28</sup> o tener familiares no heterosexuales (Herek y McLemore, 2013)<sup>10</sup> probablemente se opte por el rechazo sutil en lugar del abierto por la imagen más humanizada que genera el contacto positivo frente al estereotipo embebido de la ideología heterosexista; por el contrario, la ausencia de este contacto, estando la persona expuesta al estereotipo en entornos con valores claramente heterosexista facilitará más la expresión de rechazo abierto en lugar de rechazo sutil. Al entrar en contacto y reconocer como propios sentimientos homosexuales (Hoburg, Konik, Williams y Crawford, 2006)<sup>29</sup> o desarrollar una identidad no heterosexual (Hocquenghem, 2009)<sup>30</sup> probablemente se opte por el rechazo

sutil en lugar del abierto; por el contrario, en la medida que la persona se defiende de este contacto o aceptación probablemente opte por el rechazo abierto en lugar del rechazo sutil para dejar clara su orientación heterosexual.

Es importante remarcar que lo sutil y abierto no son grados de menor o mayor rechazo, sino formas distintas de rechazo. En el rechazo abierto se descalifica, estigmatiza, agrede y discrimina de una forma directa a las personas no heterosexuales desde unos valores y una ideología homofóbicos de condena y repudio. Este rechazo puede quedar en secundar bromas ofensivas, silenciar violaciones abiertas de derechos y en la evitación con gesto de repudio (rechazo abierto suave) o pasar a promover la violencia y repudio hacia las personas no heterosexuales y realizar actos de persecución y agresión (rechazo abierto fuerte). En el rechazo sutil se tolera la presencia de personas heterosexuales, pero se las margina a una posición social periférica y se las limita en sus manifestaciones públicas desde unos valores y una ideología heterosexistas. El rechazo puede quedar en señalar los inconvenientes de equiparar en todos sus derechos a las parejas homosexuales y heterosexuales, recomendar ciertas distinciones en salvaguardia de la familia y el orden natural de sucesión generacional, evitar cortésmente a las personas no heterosexuales, simulando cualquier expresión de rechazo y evitar ambigüedades que puedan ser interpretadas como desviaciones de la heterosexualidad (rechazo abierto suave) o pasar a promover una legislación que reconozca los derechos a la libertad sexual, pero subordinada al fomento de la heterosexualidad, castigar las desviaciones de la heterosexualidad con posiciones marginales en las organizaciones y actos públicos, difundir mensajes en los cuales las personas no heterosexuales son mostradas como ridículas, débiles e inferiores y evitar el contacto con las personas no heterosexuales bajo el argumento de que no son de su misma orientación sexual (rechazo sutil fuerte).

Una persona, en distintos momentos, puede optar por uno u otro rechazo y variar su grado de expresión, pero su tendencia será hacia un tipo y nivel de rechazo, lo cual tendrá determinantes relacionales remotos (padres, escuela, barrio, parroquia), relacionales presentes (contextos sociales en los que la persona interactúa, a los que pertenece y le dan identidad), temperamentales/caracteriales (posiciones más extremas en la medida en que se es más inestable o reactivo emocionalmente o se vive más afecto negativo, posiciones más apegadas a los valores contextuales en la medida en que se es más dependiente y posiciones de menos rechazo en la medida en que se muestra más apertura mental a la experiencia y a la cultura); así como determinantes socio-culturales (más rechazo en la medida en que hay más religiosidad o aparecen formas más totalitarias de gobierno en el país en el que se vive)<sup>5,31</sup>.

Una de las limitaciones de este estudio es el muestreo no probabilístico, habiéndose realizado en una muestra incidental de estudiantes de medicina y psicología 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 (estudiantes de ciencias de la salud y de ciencias sociales).

El tamaño de la muestra debe considerarse suficiente. Entra dentro del rango de 200 a 400 participantes recomendado para análisis de ecuaciones estructurales (Kline, 2010)<sup>16</sup>. Se tiene una proporción de número de participantes por número de parámetros a estimar (N:q) de 15 en el modelo inicial de dos factores correlacionados (2F) y de 21 en el modelo revisado de dos factores correlacionados (2F-rev.), así como de 16,5 en el modelo inicial de un factor (1F) y de 23 en el modelo revisado de un factor (1F-rev.), lo que corresponden a rangos de tamaños recomendables (de 15 a 19) o buenos ( $\geq 20$ ) para la aplicación del análisis factorial confirmatorio (Jackson, 2003)<sup>32</sup>. Empleando el modelo matemático de Westland (2010)<sup>33</sup> con

el programa de Soper (2004)<sup>34</sup>, con tamaños de efecto estandarizados o cargas factoriales grandes (0,50), potencia alta (0,90) y nivel de significación de 0,05, el tamaño de muestra mínimo requerido para un modelo de 2 variables latentes o factores con 7 variables manifiestas o indicadores (2F) es 138 y para un modelo de una variable latente con 5 manifiestas (1F-rev.) es 100, los cuales son tamaños de muestra menores que el número de participantes de la presente muestra (N = 231). No obstante, se requeriría un muestra mínima de 288 para el modelo de dos variables latentes con 5 manifiestas (2F-rev.) y el tamaño mínimo sería 400 para el modelo de una variable latente con 7 manifiestas (1F), los cuales son tamaños de muestra mayores que el número de participantes de la presente muestra. Aquí debe considerarse la potencia unitaria de los cuatro modelos que supera las limitaciones de tamaño de muestra desde el modelo matemático de Westland (2010)<sup>33</sup> en los contrastes de los modelos 2F-rev. y 1F.

También se podría cuestionar que un factor cuente con sólo dos indicadores. Se recomienda que sean al menos tres indicadores por factor y en un modelo unidimensional se requiere un mínimo de 4 indicadores; no obstante, si la estimación no presenta problemas de identificación (sólo una vía hecha equivalente a 1 por factor), convergencia (en menos de 50 iteraciones) y la solución es admisible (varianzas positivas y correlaciones y coeficientes de regresión en un rango de -1 a 1), como en los presentes modelos, es perfectamente válido especificar un modelo de medida con dos indicadores (Byrne, 2010)<sup>26</sup>.

En conclusión, se sostiene la hipótesis de poder considerar las manifestaciones sutiles y abiertas como dos dimensiones diferenciables del rechazo hacia las personas homosexuales, aunque muy relacionadas, frente a la hipótesis alternativa de considerar ambas manifestaciones como niveles de un factor único de rechazo.



Se sugiere considerar esta conceptualización a la hora de abordar a nivel teórico y de investigación el rechazo hacia las personas homosexuales y a la hora de diseñar intervenciones para facilitar la aceptación de la diversidad sexual. Considerando esta conceptualización, a la hora de evaluar la actitud se requieren emplear instrumentos que distingan ambos factores o utilizar varios instrumentos que evalúen de forma diferencial ambos tipos de rechazo. A tal fin es útil aplicar las escalas ATLG y HNI-16. Los factores INT y ATG-S permiten evaluar el rechazo sutil e interno y los factores ATL y ATG-A el rechazo abierto. Los factores EXT e INC estarían más próximos al rechazo abierto. También se podría emplear la escala de homofobia manifiesta y sutil (Quiles et al., 2003)<sup>21</sup> y la escala de homofobia moderna de Rodríguez, Lameiras, Carrera y Vallejo (2013)<sup>35</sup>. Finalmente se sugiere ahondar en el estudio de los determinantes remotos y

contextuales de los dos tipos de rechazo para poder diseñar intervenciones más específicas y eficaces con el objetivo de lograr un respeto hacia la diversidad sexual en sociedades cada vez más abiertas, en las cuales la presión demográfica actúa como un factor facilitador de enlaces sentimentales no reproductivos entre personas del mismo sexo<sup>36</sup>.

**Agradecimientos:** Los autores agradecen al Dr. Enrique Martínez, por su apoyo en el reclutamiento de los participantes, así como a la Escuela de Medicina y Ciencias de la Salud del Tecnológico de Monterrey y la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León, por su apoyo en el desarrollo de esta investigación.

**Conflictos de intereses:** No existe ningún conflicto de intereses.

**Fuente de financiación:** Ninguna.

## Literatura citada

1. Crompton L. **Homosexuality and civilization**. Cambridge, UK: Belknap; 2006.
2. Herek GM. **Beyond "homophobia": Thinking about sexual prejudice and stigma in the twenty-first century**. *Sex Res Soc Pol* 2004; 1(2):6-24.
3. Szymanski DM, Kashubeck-West S, Meyer J. **Internalized heterosexism. A historical and theoretical overview**. *The Counseling Psychologist* 2008; 36(4):510-24.
4. Herek GM, Chopp R, Stroh D. **Sexual stigma: Putting sexual minority health issues in context**. In: Meyer I, Northridge M. (Eds.). *The health of sexual minorities: Public health perspectives on lesbian, gay, bisexual, and transgender populations*. New York: Springer; 2007; p.171-208.
5. Haddock G. **Contemporary perspectives on the psychology of attitudes**. New York: Publisher Taylor and Francis; 2004.
6. Herek GM. **Attitudes toward lesbians and gay men: A factor analytic study**. *J Homosex* 1984; 10(1/2):39-51.
7. Moral J, Valle A. **Escala de Actitudes hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales en México 1. Estructura factorial y consistencia interna**. *Revista Electrónica Nova Scientia* 2011;3(2):139-57.
8. Klamen DL, Grossman LS, Kopacz DR. **Medical student homophobia**. *J Homosex* 1999; 37(1):53-63.
9. Moral J, Valle A. **Propiedades psicométricas de la escala de evaluación de la homofobia externalizada en estudiantes de ciencias de la salud mexicanos**. *Salud Soc* 2013; 4(3):230-47.
10. Herek GM., McLemore KA. **Sexual prejudice**. *Ann Rev Psychol* 2013; 64:309-33.
11. Currie MR, Cunningham EG, Findlay BM. **The Short Internalized Homonegativity Scale: Examination of the factorial structure of a new measure of internalized homophobia**. *Educ Psychol Meas* 2004; 64(6):1053-67.
12. Moral J, Valle A. **Dimensionalidad, consistencia interna y distribución de la Escala Homonegatividad Internalizada en estudiantes mexicanos de ciencias de la salud**. *Acta de Investigación Psicológica* 2013; 3(1):86-1004.
13. Szymanski DM, Kashubeck-West S, Meyer J. **Internalized heterosexism. Measurement, psychosocial correlates and research directions**. *The Counseling Psychologist* 2008; 36(4):525-74.
14. Asociación Médica Mundial. **Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial. Principios éticos para las investigaciones médicas en seres**

- humanos. Madrid: Colegios Oficiales de Médicos; 2008.
15. Sociedad Mexicana de Psicología. **Código ético del psicólogo**. 4° ed. México, DF: Editorial Trillas; 2007.
  16. Kline RB. **Principles and practice of structural equation modeling**. 3° Ed. New York: The Guilford Press; 2010.
  17. Moral J. **Análisis factorial confirmatorio**. En: Landero R, González MT. (Eds.). *Estadística con SPSS y metodología de la investigación*. México, DF: Trillas; 2006. P.445-528.
  18. Arbuckle JL. **AMOS 16.0 user's guide**. Spring House, PA: Amos Development; 2007.
  19. Preacher KJ, Coffman DL. **Computing power and minimum sample size for RMSEA** [Computer software]. 2006. Consultado 20/03/2014. Disponible en: <http://quantpsy.org/rmsea/rmsea.htm>
  20. Pettigrew TF, Meertens RW. **Subtle and blatant prejudice in Western Europe**. *Eur J Soc Psychol* 1995; 25(1), 57-75.
  21. Quiles MN, Betancor V, Rodríguez R, Rodríguez A, Coello E. **La medida de la homofobia manifiesta y sutil**. *Psicothema* 2003; 15(2):197-204.
  22. Olsson UH, Foss T, Troye SV, Howell RD. **The performance of ML, GLS, WLS estimation in structural equation modeling under conditions of misspecification and non-normality**. *Structural Equation Modeling* 2000; 7(4):557-95.
  23. Rodríguez MN, Ruíz MA. **Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial**. *Psicológica* 2008; 29(2):205-27.
  24. MacCallum RC, Widaman KF, Preacher KJ, Hong S. **Sample size in factor analysis: the role of model error**. *Multivariate Behavioral Research* 2001; 36(4):611-37.
  25. Nevitt J, Hancock GR. **Performance of bootstrapping approaches to model test statistics and parameter standard error estimation in structural equation modeling**. *Structural Equation Modeling* 2001; 8(3):353-77.
  26. Byrne BM. **Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming**. 2° Ed. New York: Routledge; 2010.
  27. Morrison MA, Morrison TG. **Development and validation of a scale measuring modern prejudice toward gay men and lesbian women**. *J Homosex* 2002; 43(2):15-37.
  28. Lemm KM. **Positive associations among interpersonal contact, motivation, and implicit and explicit attitudes toward gay men**. *J Homosex* 2006; 51(2):79-99.
  29. Hoburg R, Konik J, Williams M, Crawford M. **Bisexuality among self-identified heterosexual college students**. *J Bisex* 2006; (1-2):25-36.
  30. Hocquenghem G. **El deseo homosexual** (2nda ed.). Barcelona: Editorial Melusina; 2009.
  31. Aviram RB. **The relational origins of prejudice. A convergence of psychoanalytic and social cognitive perspectives**. Lanham, MD: Jason Aronson; 2009.
  32. Jackson DL. **Revisiting sample size and number of parameter estimates: Some support for the N:q hypothesis**. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 2003; 10(1):128-41.
  33. Westland JC. **Lower bounds on sample size in structural equation modeling**. *Electronic Commerce Research and Applications* 2010; 9(6):476-87.
  34. Soper DS. **A-priori Sample Size Calculator for Structural Equation Models** [Software]. Consultado el 28 de marzo de 2014. Disponible en: <http://www.danielsoper.com/statcalc>; 2014
  35. Rodríguez Y, Lameiras M, Carrera V, Vallejo P. **Validación de la escala de homofobia moderna en una muestra de adolescentes**. *Anales de Psicología* 2013; 29(2):523-33.
  36. Moral J. **Una propuesta explicativa integradora de la conducta homosexual**. *Revista Electrónica de Motivación y Emoción* 2010; 13(34):1-15. Consultado 04/05/2014. Disponible en: <http://reme.uji.es/articulos/numero34/article9/texto.html>

