



Acta de Investigación Psicológica -
Psychological Research Records

ISSN: 2007-4832

actapsicologicaunam@gmail.com

Universidad Nacional Autónoma de
México
México

Moral de la Rubia, José; Valle de la O, Adrian
Dimensionalidad, Consistencia Interna y Distribución de la Escala Homonegatividad
Internalizada en Estudiantes Mexicanos de Ciencias de la Salud
Acta de Investigación Psicológica - Psychological Research Records, vol. 3, núm. 1, abril,
2013, pp. 986-1005
Universidad Nacional Autónoma de México
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=358933343007>

- 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

Dimensionalidad, Consistencia Interna y Distribución de la Escala Homonegatividad Internalizada en Estudiantes Mexicanos de Ciencias de la Salud

José Moral de la Rubia^{1*} & Adrian Valle de la O^{**}

*Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, **Departamento de Ciencias Básicas de la Escuela de Medicina y Ciencias de la Salud. Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM).

Resumen

Este artículo tiene como objetivos estudiar la consistencia interna, estructura factorial, distribución y diferencias entre sexos de la escala de Homonegatividad Internalizada (IHN; Currie, Cunningham, & Findlay, 2004) ampliada a un total de 17 ítems (IHN-17). La IHN-17 se aplicó a una muestra no probabilística de 231 estudiantes universitarios de ciencias de la salud del noreste de México (121 mujeres y 103 hombres). Se eliminó un ítem por problemas de consistencia interna y carga factorial baja. Con los 16 ítems restantes se obtuvo una consistencia interna alta ($\alpha = .88$). Un modelo de 3 factores (manifestación pública de la homosexualidad, $\alpha = .81$; aceptación interna del deseo homosexual, $\alpha = .81$; y promiscuidad, $\alpha = .69$) jerarquizados a uno general tuvo un ajuste de bueno a adecuado por mínimos cuadrados generalizados y resultó invariante entre ambos sexos. La distribución se ajustó a una curva normal y los hombres promediaron más alto que las mujeres, aunque la diferencia solo fue significativa en el factor de manifestación pública. Se concluye que la IHN-16 con su modelo jerárquico posee mayor consistencia y validez de contenido que la original. Se sugiere su uso y estudio en México.

Palabras clave: Homonegatividad, Homofobia, Actitud, Prejuicio, Autoestigma.

Dimensionality, Internal consistency, and Distribution of the Internalized Homonegativity Scale Among Mexican Health Sciences Students

Abstract

The aims of this article were to study the internal consistency, factor structure, distribution and sex differences in averages of the Internalized Homonegativity scale (IHN; Currie, Cunningham, & Findlay, 2004) extended to a total of 17 items (IHN-17). The IHN-17 scale was applied to a non-probability sample of 231 health sciences college students from northeastern Mexico (121 women and 103 men). An item was removed due to problems of internal consistency and low factor loading. The internal consistency was high with the remaining 16 items ($\alpha = .88$). A model of three low-order factors (public display of homosexuality, $\alpha = .81$; internal acceptance of homosexual desire, $\alpha = .81$, and promiscuity, $\alpha = .69$) nested in a general factor had a fit to the data from good to adequate by generalized least squares, and was invariant between both sexes. The IHN-16 total score followed a normal distribution, and men averaged higher than women, although the difference was statically significant only in the factor of public display. It is concluded that IHN-16 scale with its hierarchical model has higher consistency and more content validity than the original one. Its use and study are suggested in Mexico.

Keywords: Homonegativity, Homophobia, Attitudes, Prejudice, Self-stigma.

Original recibido / Original received: 18/01/2013

Aceptado / Accepted: 25/03/2013

¹ 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

El término homofobia fue introducido en la literatura científica a finales de la década de los sesenta, siendo Weinberg quien asentó su uso. Weinberg (1972) lo definió como el miedo a estar en cercanía de personas homosexuales, así como el temor, odio e intolerancia irracionales hacia el deseo homosexual y su manifestación pública. Mientras que la definición de Weinberg se refiere a la vivencia interna, el término heterosexismo describe la creencia culturalmente compartida de que la orientación heterosexual es la única aceptable (Neisen, 1990).

El término homofobia internalizada hace referencia al conjunto de sentimientos negativos que el individuo tiene hacia sí mismo por poseer fantasías, sueños o deseos de relacionarse íntima y afectivamente con personas del propio sexo. Es un proceso mediante el cual el odio cultural hacia las personas con orientación no heterosexual es internalizado (Moss, 2002).

Herek (2000a) criticó el término homofobia por su connotación clínica y propone sustituirlo por prejuicio y autoestigma que son términos de la psicología social; el primero se aplicaría a personas con orientación heterosexual y el segundo a personas con orientación homosexual. Desde esta sugerencia, Mayfield (2001), así como Currie, Cunningham y Findlay (2004) emplearon el término de homonegatividad introducido por Hudson y Rickets (1980).

Desde la década de los ochenta se han publicado seis escalas de homofobia internalizada: la de Nungesser (1983); Shidlo (1994); Ross y Rosser (1996); Lingardi, Baiocco y Nardelli (2012); Martin y Dean (1987); y Wagner, Brondolo y Rabking (1996). A éstas se suman la de Mayfield (2001) y la de Currie et al. (2004), aunque empleen el término de homonegatividad. Debe mencionarse que la mayoría de las escalas de homofobia internalizada se han desarrollado para hombres y algunas de ellas se han adaptado para su aplicación a mujeres, como la de Nungesser (Radonsky & Borders, 1995) y la de Martin y Dean (Herek, Cogan, Gillis, & Glunt, 1998), o se crearon con versiones distintas para cada sexo (Lingardi et al., 2012).

Szymanski (2008) realizó una revisión de los instrumentos existentes para medir homofobia internalizada y recomendó que, en ámbitos clínicos y de investigación en los cuales se requiere de un instrumento corto y confiable para medir homofobia internalizada, se utilizara la escala de Martin y Dean (1987). Ésta consta de 9 ítems tipo Likert, se basó en los criterios de homosexualidad egodistónica de la tercera revisión del Manual Diagnóstico y Estadístico de Trastornos Mentales (DSM-III), mostró consistencia interna alta ($\alpha = .85$) y unidimensionalidad.

La escala de homonegatividad internalizada (IHN-12) de Currie et al. (2004), de publicación reciente, se destaca entre los instrumentos para evaluar homofobia internalizada por: a) no poseer ítems muy extremos en su expresión que son propios de una actitud de rechazo abierto, la cual ha sido sustituida por una actitud de rechazo sutil en la sociedad contemporánea (Herek, 2004); b) evaluar la imagen de la persona homosexual como promiscua e incapaz de intimidad que es un aspecto sutil del rechazo homofóbico; y c) ser la redacción de sus ítems lo suficientemente neutral como para ser aplicada a ambos sexos.

La escala IHN-12 proviene de la escala de homofobia internalizada de Ross y Rosser (1996). Estos investigadores crearon una escala de 26 ítems con 4

factores: identificación pública como homosexual, percepción del estigma por ser homosexual, confort social con hombres homosexuales y aceptación moral/religiosa de ser homosexual. Currie et al. (2004) omitieron los 6 ítems del factor de percepción del estigma por ser homosexual por su contenido de rechazo abierto, y agregaron 10 ítems adicionales para tratar de mejorar la consistencia interna y evaluar un aspecto sutil que lo denominaron confort sexual con hombres homosexuales. Después de realizar los análisis factoriales, surgió una escala de 13 ítems y 3 factores: identificación pública como homosexual (con 5 de los 10 originales), confort sexual con hombres homosexuales (4 nuevos ítems) y confort social con hombres homosexuales (con 3 originales más 1 nuevo).

Currie et al. (2004) consideraron que los ítem 3 y 5 del factor de identificación eran muy similares en contenido. Decidieron eliminar el ítem 5 al tener menor carga factorial que el ítem 3 (.36 versus .54). Así, la escala final quedó con 12 ítems y una estructura de 3 factores subordinados a uno general. Este modelo jerarquizado presentó valores de ajuste buenos. La consistencia interna de los 12 ítems fue alta ($\alpha = .78$) y la de los tres factores en torno a .70.

La escala IHN-12 mide un aspecto actitudinal y no propiamente psicopatológico, por lo que su distribución debe ajustarse a un modelo de curva normal, característico de aspectos funcionales y adaptativos; cuando los rasgos psicopatológicos o desadaptativos muestran distribuciones asimétricas (Sartori, 2006). Esta afirmación se presenta como conjetura, ya que las publicaciones anteriores con la IHN-12 no describen la forma de su distribución.

La evaluación de la homofobia internalizada y la implementación de intervenciones para su atenuación son importantes por el impacto psicológico y social negativos que tienen en los individuos que desarrollan una orientación homosexual (Rowen & Malcolm, 2002), así como en los profesionales de la salud que prestan atención a estas personas, especialmente porque el grupo de hombres que tienen sexo con hombres es el más afectado por la epidemia del VIH. Una alta homofobia internalizada lleva a más conductas sexuales de riesgo (Ross, Rosser, Neumaier, & the Positive Connections Team, 2008), menor receptividad hacia las campañas de prevención y menor adherencia al tratamiento antirretroviral (Johnson, Carrico, Chesney, & Morin, 2008); asimismo, conlleva más discriminación de parte de los prestadores de servicios de salud (Andrewin & Chien, 2008; Infante et al., 2006). Para prevenir esto último, la evaluación e intervención en la homofobia internalizada podría realizarse desde la formación universitaria.

Siendo importante la evaluación de la homofobia internalizada por su impacto psicológico y social, y destacándose la escala IHN-12 para su evaluación, la cual no está validada en México, este artículo tiene como objetivos determinar la estructura factorial, calcular la consistencia interna y describir la distribución de la escala IHN en estudiantes mexicanos de ciencias de la salud. Aparte como prueba de validez de constructo se compara la media entre los tres factores para probar si el factor más manifiesto (confort social) es diferencial con los otros dos, más sutiles y personales (identificación y confort sexual), esperándose que la homofobia internalizada sea evidenciada más por los aspectos sutiles, personales e internos (Currie et al., 2004).

Con la intención de mejorar la consistencia interna de la IHN-12 y siguiendo la sugerencia de Szymanski (2008), se revisó la escala de Martin y Dean (1987) y de la misma se tomaron 4 ítems. Aunque Currie et al. (2004) recomendaron eliminar un ítem por gran similitud de contenido y menor carga factorial que otro dentro del mismo factor, se decidió mantenerlo para comprobar su comportamiento en población mexicana y al juzgarse que sus contenidos no eran tan equivalentes, ni su carga tan baja. Por lo tanto, se estudia una versión modificada de la IHN.

Al aplicarse esta versión única a ambos sexos, se requiere estudiar la invarianza factorial entre hombres y mujeres, así como el efecto del sexo en los promedios. En las escalas de actitud se observa mayor rechazo en los hombres hacia la homosexualidad masculina, pero la diferencia desaparece en la actitud hacia el lesbianismo (Herek, 2000b) y en los factores de rechazo sutil (Moral & Valle, 2011) o de actitud implícita (Cárdenas & Barrientos, 2008a).

Se espera una estructura de tres factores (identificación, confort sexual y confort social) jerarquizados a uno general, aunque al aplicarse una versión modificada, se requiere explorar la estructura dimensional antes de especificarse el modelo; invarianza factorial entre ambos sexos; consistencia interna alta; distribución normal; media significativamente más alta en los factores de identificación y confort sexual (más personales y sutiles) y más baja en confort social (más manifiesto); y mayor promedio en hombres en los aspectos más manifiestos (confort social), pero equivalencia en los más personales, internos o sutiles (identificación y confort sexual).

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%) de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. 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: $p = .26$). La media de edad fue de 19.13 años ($DE = 1.68$), con un mínimo de 17 y máximo de 37. Respecto a la adscripción religiosa, 182 (79%) dijeron ser católicos, 10 (4%) protestantes y 39 (17%) pertenecer otras religiones o tener creencias religiosas personales. Al preguntar sobre la orientación sexual, 220 (95%) se definieron heterosexuales, 7 (3%) bisexuales y 4 (2%) homosexuales.

Instrumento

Escala de Homonegatividad Internalizada de 17 ítems (IHN-17). Véase Anexo. La versión final de la escala IHN de Currie et al. (2004) quedó constituida por 12 ítems tipo Likert con un rango de respuesta de 5 puntos (de 1 “totalmente

en desacuerdo” a 5 “totalmente 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, 3, 4, 5, y 12 en IHN-17). Consta de tres factores con 4 ítems cada uno: identificación pública como homosexual (ítems del 1 al 4 en IHN-17), confort sexual con hombres homosexuales (ítems del 6 al 9 en IHN-17) y confort social con hombres homosexuales (ítems del 10 al 13 en IHN-17).

Aunque Currie et al. (2004) recomendaron eliminar un ítem de la penúltima versión con 13 (el ítem 5 en IHN-17), en este estudio se mantuvo. Además se añadieron 4 ítems directos de la escala de Martin y Dean (ítems del 14 al 17 en IHN-17), modificando su redacción para que fuesen aplicables a ambos sexos. También se cambió el rango de puntuación de las 5 opciones de respuesta, de 1 a 9 en lugar de 1 a 5, siguiendo las recomendaciones de Cárdenas y Barrientos (2008b) para la Escala de Actitudes hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales (ATLG; Herek, 1984), ya observadas en su validación en México por Moral y Valle (2011). Los 12 ítems directos se puntuarían: 9 = definitivamente de acuerdo, 7 = de acuerdo, 5 = indiferente, 3 = en desacuerdo y 1 = completamente en desacuerdo; y a la inversa los ítems 1, 3, 4, 5, y 12.

Procedimiento

Se realizó un estudio descriptivo-correlacional con un diseño ex post-facto transversal. 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 American Psychological Association (2002). El cuestionario se administró de forma autoplicada en los salones de clase por los autores del artículo. Se leía las instrucciones y se permanecía en el salón para responder dudas y recoger los cuestionarios. La aplicación se realizó de enero a mayo de 2012. La traducción fue hecha por los autores.

Análisis de datos

La estructura dimensional se determinó tanto por análisis factorial exploratorio por mínimos cuadrados generalizados con rotación Oblimin como por análisis factorial confirmatorio también por mínimos cuadrados generalizados. Se optó por este método, al ser robusto a la violación del supuesto de normalidad multivariada y poder ser aplicado tanto en el análisis exploratorio como confirmatorio. Se consideraron seis índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio: cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/gf), 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: $\chi^2/gf \leq 2$, FD y $PNCP <$ un tercio del valor correspondiente al modelo independiente, $GFI \geq .95$, $AGFI \geq .90$ y $RMSEA \leq .05$; y como valores adecuados: $\chi^2/gf \leq 3$, FD y $PNCP <$ dos tercios del valor correspondiente al modelo independiente, $GFI > .85$, $AGFI > .80$ y $RMSEA \leq .09$. Aparte se tomó en cuenta la razón de parsimonia (RP) de

James-Mulaik-Brett ($\geq .66$ buena y $\geq .33$ adecuada) (Kline, 2010). Para comparar la bondad de ajuste de los modelos se empleó la prueba de la diferencia de los estadísticos chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$). Los contrastes se hicieron en la muestra conjunta (unigrupo) y entre ambos sexos (multigrupo). En el análisis factorial exploratorio se consideró toda carga factorial por debajo de .30 como baja. La consistencia interna se estimó por el coeficiente alfa de Cronbach. El ajuste de la distribución a una curva normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov con la corrección Lilliefors. La comparación de medias entre los factores se realizó por análisis de varianza para medidas repetidas y prueba *t* de Student para dos muestras emparejadas; y entre ambos sexos por la prueba *t* de Student para dos muestras independientes. Los cálculos se realizaron con los programas SPSS16, AMOS16 y ViSta7.9.

Resultados

Consistencia interna y exploración de la estructura factorial

Debido a la introducción de 4 ítems nuevos se procedió a explorar la estructura factorial antes de especificar los modelos. Esta información se complementó con el cálculo de la consistencia interna de los factores para decidir qué ítems y factores retener.

Se partió de una expectativa de tridimensionalidad. Con tres factores se explicó el 42.45% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primero quedó definido por 6 indicadores con cargas positivas mayores a .33 (ítems 3, 5, 10, 11, 12 y 15) y consistencia interna alta ($\alpha = .81$); se interpretó como manifestación pública de la homosexualidad. El segundo quedó integrado por seis indicadores con cargas negativas y menores a -.35 (ítems 1, 4, 13, 14, 16 y 17) y consistencia alta ($\alpha = .81$); se interpretó como aceptación interna de sentimientos, deseos e identidad homosexuales. El tercero quedó configurado por 4 indicadores con cargas positivas y mayores a .31 (ítems 6, 7, 8 y 9) y consistencia interna adecuada ($\alpha = .69$); corresponde al factor de confort sexual de Currie et al. (2004), ahora denominado promiscuidad e incapacidad de las personas homosexuales para mantener relaciones estables. Las correlaciones entre los tres fueron moderadas (-.55, -.44 y .33). La saturación más alta del ítem 2 fue en el primer factor con una carga baja ($I = -.23$), pero su eliminación mejoraba la consistencia interna del factor, de .71 a .81, así como la del conjunto de la escala, de .86 a .88 (véase Tabla 1).

Tabla 1

Cargas en la matriz de configuraciones de los 17 ítems con 1, 3 ó 4 factores

Ítems	Criterio para definir el número de factores							
	Horn	Expectativa			Kaiser			
	F1	F1	F2	F3	F1	F2	F3	F4
1	.47	.11	-.43	.01	.11	-.41	-.01	.04
2	-.17	-.23	.05	.09	-.17	.05	.10	-.10
3	.40	.53	.03	-.02	.02	.01	.10	.70
4	.58	.13	-.56	-.04	-.11	-.56	.05	.32
5	.54	.67	.01	-.01	.23	.01	.06	.63
6	.40	.18	-.06	.31	.20	-.05	.28	.04
7	.39	-.05	-.14	.47	-.11	-.14	.52	.12
8	.53	-.01	-.03	.79	.11	-.02	.76	-.05
9	.48	.11	.04	.65	.13	.05	.64	.06
10	.73	.59	-.07	.28	.73	-.05	.14	-.04
11	.78	.74	.01	.28	.82	.03	.14	.06
12	.48	.33	-.17	.09	.36	-.16	.03	.04
13	.50	-.07	-.46	.22	.09	-.44	.19	-.14
14	.61	.29	-.35	.08	.36	-.34	.02	-.01
15	.64	.61	-.03	.17	.61	-.02	.08	.11
16	.69	-.01	-.82	-.04	-.01	-.79	-.01	.04
17	.76	-.09	-.95	.01	.05	-.92	.01	-.12

Nota: Método de extracción de factores: Mínimos cuadrados generalizados. Rotación: Oblimin. Los ítems 1, 3, 4, 5 y 12 fueron invertidos en sus puntuaciones, así la puntuación de todos los ítems es en sentido de rechazo u homonegatividad.

Cuatro autovalores iniciales de la matriz de correlaciones fueron mayores a 1, por lo que se definieron 4 factores por el criterio de Kaiser; éstos explicaron el 46.47% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, se obtuvo una solución equivalente a la anterior, salvo que el primer factor se desdobló. En la matriz de configuraciones, el primero (ítems 10, 11, 12, 14 y 15) y el cuarto (ítems 3 y 5) reflejaron contenidos de manifestación pública de la homosexualidad. La consistencia interna del primer factor fue alta ($\alpha = .80$) y la del cuarto adecuada ($\alpha = .68$). El ítem 2 tuvo carga factorial baja ($I = -.17$), cargando más en el primer factor; no obstante, su eliminación mejoró la consistencia interna del mismo (de .68 a .80). El primero parece referirse más a la vivencia personal de interacciones sociales con personas homosexuales y el cuarto al juicio social. Las correlaciones entre los 4 factores fueron significativas, variando de $-.53$ a $.14$. En esta solución el ítem 14 fue compartido por los dos primeros factores ($-.36$ y $.34$), el ítem 6 de confort sexual o promiscuidad tuvo una saturación menor a .30 (véase Tabla 1).

Debe señalarse que el primer autovalor de la matriz de correlaciones fue casi 6 veces mayor que el segundo y en el primer factor de la matriz factorial sin rotar todos los ítems tuvieron saturaciones mayores .39 salvo el ítem 2 (véase Tabla 1), lo que refleja unidimensionalidad. Por el criterio de Horn el número de factores sería uno, ya que solo un autovalor queda por encima del punto de intersección (1.47) entre la curva de sedimentación de los autovalores de la matriz de correlaciones (observada) y la curva de sedimentación correspondiente al percentil 95 entre 100 curvas procedentes de 100 muestras con 17 variables

aleatorias de distribución normal y 231 casos (creadas). El primer autovalor fue 5.77 y el segundo 1.01. También sería uno con 16 ítems (sin el ítem 2), al ser el punto de intersección 1.45 y el segundo autovalor observado 1.40.

Análisis factorial confirmatorio

Los datos exploratorios orientan hacia una solución unidimensional, además de indicar la eliminación del ítem 2. Así se contrastaron dos modelos: de un factor con 16 indicadores (véase Figura 1) y de 3 factores jerarquizados a uno general (véase Figura 2); en ambos sin el ítem 2. Se descartó un cuarto factor por su consistencia menor a .70 y contar con solo dos indicadores.

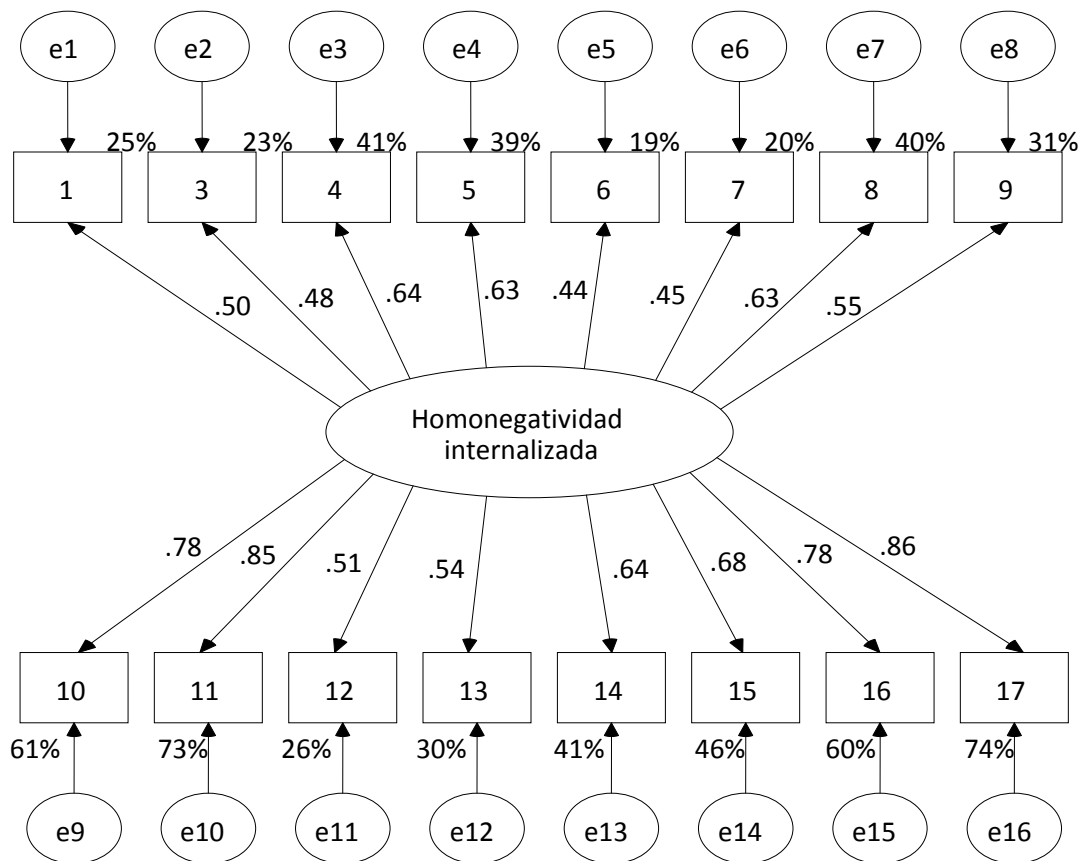


Figura 1. *Modelo unidimensional para IHN-16 con sus valores estandarizados estimado por mínimos cuadrados generalizados.*

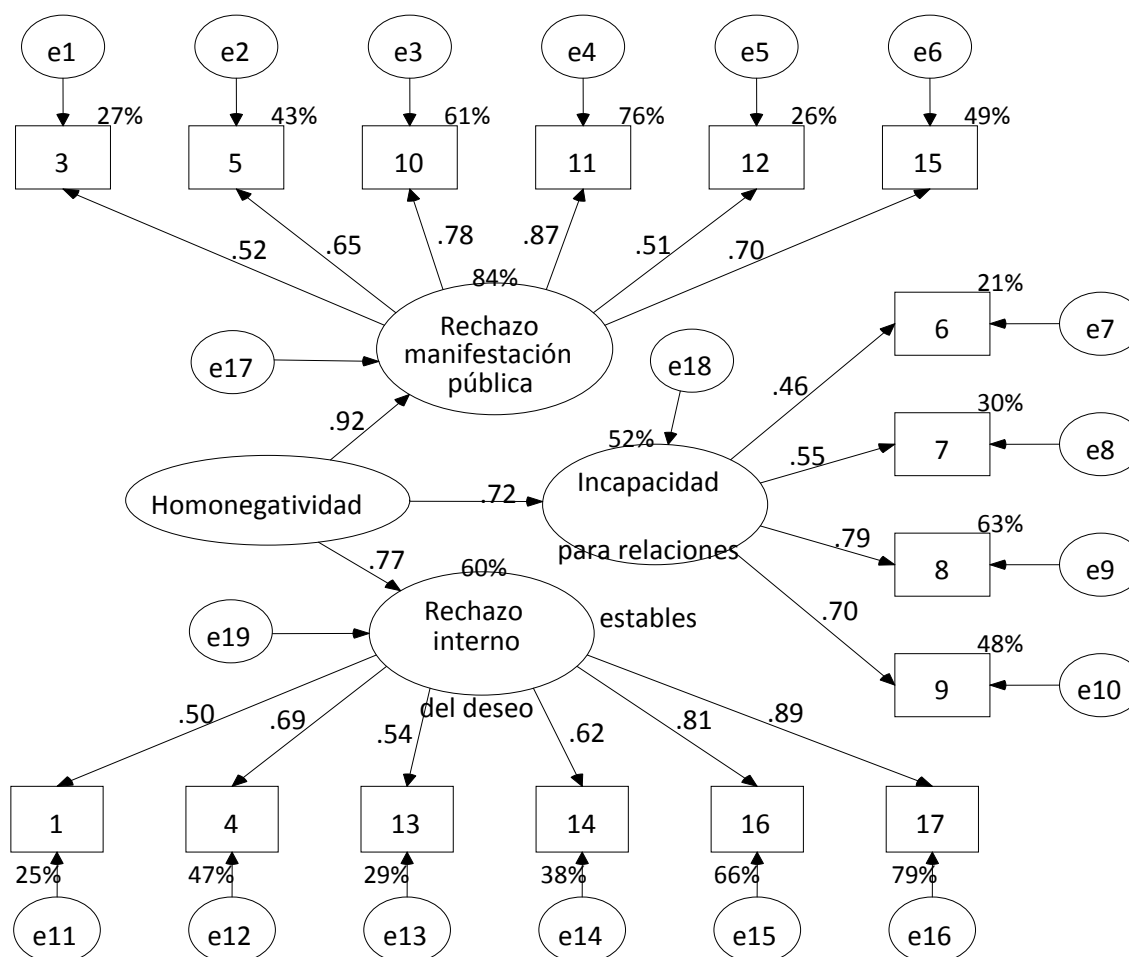


Figura 2. Modelo de tres factores jerarquizados a uno general para IHN-16 con sus valores estandarizados estimado por mínimos cuadrados generalizados.

El coeficiente de curtosis multivariada de Mardia fue mayor de 10, pero menor a 70 (CMM = 55.01, RC = 17.42), lo que refleja una desviación tolerable de la normalidad multivariada (Rodríguez & Ruiz, 2008).

La minimización fue exitosa, siendo la solución admisible y todos los parámetros significativos en los dos modelos. Ambos fueron parsimoniosos ($RP > .66$). El valor de la función de discrepancia para el modelo independiente con 16 parámetros fue 1.48 y del parámetro de no centralidad poblacional de 0.96. Así valores de buen ajuste (un tercio) serían aquéllos menores que 0.49 para FD y 0.32 para $PNCP$; y adecuados (dos tercios) aquéllos menores que 0.99 para FD y 0.64 para $PNCP$. El modelo con mejor ajuste fue el jerarquizado, con valores de buenos ($\chi^2/gl = 1.66$; $PNCP = 0.29$; y $RMSEA = .05$, IC 90%: .04, .07) a adecuados ($FD = 0.73$, $GFI = .91$ y $AGFI = .88$). La bondad de ajuste fue diferencial con el unidimensional ($\Delta\chi^2[3, N = 231] = 73.05$, $p < .01$); cinco de los índices de ajuste de este último fueron adecuados ($\chi^2/gl = 2.31$, $GFI = .87$, $AGFI = .83$, $PNCP = 0.59$ y $RMSEA = .08$) y uno malo ($FD = 1.05$) (véase Tabla 2).

Tabla 2

Índices de ajuste para el modelo unidimensional y de tres factores jerarquizados a uno general en la muestra conjunta (unigrupo) y en las muestras de ambos sexos (multigrupo)

Índices de ajuste	Interpretación		Unidimensional		Jerarquizado			
	Bueno	Adecuado	Unigrupo	Multigrupo	Unigrupo	Multigrupo		
χ^2			240.92	329.75	167.87	275.31		
gl			104	208	101	202		
p	$\geq .05$	$\geq .01$	**	**	**	**		
χ^2/gl	≥ 2	≥ 3	2.31	1.59	1.66	1.36		
GFI	$\geq .95$	$\geq .85$.87	.81	.91	.85		
$AGFI$	$\geq .90$	$\geq .80$.83	.76	.88	.80		
FD	$\leq 1/3 FD_i$	$\leq 2/3 FD_i$	1.05	1.49	0.73	1.24		
$PNCP$	$\leq 1/3 PNCP_i$	$\leq 2/3 PNCP_i$	0.59	0.55	0.29	0.33		
			.08	.05	.05	.04		
$RMSEA$	$\leq .05$	$\leq .09$	[.06, .09]	[.04, .06]	[.04, .07]	[.03, .05]		
			$p < .01$	$p = .41$	$p = .32$	$p = .91$		
RP	$> .66$	$> .33$.87		.84			
Equivalencia de ajuste del modelo sin constricciones en el contraste multigrupo								
			$\Delta\chi^2$	gl	p	$\Delta\chi^2$	gl	p
Modelos con constricciones en:	pesos de medida		26.61	15	.03	14.05	13	.37
	pesos estructurales					21.16	15	.13
	varianza-covarianzas estructurales		26.75	16	.04	23.22	16	.11
	residuos de medida		50.93	32	.02	55.23	35	.02
	residuos estructurales					28.03	19	.08

Nota: 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. FD_i (valor de la función de discrepancia del modelo independiente) = 1.48 (unigrupo) y 1.93 (multigrupo) y $PNCP_i$ (parámetro de no centralidad poblacional del modelo independiente) = 0.96 (unigrupo) y 0.85 (multigrupo). Los índices de ajuste en el contraste multigrupo corresponden a los del modelo sin constricciones.

Distribución de IHN-16 (sin el ítem 2)

La distribución de la escala IHN-16 de media 73.58 (IC 95%: 73.75, 76.40) se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 0.64$, $p = .81$) y la hipótesis nula de normalidad se mantuvo aún aplicando la corrección de Lilliefors ($p = .20$). Sin aplicar la corrección de Lilliefors, las distribuciones de los factores de manifestación pública y aceptación interna se ajustaron a una curva normal; no así al aplicarla (véase Tabla 3).

Tabla 3

Descriptivos y ajuste a la normalidad de la puntuación total y los 4 factores de HN-16

Estadísticos		HN-16			
		PT	RI	Promi	RMP
Consistencia	No. It.	16	6	4	6
	α	.88	.81	.69	.81
Descriptivos	Rango	16-144	6-54	4-36	6-54
	M	73.58	31.12	18.94	23.52
	Mdn	74	30	20	24
	DE	21.76	10.29	6.09	9.84
	S	-0.10	-0.11	-0.08	0.24
	C	-0.27	-0.44	0.12	-0.29
Normalidad	D	0.04	0.06	0.11	0.06
	Z	0.64	0.92	1.61	0.99
	p	.81	.36	.01	.28
	p^*	.20	.04	**	.02

Nota: $N = 231$, EE de $S = .16$, EE de $C = .32$. Normalidad: p^* = corrección de Lilliefors, ** $p < .01$, PT = Puntuación total de la escala de Homonegatividad internalizada con 16 ítems, RI = Rechazo interno de los sentimientos, deseos e identidad homosexuales (ítems 1, 4, 13, 14, 16 y 17), PROMI = Promiscuidad e incapacidad para relaciones estables (ítems 6, 7, 8 y 9) y AMP = Rechazo de la manifestación pública de la homosexualidad (ítems 3, 5, 10, 11, 12 y 15).

Comparación de medias entre los factores

Para homogeneizar el rango de las distribuciones de los tres factores de IHN-16 y poderlos comparar, se dividió la puntuación de cada uno de ellos por su número de ítems. Las medias entre los tres factores fueron diferenciales ($F[2, 460] = 72.92$, $p < .01$). Al hacer las comparaciones por pares, todas fueron significativas: entre manifestación pública y aceptación interna ($M_{dif} = -1.27$, IC 95%: -1.07, -1.46; $t[230] = -12.63$, $p < .01$), manifestación pública y promiscuidad ($M_{dif} = -0.82$, IC 95%: -0.60, -1.02; $t[230] = -7.64$, $p < .01$), así como promiscuidad y aceptación interna ($M_{dif} = -0.45$, IC 95%: -0.67, -0.23; $t[230] = -4.05$, $p < .01$) (véase Figura 3).

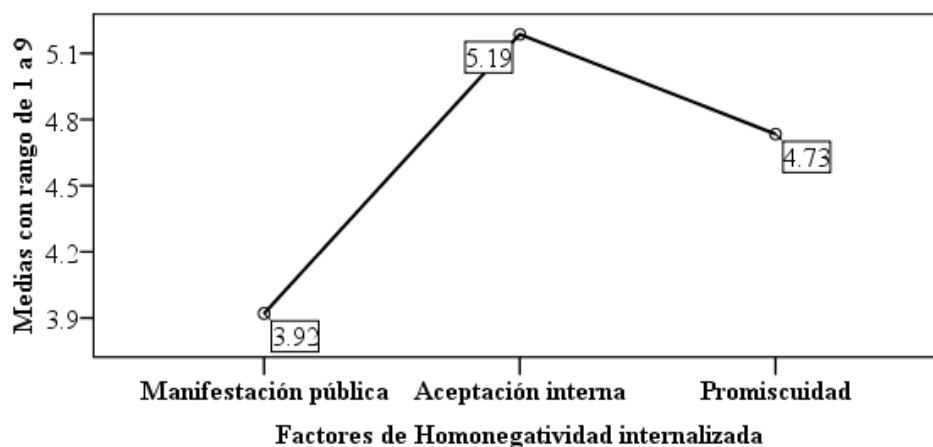


Figura 3. Diagrama de medias de los tres factores de IHN-16 con rango homogéneo. Aceptación de la manifestación pública de la homosexualidad (ítems

3, 5, 10, 11, 12 y 15), *Aceptación interna de los sentimientos, deseos e identidad homosexuales* (ítems 1, 4, 13, 14, 16 y 17) y *Promiscuidad e incapacidad para relaciones estables* (ítems 6, 7, 8 y 9).

Efecto del sexo: invarianza factorial y diferencia de medias

En el contraste multigrupo (por sexos), el modelo jerarquizado sin constricciones mostró un ajuste de bueno ($\chi^2/gf = 1.36$, $RMSEA = .04$, IC 90%: .03, .05, $p = .91$) a adecuado ($FD = 1.24$, $PNCP = 0.33$, $GFI = .85$ y $GFI = .80$), siendo equivalente a los modelos con constricciones en los pesos medida ($p = .37$), pesos estructurales ($p = .13$), varianza-covarianzas ($p = .11$) y residuos estructurales ($p = .08$) (véase Tabla 1).

Los índices de ajuste fueron diferencialmente peores para el modelo unidimensional ($\Delta\chi^2[6, N = 234] = 54.44$, $p < .01$), el cual presentó tres índices malos ($GFI = .81$, $AGFI = .76$ y $FD = 1.49$) y el modelo sin constricciones no fue equivalente a los modelos con constricciones en los pesos de medida, varianza-covarianzas y residuos de medida (véase Tabla 1).

Los hombres promediaron más alto en la puntuación total y los tres factores, pero solo hubo diferencia significativa en el factor de manifestación pública ($Mdif = 1.30$, IC 95%: 0.01, 5.14; $t[222] = -1.98$, $p < .05$) con un tamaño de efecto pequeño ($d = 0.27$).

Discusión

Currie et al. (2004) reportaron problemas de consistencia interna con el ítem “no me incomoda el ser visto en público con una persona obviamente homosexual”, pero en el presente estudio es un ítem consistente dentro del conjunto de la escala y en el factor de manifestación pública de la homosexualidad. Por el contrario, el ítem “es importante para mí quien sabe acerca de mis sentimientos homosexuales” resultó confiable en el estudio de Currie et al. (2004), pero no en el presente, teniendo problemas de consistencia interna tanto en el conjunto de la escala como en el factor de aceptación interna del deseo homosexual. Quizá se esté interpretando desde el aspecto del estigma social, indicando una sensibilidad o suspicacia hacia los chismes y la difamación, por lo que no mide propiamente autoestigma o si la persona acepta su propio deseo homosexual. En la versión final de esta nueva escala (IHN-16) este ítem se excluiría.

La unidimensionalidad de la presente escala es clara, pudiéndose perfectamente manejar solo como un puntaje total. El hablar de tres factores parecería forzado desde el análisis paralelo de Horn, ya que éste indica que un segundo o tercer factor podrían deberse al azar, cuando los 16 ítems seleccionados tienen cargas altas en el primer factor. No obstante, considerando que la clave estaría en un factor general, como ya indicaban Currie et al. (2004), se podría considerar un modelo de tres factores jerarquizados. Serían requisitos para sostener este modelo que tuviese un ajuste a los datos bueno o adecuado y mejor que otros alternativos, se reprodujese en muestras independientes, mostrase utilidad heurística (revelase relaciones y diferencias) y los factores

fueran consistentes, como ocurre con la ATLG en México (Moral & Valle, 2011, 2012, 2013).

Con la escala IHN-16 dos factores y el conjunto de los 16 ítems tienen consistencia interna alta y mayor que la obtenida por Currie et al. (2004). La del factor de promiscuidad o confort sexual fue adecuada (.69), como en el estudio original con los mismos indicadores. La solución obtenida, desde el punto de vista de su interpretación, tiene mayor validez de contenido que la reportada por Currie et al. (2004). En esta nueva solución se distingue de forma más clara lo público (interacciones) de lo privado (deseo y sentimientos propios), conservándose intacto el factor de confort sexual. Además consideramos que la denominación de confort sexual no refleja adecuadamente su contenido actitudinal o valorativo. Este factor está evaluando si se está conforme o no con una concepción de la persona homosexual como promiscua e incapaz de intimidad, lo que lleva implícito un rechazo, al ser la intimidad y la fidelidad dos aspectos buscados en las relaciones de pareja, ya que la pareja íntima constituye la fuente de apoyo más importante del adulto (Díaz-Loving & Sánchez-Aragón, 2002).

Como se esperaba la distribución de la escala se ajusta a una curva normal, al medir un aspecto adaptativo de actitud y no propiamente un aspecto psicopatológico, como una fobia social o una fobia específica. Las escalas que miden rasgos desadaptativos muestran distribuciones asimétricas y con apuntamiento, esto es, con pocos individuos presentando dichas características (Sartori, 2006). Precisamente la IHN-16 se ha diseñado para aplicarse a hombres y mujeres con independencia de su orientación sexual autodefinida, al considerarse que la homosexualidad no es un fenómeno dicotómico 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 & Ream, 2007); y además de ser un fenómeno frecuente. Se estima que más del 20% de la población adulta tiene fantasías homosexuales, sin diferencia entre ambos sexos; y en torno al 8% conducta homosexual y al 2% identidad no heterosexual, siendo estas dos últimas prevalencias de 2 a 4 veces más frecuentes en hombres (Moral, 2009, 2011; Sell, Wells, & Wypij, 1995; Turner, Villarreal, Chromy, Eggleston, & Rogers, 2005).

El modelo de tres factores jerarquizado no solo muestra un mejor ajuste que el unidimensional en la muestra conjunta, siendo su ajuste en una valoración global adecuado, sino que se puede considerar adecuado e invariante entre ambos sexos; cuando el unidimensional tiene mejor ajuste en hombres, reflejado por mayores porcentajes de varianza explicada de los 16 ítems por el factor general y mayor homogeneidad entre los mismos, que en mujeres. Lo que refuerza el optar por el modelo jerarquizado.

Moral y Valle (2011, 2013), al validar la escala ATLG en México, hallan dos subfactores dentro de la actitud hacia hombres homosexuales: uno de rechazo sutil y otro de rechazo manifiesto. La consistencia interna fue mayor y la media fue menor en el factor de rechazo manifiesto; por el contrario, la consistencia fue menor y la media mayor en el factor de rechazo sutil. Lo atribuyen al cambio de actitudes en la sociedad actual, especialmente entre personas con más escolaridad, como los estudiantes universitarios. El rechazo hostil y abierto hacia

los hombre homosexuales está socialmente mal visto, de ahí que de forma bastante homogénea se manifieste menos conformidad ante preguntas que reflejan un hostilidad muy abierta; por el contrario, ante formas sutiles y simbólicas de rechazo las respuestas no son tan homogéneas, con unas hay más conformidad y con otras menos, dando en conjunto un mayor nivel de rechazo y permitiendo acceder así a la evaluación de la verdadera actitud.

De forma semejante a la ATLG, en la escala IHN-16, los valores de consistencia interna fueron más bajos y las medias más altas en los dos factores de aspectos internos y sutiles, el de aceptación interna del deseo homosexual y el de valoración de la persona homosexual como alguien incapaz de intimidad. Por el contrario, la consistencia interna fue más alta y la media más baja en el factor de manifestación pública de la homosexualidad. De nuevo los aspectos más sutiles y personales parecen conducir a la verdadera actitud (Cárdenas & Barrientos, 2008a).

Desde el modelo con mejor ajuste, el jerarquizado, pareciera que la escala se podría simplificar a los 6 indicadores del factor de rechazo personal de la manifestación pública de la homosexualidad, al tener este factor 84% de la varianza explicada por el factor general y ser el más consistente, pero desde lo argumentado previamente sería un error, pues se perderían los aspectos sutiles, más íntimos y personales que seguramente reflejan la verdadera actitud. Al considerarse solo esos 6 ítems la verdadera homofobia internalizada se subestimaría.

A favor de esta afirmación se tiene que, en las facetas más personales y sutiles de la IHN-16, hay equivalencia de medias entre ambos sexos; en el aspecto más público y manifiesto los hombres muestran más rechazo. Esto se atribuye a que la cultura occidental a la que pertenecen los participantes de este estudio es homofóbica, habiendo evolucionado de un rechazo abierto a uno sutil (Herek, 2004); no obstante, esta homofobia se dirige sobre todo hacia el hombre. El hombre tiene mayor libertad sexual que la mujer en cuanto a masturbación, número de parejas e incluso infidelidad, salvo en los contactos homosexuales. Los chismes difamatorios, insultos y chistes avergonzantes hacia los hombres se centran en la homosexualidad y en la pornografía heterosexual no hay ningún contacto sexual entre hombres. La promiscuidad y la infidelidad están más estigmatizadas en las mujeres, pero los contactos lésbicos son más tolerados, como su constante presencia en la pornografía heterosexual y espectáculos sexuales en vivo, su presencia en intercambios de pareja y tríos, así como su baja presencia en chismes difamatorios, insultos y chistes avergonzantes reflejan (Baumeister, Zhang, & Vohs, 2004; Vázquez & Chávez, 2008).

En el puntaje total de la IHN-16 no hay diferencia de medias entre ambos sexos, probablemente debido a que la escala tiene dos factores centrados en aspectos de rechazo sutil y aceptación interna, lo que refuerza no simplificar la IHN-16 al factor de manifestación pública de la homosexualidad, porque se subestimaría la verdadera actitud, como ya se ha señalado.

Pruebas adicionales al modelo jerarquizado podrían ser aportadas por estudios de validez concurrente. Frente a los otros dos factores, el de aceptación de la manifestación pública de la homosexualidad debería tener mayor correlación con los factores de rechazo manifiesto de la ATLG (Moral & Valle, 2011) y de la

medida de la homofobia manifiesta y sutil de Quiles, Betancor, Rodríguez, Rodríguez y Coello (2003); por el contrario, los factores de aceptación interna y promiscuidad deberían correlacionar más alto con los factores de rechazo sutil de esas mismas escalas que el factor de aceptación de la manifestación pública. También podría ser relevante estudiar la relación con deseabilidad social (Moral, García & Antona, 2012) y actitud implícita (Cárdenas & Barrientos, 2008a). La faceta más pública de la IHN-16 correlacionará más con deseabilidad social y las facetas más privadas y sutiles con actitud implícita.

Este estudio tiene como limitaciones un muestreo no probabilístico, habiéndose realizado con una muestra incidental de estudiantes de la salud de universidades del noreste de México, por lo que las conclusiones son aplicables a modo de hipótesis en esta población y otras afines; además la investigación se condujo con instrumentos de autoinforme, así los resultados podrían diferir, si éstos se obtuvieran por medio de pruebas proyectivas, de tiempos de reacción o medidas psicofisiológicas.

Se concluye que la escala debe reducirse a 16 ítems, y el uso de un puntaje total queda perfectamente justificado. No obstante, se pueden matizar tres facetas dentro de la escala: dos más sutiles y personales (incomodidad con el propio deseo homosexual y conformidad con la incapacidad para la intimidad de las personas homosexuales) y otra más manifiesta (incomodidad con las manifestaciones públicas de la homosexualidad). La solución de tres factores jerarquizados a uno general es la que muestra mejor ajuste a los datos, con unos valores de ajuste adecuados en una valoración global, y es invariante entre ambos sexos. Se considera que la IHN-16 tiene potencial heurístico y muestra un contenido más adecuado al constructo que la IHN-12 de Currie et al. (2004). Precisamente, por este aspecto de lo sutil y manifiesto, se desaconseja reducir la escala a su factor más consistente de 6 ítems, pues probablemente subestime la verdadera actitud. La distribución de la escala se ajusta a una curva normal, por lo que puede ser baremada por la media y la desviación estándar, reflejando que se evalúa un aspecto actitudinal y no propiamente patológico, como una fobia. La escala y sus factores son consistentes, más que en el estudio original, y el perfil diferencial de medias entre los mismos sirve como prueba de constructo. No requiere baremos diferenciales por sexos, pues sólo hay diferencia entre ambos sexos en un factor con un tamaño de efecto pequeño.

Se sugiere el estudio del modelo jerarquizado propuesto por la correlación con escalas que distinguen los factores de rechazo sutil y manifiesto de la homosexualidad, actitud implícita y deseabilidad social. También queda por estimar la estabilidad temporal. Se recomienda su uso en México y su estudio en otras poblaciones distintas a estudiantes universitarios.

Referencias

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

- Andrewin, A., & Chien, L. Y. (2008). Stigmatization of patients with HIV/AIDS among doctors and nurses in Belize. *AIDS Patient Care and STDs*, 22, 897-906. <http://dx.doi.org/10.1089/apc.2007.0219>
- Baumeister, R. F., Zhang, L., & Vohs, K. D. (2004). Gossip as cultural learning. *Review of General Psychology*, 8, 111-121. <http://dx.doi.org/10.1037/1089-2680.8.2.111>
- Cárdenas, M., & Barrientos, J. (2008a). Actitudes implícitas y explícitas hacia los hombres homosexuales en una muestra de estudiantes universitarios en Chile. *Psykhé*, 17(2), 17-25.
- Cárdenas, M., & Barrientos, J. (2008b). The Attitudes Toward Lesbians and Gay Men Scale (ATLG): Adaptation and testing the reliability and validity in Chile. *Journal of Sex Research*, 45(2), 140-149. <http://dx.doi.org/10.1080/00224490801987424>
- Currie, M. R., Cunningham, E. G., & Findlay, B. M. (2004). The Short Internalized Homonegativity Scale: Examination of the factorial structure of a new measure of internalized homophobia. *Educational and Psychological Measurement*, 64, 1053-1067. doi:10.1177/0013164404264845
- Díaz-Loving, R., & Rivera-Aragón, S. (2002). *La psicología del amor: Una visión integral de la relación de pareja*. Ciudad de México: Editorial Miguel Ángel Porrúa.
- Herek, G. M. (1984). Beyond "homophobia": a social psychological perspective on attitudes toward lesbian and gay men. *Journal of Homosexuality*, 10, 1-21. http://dx.doi.org/10.1300/J082v10n01_01
- Herek, G. M. (2000a). The social construction of attitudes: Functional consensus and divergence in the US public's reactions to AIDS. In G. Maio & J. Olson (Eds.), *Why we evaluate: Functions of attitudes* (pp. 325-364). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- 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., Cogan, J. C., Gillis, J. R., & Glunt, E. K. (1998). Correlates of internalized homophobia in a community sample of lesbians and gay men. *Journal of the Gay and Lesbian Medical Association*, 2, 17-25.
- Hudson, W. W., & Ricketts, W. A. (1980). A strategy for the measurement of homophobia. *Journal of Homosexuality*, 5, 357-372. http://dx.doi.org/10.1300/J082v05n04_02
- Infante, C., Zarco, A., Magali, S., Morrison, K., Caballero, M., Bronfman, M., & Magis, C. (2006). El estigma asociado al VIH/SIDA: el caso de los prestadores de servicios de salud en México. *Salud Pública México*, 48(2), 141-150. <http://dx.doi.org/10.1590/S0036-36342006000200007>
- Johnson, M. O., Carrico, A. W., Chesney, M. A., & Morin, S. F. (2008). Internalized heterosexism among HIV-positive gay-identified men: Implications for HIV prevention and care. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76, 829-839. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-006X.76.5.829>

- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: The Guilford Press.
- Lingiardi, V., Baiocco, R., & Nardelli, N. (2007). Measure of internalized sexual stigma for lesbians and gay men: a new scale. *Journal of Homosexuality*, 59, 1191-1210. <http://dx.doi.org/10.1080/00918369.2012.712850>
- Martin, J. L., & Dean, L. L. (1987). *Summary of measures: Mental health effect of AIDS on at-Risk of homosexual men*. New York: Division of Socio-Medical Sciences, School of Public Health, Colombia University.
- Mayfield, W. (2001). The development of an internalized homonegativity inventory for gay men. *Journal of Homosexuality*, 41, 53-76. http://dx.doi.org/10.1300/J082v41n02_04
- Moral, J. (2009). Conducta homosexual en estudiantes universitarios y aspectos diferenciales por género. *Revista de Estudios de Género. La Ventana*, 029, 75-109.
- Moral, J. (2011). Homosexualidad en la juventud mexicana y su distribución geográfica. *Papeles de Población*, 17(7), 111-134.
- Moral, J., García, C. H., & Antona, C. J. (2012). Traducción y validación del Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder en una muestra probabilística de estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología GEPU*, 3 (2), 20-32.
- Moral, J., & 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., & 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., & Valle, A. (2013). About the subtle and the manifest in the Herek's Attitude toward Lesbian and Gay men scale. Enviado para su dictamen a *Journal of Behavior, Health & Social Issues*.
- 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>
- Neisen, J. H. (1990). Heterosexism: redefining homophobia for the 1990s. *Journal of Gay and Lesbian Mental Health*, 1 (3), 21-35. <http://dx.doi.org/10.1080/19359705.1990.9962143>
- Nungesser, L. G. (1983). *Homosexual acts, actors, and identities*. New York: Praeger.
- 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.
- Radonsky, V. E., & Borders, L. D. (1995). Factors influencing lesbians' direct disclosure of their sexual orientation. *Journal of Gay & Lesbian Psychotherapy*, 2 (3), 17-37. http://dx.doi.org/10.1300/J236v02n03_02
- Rodríguez, M. N., & Ruíz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.

- Ross, M. W., & Rosser, B. R. S (1996). Measurement in correlates of internalized homophobia: A factor analytic study. *Journal of Clinical Psychology*, 52, 15-21. [http://dx.doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-4679\(199601\)52:1<15::AID-JCLP2>3.0.CO;2-V](http://dx.doi.org/10.1002/(SICI)1097-4679(199601)52:1<15::AID-JCLP2>3.0.CO;2-V)
- Ross, M. W., Rosser, B. R. S., Neumaier, E. R., & the Positive Connections Team (2008). The relationship of internalized homonegativity to unsafe sexual behavior in HIV-seropositive men who have sex with men. *AIDS Education and Prevention*, 20, 547-557. <http://dx.doi.org/10.1521/aeap.2008.20.6.547>
- Rowen, C. J., & 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., & Ream, G. L. (2007). Prevalence and stability of sexual orientation components during adolescence and young adulthood. *Archives of Sexual Behavior*, 36, 385-394.
- Sell, R. L., Wells, J. A., & Wypij, D. (1995). The prevalence of homosexual behavior and attraction in the United States, the United Kingdom and France: Results of national population-based samples. *Archives of Sexual Behavior*, 24(3), 235-248. <http://dx.doi.org/10.1007/BF01541598>
- Shidlo, A. (1994). Internalized homophobia: Conceptual and empirical issues in measurement. In B. Greene & G. M. Herek (Eds.), *Lesbian and gay psychology: Theory, research and clinical application* (pp. 176-205). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Szymanski, D. M. (2008). Internalized heterosexism. Measurement, psychosocial correlates and research directions. *Counseling Psychologist*, 36, 525-574. <http://dx.doi.org/10.1177/0011000007309489>
- Turner, C., Villarroel, M., Chromy, J., Eggleston, E., & Rogers, S. (2005). Same-gender sex among U.S. adults: Trends across the twentieth century and during the 1990s. *Public Opinion Quarterly*, 69(3), 439-462. <http://dx.doi.org/10.1093/poq/nfi025>
- Vázquez, V. y Chávez, M. E. (2008). Género, sexualidad y poder. El chisme en la vida estudiantil de la Universidad Autónoma Chapingo, México. *Estudios sobre las Culturas Contemporáneas*, XIV(27), 77-112.
- Wagner, G., Brondolo, E., & Rabkin, J. (1996). Internalized homophobia in a sample of HIV+ gay men, and its relationship to psychological distress, coping, and illness progression. *Journal of Homosexuality*, 32(2), 91-106. http://dx.doi.org/10.1300/J082v32n02_06
- Weinberg, G. H. (1972). *Society and the healthy homosexual*. New York: St. Martin's.

Anexo: Escala de homonegatividad internalizada (IHN-17)

Indique qué tanto está de acuerdo con las siguientes afirmaciones.	Definitivamente de acuerdo	De acuerdo	Indiferente	En desacuerdo	Completamente en desacuerdo
1.* No me incomodaría si otras personas supieran que tengo sentimientos homosexuales.					
2. Es importante para mí quien sabe acerca de mis sentimientos homosexuales.‡					
3.* Me siento cómodo al hablar sobre homosexualidad en situaciones públicas.					
4.* Siendo homosexual, yo no cambiaría mi orientación sexual aunque pudiera hacerlo.					
5.* No me incomoda el ser visto en público con una persona obviamente homosexual.					
6. La mayoría de los hombres homosexuales no pueden mantener una relación sentimental a largo plazo.					
7. La mayoría de los hombres homosexuales prefieren tener encuentros sexuales anónimos.					
8. Los hombres homosexuales tienden a mostrar su sexualidad inapropiadamente.					
9. Los hombres homosexuales son más promiscuos que los heterosexuales.					
10. A menudo me siento intimidado al andar en lugares de ambiente homosexual.					
11. Las situaciones sociales con hombres homosexuales me hace sentir incómodo.					
12.* No me incomoda el estar en bares de ambiente homosexual.					
13. El hacer o responder a un coqueteo de tipo homosexual sería muy difícil para mí.					
14. El ser homosexual representaría una desventaja para mí.					
15. Siento que lo mejor es evitar la interacción personal o social con personas homosexuales.					
16. Yo buscaría ayuda profesional si llegara a darme cuenta que tengo sentimientos homoeróticos.					
17. Yo me sentiría contrariado, fuera de mí mismo, debido a la presencia de sentimientos homosexuales en mí					

* Ítems inversos

‡ Ítem eliminado por problemas de consistencia interna y cargas factoriales bajas.

© Universidad Nacional Autónoma de México, 2013.

Los derechos reservados de *Acta de Investigación Psicológica*, son propiedad de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) y el contenido de esta revista no puede ser copiado ni enviado por correo electrónico a diferentes sitios o publicados en listas de servidores sin permiso escrito de la UNAM. Sin embargo, los usuarios pueden imprimir, descargar o enviar por correo electrónico los artículos para uso personal.

Copyright of *Psychological Research Record* is the property of Universidad Nacional Autónoma de México (National Autonomous University of Mexico, UNAM) and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.