

Unidimensional en la escala de homofobia EHF

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA*, ADRIÁN VALLE DE LA O**

La homofobia se define como la intolerancia, aversión, rechazo o temor hacia las personas que no cumplen con el rol de género y la orientación de la conducta sexual establecidos culturalmente para hombres y mujeres; a su vez, incluye el miedo a la intimidad con personas del mismo sexo o miedo al homoerotismo. Se manifiesta de diversas maneras que van desde las sutiles, como la omisión, silencio, burla, desprecio o exclusión, hasta la violación de las garantías legales y civiles de hombres homosexuales y lesbianas.¹

Desde la perspectiva psicoanalítica tradicional, habría una homofobia presente en la mayoría de las personas, procedente de la represión de la libido homosexual al asumirse una identidad heterosexual, y una homofobia patológica de carácter paranoide, que es consecuencia de la proyección del deseo homosexual y conlleva evitación y ataque ante la amenaza del deseo proyectado.² Desde la perspectiva social, la homofobia es una actitud aprendida en la familia y grupos primarios de pertenencia e identidad, la cual puede cambiar con la experiencia e inclusión en grupales posteriores.^{3,4} Desde los estudios de herencia, se señala que existe un componente heredado en la homofobia, que explica hasta 40% de la varianza en los estudios con gemelos,^{4,6} aunque probablemente lo que se herede sea más una rigidez actitudinal que un contenido específico.

Desde hace tiempo, en México y los países occidentales, la homosexualidad no es un delito; por el contrario, sí lo son los actos de discriminación y violencia que se puedan derivar de la homofobia, sobre todo considerando que se registran en promedio unos 96 asesinatos al año y ocho al mes por homofobia, desde 1995, en México (Comisión Ciudadana contra Crímenes de Odio por Homofobia, 2005). Así, conforme se ha ido reconociendo cada vez más el prejuicio existente hacia hombres homosexuales y lesbianas, su evaluación se ha hecho más importante para los investigadores sociales.¹

En México existen dos medidas de actitud en relación con la orientación sexual hacia personas del mismo sexo: la Escala de Homofobia (EHF-10) y Escala de Actitud hacia la Homosexualidad (EAH-10).^{7,8}

La escala de homofobia (EHF-10) fue desarrollada durante la Primera Jornada Mundial de Lucha contra la Homofobia, en mayo de 2005, en México, por expertos de dos organizaciones no gubernamentales: Democracia y Sexualidad y Letra S, en conjunción con expertos del Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación (Conapred). Esta escala bre-

* Universidad Autónoma de Nuevo León, Fapsi.
jose_moral@hotmail.com

** Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, Departamento de Ciencias Básicas de la División de Ciencias de la Salud.

ve (de diez reactivos) se inspiró en el estudio de Wright, Adams y Bernat (1999).⁹

Las propiedades psicométricas de esta escala EHF fueron estudiadas en una muestra aleatoria de 561 estudiantes (361 mujeres y 200 hombres) de una universidad pública de Tamaulipas.¹¹ En esta investigación, se aconseja reducir la escala a seis ítems (3, 5, 6, 8, 9 y 10), con una consistencia interna adecuada ($\alpha = .66$), una estructura unidimensional con un ajuste a los datos de bueno ($RMSSR = .03$, $GFI = .98$, $AGFI = .96$) a adecuado ($\chi^2/gl = 2.93$, $RMSEA = .06$) por máxima verosimilitud, siendo esta solución invariante por género ($\chi^2/gl = 2.04$, $RMSSR = .05$, $RMSEA = .06$, $GPI = .99$ y $AGPI = .97$). La distribución de la escala de homofobia de seis reactivos, con una media de 1.51 y desviación estándar de 1.50, fue asimétrica positiva, no ajustándose a una curva normal. Presentó diferencia significativa de género, y su correlación con la escala de actitud hacia la homosexualidad (EAH)⁷ fue moderada-alta ($r = .68$, $p < .01$).

La escala de homofobia (EHF), con la ventaja de ser muy breve y fácil de aplicar, posee unas propiedades métricas prometedoras que requieren confirmación en muestras independientes y nuevas evidencias de validez. El presente estudio tiene como objetivos contrastar la estructura unidimensional con seis indicadores,¹⁰ mostrar su invarianza por género, calcular la consistencia interna de la escala, describir su distribución y estimar su validez convergente en relación con la escala de actitudes hacia lesbianas y hombres homosexuales (ATLG).¹¹ Esta última es uno de los instrumentos de medida más ampliamente empleados en el estudio de la discriminación hacia homosexuales, tanto en Estados Unidos de América, donde se creó la escala, como en otros países, incluyendo México; de ahí que se elija como criterio de validez convergente.^{12,13}

Método

Participantes

Se emplea una muestra incidental de 356 estudiantes de ciencias de la salud de una universidad privada de Monterrey; 62% (221 de 356) está integrada por mujeres y 38% (135 de 356) por hombres. La frecuencia de mujeres es significativamente mayor por la prueba binomial ($p < .01$). La media, mediana y moda de edad corresponden a 19 años; 86% (306 de 356) de los participantes se declara de religión católica, 4% (15 de 356) protestante y 10% (35 de 356) pertenece a otra religión. Ninguno se reconoce ateo. Todos son solteros; 96% (342 de 356) de los participantes se define heterosexual, 2% (7 de 356) homosexual, y otro 2% (seis de 356) bisexual.

Instrumentos

Escala de homofobia (EHF) contiene diez preguntas cerradas de tipo dicotómico: sí/no. La calificación del cuestionario consiste en asignar un punto a cada respuesta afirmativa de la pregunta 1 a la 6, asignar un punto a cada respuesta negativa de la pregunta 7 a la 10, y sumar los puntos acumulados. Una puntuación de 0 a 2 indica actitud respetuosa, de 3 a 5 prejuicios, y de 6 a 10 homofobia.

Escala de actitudes hacia lesbianas y hombres homosexuales (ATLG).¹¹ Se compone de 20 ítems, diez para medir la actitud hacia las lesbianas y diez para medir la actitud hacia los hombres homosexuales. Los ítems directos de aceptación de la homosexualidad masculina (cuatro ítems) y del lesbianismo (tres ítems) se evalúan en una escala de desacuerdo (de uno totalmente de acuerdo a nueve definitivamente en desacuerdo), con cinco puntos de rango (1, 3, 5, 7 y 9). La suma de éstos con los restantes trece ítems inversos proporciona un puntaje que a

mayor valor refleja más rechazo. Se compone de dos factores o subescalas: actitud hacia la homosexualidad masculina (del 1 al 10), y actitud hacia el lesbianismo (del 11 al 20).¹¹ Se emplea la traducción al español de Cárdenas y Barrientos.¹⁴

En la presente muestra, los 20 ítems son consistentes ($\alpha = .94$). Se define un factor de actitud hacia las lesbianas (ítems del 11 al 20) ($\alpha = .91$), y dos factores de rechazo abierto (2, 3, 4, 6 y 10) ($\alpha = .85$) y sutil (1, 5, 7, 8 y 9) ($\alpha = .78$) hacia los hombres homosexuales, explicando estos tres 59% de la varianza total por componentes principales. La estructura de tres factores correlacionados tiene un ajuste adecuado a los datos ($\chi^2/gl = 2.11$, $RMSEA = .06$, $GFI = .90$ y $AGFI = .88$), y resulta invariante por género ($\chi^2/gl = 1.71$, $RMSEA = .04$, $GFI = .85$ y $AGFI = .80$) por mínimos cuadrados generalizados.¹³

Procedimiento

Las escalas son aplicadas en los salones de clases tras pedir permiso a las autoridades de la universidad, maestros y solicitar el consentimiento informado de los participantes, explicándose en la primera hoja el propósito del estudio e identificando a sus responsables. La respuesta al cuestionario es anónima, garantizándose aparte la confidencialidad en el tratamiento de los resultados individuales.

Análisis estadísticos

Se realiza una primera estimación de la estructura factorial por análisis factorial exploratorio. La extracción se ejecuta por el método de Componentes principales y la rotación de la matriz de componentes factoriales por el método Oblimín. A continuación se acude al análisis factorial confirmatorio. Se emplea el método de máxima verosimilitud (ML) para determinar la función de discrepancia, al ser la

curtosis multivariada de Mardia menor a 70.¹⁵ Para interpretar el ajuste a los datos, se eligen nueve índices, cuyos rangos de interpretación (ajuste bueno +, malo -) se pueden ver en la tabla II.¹⁶ La consistencia interna se estima por el coeficiente alfa de Cronbach. El ajuste a una curva normal de las distribuciones de la escala y factores se contrasta por la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Z_{K-S}). Los cálculos estadísticos se realizan con el programa SPSS16, salvo el análisis factorial confirmatorio por AMOS7.

Resultados

Estructura factorial y consistencia interna

Con base en el criterio de Kaiser (autovalores iniciales mayores a 1), se definen dos componentes factoriales que explican 38% de la varianza total. Tras rotar la matriz de componentes por un método no ortogonal (Oblimín), se define un primer componente integrado por seis ítems (3, 5, 6, 8, 9 y 10) que incluye contenidos actitudinales y presenta consistencia interna adecuada ($\alpha = .69$), y un segundo formado por cuatro ítems (1, 2, 4 y 7) que reflejan contenidos de deseo y exclusión, siendo su consistencia interna baja ($\alpha = .35$) (tabla I). Si se excluyen los ítems 2 y 4 (ambos de exclusión), la consistencia interna sube .45, pero sigue siendo baja. La correlación entre los dos componentes factoriales es de .23.

Por el criterio de Cattell, al considerar autovalores por encima del punto de inflexión de la curva de sedimentación, se podría definir un único componente factorial que explica el 27.83% de la varianza total. Sólo dos ítems tienen saturaciones menores a .40, pero mayores a .30 (4 y 2). Los seis ítems con mayores saturaciones corresponden al primer componente factorial de la solución bidimensional, y los dos ítems con consistencia interna más baja pertenecen al segundo componente factorial de consis-

Tabla I. Matriz de patrones de la solución de dos componentes y de uno

Ítems	Dos*		Uno
	C1	C2	C1
9. Si un amigo o amiga me dijera que es homosexual le daría todo mi apoyo	-.76	-.16	.51
3. Me avergonzaría tener un hermano homosexual o hermana lesbiana	.62	.23	.68
6. Agrediría físicamente a una persona del mismo sexo, si intentara "ligarme"	.56	.08	.52
10. Las parejas homosexuales tienen derecho a adoptar o criar hijos o hijas	-.44	.36	.63
5. Una cosa es la homosexualidad, pero vestirse de mujer o cambiarse de sexo está en contra de la naturaleza	.43	.30	.57
8. Acepto ver a una pareja del mismo sexo besándose	-.42	.32	.66
7. Puedo reconocer que he tenido sueños o fantasías eróticas con personas del mismo sexo	-.08	-.69	.45
1. La sola idea de sentirme atraído/a físicamente por personas de mi propio sexo me saca de onda	-.03	.66	.46
4. Respeto a los gays, siempre y cuando no se exhiban	-.06	.55	.36
2. Los gays y las lesbianas no deberían convivir con todas las personas	.20	.54	.30
Suma de las saturaciones al cuadrado	1.88	1.91	2.78
Número de ítems ($h > .40$)	6	4	10
Alfa de Cronbach	.69	.35	.70

tencia interna baja, la cual se incrementa al eliminar los mismos (de .35 a .45) (tabla I). La consistencia interna de los 10 ítems es .70, si se elimina el ítem 2 se incrementa a .71; pero si se eliminan 2 y 4, queda en .70.

Por análisis factorial confirmatorio, se contrastan tres modelos: de un factor actitudinal con seis indicadores (3, 5, 6, 8, 9 y 10), otro unidimensional de actitud-deseo con ocho indicadores (1, 3, 5, 6, 7, 8, 9 y 10) y de dos factores correlacionados, uno actitudinal con seis indicadores (3, 5, 6, 8, 9 y 10) y otro de deseo con dos (1 y 7). Los modelos se estiman por el método de máxima verosimilitud, ya que el valor de Curtosis multivariada de Mardia es menor a 70 (3.28), incluso el valor de la kappa de Mardia se aproxima a .05 ($\kappa=0.07$) con seis ítems, siendo estos índices aún menores con ocho ítems (1.98 y 0.02, respectivamente).

Tabla II. Índice de ajuste (máxima verosimilitud)

Índices	Ajuste		Unigrupo		Multigrupo		
	+	-	1F6	2F8	1F8	1F6	2F8
<i>FD</i>	<2	>3	0.06	0.10	0.16	0.12	0.18
χ^2			20.2	37.4	55.3	40.9	64.1
<i>gl</i>			9	19	20	18	38
<i>p</i>	<.05	>.09	.02	.01	.00	.00	.00
χ^2/gl	<2	>3	2.24	1.97	2.77	2.27	1.69
<i>PNCP</i>	<1	>2	0.03	0.05	0.10	0.06	0.07
<i>RMSEA</i>	<.05	>.08	.06	.05	.07	.06	.04
<i>GFI</i>	>.95	<.85	.98	.97	.96	.964	.96
<i>AGFI</i>	>.90	<.80	.95	.95	.93	.91	.92
<i>NFI</i>	>.90	<.80	.93	.90	.86	.86	.84
<i>CFI</i>	>.95	<.85	.96	.95	.90	.91	.92

Índices: *FD* = Función de discrepancia, χ^2/gl = Cociente del estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad, *p* = Probabilidad de la prueba chi-cuadrada, *RMS SR* = Residuo cuadrático medio, *PNCP* = Parámetro de no centralidad poblacional (estimación media), *RMS EA* = Error cuadrático medio de aproximación, *PGI* = Índice gama poblacional, *APGI* = Índice ajustado gama poblacional, *GFI* = Índice de bondad de ajuste de Joreskog-Sorbom y *AGFI* = Índice ajustado de bondad de ajuste de Joreskog-Sorbom, *NFI* = Índice normado de ajuste de Bentler-Bonnett, *CFI* = Índice comparativo de ajuste de Bentler. Modelos: 1F-6: De un factor actitudinal: 3, 5, 6, 8, 9 y 10. 2F-8: De dos factores correlacionados de actitud (3, 5, 6, 8, 9 y 10) y deseo (1 y 7). 1F-8: De un factor de actitud-deseo: 1, 3, 5, 6, 7, 8, 9 y 10

El modelo con mejor ajuste es el de un factor con seis indicadores, como se esperaba, siendo sus valores de ajuste, en general, buenos. La hipótesis nula de ajuste se mantiene con una $p > .01$ ($\chi^2_{(9, N=357)} = 20.20, p = .02$). El error cuadrático medio de aproximación menor a .08 (*RMS EA* = .06), la función de discrepancia y el parámetro de no centralidad poblacional son próximos a cero (*FD* = 0.06 y *PNCP* = 0.03), los valores de *GFI*, *AGFI* y *CFI* son mayores a .95, y el índice de normado de ajuste de Bentler-Bonnett es mayor a .90 (*NFI* = .93) (véanse tabla II y figura 1). No obstante, la diferencia de ajuste no resulta significativa con el modelo de dos factores por la prueba de la diferencia de la chi-cuadrada ($d\chi^2_{(19-10=9)} = 37.43 - 20.20 = 17.22, p = .07$). Aunque el modelo de dos factores se rechaza por la prueba chi-cuadrada ($\chi^2_{(19, N=357)} = 37.42, p < .01$), los restantes índices toman valores de ajuste de buenos (*FD* = 0.10, *RMS EA* = .05, *PNCP* = 0.05, *GFI* = .97, *AGFI* = .95 y *CFI* = .95) a adecuados (*NFI* = .90). El ajuste del modelo unidimensional con seis indicadores sí

es diferencial frente al modelo de un factor con ocho indicadores ($d\chi^2_{(20-9=11)} = 55.33 - 20.20 = 35.13, p < .01$) (tabla II). Por el hecho de contar el factor de deseo del modelo bidimensional sólo con dos indicadores con baja consistencia, se opta por el modelo unidimensional de seis indicadores.

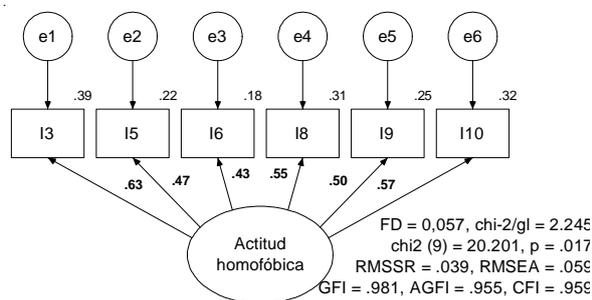


Fig. 1. Modelo de un factor con seis indicadores.

El ajuste del modelo de un factor con seis indicadores se mantiene en las muestras de hombres y mujeres, al ser contrastado por el método multigrupo. El ajuste es de bueno ($GFI = .96, AGFI = .91, FD = 0.12$ y $PNCP = 0.06$) a adecuado ($\chi^2/gl = 2.27, CFI = .91, RMSEA = .06$ y $NFI = .84$), aunque se rechaza por la prueba chi-cuadrada ($\chi^2 (18) = 40.94, p < .01$). Todos sus parámetros son significativos en ambas muestras. No obstante, el ajuste es equivalente al modelo de dos factores correlacionados ($d\chi^2 (38 - 18 = 20) = 64.15 - 40.94 = 23.21, p = .28$), el cual arroja también valores de buenos ($GFI = .96, AGFI = .92, FD = 0.18, PNCP = 0.07$ y $RMSEA = .04$) a adecuado ($CFI = .92, y NFI = .86$), aún cuando se rechaza por la prueba chi-cuadrada ($\chi^2 (38) = 64.15, p < .01$) (tabla II). La consistencia del factor general o primer factor de seis indicadores es alta en hombres (.72) y adecuada en mujeres (.64), pero la consistencia interna del segundo factor es baja, tanto en hombres (.48) como en mujeres (.43),

por lo que nuevamente la balanza se inclina a favor del modelo unidimensional con seis indicadores.

Distribución de la escala reducida a seis ítems

La media de la escala de actitud homofóbica de seis ítems es 2.53, con una desviación estándar de 1.67 y un error estándar de la media de 0.08, por lo que la estimación intervalar con un margen de confianza de 95% ubicaría a la media entre 2.35 y 2.70. La mediana y moda coinciden en 2. La distribución es ligeramente asimétrica positiva ($Sk = 0.27, EE = 0.13$) y platicúrtica ($K = -0.75, EE = 0.26$), no ajustándose a una curva normal ($Z_{K-S} = 2.66, p < .01$), es decir, se inclina hacia los valores bajos con mayor dispersión de lo esperado. La media es mayor en hombres ($M = 3.05, DE = 1.76$) que en mujeres ($M = 2.21, DE = 1.53$) ($t(354) = -4.77, p < .01$), manteniéndose la igualdad de varianzas entre ambas muestras por la prueba de Levene ($F(221, 135) = 2.92, p = .09$).

Debe señalarse que en una muestra de 561 estudiantes de una universidad pública de Tamaulipas, integrada por 200 hombres (35.7%) y 361 mujeres (64.3%), la media de la escala EHF-6 fue de 1.51, con una desviación estándar de 1.50 y una mediana de 1,¹⁰ lo que es claramente diferencial con los actuales promedios ($t(695.46) = 9.382, p < .01$), sin asumir igualdad de varianzas (por la prueba de Levene: $F_{(356, 561)} = 7.813, p < .01$), con una diferencia media de 1.02, reflejando la muestra regiomontana (con un sesgo de género semejante) una actitud de menor aceptación. La actitud de los estudiantes regiomontanos de ciencias de la salud puede calificarse como neutra, ya que se ubica en un punto intermedio del rango de la escala (de 1 a 6), frente a una actitud de aceptación en los estudiantes tamaulipecos de ciencias sociales y humanidades. Esta diferencia se observa tanto en la muestra de hombres ($t(333) = 4.82, p < .01$) como en la de mu-

jeros ($t(404.76) = 8.56, p < .01$).

Validez convergente

La puntuación total de la escala ATLG presenta validez convergente con la escala de homofobia en su versión de seis ítems (actitudinales), al ser la correlación alta (.76), por lo que ambas escalas comparten 58% de la varianza. Entre los factores, el de rechazo abierto hacia la homosexualidad masculina (G-Abierto) es el más correlacionado con la escala EHF-6 (.71), seguido del factor de rechazo sutil hacia los hombres homosexuales (G-Sutil) (.69). La correlación con el factor de rechazo hacia las lesbianas es de .68.

Discusión

La escala de homofobia (EHF) se muestra consistente, y de nuevo se recomienda su reducción a un único factor actitudinal con seis indicadores. El factor de deseo no sólo es inconsistente, sino que cuenta con un número insuficiente de indicadores. La escala EHF debe ser baremada por medio de percentiles, al no ajustarse a una curva normal, y también con normas diferentes para hombres y mujeres. Así, estos resultados confirman los encontrados en una muestra de 561 estudiantes de una universidad pública de Tamaulipas.¹⁰

A pesar del rango limitado de la escala EHF en su versión de seis ítems, los valores de validez son altos para los ítems, factores y la puntuación total de la escala ATLG, incluso mejores que con la escala de actitud hacia la homosexualidad (EAH-10),⁷ en que la correlación es menor a .70.¹⁷ Por lo tanto, el presente estudio aporta nuevas evidencias de validez.

En una muestra de 142 estudiantes chilenos de psicología y economía, se halló diferencia estadísticamente significativa entre ambos grupos en la escala ATLG (reducida a un rango de cinco puntos); los

105 estudiantes de psicología promediaban más bajo ($M = 2.19, SD = 0.80$) que los 37 de economía ($M = 2.85, SD = 1.08$). Así, la actitud de los estudiantes chilenos de psicología era de aceptación, y la de los estudiantes de economía de indiferencia.¹⁴ En la presente muestra de 356 estudiantes mexicanos de ciencias de la salud la actitud, desde la escala ATLG reducida al rango de los ítems, la actitud asemeja a los estudiantes de economía chilenos ($M = 4.43$ en un rango de nueve puntos). Al considerar la escala de homofobia en su versión de seis ítems (EHF-6), la actitud de los estudiantes regiomontanos es de neutralidad, siendo claramente diferencial de la actitud de aceptación de una muestra de estudiantes tamaulipecos de las facultades de ciencias sociales y humanidades (psicología, derecho, comunicación, turismo, lengua inglesa y economía). Esta diferencia en estudiantes mexicanos puede atribuirse a la influencia de aspectos religiosos e ideológicos. Diversos trabajos señalan que las actitudes negativas hacia la homosexualidad tienen una alta correlación con conservadurismo en valores,¹⁸ conservadurismo político (ideologías de derecha)¹⁹ y religiosidad.²⁰ Debe destacarse que en la muestra de estudiantes de la salud de una universidad privada no hubo ninguno que se declarase sin religión, por el contrario, el porcentaje es de 13% entre los estudiantes de la universidad pública. Asimismo, la adscripción a ideologías de derecha es más frecuente en la universidad privada frente a las ideologías de izquierda en la pública; de ahí que se atribuya a influencias ideológicas internalizadas en la familia y centros educativos ya desde la enseñanza preescolar.

Como limitaciones del presente estudio, debe mencionarse el carácter incidental de la muestra. Los datos sólo deben generarse a jóvenes universitarios que residen en ciudades del norte de México sin considerarlos estimaciones poblacionales, sino hipótesis; asimismo, la extrapolación de los resultados a

jóvenes que trabajan, residentes de ámbitos urbanos y universitarios de otros estados o países hispanoparlante requiere su contraste. Por otra parte, los datos tienen una naturaleza de autoinforme. Los resultados de validez pueden diferir con instrumentos de naturaleza proyectiva, de respuestas automáticas vegetativas y tiempos de reacción en situaciones de coherencia semántica.

Se recomienda el uso de la escala EHF en México, su estudio en relación con la discapacidad social; asimismo, su investigación en muestras de otras poblaciones (por ejemplo, parejas casadas) y su estandarización por medio de percentiles desde un estudio de población general en México.

Resumen

Este artículo tiene como objetivos contrastar la estructura unidimensional con seis indicadores de la escala de homofobia (EHF), propuesta por Moral y Martínez (2010), calcular la consistencia interna de la escala, describir su distribución y estimar su validez convergente. Se levantó una muestra incidental de 356 estudiantes. La escala reducida de seis ítems tuvo una consistencia interna adecuada ($\alpha = .69$). La estructura unidimensional mostró buen ajuste a los datos e invarianza entre hombres y mujeres por máxima verosimilitud. Su distribución fue asimétrica positiva. Su correlación con la escala ATLG (Herek, 1984)¹¹ fue .76. Se recomienda su uso en México.

Palabras clave: Homofobia, Actitud, Homosexualidad, Psicometría, México.

Abstract

The objectives of this paper were to contrast the one-factor structure with six indicators of the Homophobia Scale (EHF), proposed by Moral and

Martínez (2010), to calculate the internal consistency of the scale, to describe its distribution, and to estimate its convergent validity. An incidental sample of 356 students was collected. The scale reduced to 6 items showed adequate internal consistency ($\alpha = .69$). The one-factor structure had a good fit to the data and invariance between men and women by Maximum Likelihood. Its distribution was a positive skew. Its correlation with the scale ATLG (Herek, 1984)¹¹ was .76. Its use in México is recommended.

Keywords: Homophobia, Attitude, Homosexuality, Psychometrics, México.

Referencias

1. Herek, G.M. (2000). The psychology of sexual prejudice. *Current Directions in Psychological Sciences*, 9(1), 19-22.
2. Adams, H.E., Wright, L. W. & Lohr, B.A. (1996). Is homophobia associated with homosexual arousal? *Journal of Abnormal Psychology*, 105(3), 440-445.
3. Barra-Almagiá, E. (2002). Influencia del sexo y de la tipificación del rol sexual sobre las actitudes hacia la homosexualidad masculina y femenina. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 34(3), 275-284.
4. Herek, G. & González, M. (2006) "Attitudes towards homosexuality among U.S. residents of Mexican descent", *The Journal of Sex Research*, 43, 122-135.
5. Kirk, K., Bailey, J., Dunne, M. & Martin, N. (2000). Measurement models for sexual orientation in a community twin sample. *Behavior Genetics*, 30(4), 345-356.
6. Verweij, K.J.H., Shekar, S.N., Zietsch, B.P., Eaves, L.J., Bailey, J.M., Boomsma, D.I. & Martin, N.G. (2008). Genetic and environmental influences on individual differences in attitudes toward homosexuality: an Australian twin study. *Behavior Genetics*, 38(3), 257-265.
7. Moral, J. & Ortega, M.E. (2009). Representación social

- de la sexualidad y actitudes en estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología Social*, 24(1), 65-79.
8. Moral, J. & Sulvarán, J.O.M. (2012). Validación de la Escala de Actitud hacia la Homosexualidad (EAH-10). *Revista de Psicología Social*, 26(2).
 9. Wright, L.W., Adams, H.E. & Bernat, J. (1999). Development and validation of the Homophobia Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 21(4), 337-347.
 10. Moral, J. & Sulvarán, J.O.M. (2010). Validación de una Escala de Homofobia creada en México. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual*, 1(1), 99-108.
 11. Herek, G.M. (1984). Attitudes toward lesbians and gay men: A factor analytic study. *Journal of Homosexuality*, 10(1/2), 39-51.
 12. Aguirre, J.J. & Rendón, A.E. (2008). Aproximación a una masculinidad estigmatizada: hombres que tienen sexo con otros hombres. México: Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación.
 13. Moral, J. & Valle, A. (2011). De lo sutil y lo manifiesto en la Escala de Actitud hacia Homosexuales y Lesbianas (ATLG) de Herek. *Revista Electrónica Nova Scientia*, 3(2), 139-157.
 14. Cárdenas, M. & Barrientos, J. (2008). 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.
 15. 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.
 16. Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En: R. Landero & M.T. González (Ed.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
 17. Moral, J. & Martínez-Sulvarán, J.O. (en prensa). Escala de actitud hacia la homosexualidad: propiedades y aspectos diferenciales por sexos. *Revista Internacional de Ciencias Sociales y Humanidades (SOCIOTAM)*, 2012.
 18. Morrison, M. & Morrison, T. (2002). Development and validation of a scale measuring modern prejudice toward gay men and lesbian women. *Journal of Homosexuality*, 43(2), 15-37.
 19. Steffens, M. & Wagner, C. (2004). Attitudes towards lesbians, gay men, bisexual women, and bisexual men in Germany. *Journal of Sex Research*, 41(2), 137-149.
 20. Herek, G.M. (1987). Religious orientation and prejudice: A comparison of racial and sexual attitudes. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 13(1), 34-44.

Recibido: 1 de octubre de 2011

Aceptado: 25 de noviembre de 2011