

**PSICOLOGÍA
IBEROAMERICANA**

Psicología Iberoamericana

ISSN: 1405-0943

psicología.iberoamericana@uia.mx

Universidad Iberoamericana, Ciudad de

México

México

Moral de la Rubia, José; Valle de la O, Adrián
Validación de la Escala Mexicana de Homofobia EHF-6
Psicología Iberoamericana, vol. 19, núm. 1, enero-junio, 2011, pp. 80-88
Universidad Iberoamericana, Ciudad de México
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=133920896009>

- 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

Validación de la Escala Mexicana de Homofobia EHF-6

Validation of the Mexican Homophobia Scale EFH-6

José Moral de la Rubia

FACULTAD DE PSICOLOGÍA, UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN, MÉXICO

Adrián Valle de la O*

DEPARTAMENTO DE CIENCIAS BÁSICAS DE LA DIVISIÓN DE CIENCIAS DE LA SALUD.
INSTITUTO TECNOLÓGICO Y DE ESTUDIOS SUPERIORES DE MONTERREY (ITESM), 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 a 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 de Actitudes hacia Lesbianas y Hombres homosexuales (ATLG; Herek, 1984) fue .76. Se recomienda su uso en México.

Descriptores: homofobia, actitud, homosexualidad, psicometría, México.

ABSTRACT

The aims of this paper were to contrast the one-factor structure with six indicators of the Homophobia Scale (EHF), proposal by Moral and Martinez (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 six 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 Attitudes Toward Lesbians and Gays scale (ATLG; Herek, 1984) was .76. It recommended its use in Mexico.

Key words: Homophobia, attitude, homosexuality, psychometrics, Mexico

* Para correspondencia: José Moral de la Rubia, 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.

Adrián Valle de la O, Departamento de Ciencias Básicas de la División de Ciencias de la Salud, Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM). Eugenio Garza Sada 2501 Sur, Col. Tecnológico C.P. 64849. Monterrey, Nuevo León, México. Teléfono: (81) 83582000. Ext. 5302. e-mail: adrianvalle@usa.net.

INTRODUCCIÓN

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 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 (Herek, 2000).

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 (Adams, Wright & Lohr, 1996; Gómez, 2007). 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 (Barra-Almagiá, 2002; Herek & González, 2006). Desde los estudios de herencia se señala que existe un componente heredado en la homofobia que explica hasta el 40% de la varianza en los estudios con gemelos (Kirk, Bailey, Dunne & Martin, 2000; Verweij, Shekar, Zietsch, Eaves, Bailey, Boomsma & Martin, 2008), aunque probablemente lo que se herede sea más una rigidez o radicalismo actitudinal que un contenido de actitud específico (Moral, 2010).

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 esta causa 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 como un tópico de interés e importancia social, su evaluación se ha hecho más importante para los investigadores sociales (Herek, 2000).

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; Moral & Ortega, 2008, 2009; Moral & Martínez-Sulvarán, en prensa).

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 breve (de 10 reactivos) se inspiró en el estudio de Wright, Adams & Bernat (1999).

Las propiedades psicométricas de esta escala EHF fueron estudiadas por Moral & Martínez-Sulvarán (2010) en una muestra aleatoria de 561 estudiantes (361 mujeres y 200 hombres) de una universidad pública de Tamaulipas. 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 ($\chi^2/gl = 2.04$, $RMSSR = .05$, $RMSEA = .06$, $GFI = .99$ y $AGFI = .97$). 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 sexo y su correlación con la Escala de Actitud hacia la Homosexualidad (EAH; Moral & Ortega, 2008) 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 propuesta por Moral y Martínez (2010), mostrar su invarianza por sexo, 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; Herek,

1984). 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 (Aguirre & Rendón, 2008; Moral & Valle, 2011); de ahí que se elija como criterio de validez convergente.

MÉTODO

Participantes

Se emplea una muestra incidental de 356 estudiantes de ciencias de la salud de una universidad privada de Monterrey. El 62% (221 de 356) está integrada por mujeres y el 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. El 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. El 96% (342 de 356) de los participantes se define heterosexual, 2% (7 de 356) homosexual y otro 2% (6 de 356) bisexual.

Instrumentos

Escala de Actitudes hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales (ATLG; Herek, 1984). Se compone de 20 ítems, 10 para medir la actitud hacia las lesbianas y 10 para medir la actitud hacia los hombres homosexuales. Los ítems directos de aceptación de la homosexualidad masculina (cuatro) y del lesbianismo (tres) son evaluados en una escala de desacuerdo (de 1 totalmente de acuerdo, a 9 definitivamente en desacuerdo) con cinco puntos de rango (1, 3, 5, 7 y 9). La suma de éstos con los restantes 13 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) (Herek, 1984, 1994). Se emplea la traducción al español de Cárdenas y Barrientos (2008a).

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 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 el 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 (Moral & Valle, 2011).

Escala de Homofobia (EHF) contiene 10 preguntas cerradas de tipo dicotómicas: sí/no (véase Tabla 1). La calificación del cuestionario consiste en asignar un punto a cada respuesta afirmativa de la pregunta 1 a la 6, asignar uno a cada respuesta negativa de la pregunta 7-10 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.

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. En el diseño e implementación de la investigación se observan las normas éticas de la Asociación Psicológica Americana (APA, 2002).

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 (Rodríguez & Ruiz, 2008). Para interpretar el ajuste a los datos se eligen nueve índices, cuyos rangos de interpretación (ajuste bueno, malo o adecuado) se pueden ver en la Tabla 2 (Moral, 2006). 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 realizaron con el programa SPSS16, salvo el análisis factorial confirmatorio que se ejecuta por AMOS 7.

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 el 38% de la varianza total. Tras rotar la matriz de componentes por un método no ortogonal (Oblimin), 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 (1, 2, 4 y 7), que refleja contenidos de deseo y exclusión, siendo su consistencia interna baja ($\alpha = .35$) (véase Tabla 1).

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 con consistencia interna más baja pertenecen al segundo componente factorial de consistencia interna baja, la cual se incrementa al eliminar los mismos (de .35 a .45) (véase Tabla 1). 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.

Tabla 1. 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	-.764	-.160	.511
3. Me avergonzaría tener un hermano homosexual o hermana lesbiana	.618	.228	.679
6. Agrediría físicamente a una persona del mismo sexo si intentara "ligarme"	.556	.082	.520
10. Las parejas homosexuales tienen derecho a adoptar o criar hijos o hijas	-.443	.357	.630
5. Una cosa es la homosexualidad, pero vestirse de mujer o cambiarse de sexo está en contra de la naturaleza	.431	.299	.567
8. Acepto ver a una pareja del mismo sexo besándose	-.423	.320	.660
7. Puedo reconocer que he tenido sueños o fantasías eróticas con personas del mismo sexo	-.078	-.688	.446
1. La sola idea de sentirme atraído/a físicamente por personas de mi propio sexo me saca de onda	-.031	.660	.464
4. Respeto a los gays, siempre y cuando no se exhiban	-.063	.554	.359
2. Los gays y las lesbianas no deberían convivir con todas las personas	.196	.544	.304
Suma de las saturaciones al cuadrado por columna	1.885	1.915	2.783
Número de ítems con saturaciones mayores a .40	6	4	10
Alfa de Cronbach	.691	.351	.705

Método de extracción: Componentes Principales. *Rotación: Oblimin.

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 (1.98 y 0.02, respectivamente).

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 2 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 8 indicadores ($d\chi^2_{(20-9=11)} = 55.33 - 20.20 = 35.13$, $p < .01$) (véanse Tabla 2 y Figura 2). 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.

Tabla 2. Índice de ajuste (modelos estimados por Máxima Verosimilitud)

Índices de ajuste	Interpretación		Unigrupo			Multigrupo	
	Bueno	Malo	1F-6	2F-8	1F-8	1F-6	2F-8
<i>FD</i>	< 2	> 3	0.057	0.105	0.156	0.116	0.181
2			20.201	37.426	55.330	40.939	64.151
<i>gl</i>			9	19	20	18	38
<i>p</i>	< .05	> .09	.017	.007	.000	.002	.005
<i>2/gl</i>	< 2	> 3	2.245	1.970	2.766	2.274	1.688
<i>PNCP</i>	< 1	> 2	0.033	0.051	0.101	0.065	0.074
<i>RMS EA</i>	< .05	> .08	.059	.052	.071	.060	.044
<i>GFI</i>	> .95	< .85	.981	.974	.962	.964	.958
<i>AGFI</i>	> .90	< .80	.955	.952	.932	.915	.920
<i>NFI</i>	> .90	< .80	.931	.903	.857	.862	.839
<i>CFI</i>	> .95	< .85	.959	.949	.901	.914	.924

Índices de ajuste: *FD* = Función de discrepancia, *2/gl* = Cociente del estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad, *p* = Probabilidad de la prueba chi-cuadrada, *PNCP* = Parámetro de no centralidad poblacional (estimación media), *RMS EA* = Error cuadrático medio de aproximación, *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.

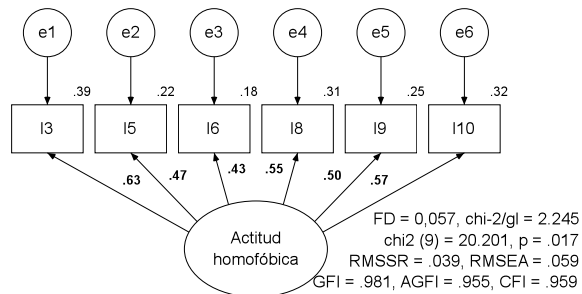


Figura 1. Modelo de un factor con seis indicadores

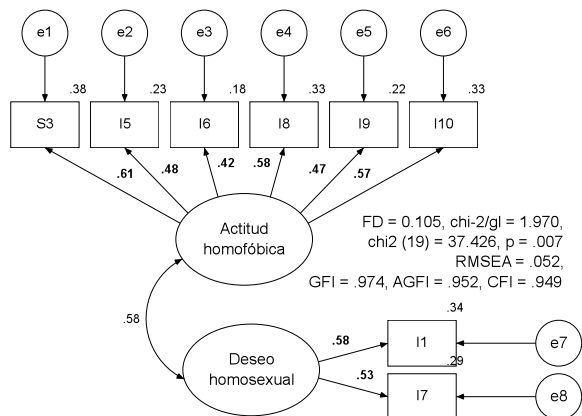


Figura 2. Modelo de dos factores, el primero con seis indicadores y el segundo con dos

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 ($\chi^2 (38) = 64.15$, $p < .01$) (véase Tabla 2). 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 del 95% la ubicaría 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 (Moral & Martínez-Sulvarán, 2010), 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 mujeres ($t(404.76) = 8.56$, $p < .01$).

Validez convergente

La puntuación total de la escala ATLG presenta validez convergente con la escala de homofobia en su versión de 6 ítems (actitudinales), al ser la correlación alta (.76), por lo que ambas escalas comparten el 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 por Moral y Martínez-Sulvarán (2010) en una muestra de 561 estudiantes de una universidad pública de Tamaulipas.

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) de Moral y Ortega (2008), donde la correlación es menor a .70, como revela el estudio de Moral y Martínez (en prensa). Por lo tanto el presente estudio aporta nuevas evidencias de validez.

Cárdenas y Barrientos (2008a), en una muestra de 142 estudiantes chilenos de psicología y economía, hallan 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. 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, es semejante a los estudiantes de economía chilenos ($M = 4.43$ en un rango de 9 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 de aceptación de una muestra de estudiantes tamaulipecos de las facultades de ciencias sociales y humanidades (psicología, derecho, co-

municación, 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 (Morrison & Morrison, 2002), conservadurismo político (ideologías de derecha) (Hayes, 1995; Steffens & Wagner, 2004) y religiosidad (Herek, 1987). 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 del 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 pre-escolar.

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 poderlos considerar 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 hispanoparlantes requiere su contraste. Por otra parte, los datos tienen una naturaleza de autoinforme. Los resultados de validez pueden diferir con instrumentos de naturaleza proyectiva (Hegarty, 2003), de respuestas automáticas vegetativas (Adams, et al., 1996) y tiempos de reacción en situaciones de coherencia semántica (Cárdenas & Barrientos, 2008b).

Se recomienda el uso de la escala EHF en México, su estudio en relación con la deseabilidad social, a tal fin se pueden emplear el Inventario de Respuesta socialmente deseable de Paulhus (1998), que distingue dos factores: manejo de la impresión y autoengaño; 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.

REFERENCIAS

- Adams, H. E., Wright, L. W. & Lohr, B. A. (1996). Is homophobia associated with homosexual arousal? *Journal of Abnormal Psychology, 105* (3), 440-445.
- 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.
- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist, 57* (12), 1060-1073.
- 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.
- Cárdenas, M. & Barrientos, J. (2008a). 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.
- Cárdenas, M. & Barrientos, J. (2008b). Actitudes explícitas e implícitas hacia los hombres homosexuales en una muestra de estudiantes universitarios en Chile. *Psykhé, 17* (2), 17-25.
- Comisión Ciudadana Contra Crímenes de Odio por Homofobia (2005). *Reporte de crímenes*. México: Comisión Ciudadana Contra Crímenes de Odio por Homofobia.
- Gómez, M. M. (2007). Violencia, homofobia y psicoanálisis: entre lo secreto y lo público. *Revista de Estudios Sociales, 28*, 72-85.
- Hayes, B. (1995). Religious identification and moral attitudes: the British case. *British Journal of Sociology, 46* (3), 457-474.
- Hegarty, P. (2003). Homosexual signs and heterosexual silences: Rorschach research on male homosexuality from 1921 to 1969. *Journal of the History of Sexuality, 12* (3), 400-423.
- Herek, G. M. (1984). Attitudes toward lesbians and gay men: A factor analytic study. *Journal of Homosexuality, 10* (1/2), 39-51.
- Herek, G. M. (1987). Religious orientation and prejudice: A comparison of racial and sexual attitudes. *Personality and Social Psychology Bulletin, 13* (1), 34-44.
- Herek, G. M. (1994). Assessing heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men: A review of empirical research with the ATLG scale. En B. Greene y G.M. Herek (Eds.), *Lesbian and gay psychology: Theory, research, and clinical applications* (pp. 206-228). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Herek, G. M. (2000). The psychology of sexual prejudice. *Current Directions in Psychological Sciences, 9* (1), 19-22.
- Herek, G. & González, M. (2006) "Attitudes towards homosexuality among U.S. residents of Mexican descent", *The Journal of Sex Research, 43*, 122-135.
- 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.
- Moral, J. (2010). Una propuesta explicativa integradora de la conducta homosexual. *Revista Electrónica de Motivación y Emoción, 13* (34), 1-15. Recuperado el 19 de octubre de 2010, de <http://reme.uji.es/articulos/numero34/article9/texto.html>
- Moral, J. & Martínez-Sulvarán, J. O. (2010). Validación de una Escala de Homofobia creada en México. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual, 1* (1), 99-108.
- Moral, J. & Martínez-Sulvarán, J. O. (en prensa). Validación de la Escala de Actitud hacia la Homosexualidad (EAH-10). *Revista de Psicología Social, 26* (2).
- Moral, J. & Ortega, M. E. (2008). Diferencias de género en representación social de la sexualidad, así como en actitudes y conductas sexuales. *Estudios sobre las Culturas Contemporáneas, 14* (28), 97-119.
- 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.
- Moral, J. & Valle, A. (2011). De lo sutil y lo manifiesto en la Escala de Actitudes hacia Lesbianas y Homosexuales (ATLG) de Herek. *Revista Electrónica Nova Scientia, 3* (2).
- 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.
- Paulhus, D. L. (1998). *Manual for Balanced Inventory of Desirable Responding: version 7. (BIDR-7)*. Toronto, ON: Multi-Health Systems.

- 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.
- 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.

Fecha de recepción: Diciembre 2010
Fecha de publicación: Marzo 2011