

ARTÍCULO ORIGINAL

Correlatos y predictores de la homonegatividad en estudiantes de medicina mexicanos

Correlates and predictors of homonegativity among Mexican medical students

José Moral de la Rubia ^{1*} y Adrián Valle de la O ^{2*}

¹ Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.

² Departamento de Ciencias Básicas de la Escuela de Medicina y Ciencias de la Salud, Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, México.

* José Moral de Rubia. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. C.P. 64460 Monterrey, Nuevo León, México. Teléfono: (00 52 81) 8333 8233. Ext. 423 Fax. Ext. 103. Correspondencia: jose_moral@hotmail.com

Recibido: 29 de junio de 2019; Revisado: 16 de agosto de 2019; Aceptado: 29 de agosto de 2019; Publicado Online: 01 de septiembre de 2019.

CITARLO COMO:

Moral de Rubia, J. & Valle de la O, A. (2019). Correlatos y predictores de la homonegatividad en estudiantes de medicina mexicanos. *Interacciones*, 5(3), e187. doi: 10.24016/2019.v5n3.187

RESUMEN

PALABRAS CLAVE

Homofobia;
Rol sexual;
Práctica religiosa;
Comportamiento sexual;
Totalitarismo.

Antecedentes: La internalización de la homofobia cultural como un rechazo hacia aspectos internos e interpersonales relacionados con homosexualidad puede conducir a conflictos intrapsíquicos y discriminación. Este fenómeno, al manifestarse en profesionales de la salud, puede conducir a la violación de los derechos de pacientes y colegas. Esta investigación tiene como objetivo identificar los correlatos y predictores de la homonegatividad en estudiantes de medicina. Se usó un muestreo no probabilístico por conveniencia. **Método:** Se aplicó un cuestionario de autorreporte compuesto por preguntas sobre información socio-demográfica, orientación sexual y 18 escalas de medida, entre las que se encontraba la escala de Homonegatividad de 16 ítems (HN-16). **Resultados:** La muestra quedó integrada por 202 participantes voluntarios que estudiaban en una facultad de medicina privada de Monterrey, México. Un análisis de componentes principales se realizó con las escalas que correlacionaron con la HN-16 y proporcionó tres componentes: masculinidad-dureza-externalidad, religiosidad-conservadurismo y homosexualidad-caballeridad-sinceridad. Estos tres componentes explicaron el 35.4% de la varianza de la HN-16 a través de regresión lineal múltiple. **Conclusión:** una mayor flexibilidad en los roles tradicionales de género, una menor radicalidad religiosa, menor conservadurismo y unos valores éticos basados en la comprensión empática, respeto y responsabilidad personal disminuyen la homonegatividad.



KEYWORDS

Homophobia;
Gender roles;
Religious practice;
Sexual behavior;
Totalitarianism.

ABSTRACT

Background: The internalization of cultural homophobia as a rejection toward any internal and interpersonal aspect related to homosexuality can lead to intrapsychic conflicts and discrimination. This phenomenon when manifested in health professionals can lead to the violation of the rights of patients and colleagues. This research aims to identify the correlates and predictors of homonegativity in medical students. **Method:** A convenience non-probability sampling was used. A self-report questionnaire composed of questions on socio-demographic information, sexual orientation, and 18 scales of assessment was applied, including the 16-item Homonegativity scale (HN-16). **Results:** The sample was composed of 202 volunteer participants, who were studying at a private medical school in Monterrey, Mexico. A principal component analysis was performed with scales of assessment that were correlated with HN-16 total score, and yielded three components: masculinity-harshness-externality, religiosity-conservatism, and homosexuality-chivalry-honesty. These three components explained 35.4% of the variance of HN-16 total score through multiple linear regression. **Conclusion:** Greater flexibility in traditional gender roles, lower religious radicalism, lower conservatism and ethical values based on empathic understanding, respect and personal responsibility reduce homonegativity.

INTRODUCCIÓN

La homonegatividad o actitud de rechazo hacia personas con orientación no heterosexual genera conducta discriminatoria hacia las mismas, vulnerando sus derechos (Consejo Nacional para la Prevención de la Discriminación, 2018). En los países occidentales hay una sensibilidad creciente hacia esta situación, como se refleja en sus políticas sociales (Newson & Richerson, 2016). No obstante, la actitud homonegativa persiste en la cultura occidental, por lo que es importante conocer sus determinantes para orientar las políticas sociales (Lingiardi et al., 2016).

La homonegatividad en profesionales de la salud puede conducir a conductas prejuiciosas y discriminatorias hacia colegas, subordinados y pacientes, lo que va en detrimento de la calidad del servicio y respeto de la persona (Pirlott & Cook, 2018). Conocer la relación de la homonegatividad con las variables de práctica religiosa, actitud y personalidad en estudiantes y profesionales médicos resulta importante para comprender los problemas de atención hacia usuarios no heterosexuales que se puedan presentar en los servicios de salud, así como los problemas de contratación y discriminación de profesionales sanitarios (Guilfoyle, Nelly, & Saint-Pierre, 2008), especialmente si su nivel es relativamente alto, como se ha reportado entre estudiantes de medicina del noreste de México (Moral, Valle, & Martínez, 2013).

Diversas investigaciones en países occidentales han reportado que una mayor adhesión a las religiones dominantes en los mismos está asociada con la tendencia a expresar mayor intolerancia hacia las personas con orientación no heterosexual. Esta tendencia ha sido atribuida a una interpretación más literal de los textos doctrinales, mayor nivel de conservadurismo y al sesgo heterosexista presente en los discursos de estas religiones (Adamczyk & Pitt, 2009; Linneman & Clendenen, 2009; Moral & Valle, 2015). La orientación religiosa hace referencia a las motivaciones y forma predominante de expresión de la religiosidad en un individuo. Se distinguen tres tipos de orientaciones. En la orientación intrínseca, se adopta la religión como un motivo para dar

sentido a la vida y la existencia; en la orientación extrínseca social, se acude a la religión como un medio instrumental para lograr integración y estatus social; y en la orientación extrínseca personal, se busca a la religión y a la comunidad religiosa como un medio de seguridad, apoyo y protección (Simkin & Etchezahar, 2013). Se ha observado que la orientación extrínseca social es la que más se asocia con la homonegatividad en concordancia con las creencias y valores dominantes en la comunidad religiosa a través de la cual se pretende lograr integración y estatus social (Morandini, Blaszczynski, Ross, Costa, & Dar-Nimrod, 2015; Wilkinson, 2004).

La homonegatividad ha sido estudiada en relación con tendencias e identidades sociales que conllevan una ideología de rechazo hacia la orientación no heterosexual, como el machismo, el prejuicio sexista y el autoritarismo de ala derecha (McGlew, 2015; Pearte, Renk y Negy, 2013). El machismo o sexismo hostil es una ideología de exaltación del hombre masculino dominante complementado por una mujer femenina sumisa. Esta ideología define unos espacios sociales para cada sexo (hogar-familia y trabajo-taberna) y condena la conducta homoerótica en el hombre, así como la concurrencia y multiplicidad de parejas sexuales en la mujer (Barbano & da Cruz, 2015). Por tanto, implica una actitud de rechazo hacia las personas no heterosexuales, especialmente hacia los hombres no heterosexuales.

El sexismo benevolente o caballerosidad ofrece una imagen de un hombre fuerte que protege y muestra afecto a una mujer sensible que requiere protección, pero sin que la sensibilidad masculina implique tendencias homoeróticas o que cuestionen su masculinidad (Hammond, Overall, & Cross, 2016). A este sexismo también se le denomina ambivalente o sutil al implicar una jerarquización entre los sexos que ubica a la mujer en un orden jerárquico inferior al del hombre (Expósito, Moya, & Glick 1998). Cuando se defiende la igualdad de derechos entre ambos sexos y se condena la discriminación hacia la mujer, pero persiste una jerarquización en las prácticas sociales desde ciertas creencias y

valores implícitos, se habla de neosexismo o sexismo simbólico. Como el machismo, estos sexismos también conllevan una actitud de rechazo hacia la diversidad sexual, aunque de menor grado (Bernuy & Noé, 2017).

El autoritarismo es una ideología que fomenta la sumisión a la autoridad, a la tradición y al interés grupal en detrimento de la democracia, la libertad y el individuo; asimismo, justifica la defensa hostil y el ataque contra aquellos que desafían el orden establecido, especialmente contra inmigrantes y minorías sociales (Quirós & Sibaja, 2017). El autoritarismo de ala derecha en el mundo occidental defiende la propiedad privada, el capitalismo, la familia y la religión católica o cristiana. Desde una tradición de hegemonía heterosexista y rechazo hacia la diversidad sexual, es comprensible una actitud más negativa hacia las personas no heterosexuales entre aquellos con mayor autoritarismo de ala derecha (Herek, Gillis, & Cogan, 2015).

También se puede estudiar la relación de la homonegatividad con rasgos o tendencias de personalidad. Baja autoestima (Herek & McLemore, 2013), dificultad para identificar sentimientos (Scimeca et al., 2013) y bajo optimismo/alto pesimismo (Wellman, Czopp, & Geers, 2009) son rasgos que se han asociado con mayor homonegatividad, especialmente ante conflictos con la orientación sexual. Precisamente, la presencia de conflictos con cualquier desviación del rol de género esperado y tendencias no heterosexuales están implícitos en el concepto de la homonegatividad (Herek et al., 2015).

Dentro del rechazo hacia las personas no heterosexuales se puede distinguir entre una manifestación de rechazo sutil o simbólico y otra de rechazo abierto u hostil (Moral & Valle, 2014; Morrison & Morrison, 2009; Quiles, Rodríguez, Torres, Pérez, & Martel, 2003; Rodríguez, Lameiras, Carrera & Vallejo, 2013). En relación con este último tipo de rechazo, se pueden considerar los rasgos psicopáticos, definidos por falta de empatía, impulsividad, violación de normas y abuso de los derechos de los demás. En caso de internalización de una ideología homonegativa, estos rasgos pueden facilitar la expresión del rechazo homonegativo de una forma flagrante con agresión abierta y hostigamiento (Capezza, 2007; Whitley & Lee, 2000). Incluso la combinación de psicopatía y autoritarismo de ala derecha pueden radicalizar estas agresiones (Cichocka, Dhont, & Makwana, 2017).

En la presente investigación con una perspectiva psicosocial, también se contemplan las actitudes hacia la sexualidad y hacia las personas que viven con VIH/SIDA (PVVS). En el contexto contemporáneo de apertura hacia la aceptación de la diversidad sexual (Kite & Bryant-Lees, 2016), incluso dentro de la educación sexual a los niveles de primaria, secundaria y preparatoria (Rojas et al., 2017), una actitud de mayor aceptación de la sexualidad implica una menor homonegatividad (Herek et al., 2015). ¿Qué relación puede tener la actitud hacia PVVS y la homonegatividad? La actitud de rechazo hacia PVVS y hacia personas no heterosexuales están fuertemente asociadas (Marlin, Kadakia, Ethridge, & Mathews, 2018). Desde el inicio de la epidemia del

VIH/SIDA, el estigma social asociado a esta nueva infección ha recaído sobre todo en dos colectivos: hombres que tienen sexo con hombres y usuarios de drogas intravenosas (Arreola et al., 2015). Incluso, la infección de VIH/SIDA ha añadido contenido negativo al estereotipo homonegativo del hombre no heterosexual, agregándole la descalificación de "sidoso" (Flores, 2014; Gaymard & Cazenave, 2018). Además, en el contexto clínico, el doble estigma por la orientación sexual y la enfermedad tiene un efecto más deletéreo sobre la atención (Arreola et al., 2015), de ahí la relevancia de incluir este correlato.

La deseabilidad social se define como la tendencia a sobreestimar las cualidades socialmente deseables e infraestimar los defectos socialmente no deseados en uno mismo al autoevaluarse (Moral, García, & Antona, 2012). En el contexto presente de convivencia entre unos valores homonegativos tradicionales y una política pública de lucha contra la discriminación hacia las minorías sexuales, se puede disimular y expresar verbalmente aceptación hacia las personas no heterosexuales, pero en la práctica social mostrar de forma implícita o sutil estigmatización y rechazo (Kite & Bryant-Lees, 2016; Lingardi et al., 2016; Newson & Richerson, 2016). Esta tendencia individual se puede considerar como un reflejo de una tendencia colectiva y será más visible en personas con alta deseabilidad social, generando una asociación positiva entre homonegatividad y deseabilidad social (Mishel, Bridges, & Caudillo, 2018).

Esta investigación tiene como objetivo identificar los correlatos y predictores de la homonegatividad en estudiantes de medicina, considerando como posibles correlatos la orientación sexual, variables actitudinales (actitud de rechazo hacia PVVS, ideología masculina en las relaciones interpersonales, sexismo hostil explícito o machismo, sexismo benevolente o caballerosidad, neosexismo, autoritarismo con ideología de derecha y actitud de rechazo hacia la sexualidad), de personalidad (conflicto de rol de género, psicopatía, autoestima, optimismo disposicional, deseabilidad social y alexitimia o dificultad para identificar y expresar sentimientos) y de práctica religiosa (religiosidad o frecuencia de asistencia a servicios religiosos y motivación religiosa).

Se espera que la homonegatividad presente correlación negativa con una orientación más definitivamente homosexual (Morandini et al., 2015). A esta asociación subyace, por una parte, el prejuicio hacia el exogrupo ("yo heterosexual" versus "el otro no heterosexual"), y por otra parte, el reafirmar la propia identidad sexual (Herek et al., 2015). Precisamente, en la medición de la homonegatividad, no sólo aparece el rechazo hacia la manifestación pública de la no heterosexualidad y la descalificación de las personas no heterosexuales como incapaces de entablar relaciones estables, sino que también se incluye un factor de rechazo hacia los deseos homoeróticos. Una persona que se define como exclusivamente heterosexual mostrará más rechazo hacia cualquier deseo, fantasía y sueño homoerótico en concordancia con la orientación sexual asumida y el temor a

la pérdida de estatus social (Herek et al., 2015). A su vez, el conflicto entre un deseo homoerótico, su realización y el asumir una identidad no heterosexual (“entrar en el closet”) implican un nivel de homonegatividad más alto que la aceptación, la realización de ese deseo y el definirse como no heterosexual (“salir del closet”) (Puckett et al., 2017).

Se espera que mayor homonegatividad se asocie a mayor rechazo hacia PVVS (Attell, 2013), mayor rechazo hacia la sexualidad (Moral & Ortega, 2010), mayor conflicto de rol de género (Goodman & Moradi, 2008), mayores niveles de ideología masculina en las relaciones interpersonales (Whitley & Ægisdóttir, 2000), machismo (McGlew, 2015), sexismo sutil y benevolente (Bernuy & Noé, 2017; Capezza, 2007) y autoritarismo de derecha (Pearte et al., 2013), mayor frecuencia de asistencia a los servicios religiosos (Doebler, 2015) y mayor nivel de orientación religiosa extrínseca social (Morandini et al., 2015; Wilkinson, 2004). Asimismo, se esperan asociaciones lineales con mayor psicopatía (Scimeca et al., 2013), baja autoestima (Morandini et al., 2015), menor optimismo disposicional (Wellman et al., 2009), mayor alexitimia (Scimeca et al., 2013) y menor deseabilidad social (Morrison, Parriag, & Morrison, 1999), aunque la fuerza de asociación con estas últimas variables puede ser baja o incluso trivial.

MÉTODO

Participantes

Se usó un muestreo no probabilístico. Se reclutó una muestra por conveniencia de 202 participantes voluntarios en una facultad de medicina de una universidad privada de Monterrey, México. De los 202 estudiantes, 98 (48.5%) eran mujeres, 95 (47%) hombres y 9 (4.5%) no respondieron a la pregunta sobre su sexo. La frecuencia de mujeres y hombres fue estadísticamente equivalente (prueba binomial: $p = .886$ [exacta bilateral]). La edad varió de 17 a 26 años con una mediana y moda de 20 años, una media de 19.82 (IC del 95%: 19.66, 19.98) y una desviación estándar de 1.158. Todos los participantes dijeron ser solteros. Con respecto a la adscripción religiosa, 159 (79%) participantes señalaron ser cristianos católicos, 15 (7%) cristianos no católicos, 16 (8%) ateos, 5 (2.5%) agnósticos, 4 (2%) pertenecer a una religión no cristiana y 3 (1.5%) no tener una religión definida. De los 202 participantes, 190 (94%) se definieron como heterosexuales, 7 (3.5%) bisexuales, 3 (1.5%) homosexuales y 2 (1%) no respondieron a la pregunta sobre su orientación sexual. El porcentaje de muestreo en la población de 923 estudiantes de medicina fue del 21.9%. Los datos se recolectaron en noviembre de 2016.

Instrumentos de medida

El cuestionario quedó integrado por cuatro preguntas sobre información socio-demográfica (sexo, edad, estado civil y adscripción religiosa), una pregunta sobre religiosidad (¿con qué frecuencia asiste a los servicios religiosos?) con 12 opciones de respuesta (0 = nunca a 12 = seis a siete veces por semana), una pregunta sobre orientación sexual autodefini-

da “¿cuál es su orientación sexual?” con tres categorías ordenadas de respuesta (1 = “heterosexual”, 2 = “bisexual” y 3 = “homosexual”), la escala de Kinsey (KS) que es una pregunta cerrada sobre la conducta sexual con siete opciones de respuesta (0 = exclusivamente heterosexual a 6 = exclusivamente homosexual) (Kinsey, Pomery, & Martin, 1948), y 18 escalas de medición. Las 18 escalas se administraron en una secuencia fija en el orden en que aparecen en la Tabla 1. Cabe señalar que, para medir la homonegatividad, se usó la escala de 16 ítems desarrollada por Moral y Valle (2013). Se omitió el adjetivo “internalizada”, para evitar generar confusión, ya que se suele usar cuando el concepto de homonegatividad se aplica a población no heterosexual, que no es el caso. Este instrumento de medida fue diseñado para su aplicación con independencia de la orientación sexual, e incluye un factor que evalúa rechazo hacia sentimientos homoeróticos (“no me incomodaría si otras personas supieran que tengo sentimientos homoeróticos”, “si fuera homosexual, no cambiaría mi orientación sexual, aunque pudiera hacerlo”, “hacer o responder a un coqueteo de tipo homosexual sería muy difícil para mí”, “ser homosexual representaría una desventaja para mí”, “buscaría ayuda profesional si llegara a darme cuenta que tengo sentimientos homoeróticos”, “me sentiría contrariado, debido a la presencia de sentimientos homoeróticos en mí”). Los autores usaron el término de homonegatividad internalizada en un sentido amplio. Proponen romper la barrera “el otro gay” versus “yo heterosexual” cuando se estudia la homonegatividad. Así, indican que se internaliza el rechazo social hacia el homoerotismo no sólo en su manifestación externa “el otro gay”, sino también en la dimensión interna “yo”. No obstante, el deseo homoerótico no es ajeno al “yo”, una vez que se considera la plasticidad de la sexualidad humana y el potencial natural de conductas homoeróticas en diversas situaciones socio-ambientales (Moral, 2010a). Cuatro de las 18 escalas (RSE-5, ATLG, TAS-20 y EAS) presentaron un nivel de consistencia interna general excelente a través del coeficiente alfa ordinal (α ordinal de .97 a .91). El nivel fue bueno (α ordinal de menor que .90 a .80) en nueve escalas (EP-13, EOR, HN-16, Mach, Sex-Ben, Psych-26, Neo-sex, EPSMH y GRC-SF) y aceptable (α ordinal de .79 a .74) en las cinco escalas restantes (BIDR, MIRS, RWA-6, LOT-R y AVIH). El valor alfa ordinal promedio fue de .85, variando de un mínimo de .74 en AVIH a un máximo de .97 en RSE-5 (Tabla 2). Por tanto, los instrumentos de medida mostraron confiabilidad por consistencia interna. En la Tabla 2, también se reportaron los valores por el coeficiente alfa de Cronbach estandarizado a efectos de comparación con estudios previos. Sus valores fueron ligeramente menores (α estandarizada de .68 a .97 con un promedio de .82). Esto se debe a que el alfa de Cronbach se calcula desde la matriz de correlaciones de Pearson y este coeficiente de correlación infra estima la relación lineal entre dos variables ordinales frente a la correlación policórica. Por su parte, el alfa ordinal se calcula desde la matriz de correlación policórica, usando la fórmula del coeficiente alfa estandarizado, la cual

Tabla 1. Escalas que integraron el cuestionario aplicado en el orden que aparecían en el mismo.

Escala	# de ítems	Factores		α de Cronbach		Referencia
		Nombre y acrónimo	#	Global	Factor	
Escala de Actitud hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales (ATLG)	20	Rechazo abierto hacia hombres homosexuales (ATG_O)	5	.91	.78	Moral & Valle (2011)
		Rechazo sutil hacia hombres homosexuales (ATG_S)	5		.79	
		Rechazo hacia lesbianas (ATL)	10		.88	
Escala de Autoestima de Rosenberg (RSE-5)	5	Autoestima. Ítems positivos (RSE-5)	5	.85		Martín, Núñez, Navarro, & Grijalvo (2007)
Escala de Optimismo Disposicional (LOT-R)	6	Optimismo disposicional (LOT-R)	6	.72		Ortiz, Gómez, Canoino, & Barrera (2016)
Escala de Actitud hacia la Sexualidad (EAS)	20	Valoración de la virginidad y condena de la pornografía (VCP)	7	.84	.75	Moral (2010b)
		Rechazo de la masturbación y del sexo como algo sucio que genera angustia (MAS)	6		.72	
		Timidez, vergüenza, pudor y rechazo del placer sexual (TVP)	7		.67	
Escala de Homonegatividad (HN-16)	16	Rechazo de la manifestación pública de la homosexualidad (EXT)	6	.88	.81	Moral & Valle (2013)
		Rechazo de los propios deseos y fantasías homoeróticas (INT)	6		.81	
		Conceptualización de las personas homosexuales como incapaces de intimidad (PROMI)	4		.69	
Escala de Prejuicio Sutil y Manifiesto hacia personas Homosexuales (EPSMH)	2	Prejuicio manifiesto o explícito (PE)	10	NR	.71	Quiles, Rodríguez, Torres, Pérez, & Martel (2003)
		Prejuicio sutil o implícito (PI)	7		.63	
Escala de Autoritarianismo de Derecha (RWA-6)	6	Factor general de sumisión y convencionalismo		.70		Moral, & Valle (2019)
Levenson Self-Report Psychopathy Scale (Psych-26)	26	Psicopatía primaria (PP)	16	.77	.78	Savard, Lussier, & Sabourin (2014)
		Psicopatía secundaria (PS)	10		.63	
Escala de Orientación Religiosa "Age Universal" (EOR)	12	Explícita (ORE): Personal (3) y Social (3)	6	NR	.70	Simkin & Etchezahar (2013)
		Implícita (ORI)	6		.73	
Escala de Actitud Explícita Hacia Personas con VIH/SIDA (AVIH)	7	Actitud explícita de rechazo (A)	7	.61		Neumann, Hülsenbeck, & Seibt (2004)
Escala de Neosexismo (Neosex)	11	Factor general de neosexismo		.71		Moya & Expósito (2001)
Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder (BIDR)	20	Manejo de la impresión. Ítems positivos (MI).	10	NR	.71	Moral, et al. (2012)
		Autoengaño. Ítems positivos (AE)	10		.76	
Escala de alexitimia de Toronto (TAS-20)	20	Dificultad para expresar sentimientos (DIS)	7	.82	.78	Moral (2008)
		Dificultad para identificar sentimientos (DES)	5		.80	
		Pensamiento externamente orientado (PEO)	8		.53	
Escala de Machismo Modificada (Mach) del CPHSC de Díaz-Guerrero (2007)	8	Machismo (Mach)	8	.82		Moral & Ramos (2016)
Sub-escala de Sexismo Benevolente (Sex-Ben) del Inventario del Sexismo Ambivalente (ASI)	11	Paternalismo (P)	4	.86	NR	Expósito et al. (1998)
		Intimididad heterosexual (IH)	4		NR	
		Diferenciación de género (DG)	3		NR	
Escala de psicopatía (EP-13)	13	Psicopatía (EP-13)	13	.92		García, Moral, Frías, Valdivia, & Díaz (2012)
Escala de Conflicto de Roles de Género (forma corta 16 ítems) (GRC-SF)	16	Emocionalidad restringida (ER)	4	NR	.77	Wester, Vogel, O'Neli, & Danforth (2012)
		Éxito, poder y competencia (EPC)	4		.80	
		Conducta afectiva restrictiva entre hombres (CARH)	4		.78	
		Conflicto entre trabajo y relaciones familiares (CTRP)	4		.77	
Escala de Ideología Masculina en las Relaciones (MIRS)	12	Ideología masculina en las relaciones interpersonales (MIRS)	12	.71		Chu, Porche, & Tolman (2005)

Nota. NR = Valor del coeficiente no reportado.

está basada en el supuesto de ítems tau-equivalentes (Chalmers, 2018).

La escala de Kinsey (KS), integrada por un ítem sobre conducta homosexual, presentó una correlación unitaria ($r_s[143] = .91$, IC 95% [.72, 1], $p < .001$) con la variable orientación sexual autodefinida. La correlación se calculó por el coeficiente de rangos de Spearman y su estimación por intervalo por el método de percentiles corregidos de sesgo y acelerados con la simulación de 10,000 muestras, al haber un fuerte alejamiento del modelo de distribución normal bivariada. Por tanto, la KS mostró validez criterial en la presente muestra.

Procedimiento

Se solicitó el consentimiento informado para participar en el estudio al principio del cuestionario. No se pidió ningún dato de identificación personal para garantizar el anonimato de las respuestas. Se proporcionó los nombres de los responsables del estudio y su dirección electrónica para solicitar información o apoyo en relación con cualquier cuestión suscitada por el estudio. De este modo, el estudio se apegó a las normas de investigación de la American Psychological Association (2017).

Análisis de datos

Se usó el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson (r) para identificar los correlatos de la homonegatividad (puntuación total de la HN-16). Valores de r entre $-.099$ y $.099$ se interpretaron como fuerza de asociación trivial, entre $-.299$ y $-.10$ o $.10$ y $.299$ baja, entre $-.499$ y $-.30$ o $.30$ y $.499$ mediana, entre $-.699$ y $-.50$ o $.50$ y $.699$ alta, entre $-.899$ y $-.70$ o $.70$ y $.899$ muy alta y $\leq -.90$ o $\geq .90$ unitaria (Bosco, Aguinis, Singh, Field, & Pierce, 2015). Su significación se contrastó por la prueba Z con la transformación de Fisher. También, se calculó la potencia (Φ) del contraste. Ante el rechazo de la hipótesis nula se interpretó que la potencia es baja con valores de Φ entre $.50$ y $.799$, adecuada con valores entre $.80$ y $.899$, y alta con valores $\geq .90$ (Bosco et al., 2015).

Para identificar los predictores de la puntuación total de la HN-16 se usó regresión lineal múltiple (RLM) por el método de entrada. El tamaño del efecto del predictor sobre la variable predicha se estableció a través del coeficiente de regresión estandarizado (β). Valores de β entre $-.099$ y $.099$ se interpretaron como un tamaño del efecto trivial, entre $-.299$ y $-.10$ o $.10$ y $.299$ pequeño, entre $-.499$ y $-.30$ o $.30$ y $.499$ mediano, entre $-.699$ y $-.50$ o $.50$ y $.699$ grande, y $\leq -.70$ o $\geq .70$ muy grande (Bosco et al., 2015).

Antes de ejecutar la RLM se realizó un análisis de componentes principales (ACP) con las variables que tuvieron correlación con la puntuación total de la HN-16 por su alta colinealidad. El número de componentes se definió por cuatro criterios, buscando su convergencia: análisis paralelo de Horn (con 500 muestras de datos aleatorios por permutación y punto de corte: percentil 95), coordenadas óptimas, media mínima de las correlaciones parciales a la cuarta potencia (criterio revisado de Velicer) y criterio de Kaiser

(autovalores mayores que uno) (Courtney, 2013). Para interpretar los componentes se rotó la matriz por el método Varimax. Las puntuaciones en los factores se obtuvieron por el método de Anderson-Rubin. Se comprobó la normalidad de los residuos por las pruebas de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors y Jarque-Bera, su homocedasticidad por la prueba de White y el diagrama de dispersión entre los pronósticos y residuos estandarizados, y su independencia por el estadístico de Durbin-Watson (con los datos ordenados en su secuencia de muestreo) y el diagrama de dispersión (Ernst & Albers, 2017).

Por análisis de senderos, usando el método de máxima verosimilitud, se determinó la bondad de ajuste del modelo estructural de tres predictores independientes de homonegatividad. Se contemplaron cinco índices de ajuste: chi-cuadrado de la razón de verosimilitud (χ^2), índice de ajuste normado de Bentler y Bonett (NFI), índice comparativo de ajuste de Bentler (CFI), error de aproximación cuadrático medio de Steiger y Lindt ($RMSEA$) y error estandarizado cuadrático medio ($SRMR$). Siguiendo las recomendaciones de Byrne (2016), se consideraron como valores de buen ajuste: χ^2 con una $p > .05$, NFI y $CFI \geq .95$, y $RMSEA$ y $SRMR \leq .05$. Las estimaciones por intervalo con un nivel de confianza al 95% se hicieron por el método de percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 10,000 muestras aleatorias.

Los análisis de datos se hicieron con el programa SPSS versión 24, Excel 2013, nQuery versión 4 y AMOS versión 16. Los valores perdidos fueron excluidos de los análisis. La pérdida de casos en los cálculos de correlaciones varió de 1% (2 de 202) a 37.1% (75 de 202). En el análisis de componentes principales desde los 15 correlatos de HN-16, el cálculo del modelo de regresión y el contraste por análisis de senderos, la pérdida de casos fue del 52.5% (107 de 202). Un nivel de significación fijo de .05 se estableció para los contrastes que fueron bilaterales.

RESULTADOS

Correlatos de la puntuación total de la HN-16

La HN-16 presentó correlación con una fuerza de asociación mediana con las escalas de orientación sexual (KS), actitud explícita hacia PVVS (AVIH), conflicto de rol de género (GRCSF), ideología masculina en las relaciones interpersonales (MIRS), neosexismo (Neo-sex), frecuencia de asistencia a servicios religiosos (Religiosidad), y con los factores de orientación religiosa intrínseca de la EOR (EOR-I) y sexismo benevolente del ASI (Sex-ben). La fuerza de asociación fue baja con las escalas de deseabilidad social (BIDR), y con los factores de machismo del CPHSC (Mach) y de orientación extrínseca social y personal de la EOR (EOR-ES y EOR-EP, respectivamente). Presentó correlación significativa con una fuerza de asociación baja con la psicopatía al ser medida por la escala de García et al. (2012) (EP-13), pero independencia al ser medida por la de Levenson (Psych-26). Fue independiente de las escalas de autoestima (RSE-5), optimismo disposicional (LOT-R) y alexitimia (TAS-20). La potencia fue alta en todos los contraste significativos, excepto con

Tabla 2. Valores de consistencia interna general y por factor de las 18 escalas en la presente muestra.

Escala	n	# de ítems	Factor		α estandarizada		α ordinal	
			Acrónimo	#	Gen.	Factor	Gen.	Factor
Escala de Actitud hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales (ATLG)	149	20	Rechazo abierto hacia hombres homosexuales (ATG_O)	5	.919	.776	.945	.856
			Rechazo sutil hacia hombres homosexuales (ATG_S)	5		.817		.854
			Rechazo hacia lesbianas (ATL)	10		.854		.905
Escala de Autoestima de Rosenberg (RSE-5)	195	5			.967		.968	
Escala de Optimismo Disposicional (LOT-R)	188	6			.705		.756	
Escala de Actitud hacia la Sexualidad (EAS)	190	20	Valoración de la virginidad y condena de la pornografía (VCP)	7	.881	.816	.906	.850
			Rechazo de la masturbación y del sexo como algo sucio que genera angustia (MAS)	6		.788		.840
			Timidez, vergüenza, pudor y rechazo del placer sexual (TVP)	7		.674		.733
Escala de Homonegatividad (HN-16)	200	16	Rechazo de la manifestación pública de la homosexualidad (EXT)	6	.856	.747	.879	.778
			Rechazo de los propios deseos y fantasías homoeróticos (INT)	6		.718		.753
			Conceptualización de las personas homosexuales como incapaces de intimidad (PROMI)	4		.792		.839
			Prejuicio manifiesto o explícito (PE)	10		.726		.773
Escala de Prejuicio Sutil y Manifiesto hacia personas Homosexuales (EPSMH)	193	17	Prejuicio sutil o implícito (PI)	7	.811	.614	.841	.644
Escala de Autoritarismo de Derecha (RWA-6)	197	6			.704		.786	
Levenson Self-Report Psychopathy Scale (Psych-26)	146	26	Psicopatía primaria (PP)	16	.827	.797	.859	.835
			Psicopatía secundaria (PS)	10		.604		.655
Escala de Orientación Religiosa "Age Universal" (EOR)	149	12	ORE	Personal	3	.860	.867	.812
				Social	3			.867
			Implícita (ORI)	6	.875			.900
Escala de Actitud Explícita Hacia Personas con VIH/SIDA (AVIH)	197	7			.683		.737	
Escala de Neosexismo (Neosex)	149	11			.788		.847	
Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder (BIDR)	198	20	Manejo de la impresión. Ítems positivos (MI).	10	.775	.678	.794	.707
			Autoengaño. Ítems positivos (AE)	10		.733		.763
Escala de alexitimia de Toronto (TAS-20)	139	20	Dificultad para expresar sentimientos (DIS)	7	.900	.826	.923	.863
			Dificultad para identificar sentimientos (DES)	5		.812		.871
			Pensamiento externamente orientado (PEO)	8		.579		.744
Escala de Machismo Modificada (Mach) del CPHSC de Díaz-Guerrero (2007)	141	8			.845		.879	
Sub-escala de Sexismo Benevolente (Sex-Ben) del Inventario del Sexismo Ambivalente (ASI)	191	11	Paternalismo (P)	4	.836	.622	.863	.671
			Intimididad heterosexual (IH)	4		.799		.837
			Diferenciación de género (DG)	3		.472		.523
Escala de psicopatía (EP-13)	187	13			.859		.897	
Escala de Conflicto de Roles de Género (forma corta 16 ítems) (GRC-SF)	136	16	Emocionalidad restringida (ER)	4	.782	.758	.801	.780
			Éxito, poder y competencia (EPC)	4		.613		.645
			Conducta afectiva restrictiva entre hombres (CARH)	4		.617		.648
			Conflicto entre trabajo y relaciones familiares (CTRP)	4		.576		.607
Escala de Ideología Masculina en las Relaciones (MIRS)	138	12			.714		.794	

las correlaciones entre HN-16 y EOR-EP, EO-ES y BIDR, en cuyos contrastes la potencia fue baja (Tabla 3).

Modelo predictivo

Debido a la alta colinealidad de los 15 correlatos de la puntuación total de la HN-16, se redujo el número de variables usando análisis de componentes principales. Al analizar la matriz de correlaciones de estas 15 variables entre los 95 participantes con todos sus datos completos, el número de componentes fue tres por el análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas, media mínima de las correlaciones parciales a la cuarta potencia (criterio revisado de Velicer) y autovalores mayores que uno (criterio de Kaiser) (Figura 1). Al extraer tres componentes se explicó el 59.9% de la varianza total. Tras la rotación ortogonal por el método Varimax, el primer componente explicó el 27.8% de la varianza total; quedó integrado por ocho variables con cargas mayores que .40; y por su contenido se denominó componente de masculinidad-dureza-externalidad (ideología masculina en las relaciones interpersonales [MIRS], sexismo hostil [Mach], neosexismo [Neo-sex], psicopatía [EP-13], conflicto de rol de género [GRC-SF], deseabilidad social [BIDR], orientación religiosa extrínseca social [EOR_ES] y aceptación de las PVVS [AVIH]). El segundo componente explicó el 21.9% de la varianza total, quedó integrado por cinco escalas con cargas mayores que .50, y por su contenido se denominó componente de religiosidad-conservadurismo (orientación religio-

sa intrínseca [EOR_I], orientación religiosa extrínseca personal [EOR_ES], frecuencia de asistencia a los servicios religiosos [Religiosidad], actitud de rechazo hacia la sexualidad [EAS] y autoritarismo con ideología de derecha [RWA-6]). La escala de orientación religiosa extrínseca social presentó su segunda carga más alta y mayor que .40 en este componente. El tercer componente explicó el 10.2% de la varianza total; quedó integrado por dos escalas con cargas positivas mayores que .60 (orientación sexual [KS] y sexismo benevolente [Sex_ben]), aparte la escala de deseabilidad social tuvo su segunda carga más alta, negativa y menor que -.50 en este componente; y por su contenido se denominó componente de homosexualidad-caballerosidad-sinceridad (Tabla 4).

Con estas puntuaciones en los componentes se calculó un modelo de regresión lineal múltiple para predecir la puntuación total de la HN-16 por el método de entrada. El modelo fue significativo ($F[3, 91] = 18.194, p < .001$), con una potencia de .99 para un nivel de significación de .05, y explicó el 35.4% de la varianza de la puntuación total de la HN-16. Los tres predictores fueron significativos, siendo la potencia del contraste alta. Mayores niveles de masculinidad-dureza-externalidad y religiosidad-conservadurismo predijeron mayor nivel de homonegatividad. Por el contrario, homosexualidad-caballerosidad-sinceridad predijo menor nivel de homonegatividad. El tamaño del efecto de masculinidad-dureza-externalidad y homosexualidad-caballerosidad-

Tabla 3. Correlatos de la HN-16.

Escalas	n	r [IC del 95%]	Z	p	Φ	FA
Orientación sexual (KS)	143	-.344 [-.481, -.191]	-4.243	< .001	.98	M
Actitud hacia personas con VIH/SIDA (AVIH)	197	.493 [.379, .592]	7.522	< .001	.99	M
Conflicto de rol de género (GRC-SF)	127	.438 [.286, .569]	5.231	< .001	.99	M
Ideología masculina en las relaciones interpersonales (MIRS)	138	.343 [.187, .482]	4.154	< .001	.98	M
Machismo o sexismo hostil (Mach)	140	.299 [.140, .443]	3.610	< .001	.95	B
Escala de Neosexismo (Neo-sex)	147	.330 [.178, .467]	4.114	< .001	.98	M
Sexismo benevolente (Sex_ben)	191	.380 [.252, .495]	5.485	< .001	.99	M
Autoritarismo con ideología de derecha (RWA-6)	195	.291 [.157, .415]	4.152	< .001	.98	B
Actitud hacia la sexualidad (EAS)	190	.333 [.200, .454]	4.734	< .001	.99	M
Religiosidad	200	.303 [.171, .424]	4.391	< .001	.99	M
Orientación religiosa intrínseca (EOR_I)	149	.309 [.156, .448]	3.860	< .001	.97	M
Orientación religiosa extrínseca personal (EOR_EP)	149	.178 [.018, .329]	2.174	.030	.58	B
Orientación religiosa extrínseca social (EOR_ES)	149	.203 [.044, .352]	2.487	.013	.70	B
Escala de Psicopatía de Levenson (Psych-26)	146	.147 [-.015, .303]	1.776	.076	.42	
Escala de Psicopatía de García (EP-13)	187	.226 [.085, .358]	3.119	.002	.87	B
Escala de Autoestima de Rosenberg (RSE-5)	195	.039 [-.102, .179]	0.541	.589	.07	
Escala de Optimismo Disposicional (LOT-R)	188	-.111 [-.250, .033]	-1.516	.130	.32	
Escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20)	139	.071 [-.097, .235]	0.829	.407	.12	
Deseabilidad social (BIRD)	198	.160 [.021, .293]	2.254	.024	.61	B

Notas. n = número de parejas de datos correlacionados, r [IC del 95%] = estimación del coeficiente de correlación producto-momento de Pearson con un intervalo de confianza del 95%, Z = prueba de significación con la transformación de Fisher, p = probabilidad a dos colas bajo distribución normal, Φ = potencia o probabilidad de rechazar la hipótesis nula (r = 0) cuando es falsa, planteando como hipótesis alternativa la correlación obtenida, con un error tipo I de .05 en un contraste bilateral, y FA: fuerza de asociación: B = baja si |r| ∈ [.10, .30], M = mediana si |r| ∈ [.30, .50]. Escalas: KS = Escala de Kinsey de orientación sexual, AVIH = Escala de Actitud Explícita hacia Personas que viven con VIH/SIDA, GRC-SF = Escala de Conflicto de Rol de Género, Forma Breve, MIRS = Escala de Ideología Masculina en las Relaciones Interpersonales, Mach = Escala de Machismo modificada del Inventario de Premisas Histórico-Socio-Culturales, Neo_sex = Escala de Neosexismo, Sex_ben = Factor de Sexismo Benevolente del ASI, RWA-6 = Escala de Autoritarismo de Derecha, EAS = Escala de Actitud hacia la Sexualidad, Religiosidad = ¿Qué tan frecuente asiste a servicios religiosos?, EOR-I = Factor de Orientación Religiosa Intrínseca de la EOR, EOR-EP = Factor de Orientación Religiosa Extrínseca Personal de la EOR, EOR-ES = Factor de Orientación Religiosa Extrínseca Social de la EOR, Psych-26 = Escala de Psicopatía de Levenson con 26 ítems, EP-13 = Escala de Psicopatía de García et al. (2012), RSE-5 = Escala de Autoestima de Rosenberg reducida a sus cinco ítems directos, LOT-R = Escala de Optimismo Disposicional, TAS-20 = Escala de Alexitimia de Toronto de 20 ítems, y BIDR = Inventario Balanceado de Deseabilidad social al Responder reducida a sus 20 ítems directos.

sinceridad fue mediano, y el de religiosidad-conservadurismo pequeño (Tabla 5).

Los índices de tolerancia e inflación de varianza de los tres predictores fueron unitarios, indicando independencia de los mismos (Tabla 5). Con respecto al cumplimiento de los supuestos de la RLM en los residuos, la distribución de los mismos se ajustó a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors (Max. |D| = 0.087, $p = .074$) y de Jarque-Bera ($JB = 4.471, p = .107$). Los residuos fueron homocedásticos por la prueba de White ($W = 7.220, p = .125$) y como puede observarse por la apertura homogénea de la nube de puntos en el diagrama de dispersión definido por los pronósticos estandarizados en el eje horizontal y los residuos estandarizados en el eje vertical (Figura 2). Además, los residuos no presentaron correlación serial (orden

de muestreo) por la prueba de Durbin-Watson ($DW = 2.042, p > .05$; $4 - DW = 1.958 > \text{límite superior} = 1.732$ para un modelo con intercepto con tres regresores calculado con un tamaño de muestra de 95 y un nivel de significación de .05), ni tendencia lineal en el diagrama de la Figura 2. Por tanto, se pueden considerar independientes.

Usando análisis de senderos (Figura 3), la bondad de ajuste de este modelo por máxima verosimilitud fue perfecta ($\chi^2[3] = 0, p = 1, NFI = 1, CFI = 1, RMSEA = 0$ y $SRMR = 0$). El valor estandarizado de la kurtosis multivariada de Mardia fue 2.181, reflejando una buena aproximación a la normalidad multivariada.

DISCUSIÓN

Se planteó como objetivo identificar los correlatos y

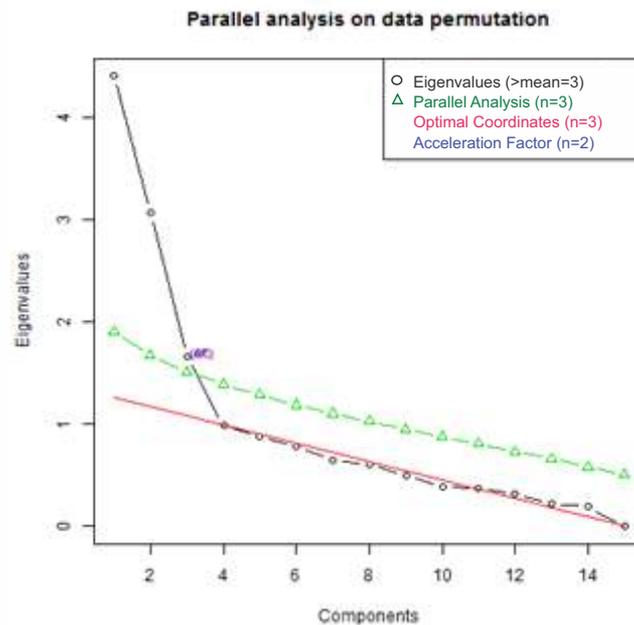


Figura 1. Curvas de sedimentación del análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas y factor de aceleración en la muestra de 95 participantes con todos sus datos completos.

Tabla 4. Matriz factorial rotada con los 15 correlatos de la puntuación total de la HN-16.

Escalas	C1	C2	C3
Ideología masculina en las relaciones interpersonales (MIRS)	.836		
Machismo o sexismo hostil (Mach)	.823		
Neosexismo (Neo-sex)	.787		
Psicopatía (EP-13)	.773		
Conflicto de rol de género (GRC-SF)	.551		
Deseabilidad social (BIRD)	-.537		-.534
Orientación religiosa extrínseca social (EOR_ES)	.523	.437	
Actitud hacia personas con VIH/SIDA (AVIH)	.473		
Orientación religiosa intrínseca (EOR_I)		.841	
Orientación religiosa extrínseca personal (EOR_EP)		.800	
Religiosidad		.784	
Actitud hacia la sexualidad (EAS)		.773	
Autoritarismo con ideología de derecha (RWA-6)		.547	
Orientación sexual (KS)			.746
Sexismo benevolente (Sex_ben)	-.479		.688

Notas. N = 95. Método de extracción: Componentes Principales. Método de rotación: Varimax. Se eliminaron las cargas menores que .40.

predictores de la homonegatividad en estudiantes de medicina a través variables de orientación sexual, actitud, personalidad y práctica religiosa. Conforme con las expectativas, la puntuación total de la HN-16 (mayor homonegatividad) presentó asociación positiva con una orientación con mayor exclusividad heterosexual, con las actitudes de rechazo hacia PVVS, rechazo hacia la sexualidad, sexismo hostil (machismo), sexismo sutil (neosexismo), sexismo benevolente (caballerosidad), ideología masculina en las relaciones interpersonales y autoritarismo con ideología de derecha; con los aspectos de personalidad de mayor conflicto de rol de género, mayor psicopatía (medida con la escala de García et al., 2012) y mayor deseabilidad social o menor sinceridad; asimismo, con los aspectos de mayor frecuencia de asistencia a los servicios religiosos y mayor motivación religiosa.

Se esperaba que la homonegatividad presentase la asociación más alta con la orientación religiosa externa social, seguida de la orientación intrínseca y la más baja con orientación externa personal (Morandini et al., 2015; Wilkinson, 2004). Conforme a la expectativa, la asociación más baja se dio con la orientación religiosa externa personal en la que se busca seguridad, apoyo y protección en la religión. No obstante, la homonegatividad se relacionó más con la orientación intrínseca (la religión como motivo y aliciente de vida) que con la extrínseca social (la religión como un instrumento para ser aceptado socialmente). Como han señalado Piña y Aguayo (2015), cuanto más sincera y personal sea la propia religiosidad, mayor es la homonegatividad dentro del contexto homofóbico de las religiones dominantes en México. Precisamente, la orientación religiosa intrínseca fue la que presentó la correlación más alta con frecuencia de asis-

Tabla 5. Modelo de regresión lineal para predecir la puntuación total de la HN-16.

Modelo	B [IC 95%]	EE	β	t	p	Φ	r	r_p	r_{sp}	Tol.	FIV
Const.	72.38 [68.93, 75.83]	1.74		41.67	< .001	.99					
C1	9.21 [5.74, 12.68]	1.75	.44	5.28	< .001	.99	.44	.48	.44	1	1
C2	5.78 [2.31, 9.25]	1.75	.27	3.31	.001	.90	.27	.33	.27	1	1
C3	-6.94 [-10.41, -3.47]	1.75	-.33	3.98	< .001	.97	.33	.39	.33	1	1

Notas. N = 95. Método: Entrada. C1 = Masculinidad-dureza-externalidad, C2 = Religiosidad-conservadurismo y C3 = Homosexualidad-caballerosidad-sinceridad. B [IC 95%] = coeficiente de regresión sin estandarizar con su estimación por intervalo al 95%, EE = error estándar de B, β = coeficiente de regresión estandarizado, t = estadístico t de Student, p = probabilidad bilateral para la hipótesis nula de coeficiente de regresión nulo Φ = potencia o probabilidad de rechazar la hipótesis nula (B = 0) cuando es falsa planteando como hipótesis alternativa la correlación obtenida con un error tipo I de .05 en un contraste bilateral, r = coeficiente de correlación producto-momento de Pearson, r_p = correlación parcial de Fisher, r_{sp} = correlación semiparcial, Tol = tolerancia y FIV = factor de inflación de varianza.

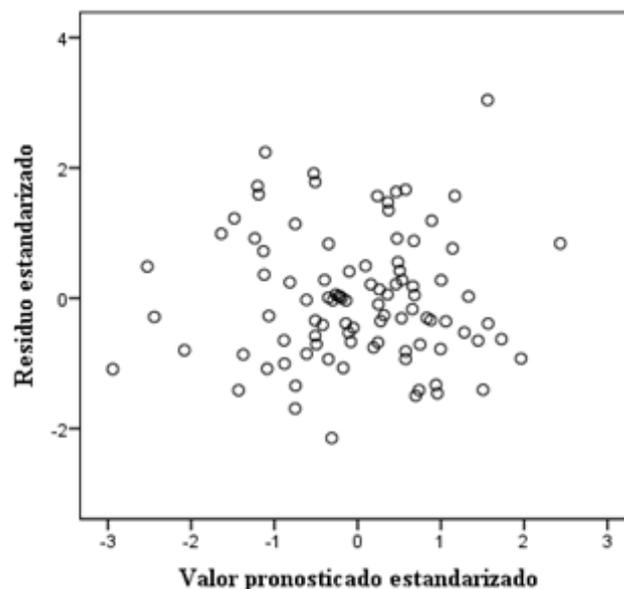


Figura 2. Diagrama de dispersión entre los pronósticos estandarizados y los residuos estandarizados en la muestra de 95 participantes en la que se calculó el modelo.

tencia a los servicios religiosos y la extrínseca personal fue la que tuvo la correlación más baja. Probablemente, esta última se relacione más con rezar y encomendarse a Dios que con el asistir a la iglesia y participar en sus actividades.

La puntuación total de la HN-16 fue independiente de las variables autoestima, optimismo disposicional y alexitimia, con las cuales las expectativas eran de asociación baja o trivial. No obstante, un análisis por factores sí ofrece correlaciones significativas con una fuerza de asociación baja y dentro de las expectativas. Cabe señalar que, por el número de casos emparejados con datos completos, las correlaciones menores o iguales que .20 tienen una potencia baja, por lo que su significación debe ser interpretada con cautela, lo que afectó a las correlaciones de la HN-16 con los dos factores de orientación religiosa extrínseca y la escala de deseabilidad social.

Debido a la interrelación entre los correlatos de la HN-16, para desarrollar un modelo predictivo fue necesario definir nuevas variables independientes. A tal fin se usó el ACP que permite reducir un número grande de variables con alta colinealidad a un número menor de variables independientes; además está la ventaja de que estas nuevas variables se definan por la combinación lineal de las previas, lo que facilita que sus distribuciones se ajusten a una curva normal. El ACP reveló tres componentes. Uno relacionado con masculinidad, dureza y externalidad, otro con religiosidad y conservadurismo (rechazo hacia la sexualidad e ideología de derechas) y uno tercero de orientación homosexual, sexismo benevolente o caballerosidad y sinceridad. Los tres factores predijeron homonegatividad, teniendo en conjunto un tamaño del efecto grande. Los componentes de masculinidad-dureza-externalidad y religiosidad-dureza actuaron como factores de riesgo, el primero con un tamaño del efecto mediano, al definir a una persona con un rechazo abierto hacia la homosexualidad con rasgos de dureza, y el segundo

con un tamaño del efecto pequeño, probablemente amortiguado por la religiosidad que implica aceptación y respeto aún ante lo doctrinalmente rechazado (una orientación sexual “contranatural”, “contra la ley de Dios”). El tamaño del efecto del componente de homosexualidad-caballerosidad-sinceridad fue mediano y actuó como un factor protector, al implicar un posicionamiento más crítico o disidente ante los estereotipos y prejuicios sociales tradicionales contra las personas homosexuales. Este modelo cumplió los supuestos de normalidad, homocedasticidad e independencia de los residuos, independencia de predictores, tuvo una potencia alta y presentó un ajuste perfecto a los datos, por lo que es un modelo confiable con el tamaño muestral usado.

Como una limitación del estudio se tiene el uso de un muestreo no probabilístico. En un principio, la proporción de muestreo fue grande, abarcándose más de un quinto de la población de los estudiantes de medicina de la universidad. Al no sustituirse los valores perdidos por alguna estimación de los mismos, se perdieron casos en los distintos contrastes y pruebas. No obstante, la potencia fue alta ($\geq .90$) en la mayoría de los mismos, incluido en los contrastes del modelo de regresión y del modelo por análisis de senderos, en los cuales la pérdida de casos fue muy fuerte (52.5%). Cabe señalar que se contó con más de seis participantes por variable en el análisis de componentes principales (95:15 = 6.3:1), más de 31 participantes por variable predictora en el modelo de regresión (95:3 = 31.6:1) y más de 13 participantes por parámetro a estimar en el análisis de senderos (95:7 = 13.6:1), sobrepasándose el mínimo de 5 a 1 recomendado para estos análisis multivariados (Mertler & Reinhart, 2016). Otra limitación es que, al calcularse 19 correlaciones con la variable criterio (HN-16), se pudo incrementar el error tipo I (de rechazar la hipótesis nula de no correlación siendo verdadera), por lo que los correlatos más débiles pueden resul-

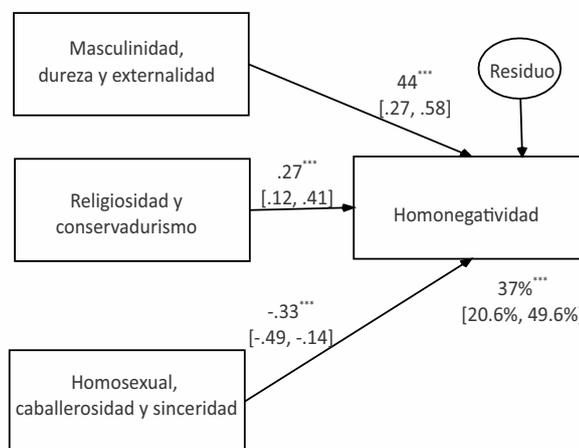


Figura 3. Modelo de homonegatividad por análisis de senderos.

Nota. N = 95. Método de estimación puntual: máxima verosimilitud. Método de estimación por intervalo con un nivel de confianza al 95% y contraste de significación: percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 10,000 muestras aleatorias. Significación en un contraste bilateral. *** $p \leq .001$.

tar no significativos en otros estudios. También se tiene que el diseño fue ex post facto, por lo que los datos no permiten hacer inferencias causales, y sólo se habla de asociaciones y predicción. Finalmente, la homonegatividad fue medida a través de una escala de autorreporte, consecuentemente las conclusiones quedan circunscritas a este instrumento de medición.

Se concluye que, en la presente muestra de 202 estudiantes de medicina de una universidad privada de Monterrey, la homonegatividad, medida a través de puntuación total de la HN-16, se asocia linealmente con actitud de rechazo hacia PVVS, conflicto con el rol de género tradicional, sexismo benevolente o caballerosidad, ideología masculina en las relaciones interpersonales, actitud de rechazo hacia la sexualidad, sexismo sutil o simbólico (neosexismo), orientación hacia la homosexualidad, asistencia a los servicios religiosos o religiosidad y orientación religiosa intrínseca. La fuerza de asociación con estas once variables es mediana, lo que confirma las expectativas. A su vez, presenta relación lineal, con una fuerza de asociación baja, con machismo, autoritarismo con ideología de derecha, psicopatía, orientación religiosa extrínseca social, orientación religiosa extrínseca personal y deseabilidad social. Lo que está también conforme con las expectativas. No obstante, la significación con estas tres últimas variables debe ser tomada con cautela por la potencia baja de los contrastes. La alexitimia, el optimismo disposicional y la autoestima son independientes de la puntuación total de la HN-16. Por tanto, estos hallazgos correlacionales proporcionan validez concurrente a la escala, e indican que no presenta un sesgo importante en relación con la deseabilidad social. Estos correlatos interrelacionados permiten definir tres componentes que explican más de un tercio de la varianza de la puntuación total de la homonegatividad, actuando masculinidad-dureza-externalidad y conservadurismo-religiosidad como factores de riesgo, el primero con un tamaño del efecto mediano y el segundo pequeño, y homosexualidad-caballerosidad-sinceridad como factor protector con tamaño del efecto mediano.

Se sugiere replicar el estudio en estudiantes de medicina y otras ciencias de salud, usando un muestreo probabilístico, y así poder determinar los baremos de la escala. Considerando los niveles altos de rechazo hacia la homosexualidad en la población estudiada de estudiantes de medicina (Moral et al., 2013), se sugiere desarrollar intervenciones para disminuir la homonegatividad entre estos estudiantes a través de dinámicas de grupo pequeño (Forsyth, 2009). El trabajo en estos grupos se podrían enfocar hacia una visión crítica del rol de género masculino, cuando éste se define a través de la dureza, la instrumentalidad, la externalidad y una heterosexualidad que debe constantemente demostrarse sin lugar a dudas; flexibilizar las creencias religiosas tradicionales sobre lo natural y moral en la orientación sexual, e incluir el contacto social, amistoso y respetuoso con personas no heterosexuales.

CONFLICTO DE INTERÉS

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

FINANCIAMIENTO

El estudio fue financiado por recursos propios de los investigadores.

REFERENCIAS

- Adamczyk, A., & Pitt, C. (2009). Shaping attitudes about homosexuality: The role of religion and cultural context. *Social Science Research, 38*(2), 338-351. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2009.01.002>
- American Psychological Association (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct. With the 2016 amendment to standard 3.04*. Washington, DC: Author. Recuperado de <https://www.apa.org/ethics/code/>
- Arreola, S., Santos, G. M., Beck, J., Sundararaj, M., Wilson, P. A., Hebert, P., ... & Ayala, G. (2015). Sexual stigma, criminalization, investment, and access to HIV services among men who have sex with men worldwide. *AIDS and Behavior, 19*(2), 227-234. <https://doi.org/10.1007/s10461-014-0869-x>
- Attell, B. K. (2013). Social contact theory: A framework for understanding AIDS-related stigma. *Journal of Public and Professional Sociology, 5*(1), 1-23. URL: <http://digitalcommons.kennesaw.edu/jpps/vol5/iss1/1>
- Barbano, L., & da Cruz, D. M. C. (2015). Machismo, patriarcalismo, moral e a dissolução dos papéis ocupacionais. *REFACS, 3*(Supl. 1), 159-165. URL: <https://www.redalyc.org/html/4979/497950367006/>
- Bernuy, B. J., & Noé, H. M. (2017). Sexismo y homofobia en los adolescentes de una institución educativa pública. *Propósitos y Representaciones, 5*(2), 245-275. <http://dx.doi.org/10.20511/pyr2017.v5n2.162>
- Bosco, F. A., Aguinis, H., Singh, K., Field, J. G., & Pierce, C. A. (2015). Correlational effect size benchmarks. *Journal of Applied Psychology, 100*(2), 431-449. <http://dx.doi.org/10.1037/a0038047>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modelling with AMOS basic concepts, applications, and programming* (3ª ed.). New York, NY: Routledge.
- Capezza, N. M. (2007). Homophobia and sexism: The pros and cons to an integrative approach. *Integrative Psychological and Behavioral Sciences, 41*(3-4): 248-253. <http://doi.org/10.1007/s12124-007-9033-8>
- Chalmers, R. P. (2018). On misconceptions and the limited usefulness of ordinal alpha. *Educational and Psychological Measurement, 78*(6), 1056-1071. <https://doi.org/10.1177/0013164417727036>
- Chu, J. Y., Porche, M. V., & Tolman, D. L. (2005). The adolescent masculinity ideology in relationships scale: Development and validation of a new measure for boys. *Men and Masculinities, 8*(1), 93-115. <https://doi.org/10.1177/1097184X03257453>
- Cichocka, A., Dhont, K., & Makwana, A. P. (2017). On self-love and outgroup hate: opposite effects of narcissism on prejudice via social dominance orientation and right-wing authoritarianism. *European Journal of Personality, 31*(4), 366-384. <https://doi.org/10.1002/per.2114>
- Consejo Nacional para la Prevención de la Discriminación (2018). *Encuesta Nacional sobre la discriminación 2017*. México: CONAPRED. Recuperado de <https://www.conapred.org.mx/index.php?contenido=pagina&id=604>
- Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: using the SPSS R-Menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment, Research and Evaluation, 18*(8): 1-14. Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=18&n=8>
- Doebler, S. (2015). Relationships between religion and two forms of homonegativity in Europe - a multilevel analysis of effects of believing, belonging and religious practice. *PLOS ONE, 10*(8), e0133538. Recuperado de <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/26247352>
- Ernst, A. F., & Albers, C. J. (2017). Regression assumptions in clinical psychology research practice - a systematic review of common misconceptions. *PeerJ, 5*, e3323. <http://doi.org/10.7717/peerj.3323>
- Expósito, F., Moya, M. C., & Glick (1998). Sexismo ambivalente: medición y correlatos. *Revista de Psicología Social, 13*(2), 159-169. URL: <https://www.uv.es/~friassnav/LecturaCompl1.pdf>

- Flores, F. (2014). Cambios y permanencias en la representación social del VIH en un grupo de mujeres portadoras. *Revista Internacional de Psicología*, 13(1), 1-36. <https://doi.org/10.33670/18181023.v13i01.84>
- Forsyth, D. R. (2009). *Group dynamics*. New York, NY: Wadsworth.
- García, C. H., Moral, J., Frías, M., Valdivia, J. A., & Díaz, H. L. (2012). Family and socio-demographic risk factors for psychopathy among prison inmates. *European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 4(2), 119-134. URL: <https://journals.copmadrid.org/ejpalc/issue/2012/4/2>
- Gaymard, S., & Cazenave, C. (2018). Thirty years on... the social representation of AIDS among French teenagers. *Children and Youth Services Review*, 84(1), 48-54. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2017.11.018>
- Goodman, M. B., & Moradi, B. (2008). Attitudes and behaviors toward lesbian and gay persons: critical correlates and mediated relations. *Journal of Counseling Psychology*, 55(3), 371-384. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0167.55.3.371>
- Guilfoyle, J., Kelly, L., & Saint-Pierre, N. (2008). Prejudice in medicine: Our role in creating health disparities. *Canadian Family Physician*, 54(11), 1511-1513. URL: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2592307/>
- Hammond, M. D., Overall, N. C., & Cross, E. J. (2016). Internalizing sexism within close relationships: Perceptions of intimate partners' benevolent sexism promote women's endorsement of benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 110(2), 214-238. <http://dx.doi.org/10.1037/pspi0000043>
- Herek, G. M. (2007). Confronting sexual stigma and prejudice: Theory and practice. *Journal of Social Issues*, 63(4), 905-925. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-4560.2007.00544.x>
- Herek, G. M., Gillis, J. R., & Cogan, J. C. (2015). Internalized stigma among sexual minority adults: Insights from a social psychological perspective. *Stigma and Health*, 1(5), 18-34. <http://dx.doi.org/10.1037/2376-6972.1.S.18>
- Herek, G. M., & McLemore, K. A. (2013). Sexual prejudice. *Annual Review of Psychology*, 64(1), 309-333. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143826>
- Kinsey, A. C., Pomeroy, W. B., & Martin, C. E. (1948). *Sexual behavior in the human male*. Philadelphia, PA: Saunders.
- Kite, M. E., & Bryant-Lees, K. B. (2016). Historical and contemporary attitudes toward homosexuality. *Teaching of Psychology*, 43(2), 164-170. <https://doi.org/10.1177/0098628316636297>
- Lingardi, V., Nardelli, N., Ioverno, S., Falanga, S., Di Chiacchio, C., Tanzilli, A., & Baiocco, R. (2016). Homonegativity in Italy: Cultural issues, personality characteristics, and demographic correlates with negative attitudes toward lesbians and gay men. *Sexuality Research and Social Policy*, 13(2), 95-108. <https://doi.org/10.1007/s13178-015-0197-6>
- Linneman, T. J., & Clendenen, M. A. (2009). *Sexuality and the secular*. En P. Zuckerman (Ed.), *Atheism and secularity* (pp. 89-112). Santa Barbara, CA: Praeger.
- Marlin, R., Kadakia, A., Ethridge, B., & Mathews, W. C. (2018). Physician attitudes toward homosexuality and HIV: The PATHH-III Survey. *LGBT Health*, 5(7), 431-442. <https://doi.org/10.1089/lgbt.2018.0041>
- Martín, J., Núñez, J. L., Navarro, J. G., & Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and validation in university students. *Spanish Journal of Psychology*, 10(2), 458-467. URL: <https://revistas.ucm.es/index.php/SJOP/article/view/30049>
- McGlew, S. J. (2015). *Association of childhood sexual abuse and cultural machismo values with internalized homonegativity for Latino gay men* (doctoral dissertation). Vancouver, Canada: Adler School of Professional Psychology. Recuperada de <https://search.proquest.com/openview/03d0a313bd0508f6a3a849dc56f3fce2/1.pdf?pq-origsite=gscholar&cbl=18750&diss=y>
- Mertler, C. A., & Reinhart, R. V. (2016). *Advanced and multivariate statistical methods practical application and interpretation* (6a ed.). New York: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315266978>
- Mishel, E., Bridges, T., & Caudillo, M. L. (2018, Noviembre 8). Google, tell me. Is he gay?: Masculinity, homophobia, and gendered anxieties in Google search queries about sexuality. *SocArXiv Papers*. <https://doi.org/10.31235/osf.io/4se75>
- Moral, J. (2008). Propiedades psicométricas de la Escala de Alexitimia de Toronto de 20 reactivos en México. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 11(2), 97-114. Recuperado de <http://www.revistas.unam.mx/index.php/repi/article/view/18555>
- Moral, J. (2010a). Una propuesta explicativa integradora de la conducta homosexual. *Revista Electrónica de Motivación y Emoción (REME)*, 13(34), 1-15. Recuperado de <http://reme.uji.es/articulos/numero34/article9/texto.html>
- Moral, J. (2010b). Religión, significados y actitudes hacia la sexualidad: un enfoque psicosocial. *Revista Colombiana de Psicología*, 19(1), 45-59. URL: <https://revistas.unal.edu.co/index.php/psicologia/article/view/9746>
- 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), 54-72. URL: <https://revistadepsicologiagepu.es.tl/Vol--3-No--2.htm>
- Moral, J., & Ortega, M. E. (2010). Representación social de la sexualidad y actitudes en estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología Social*, 24(1), 65-79. URL: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1174/021347409786922998?journalCode=rrps20>
- Moral, J., & Ramos, S. (2016). Machismo, victimización y perpetración en mujeres y hombres mexicanos. *Estudios sobre las Culturas Contemporáneas*, 22(43), 37-66. URL: <http://revistasacademicas.ucol.mx/index.php/culturascontemporaneas/article/view/1793>
- 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. Recuperado de <http://novascientia.delasalle.edu.mx/ojs/index.php/Nova/issue/view/8>
- Moral, J., & Valle, A. (2013). Dimensionalidad, consistencia interna y distribución de la Escala Homonegatividad Internalizada en estudiantes mexicanos de ciencias de la salud. *Acta de Investigación Psicológica*, 3(1), 986-1004. URL: http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-48322013000100007
- Moral, J., & Valle, A. (2014). Las dos dimensiones del rechazo hacia las personas homosexuales. *Archivos de Medicina*, 14(1), 103-116. URL: <http://revistasum.umanizales.edu.co/ojs/index.php/archivosmedicina/article/view/256>
- Moral, J., & Valle, A. (2015). Un estudio descriptivo-correlacional en estudiantes mexicanos de medicina y psicología del noreste de México para validar la escala de Homonegatividad Internalizada. *Perspectivas Sociales*, 17(2), 67-92. URL: <http://perspectivassociales.uanl.mx/index.php/pers/article/view/53>
- Moral, J., & Valle, A. (2019). Propiedades métricas de la Escala de Autoritarismo de Ala Derecha en estudiante de medicina mexicanos. *Revista de Psicología y Ciencias del Comportamiento*, 10(2).
- Moral, J., Valle, A., & Martínez, E. (2013). Evaluación del rechazo hacia la homosexualidad en estudiantes de medicina y psicología con base en tres escalas conceptualmente afines. *Psicología desde el Caribe*, 3(3), 526-550. URL: <http://www.scielo.org.co/pdf/psdc/v30n3/v30n3a05.pdf>
- Morandini, J. S., Blaszczynski, A., Ross, M. W., Costa, D. S., & Dar-Nimrod, I. (2015). Essentialist beliefs, sexual identity uncertainty, internalized homonegativity and psychological wellbeing in gay men. *Journal of Counseling Psychology*, 62(3), 413-424. <https://doi.org/10.1037/cou0000072>
- Morrison, M. A., & Morrison, T. G. (2009). Modern and old-fashioned homonegativity among samples of Canadian and American university students. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 40(4), 523-542. <https://doi.org/10.1177/0022022109335053>
- Morrison, T. G., Parriag, A. V., & Morrison, M. A. (1999). The psychometric properties of the homonegativity scale. *Journal of Homosexuality*, 37(4), 111-126. https://doi.org/10.1300/J082v37n04_07
- Moya, M., & Expósito, F. (2001). Nuevas formas, viejos intereses: neosexismo en varones españoles. *Psicothema*, 13(4), 643-649. URL: <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=492>

- Neumann, R., Hülsenbeck, K., & Seibt, B. (2004). Attitudes towards people with AIDS and avoidance behavior: Automatic and reflective bases of behavior. *Journal of Experimental Social Psychology, 40*(4), 543-550. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2003.10.006>
- Newson, L., & Richerson, P. J. (2016). Moral beliefs about homosexuality: testing a cultural evolutionary hypothesis. *ASEBL Journal, 12*(1), 2-21. <https://www.sfc.edu/uploaded/documents/publications/ASEBLv12n1Jan16.pdf>
- Ortiz, M. S., Gómez, D., Canoino, M., & Barrera, A. (2016). Validación de la versión en español de la Escala de Optimismo Disposicional (LOT-R) en una muestra Chilena de estudiantes universitarios. *Terapia Psicológica, 34*(1), 53-58. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082016000100006>
- Pearce, C., Renk, K., & Negy, C. (2013). Explaining variation in relations among intrinsic religiosity, political conservatism, and homonegativity as a function of authoritarianism's three components: an expansion on recent literature. *Sexuality Research and Social Policy, 10*(2), 97-109. <https://doi.org/10.1007/s13178-013-0114-9>
- Piña, J. M., & Aguayo, H. B. (2015). Homofobia en estudiantes universitarios de México. *Región y Sociedad, 27*(64), 5-35. URL: <https://regionysociedad.colson.edu.mx:8086/index.php/rys/article/view/309>
- Pirlott, A. G., & Cook, C. L. (2018). Prejudices and discrimination as goal activated and threat driven: The affordance management approach applied to sexual prejudice. *Psychological Review, 125*(6), 1002-1027. <https://doi.org/10.1037/rev0000125>
- Puckett, J. A., Newcomb, M. E., Ryan, D. T., Swann, G., Garofalo, R., & Mustanski, B. (2017). Internalized homophobia and perceived stigma: a validation study of stigma measures in a sample of young men who have sex with men. *Sexual Research and Social Policy, 14*(1), 1-16. <https://doi.org/10.1007/s13178-016-0258-5>
- Quiles, M. N., Rodríguez, V. B., Torres, R. R., Pérez, A. R., & Martel, E. C. (2003). La medida de la homofobia manifiesta y sutil. *Psicothema, 15*(2), 197-204. URL: <http://www.psicothema.es/pdf/1045.pdf>
- Quirós, R. R., & Sibaja, M. (2017). Predictores psicosociales que subyacen al pensamiento político: un estudio en dos poblaciones universitarias costarricenses. *Revista Psicología Política, 17*(39), 370-385. URL: http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1519-549X2017000200014&lng=pt&nrm=iso
- Rodríguez, Y., Lameiras, M., Carrera, V., & Vallejo, P. (2013). Validación de la Escala de Homofobia Moderna en una muestra de adolescentes. *Anales de Psicología, 29*(2), 523-533. URL: <https://revistas.um.es/analesps/issue/view/11651>
- Rojas, R., de Castro, F., Villalobos, A., Allen-Leigh, B., Romero, M., Braverman-Bronstein, A., & Uribe, P. (2017). Educación sexual integral: cobertura, homogeneidad, integralidad y continuidad en escuelas de México. *Salud Pública de México, 59*(1), 19-27. <http://dx.doi.org/10.21149/8411>
- Savard, C., Lussier, Y., & Sabourin, S. (2014). Échelle auto-rapportée de psychopathie de Levenson: adaptation française et validation. *Criminologie, 47*(2), 263-293. <http://dx.doi.org/10.7202/1026736ar>
- Scimeca, G., Bruno, A., Pandolfo, G., Micò, U., Romeo, V. M., Abenavoli, E., ... & Muscatello, M. R. (2013). Alexithymia, negative emotions, and sexual behavior in heterosexual university students from Italy. *Archives of Sexual Behavior, 42*(1), 117-127. <http://dx.doi.org/10.1007/s10508-012-0006-8>
- Simkin, H., & Etchezahar, E. (2013). Las orientaciones religiosas extrínseca e intrínseca: Validación de la "Age Universal" I-E Scale en el contexto argentino. *Psykhé, 22*(1), 97-106. <http://dx.doi.org/10.7764/psykhe.22.1.477>
- Wellman, J. A., Czopp, A. M., & Geers, A. (2009). The egalitarian optimist and the confrontation of prejudice. *Journal of Positive Psychology, 4*(5), 389-395. <http://dx.doi.org/10.1080/17439760902992449>
- Wester, S. R., Vogel, D. L., O'Neli, J. M., & Danforth, L. (2012). Development and evaluation of the Gender Role Conflict Scale Short Form (GRCS-SF). *Psychology of Men and Masculinity, 13*(2), 199-210. <http://dx.doi.org/10.1037/a0025550>
- Whitley, B. E., & Ægisdóttir, S. (2000). The gender belief system, authoritarianism, social dominance orientation, and heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men. *Sex Roles, 42*(11/12), 947-967. <https://doi.org/10.1023/A:1007026016001>
- Whitley, B. E., & Lee, S. E. (2000). The relationship of authoritarianism and related constructs to attitudes toward homosexuality. *Journal of Applied Social Psychology, 30*(1), 144-170. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2000.tb02309.x>
- Wilkinson, W. W. (2004). Research: Religiosity, authoritarianism, and homophobia: a multidimensional approach. *The International Journal for the Psychology of Religion, 14*(1), 55-67. https://doi.org/10.1207/s15327582ijpr1401_5