

Validación de la Versión Abreviada de la Escala de Homonegatividad Moderna en Jóvenes Chilenos

Validation of the Short-Version of the Modern Homonegativity Scale in Chilean Youth

Fabiola Gómez, Patricio Cumsille y Roberto González

Escuela de Psicología, Pontificia Universidad Católica de Chile

Mientras los derechos de hombres gays y mujeres lesbianas han recibido creciente reconocimiento en el mundo, la discriminación y el prejuicio han mutado a formas más encubiertas. El objetivo principal de este estudio fue validar la versión de 10 ítems de la *Modern Homonegativity Scale* (MHS) en sus 2 formas paralelas: homonegatividad moderna hacia hombres gays (MHS-G) y homonegatividad moderna hacia mujeres lesbianas (MHS-L). Los participantes de este estudio fueron 182 jóvenes chilenos, residentes en Santiago, con un rango de edad entre 18 y 25 años, seleccionados por medio de una muestra no probabilística por conveniencia. Un análisis factorial confirmatorio aportó evidencia a favor de la unidimensionalidad de ambas versiones. Ambas formas del instrumento obtuvieron buenos indicadores de consistencia interna, de acuerdo al índice Omega de McDonald ($\omega_{\text{gay}} = 0,91$, 95% IC [0,89, 0,93]; $\omega_{\text{les}} = 0,90$, 95% IC [0,88, 0,92]). Los análisis multigrupo realizados sugieren que ambas formas serían invariantes para hombres y mujeres, así como invariantes entre ellas. Encontramos una asociación positiva entre los niveles de homonegatividad moderna y los niveles de sexismo y conservadurismo, y una relación negativa con afectos positivos e intención de contacto con hombres gays y mujeres lesbianas. Estos resultados apoyan el uso de las 2 formas chilenas del instrumento (MHS-G y MHS-L), lo que permite contar con un instrumento útil para medir nuevas formas de expresión del prejuicio hacia hombres gays y mujeres lesbianas en jóvenes chilenos.

Palabras clave: homonegatividad moderna, prejuicio sexual, invarianza, hombres gays, mujeres lesbianas

Though gay and lesbian rights have received increasing recognition around the world, prejudice and discrimination have become more covert. The main objective of this study was to validate the 10-item version of the Modern Homonegativity Scale (MHS) in its two parallel forms: modern homonegativity towards gay men (MHS-G) and modern homonegativity towards lesbians (MHS-L). The participants in this study were 182 young Chileans from Santiago, aged between 18 and 25 years, who were selected through convenience (non-probability) sampling. A confirmatory factor analysis yielded evidence for the unidimensionality of both versions of the instrument. Both forms of the instrument obtained good indicators of internal consistency according to McDonald's omega ($\omega_{\text{gay}} = 0.91$, CI 95% [0.89, 0.93]; $\omega_{\text{les}} = 0.90$, CI 95% [0.88, 0.92]). The multigroup analyses conducted suggest that both forms are invariant for men and women as well as between themselves. We found a positive association between modern homonegativity levels and sexism and conservatism levels as well as a negative relationship with positive affects and intentions of establishing contact with gay men and lesbian women. These results offer support for the use of the 2 Chilean versions of the instrument (MHS-G and MHS-L), making available a useful tool for measuring new expressions of prejudice towards gay men and lesbians in Chilean youth.

Keywords: modern homonegativity, sexual prejudice, invariance, gay men, lesbians

Las sociedades occidentales han experimentado un creciente reconocimiento de los derechos de hombres gays y mujeres lesbianas (Smith et al., 2014; Know & Hughes, 2018). Sin embargo, este reconocimiento se ha producido con diferente ritmo en diferentes países (Smith et al., 2014). Si bien este avance se ha observado en Chile, algunos autores sugieren que las experiencias de violencia por orientación sexual y la percepción de discriminación de las diversidades sexuales y de género aún están presentes (Barrientos & Cárdenas, 2014; Barrientos et al., 2014; Infante Soler et al., 2016). La discrepancia entre el reconocimiento a los

Fabiola Gómez  <https://orcid.org/0000-0002-8390-9476>

Patricio Cumsille  <https://orcid.org/0000-0002-3911-2910>

Roberto González  <https://orcid.org/0000-0002-1824-6215>

Este estudio recibió apoyo de de la Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica de Chile, a través de CONICYT-PCHA/Doctorado Nacional/2015-folio #21150018 y del proyecto FONDAP/15130009.

La correspondencia relativa a este artículo debe ser dirigida a Fabiola Gómez, Escuela de Psicología, Pontificia Universidad Católica de Chile, Avda. Vicuña Mackenna 4860, Macul, Santiago, Región Metropolitana, Chile. Email: fagomez3@uc.cl

derechos de las diversidades sexuales y el nivel de discriminación percibido por estas ha sido explicada a partir de la movilización desde expresiones abiertamente hostiles del prejuicio hacia otras más sutiles (Brown, 2010; Morrison et al., 2005; Quiles del Castillo et al., 2003), por lo que el desarrollo de instrumentos que permiten hacer esta distinción es fundamental. La Escala de Homonegatividad Moderna (Modern Homonegativity Scale, MHS por su sigla en inglés; Morrison et al., 2005; Morrison & Morrison, 2003; Rye & Meaney, 2010) fue desarrollada para medir actitudes contemporáneas hacia hombres gais y mujeres lesbianas (Morrison & Morrison, 2003) y ha exhibido propiedades psicométricas que la hacen preferible por sobre otras medidas de homonegatividad sutil o moderna (Rye & Meaney, 2010).

El propósito del presente estudio fue validar en Chile la versión abreviada de la MHS, propuesta por Morrison et al. (2005).

Actitudes Hacia Hombres Gais y Mujeres Lesbianas

En las últimas décadas la mayoría de los países occidentales ha implementado legislaciones a favor de los derechos de la diversidad sexual, tales como despenalización de las relaciones entre personas del mismo sexo, leyes antidiscriminación y victimización, reconocimiento de uniones civiles o matrimonio entre parejas del mismo sexo y leyes en pro del reconocimiento de la identidad de género (Smith et al., 2014). Estos cambios estructurales se han vinculado a actitudes más favorables hacia la diversidad sexual (Chonody, 2013; Smith et al., 2014), dado que promueven normas sociales que desincentivan las expresiones abiertamente hostiles de prejuicio (i.e., discriminación y/o denigración abiertas de grupos minoritarios; Tougas et al., 2004).

Sin embargo, existe evidencia de que las diversidades sexuales y de género siguen siendo objeto de prejuicio y discriminación, incluso en aquellos países en que las normas legales se han asentado (Alden & Parker, 2005; Collier et al., 2015; Lottes & Grollman, 2010). Algunos autores han propuesto que el progreso hacia normas sociales que sancionan las expresiones hostiles de prejuicio se ha reflejado en la irrupción de formas más sutiles y contemporáneas de su expresión (Brown, 2010; Morrison et al., 2005; Quiles del Castillo et al., 2003), formas que coexisten con expresiones tradicionales, pero que son más difíciles de detectar (Brown, 2010).

En esta línea, Morrison y Morrison (2003) propusieron distinguir entre *homonegatividad tradicional* (HT; *old-fashioned*) y *homonegatividad moderna*. Mientras la HT "se basa en objeciones religiosas, condena moral, mitos y/o estricta adhesión a parámetros rígidos de 'normalidad'" (Morrison et al., 2009, p. 525), la homonegatividad moderna se basa en ideas como la falta de legitimidad de las demandas de hombres gais y mujeres lesbianas (e.g., reconocimiento del matrimonio entre personas del mismo sexo), la negación del prejuicio y discriminación de la que son objeto y la idea de que su marginalización social es el resultado de sus propias acciones (Morrison & Morrison, 2003).

En este sentido, Morrison y Morrison (2003) sugieren que las medidas de prejuicio sexual que se centran en ideas tradicionales, creencias morales y conceptos erróneos sobre la homosexualidad (HT) pueden ser anacrónicas e ineficientes en capturar las nuevas formas de expresión del prejuicio sexual. De este modo, se hace necesario promover el uso de medidas que evalúen aspectos más sutiles de la expresión del prejuicio y que sean resistentes a la deseabilidad social (McDermott & Blair, 2012; Morrison et al., 2005; Morrison & Morrison, 2003; Rye & Meaney, 2010).

Escala de Homonegatividad Moderna

La MHS fue diseñada por Morrison y Morrison (2003) para evaluar actitudes contemporáneas hacia hombres gais y mujeres lesbianas. La propuesta original, desarrollada con una muestra canadiense, contenía 12 ítems agrupados en una dimensión, con formas paralelas/idénticas para medir actitudes negativas hacia hombres gais (MHS-G) y hacia mujeres lesbianas (MHS-L). Posteriormente, Morrison et al. (2005) evaluaron las propiedades psicométricas de esta escala en población irlandesa, pasando de una versión de 12 ítems a una de 10.

Diversos estudios han reportado evidencia de la mayor sensibilidad de la MHS para evaluar expresiones contemporáneas del prejuicio hacia hombres gais y mujeres lesbianas comparada con medidas de HT (Górska et al., 2017; Morrison et al., 2005; Romero et al., 2015; Rye & Meaney, 2010). Por ejemplo, algunos estudios evaluaron la distribución de las puntuaciones obtenidas con la MHS y con medidas de HT, constatando que estas últimas tendrían una distribución asimétrica positiva en torno a puntuaciones bajas de prejuicio,

haciéndolas poco sensibles para capturar la varianza del constructo o para identificar la reducción del prejuicio a partir de una intervención, mientras que los resultados obtenidos con la MHS arrojarían distribuciones más simétricas en torno al punto medio de la escala, permitiendo capturar más variabilidad entre los individuos (Morrison & Morrison, 2003; Rye & Meaney, 2010). Asimismo, se ha reportado que la MHS sería menos sensible a la deseabilidad social (Morrison et al., 2005; Romero et al., 2015; Rye & Meaney, 2010).

En cuanto a las propiedades psicométricas de esta escala, existe evidencia contundente sobre la unidimensionalidad de ambas versiones del instrumento (MHS-G, MHS-L; McDermott & Blair, 2012; Morrison et al., 2005, 2009; Morrison & Morrison, 2003). Al mismo tiempo, se han reportado adecuados índices de consistencia interna, con valores alfa de Cronbach estimados entre 0,85 y 0,91 (Morrison et al., 2009). En cuanto a la relación de la MHS con otros constructos, los estudios de Morrison et al. encontraron correlaciones directas entre los niveles reportados de homonegatividad moderna con otras formas de prejuicio (e.g., racismo tradicional, racismo moderno y sexismo moderno) y con variables ideológicas extremas (e.g., nacionalismo, fundamentalismo religioso, dominancia social y conservadurismo político) y relaciones inversas con la aceptación de los derechos humanos de hombres gays y mujeres lesbianas y con tendencia hacia el humanitarismo-igualitarismo (Morrison et al., 2005; Morrison & Morrison, 2003, 2011). Por su parte, Górska et al. (2017) encontraron que la MHS fue un mejor predictor del reconocimiento de los derechos de hombres gays y mujeres lesbianas (relación inversa) mientras que la medida de prejuicio tradicional fue un mejor predictor de distancia social (relación directa), relaciones que son coherentes con la idea de que la expresión moderna del prejuicio se vincula a temas de igualdad y justicia social, mientras que la expresión tradicional se vincula a ideas morales que se utilizan para orientar la conducta (Morrison & Morrison, 2011).

Finalmente, los resultados reportados por Marsden y Barnett (2020) respaldan la necesidad de adoptar un enfoque bidimensional para estudiar el prejuicio sexual, esto es, evaluar diferencias por sexo de los participantes y según el objeto del prejuicio sexual (Chonody, 2013; Worthen, 2013), ya que existe evidencia que propone que las mujeres heterosexuales tienen actitudes más positivas hacia hombres gays y mujeres lesbianas, en comparación a los hombres heterosexuales, y que, a su vez, estas actitudes son más negativas hacia los hombres gays que hacia las mujeres lesbianas (Cárdenas et al., 2018; Herek, 2016; Kite & Deaux, 1986; Mange & Lepastourel, 2013; Monto & Supinski, 2014; Morrison & Morrison, 2011; Worthen, 2013). Pese a ello, existe escasa evidencia que dé cuenta de la invarianza de la MHS (Górska et al., 2017; McDermott & Blair, 2012; Morrison et al., 2009; Romero et al., 2015). De hecho, solo un estudio ha evaluado invarianza de las formas paralelas de la MHS (Romero et al., 2015), aspecto esencial para constatar la comparabilidad de las escalas. Sin embargo, el estudio de Romero et al. (2015) evaluó la invarianza separadamente para el grupo de hombres y el de mujeres, obteniendo invarianza parcial fuerte, luego de liberar los interceptos de tres de los 12 ítems en el grupo de hombres y dos en el grupo de mujeres. Los autores consideraron que estos resultados fueron suficientes para comparar las medias latentes de ambas escalas.

No obstante, se ha propuesto que liberar parámetros para lograr el nivel de invarianza parcial fuerte no asegura que los constructos sean invariantes, ya que diferencias importantes en las medias de los indicadores de un factor o el número de parámetros libremente estimados pueden aumentar el error tipo I y favorecer estimaciones sesgadas de las medias latentes, dificultando su comparabilidad (Chen, 2008; Widaman & Reise, 1997; Xu & Green, 2016). Por esta razón, parece relevante realizar más estudios de invarianza como el que se reporta en el presente estudio.

Descripción de la Situación de la Diversidad Sexual en Chile

En la actualidad, Chile cuenta con una ley antidiscriminación (promulgada el año 2012), que establece medidas que sancionan la discriminación arbitraria (entre otras, por orientación sexual), una ley de identidad de género (promulgada en 2018) y una ley de matrimonio para parejas del mismo sexo (promulgada el año 2020). Pese a estos avances estructurales, y a la mayor aceptación de la homosexualidad evidenciada (Navarro et al., 2019), los estudios que abordan el tema desde las víctimas de prejuicio y discriminación dan cuenta de una realidad que sigue siendo adversa. Por ejemplo, la encuesta de clima escolar de 2016 (Infante Soler et al., 2016) encontró que el 70,3% de los estudiantes LGBT encuestados (adolescentes lesbianas, gays, bisexuales y trans; $M_{\text{edad}} = 16,3$ años) señalaron sentirse inseguros en la escuela, debido a su orientación sexual, el 47,8% reportó haber oído comentarios peyorativos hacia las diversidades sexuales y de género *siempre o con frecuencia* y un alto porcentaje de acoso físico por orientación sexual (29,1%) en el contexto escolar. Por su parte, el Movimiento de Integración y Liberación Homosexual (Movilh) en su informe anual

de derechos humanos realizado el 2020, reportó que los casos y denuncias de discriminación hacia la diversidad sexual han aumentado desde el 2018 (Movilh, 2021).

Del mismo modo, un estudio realizado sobre una muestra de 325 hombres que se autoidentificaron como gays (entre 18 y 64 años de edad), encontró que más del 70% de los participantes ha recibido burlas, el 55,8% ha sido insultado y el 26,7% ha sido amenazado por su orientación sexual; además, más del 30% reportó haber sido molestado u hostigado por los vecinos y uno de cada cuatro encuestados reportó haber sido mal atendido por funcionarios públicos a causa de su orientación sexual (Barrientos et al., 2014).

Los antecedentes descritos para Chile revelan que los cambios legislativos en beneficio de las diversidades sexuales y de género no han suprimido la expresión del prejuicio por orientación sexual y evidencian la discrepancia entre los cambios estructurales y la discriminación y victimización percibida por la diversidad sexual (Alden & Parker, 2005; Collier et al., 2015; Lottes & Grollman, 2010; McCutcheon & Morrison, 2020). Por lo tanto, tal como proponen diversos autores (Brown, 2010; Morrison et al., 2005), se hace necesario contar con medidas de homonegatividad que permitan evaluar con mayor sensibilidad la manera como se expresan estos prejuicios en la población general.

El Presente Estudio

El objetivo de este estudio fue validar la MHS en su versión abreviada (Morrison et al., 2005). Para tales efectos, se evaluó la unidimensionalidad de la escala y se comparó su funcionamiento psicométrico entre hombres y mujeres. Asimismo, se evaluó la invarianza según el objeto al que se dirige el prejuicio (i.e., homonegatividad hacia hombres gays y hacia mujeres lesbianas).

Finalmente, se evaluó la relación de la medida de homonegatividad moderna con otros constructos que se han planteado teórica y empíricamente relacionados con las actitudes negativas hacia hombres gays y mujeres lesbianas, tales como afectos positivos, intención de contacto, roles de género tradicionales y conservadurismo. De acuerdo a los antecedentes presentados, se esperaba que los participantes que reporten altos niveles de homonegatividad moderna hacia hombres gays y mujeres lesbianas reporten también mayor apego a roles de género más tradicionales (e.g., Cárdenas et al., 2018) y altos niveles de conservadurismo (e.g., Morrison et al., 2005). Además, se esperaba encontrar una relación inversa con intención de contacto (e.g., West et al., 2015) y afectos positivos (e.g., Herek & McLemore, 2013).

Método

Participantes

El estudio se realizó con una muestra no probabilística por conveniencia de 182 jóvenes chilenos, residentes en Santiago, que se autodefinieron como heterosexuales, con un rango de edad entre los 18 y 25 años ($M = 21,25$, $DE = 2,10$). La selección se realizó en base a la red de contactos de los encuestadores (estudiantes de centros de formación técnica, universidades tradicionales y universidades privadas), quienes fueron incorporados al estudio con el fin de abarcar diversidad de contextos.

El 63,2% de la muestra fueron mujeres. El 88,1% de los participantes declaró como principal ocupación ser estudiante, el 11,3%, trabajador y el 1,6% declaró otra ocupación.

Instrumentos

Variables de Caracterización

Se preguntó el sexo del participante asignado al nacer, la edad en años cumplidos y su actividad principal. Además, se incorporó una pregunta para evaluar la autoidentificación con una orientación sexual con alternativas de respuestas categóricas (*heterosexual*, *bisexual*, *homosexual [gay/lesbiana]*, *ninguno de los anteriores*). Esta pregunta fue utilizada como filtro de acceso al cuestionario, de modo que este estudio solo incluyó a participantes que se autoidentificaron como heterosexuales.

Homonegatividad Moderna

Se utilizó la MHS, desarrollada por Morrison et al. (2005) para evaluar una dimensión general de homonegatividad moderna. Esta escala tiene dos formas idénticas de 10 ítems cada una, orientados a medir

homonegatividad moderna hacia hombres gays (MHS-G) y hacia mujeres lesbianas (MHS-L). Para este estudio, uno de los ítems fue eliminado, dado que la evaluación del comité de expertos sugirió que era un ítem ambiguo en términos del constructo que se busca medir (i.e., "Los hombres gays [mujeres lesbianas] parecen enfocarse en aquello que los diferencia de las personas heterosexuales e ignoran aquellas cosas que los hacen similares"). Además, dos ítems fueron eliminados, porque su contenido no discriminaba por objeto, condición necesaria para cumplir con el objetivo de evaluar la invarianza de las formas paralelas de la escala (i.e., "La idea de tener universidades que apoyen estudios en temas de Gais y Lesbianas es absurdo" y "Las celebraciones como 'el día del orgullo gay' son absurdas porque suponen que la orientación sexual de las personas es una fuente de orgullo"). Finalmente, se administró una escala con siete ítems idénticos por cada forma (MHS-G y MHS-L), uno de ellos inverso (recodificado previo a los análisis, ver Anexo). Los participantes debían marcar su nivel de acuerdo con las afirmaciones del instrumento, utilizando un formato de respuesta tipo-Likert de cinco niveles, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*Totalmente de acuerdo*). El puntaje total corresponde al promedio de los puntajes de todos los ítems, donde altas puntuaciones en esta escala dan cuenta de actitudes más negativas hacia hombres gays o mujeres lesbianas. Para esta aplicación se obtuvieron buenos indicadores de consistencia interna en ambas formas del instrumento, de acuerdo al índice Omega de McDonald ($\omega_{\text{gay}} = 0,91$, 95% IC [0,89, 0,93]; $\omega_{\text{les}} = 0,90$, 95% IC [0,88, 0,92]).

Afectos Positivos

Se utilizó la dimensión Afectos Positivos de la Escala de Alofilia (Pittinsky et al., 2011) en su versión en español propuesta por Morales y Magallares (2017). Esta escala incluye cuatro ítems para evaluar actitudes positivas hacia miembros de un determinado exogrupo. Para esta aplicación, se redactaron dos versiones de cada uno de los cuatro ítems, una para evaluar afectos positivos hacia hombres gays y otra hacia mujeres lesbianas (e.g., "Tengo respeto por los hombres gays [mujeres lesbianas]", "Tengo sentimientos positivos hacia los hombres gays [mujeres lesbianas]"). Los participantes debían indicar su nivel de acuerdo con las afirmaciones, utilizando un formato de respuesta tipo Likert de cinco niveles, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*Totalmente de acuerdo*), donde puntuaciones altas indican mayores niveles de afectos positivos. En esta medición se obtuvieron adecuados índices de consistencia interna, de acuerdo al índice Omega de McDonald ($\omega_{\text{gay}} = 0,92$, 95% IC [0,90, 0,95]; $\omega_{\text{les}} = 0,93$, 95%IC [0,90, 0,95]).

Intención de Contacto

Se utilizaron los cuatro ítems propuestos por Turner et al. (2013), los que fueron traducidos al español y adaptados al contexto chileno. Para esta aplicación se utilizaron versiones paralelas de los ítems para evaluar intención de acercamiento hacia hombres gays y hacia mujeres lesbianas, respectivamente (e.g., "En general, cuando pienso en los hombres gays [mujeres lesbianas], yo quiero..." a) hablar con ellos [ellas]; b) saber más de ellos [ellas]; y c) pasar tiempo con ellos [ellas]). Los participantes debían indicar su nivel de acuerdo con las afirmaciones utilizando un formato de respuesta tipo Likert de cinco niveles, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*Totalmente de acuerdo*). Puntuaciones altas en esta escala indican niveles más altos de intención de acercamiento al objeto. En esta medición se obtuvieron adecuadas estimaciones de consistencia interna, de acuerdo al índice Omega de McDonald ($\omega_{\text{gay}} = 0,95$, 95% IC [0,93, 0,97]; $\omega_{\text{les}} = 0,96$, 95% IC [0,93, 0,98]).

Roles de Género Tradicionales

Se utilizaron cuatro ítems de la dimensión sexismo benevolente de la Escala de Sexismo Ambivalente (Glick & Fiske, 1997), validada para su uso en contexto chileno (Mladinic et al., 1998). Los participantes debían indicar su nivel de acuerdo con las afirmaciones, utilizando un formato de respuesta tipo Likert de cinco niveles, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*Totalmente de acuerdo*; e.g., "Los hombres están incompletos sin una mujer", "Las mujeres son más sensibles que los hombres"). Altas puntuaciones en esta escala indican creencias de roles de género más tradicionales. En este estudio se obtuvieron adecuados indicadores de consistencia interna, según el índice Omega de McDonald ($\omega = 0,85$, 95% IC [0,80, 0,90]).

Conservadurismo

Se utilizaron tres ítems que miden ideas tradicionales de la sociedad, los que han sido previamente utilizados en contexto chileno por Haye et al. (2009; i.e., "Este país tendría muchos menos problemas si se fortaleciera más la familia", "Las nuevas ideas y estilos de vida están debilitando nuestra sociedad" y

"Nuestro país estaría mucho mejor si se le diera más importancia a la religión"). Los participantes debían indicar su nivel de acuerdo con las afirmaciones, utilizando un formato de respuesta tipo Likert de cinco niveles, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*Totalmente de acuerdo*). Altas puntuaciones indican altos niveles de conservadurismo. Este indicador presentó un adecuado nivel de consistencia interna, de acuerdo al índice Omega de McDonald ($\omega = 0,79$, 95% IC [0,71, 0,87]).

Procedimiento

En una primera etapa se realizó la adaptación de la MHS. Para ello, se realizó la traducción de la escala por académicos e investigadores expertos en el tema y una retro-traducción por un profesional de las ciencias sociales nativo de Estados Unidos y con nivel de español avanzado. Finalmente, la versión en español fue sometida a evaluación por un comité experto (6 investigadores/académicos en ciencias sociales) y a un pilotaje. Los participantes del pilotaje fueron jóvenes cuyas edades fluctuaron entre 18 y 25 años ($n = 24$) residentes en Santiago.

Luego de que la escala fue adaptada al contexto chileno, se realizó la selección de los participantes y la aplicación de los instrumentos. El proceso de selección fue realizado presencialmente por ayudantes previamente capacitados, utilizando un documento en el que se informaban los objetivos generales del estudio y se explicaban las condiciones de participación.

Las personas que accedieron a participar debieron escribir su correo electrónico en dicho documento y aceptar ser contactadas con posterioridad para responder un cuestionario *online*. El cuestionario fue administrado vía SoSci Survey (www.soscisurvey.de; Leiner, 2016) y distribuido a los participantes utilizando links de acceso único para cada correo electrónico ingresado, entre julio y agosto del 2017.

En el cuestionario se incluyeron, en primer lugar, las variables sociodemográficas, seguidas de las medidas de roles de género tradicionales y conservadurismo. Luego se incluyeron las escalas que tenían formas paralelas (MHS, intención de contacto y afectos positivos) de manera contrabalanceada, a fin de controlar el posible efecto de su presentación.

El presente estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Pontificia Universidad Católica de Chile y se desarrolló siguiendo los estándares éticos para el trabajo con seres humanos. Antes de comenzar la encuesta, los participantes debieron leer y firmar un consentimiento informado, el que contenía una explicación de los objetivos del estudio y las condiciones de su participación, así como el compromiso de confidencialidad y anonimato de los datos obtenidos. Los objetivos del estudio se presentaron en términos generales, con el propósito de evitar que las respuestas de los participantes fueran influidas por conocer el propósito específico del estudio. Como compensación por el tiempo invertido, los participantes tuvieron la oportunidad de acceder al sorteo de tres *giftcards*.

Plan de Análisis

En primer lugar, se realizaron análisis descriptivos de los datos (medias, desviaciones estándar y correlaciones bivariadas de Pearson), además de análisis de casos perdidos, casos extremos o atípicos (evaluados a partir del rango intercuartil) y normalidad multivariada (test Henze-Zirkler).

Para evaluar la estructura factorial de la MHS se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC), utilizando el método *full information maximum likelihood* y estimador de *máxima verosimilitud robusto*. La evaluación de ajuste del modelo a los datos consideró como índices de bondad de ajuste: los indicadores de ajuste absoluto, χ^2 , la raíz del residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR) y la raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y, como índices de ajuste relativo, el índice comparativo de Bentler-Bonett (CFI) y el índice de Tucker Lewis (TLI). Los criterios de ajuste utilizados fueron: para χ^2 , $p > 0,05$, CFI $\geq 0,95$, TLI $\geq 0,95$, RMSEA $\leq 0,05$; SRMR $\leq 0,05$ (Hu & Bentler, 1999).

Para los análisis de invarianza métrica entre grupos se compararon los indicadores de bondad de ajuste en modelos sucesivos, variando la restricción de diferentes parámetros: (1) modelo de invarianza configural (estimado con todos los parámetros libres en ambos grupos), (2) modelo de invarianza débil (cargas factoriales restringidas como iguales entre los grupos), (3) modelo de invarianza fuerte (cargas factoriales e interceptos restringidos como iguales entre los grupos) (4) modelo de invarianza estricta (cargas factoriales, interceptos y residuos restringidos como iguales entre los grupos). Adicionalmente, evaluamos invarianza a nivel de varianzas y medias de los factores latentes. Los modelos fueron comparados utilizando el test de χ^2 escalado

(Satorra & Bentler, 2001) y, adicionalmente, las diferencias sugeridas en los indicadores de ajuste para muestras pequeñas y no equilibradas ($\Delta\text{RMSEA} \geq 0,010$ y $\Delta\text{CFI} \geq -0,005$; Chen, 2007).

Para realizar el análisis de invarianza por objeto, dado que todos los participantes respondieron ambas versiones de la MHS, se estimó un modelo intrasujeto, siguiendo los lineamientos sugeridos para la estimación de invarianza longitudinal (Hoffman, 2015).

Finalmente, para evaluar la relación entre los niveles de homonegatividad moderna y las variables propuestas, se estimaron modelos de ecuaciones estructurales con variables latentes en análisis independientes para la MHS-G y la MHS-L, lo que permitió obtener mayor potencia estadística.

La exploración de datos y los análisis descriptivos fueron realizados con R versión 3.4.2 (R Core Team, 2015), mientras que los análisis multivariados fueron realizados en Mplus versión 7.0 (Muthén & Muthén, 2012).

Resultados

Análisis Preliminares

En la Tabla 1 se presentan las medias, sus desviaciones estándar y las correlaciones de entre los indicadores observados para ambas formas de la MHS. Adicionalmente, se evaluó la asimetría y curtosis de los ítems, pudiendo constatar que, con excepción del ítem 2 (inverso, previamente recodificado), expresaron asimetrías que fluctúan entre -0,14 y -1,04 y curtosis que fluctúan entre 0,08 y 0,10. El ítem 2 presenta una asimetría de 4,13 en la MHS-G y 4,66 en la MHS-L.

En relación al análisis de casos perdidos, ninguna variable cuenta con más del 5% de datos perdidos y el 89% de los casos presenta datos completos. En base a estos resultados, las estimaciones se realizaron utilizando el método *full information maximum likelihood*.

El supuesto de normalidad multivariada fue evaluado a partir del test Henze-Zirkler, no existiendo evidencia para suponer que los datos se distribuyen normalmente ($\text{HZ} = 1,13$, $p < 0,001$), por lo tanto, el AFC se realizó con el estimador *máxima verosimilitud robusto*. Finalmente, los casos atípicos fueron evaluados a partir del rango intercuartil, pudiendo constatar que todos los valores extremos detectados no cumplen el criterio para ser considerados como influyentes ($\geq 1,5$ veces el rango intercuartil).

Análisis Factorial Confirmatorio

El modelo unidimensionalidad de la MHS presentó excelentes indicadores de ajuste a los datos en ambas versiones: MHS-G, $\chi^2(14, n = 180) = 18,82$, $p = 0,172$, $\text{CFI} = 0,990$, $\text{TLI} = 0,986$, $\text{RMSEA} = 0,044$, 90% IC [$< 0,001$, 0,090] y $\text{SRMR} = 0,025$; MHS-L, $\chi^2(14, n = 182) = 21,54$, $p = 0,089$, $\text{CFI} = 0,983$, $\text{TLI} = 0,974$, $\text{RMSEA} = 0,054$, 90% IC [$< 0,001$, 0,097] y $\text{SRMR} = 0,030$. Todas las cargas factoriales fueron significativas ($p < ,001$), con pesos no extremadamente heterogéneos (MHS-G [0,45 a 0,92]; MHS-L [0,43 a 0,89], indicando que el constructo latente estuvo bien representado por sus respectivos indicadores. En ambas escalas la carga factorial más baja corresponde al ítem inverso.

Análisis Multigrupo por Sexo para la MHS-G

En primer lugar, se evaluó la estructura factorial de la MHS-G para hombres, $\chi^2(14, n = 66) = 15,01$, $p = 0,377$, $\text{CFI} = 0,995$, $\text{TLI} = 0,993$, $\text{RMSEA} = 0,03$, 90% IC [$< 0,001$, 0,126] y $\text{SRMR} = 0,032$, y para mujeres, $\chi^2(14, n = 114) = 26,03$ $p = 0,026$, $\text{CFI} = 0,961$, $\text{TLI} = 0,941$, $\text{RMSEA} = 0,087$, 90% IC [0,030, 0,138] y $\text{SRMR} = 0,038$, obteniendo evidencia de buen ajuste de la solución unidimensional para ambos grupos. Las cargas factoriales de todos los indicadores fueron estadísticamente significativas y similares entre los grupos (ver Figura 1 a y b).

El análisis multigrupo por sexo permitió constatar invarianza métrica estricta (ver Tabla 2), es decir, existiría evidencia de que el modelo de medición estimado para la MHS-G es psicométricamente equivalente entre hombres y mujeres, resultado que avala la comparación de los niveles de homonegatividad moderna hacia hombres gays entre hombres y en mujeres. Al restringir las medias de los factores, se observa un detrimento significativo en el ajuste del modelo, por lo que se puede concluir que existirían diferencias en los niveles de homonegatividad moderna hacia los hombres gays entre hombres y mujeres. Específicamente, el nivel de homonegatividad moderna hacia los hombres gays es menor en las mujeres que en los hombres ($\Delta M = -0,50$, $p = 0,004$).

Tabla 1

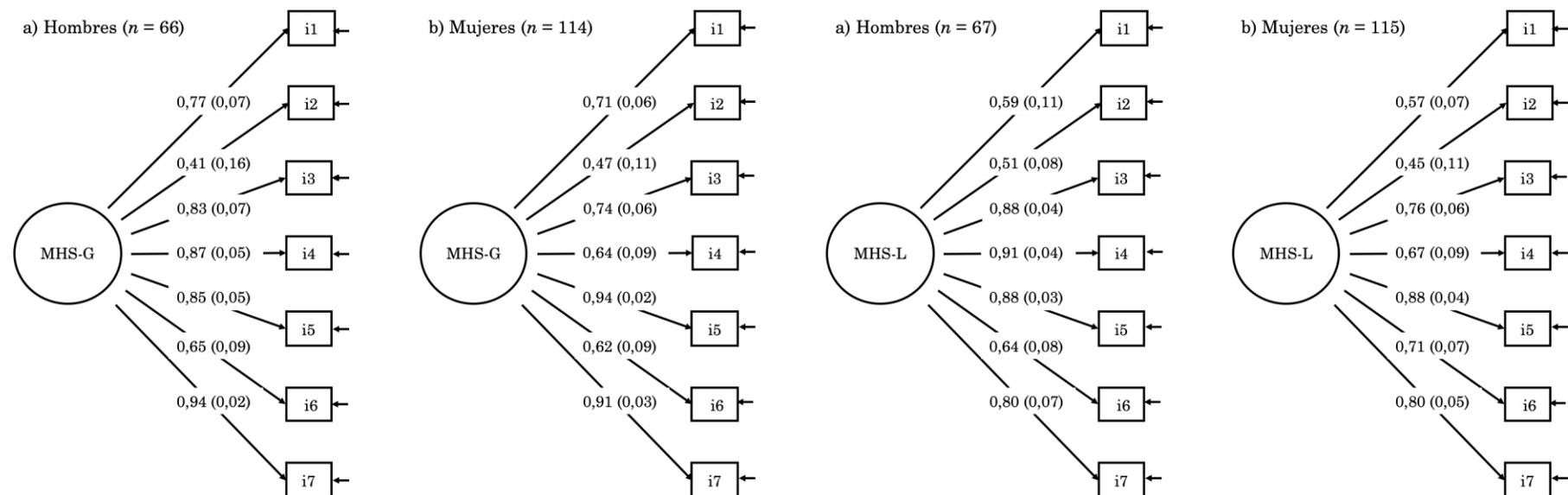
Estadísticos Descriptivos y Matriz de Correlaciones Bivariadas de Pearson para los Ítems de Ambas Versiones de la Escala de Homonegatividad Moderna ($n_{\text{MHS-G}} = 180$, $n_{\text{MHS-L}} = 182$)

Ítem	Total ($n = 182$)		Hombres ($n = 68$)		Mujeres ($n = 114$)		Matriz de correlaciones						
	MHS-Gay	MHS-Les	MHS-Gay	MHS-Les	MHS-Gay	MHS-Les	1	2	3	4	5	6	7
	<i>M (DE)</i>	<i>M (DE)</i>	<i>M (DE)</i>	<i>M (DE)</i>	<i>M (DE)</i>	<i>M (DE)</i>							
1. MHS1	2,04 (1,12)	1,92 (1,07)	2,39 (1,12)	2,27 (1,16)	1,84 (1,08)	1,71 (0,95)		0,24	0,56	0,56	0,58	0,50	0,52
2. MHS2	1,55 (0,99)	1,50 (0,94)	1,65 (1,07)	1,44 (0,77)	1,49 (0,93)	1,54 (1,03)	0,36		0,33	0,25	0,37	0,39	0,29
3. MHS3	2,42 (1,31)	2,36 (1,29)	2,70 (1,37)	2,73 (1,31)	2,27 (1,26)	2,16 (1,23)	0,65	0,31		0,61	0,73	0,52	0,67
4. MHS4	2,06 (1,26)	2,01 (1,17)	2,35 (1,40)	2,39 (1,28)	1,89 (1,14)	1,78 (1,05)	0,51	0,38	0,58		0,70	0,46	0,70
5. MHS5	2,25 (1,30)	2,32 (1,29)	2,62 (1,39)	2,80 (1,37)	2,04 (1,20)	2,04 (1,16)	0,68	0,40	0,72	0,67		0,61	0,73
6. MHS6	2,13 (1,30)	2,17 (1,27)	2,39 (1,36)	2,41 (1,37)	1,98 (1,25)	2,03 (1,19)	0,50	0,39	0,47	0,45	0,53		0,54
7. MHS7	2,12 (1,29)	2,01 (1,24)	2,47 (1,35)	2,36 (1,42)	1,92 (1,21)	1,81 (1,08)	0,65	0,39	0,70	0,75	0,83	0,57	

Nota. Sobre la diagonal se presentan las correlaciones para el objeto lesbianas y bajo la diagonal, las correlaciones para el objeto gay. Todas las correlaciones son significativas ($p < 0,001$). El rango observado de todos los ítems va de 1 a 5.

Figura 1

Análisis Factorial Confirmatorio para Ambas Versiones de MHS según Sexo del Participante



Nota. Se presentan cargas factoriales estandarizadas y error estándar en paréntesis. Todas las cargas factoriales son significativas ($p < 0,001$).

Tabla 2*Análisis Multigrupo por Sexo de los Participantes para la MHS-G ($n_{\text{Hombres}} = 66$, $n_{\text{Mujeres}} = 114$)*

Modelo	$\chi^2(g)$	$\Delta\chi^2(\Delta gl)$	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural (M1)	42,728 (28)	NA	0,972	0,076	0,036	NA	NA
Débil (M2)	49,944 (34)	7,518 (6)	0,969	0,072	0,064	-0,003	-0,004
Fuerte (M3)	52,238 (40)	2,311 (6)	0,976	0,058	0,067	0,007	-0,014
Estricta (M4)	61,311 (47)	9,100 (7)	0,973	0,058	0,066	-0,003	0,000
Varianzas (M5)	63,189 (48)	2,222 (1)	0,971	0,059	0,090	-0,002	0,001
Medias (M6)	71,390 (49)	9,337 (1)*	0,957	0,071	0,095	-0,014	0,012

Nota. Para las diferencias en χ^2 se utilizó χ^2 escalado con método Satorra-Bentler. * $p < 0,001$

Análisis Multigrupo por Sexo para la MHS-L

La estructura factorial unidimensional de la MHS-L presentó un buen ajuste, tanto para hombres, $\chi^2(14, n = 67) = 19,44$, $p = 0,148$, CFI = 0,975, TLI = 0,962, RMSEA = 0,08, 90% IC [$< 0,001$, 0,150], SRMR = 0,038, como para mujeres, $\chi^2(14, n = 115) = 24,87$, $p = 0,036$, CFI = 0,956, TLI = 0,935, RMSEA = 0,082, 90% IC [0,021, 0,134], SRMR = 0,042). Las cargas factoriales para todos los indicadores fueron estadísticamente significativas y similares entre los grupos, excepto por el ítem4 (ver Figura 1 c y d).

Los resultados del análisis multigrupo por sexo permitirían constatar invarianza métrica fuerte total e invarianza métrica estricta parcial (ver Tabla 3), debiendo estimar libremente los residuos de los ítems 1, 2 y 7. Estos resultados aportarían evidencia suficiente para señalar que el modelo de medición de la MHS-L sería psicométricamente equivalentes entre hombres y mujeres, lo que avala la comparabilidad de las puntuaciones. La evaluación de las varianzas y medias del factor latente entre hombres y mujeres sugieren que existen diferencias estadísticamente significativas en ambos parámetros. Las mujeres expresarían niveles menores de homonegatividad moderna hacia las mujeres lesbianas, en comparación a los hombres ($\Delta M = -0,55$, $p < 0,001$), y mayor varianza ($\Delta\sigma^2 = 0,66$, $p < 0,001$).

Análisis Multigrupo por Objeto del Prejuicio (MHS-G Versus MHS-L)

Los resultados del análisis de invarianza por objeto del prejuicio (hombre gay y mujer lesbiana) son presentados en la Tabla 4. El análisis del modelo configural sugiere que no existen diferencias para el modelo factorial especificado para la MHS-G y la MHS-L. Las cargas factoriales estandarizadas para la MHS-G variaron entre 0,43 y 0,92, mientras para la MHS-L, entre 0,38 y 0,88, siendo todas estadísticamente significativas ($p < 0,001$). En ambos casos el ítem inverso fue el que presentó la carga factorial más baja.

El modelo de invarianza métrica débil fue parcialmente logrado, debiendo liberar la carga factorial del ítem7 ("Si los hombres gays [mujeres lesbianas] quieren ser tratados como cualquier persona tienen que dejar de llamar la atención"). Esta decisión fue tomada en base a los índices de modificación sugeridos por el modelo y en base a la observación de las estimaciones del modelo configural. Estos resultados aportarían evidencia a favor de la similitud del significado de los ítems entre objetos, excepto para el ítem7 ($\lambda_{\text{gay}} = 0,92$; $\lambda_{\text{les}} = 0,82$).

Por su parte, el modelo de invarianza métrica fuerte también se cumplió parcialmente, debiendo liberar el ítem 5 ("Los hombres gays [mujeres lesbianas] se han vuelto demasiado conflictivos en la forma en que reclaman sus derechos"), decisión que fue tomada en base a los criterios antes indicados. Estos resultados permiten señalar que los niveles de homonegatividad moderna hacia hombres gays y mujeres lesbianas sería el mismo en cinco de los siete ítems de la escala. En los interceptos que fueron estimados libremente los niveles de homonegatividad fue mayor hacia hombres gays que hacia mujeres lesbianas (ítem 5 $\tau_{\text{gay}} = 2,56$, $\tau_{\text{les}} = 2,38$; ítem 7 $\tau_{\text{gay}} = 2,13$, $\tau_{\text{les}} = 2,07$). Sin embargo, se debe considerar que los niveles del ítem 7 por objeto no son comparables, dado que este ítem es variante a nivel métrico (carga factorial).

Tabla 3*Análisis Multigrupo por Sexo de los Participantes para la MHS-L (nHombres = 67, nMujeres = 115)*

Modelo	$\chi^2(gf)$	$\Delta\chi^2(\Delta gl)$	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural (M1)	44,740 (28)	NA	0,964	0,081	0,041	NA	NA
Débil (M2)	52,394 (34)	7,689 (6)	0,961	0,077	0,063	-0,003	-0,004
Fuerte (M3)	62,994 (40)	10,587 (6)	0,951	0,079	0,073	-0,010	0,002
Estricta (M4)	85,265 (47)	18,095 (7)*	0,918	0,095	0,101	-0,033	0,016
EstrictaP (M5) ^a	71,965 (44)	8,413 (4)	0,940	0,084	0,073	-0,011	-0,005
Varianza (M6)	75,575 (45)	4,741 (1)*	0,935	0,086	0,102	-0,005	-0,002
Medias (M7) ^b	84,603 (45)	19,287 (1)**	0,915	0,098	0,136	-0,025	-0,014

Nota. Para las diferencias en χ^2 se utilizó χ^2 escalado con método Satorra-Bentler. M5: Invarianza estricta parcial (los residuos de los ítems 1, 2 y 7 fueron estimados libremente). M7: Modelo con la varianza del factor libremente estimada. ^aM5 fue comparado con M3. ^bM7 fue comparado con M5. * $p < 0,05$, ** $p < 0,001$

Los siguientes niveles de invarianza (ver Tabla 4) se lograron completamente, llegando hasta invarianza de medias latentes, por lo que existiría evidencia para sostener que los residuos de los indicadores observados, las varianzas y medias de los factores latentes serían iguales para ambos objetos. Sin embargo, se debe considerar que estos modelos han sido estimados con parámetros libres derivados de los modelos parciales antes señalados, lo que podría haber introducido sesgo en estas estimaciones (Chen, 2008; Widaman & Reise, 1997; Xu & Green, 2016).

Tabla 4*Análisis de Invarianza Intrasujeto por Objeto del Prejuicio (MHS-G Versus MHS-L, n = 180)*

Modelo	$\chi^2(gf)$	$\Delta\chi^2(\Delta gl)$	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural (M1)	225,701 (69)	--	0,937	0,079	0,052	--	--
Débil (M2)	239,393 (75)	13,751 (6)*	0,934	0,077	0,055	-0,003	-0,002
DébilP (M3) ^a	229,545 (74)	4,553 (5)	0,937	0,076	0,053	0,000	-0,003
Fuerte (M4)	244,989 (79)	15,434 (5)**	0,933	0,076	0,053	-0,004	0,000
FuerteP (M5) ^b	238,039 (78)	7,910 (4)	0,936	0,075	0,054	-0,001	-0,001
Estricta (M6)	240,241 (83)	6,570 (5)	0,937	0,072	0,054	0,001	-0,003
Varianza (M7)	241,008 (84)	1,233 (1)	0,937	0,071	0,056	0,000	0,002
Medias (M8)	243,534 (85)	2,256 (1)	0,936	0,071	0,055	-0,001	0,000

Nota. Para diferencias en χ^2 se utilizó χ^2 escalado con método Satorra-Bentler. M3: Invarianza débil parcial, modelo con la carga factorial del ítem7 libremente estimada (ambas formas). M4: Invarianza fuerte con el intercepto del ítem7 libremente estimado (ambas formas). M5: Invarianza fuerte parcial con el intercepto de los ítem 7 y 5 libremente estimados (ambas formas). ^aM3 comparado con M1. ^bM5 comparado con M3. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$

Relación de la MHS con Otros Constructos

Los resultados obtenidos apoyan las hipótesis formuladas. Los niveles reportados de sexismo y conservadurismo se relacionan directamente con los niveles de homonegatividad moderna hacia hombres gays ($r_{\text{sexismo}} = 0,60$, $p < 0,001$; $r_{\text{conser}} = 0,64$, $p < 0,001$) y con los niveles de homonegatividad hacia mujeres lesbianas ($r_{\text{sexismo}} = 0,67$, $p < 0,001$, $r_{\text{conser}} = 0,68$, $p < 0,001$). Por su parte, los niveles de intención de contacto con hombres gays/mujeres lesbianas y con el nivel de afectos positivos hacia hombres gays/mujeres lesbianas se relacionan inversamente con los niveles de homonegatividad moderna hacia hombres gays ($r_{\text{int.gay}} = -0,35$, $p < 0,001$,

$r_{\text{afectos.gay}} = -0,61$, $p < 0,001$) y con los niveles de homonegatividad hacia mujeres lesbianas ($r_{\text{int.les}} = -0,34$, $p < 0,001$, $r_{\text{afectos.les}} = -0,51$, $p < 0,001$).

Discusión

Los resultados de este estudio aportarían evidencia respecto de la unidimensionalidad de la versión chilena (reducida) de la MHS en sus dos formas. La estructura factorial unidimensional fue replicada cuando se analizaron ambas versiones de la escala (MHS-G y MHS-L) entre los hombres y las mujeres por separado. Estos resultados son coherentes con los resultados obtenidos en otros contextos (McDermott & Blair, 2012; Morrison et al., 2009; Morrison & Morrison, 2003).

En general, los indicadores de la MHS presentan medias, desviaciones estándar, asimetrías y curtosis que pueden reflejar una adecuada sensibilidad de esta escala para evaluar formas sutiles de prejuicio sexual. Solo el ítem 2 ("Los hombres gais [las mujeres lesbianas] deberían tener los mismos derechos que las personas heterosexuales") presenta un sesgo elevado hacia las puntuaciones más bajas de la escala y con escasa variabilidad respecto a la media, por lo tanto, este ítem no lograría capturar diversidad en la expresión de homonegatividad moderna. La escasa sensibilidad del ítem 2 puede explicarse al menos por dos razones. En primer lugar, esta afirmación se presenta en sentido inverso, lo que ha sido asociado a un mal funcionamiento de los ítems (Sliter & Zickar, 2014). Al mismo tiempo, se ha observado que los participantes responden de manera diferente cuando los ítems se presentan en sentido positivo o negativo, tendiendo a estar más de acuerdo con los primeros y más en desacuerdo con los segundos, lo que se expresaría en medias sesgadas (Benson & Hocevar, 1985; Sliter & Zickar, 2014; Weems & Onwuegbuzie, 2001). En segundo lugar, el análisis del contenido de este ítem sugiere que podría asociarse a una expresión más directa de prejuicio sexual en el contexto chileno, pues estar en contra de esta afirmación implicaría una explícita denegación de derechos. No obstante, aunque la carga factorial del ítem 2 es la más baja en todos los modelos estimados, esta es estadísticamente significativa y comparte un porcentaje de varianza relevante con otros ítems de la escala (entre 17% y 26%).

Por otro lado, los resultados de invarianza permiten sostener que tanto la MHS-G como la MHS-L, a nivel métrico, son constructos invariantes entre hombres y mujeres, lo que permitiría la comparabilidad de los niveles de homonegatividad moderna reportados por hombres y mujeres. Si bien estos resultados han sido reportados por otros estudios (Romero et al., 2015), deben tomarse con cautela, dado que el tamaño muestral del grupo de hombres está por debajo de lo sugerido por la literatura (por ejemplo, Kline, 2015).

En cuanto a los mayores niveles de homonegatividad moderna reportada por los hombres, en comparación con las mujeres, tanto hacia los hombres gais como hacia las mujeres lesbianas, son resultados coherentes con hallazgos previos (e.g., Mange & Lepastourel, 2013; Morrison & Morrison, 2003; Romero et al., 2015). Sin embargo, considerando los resultados reportados por otros estudios realizados en Chile (Gómez Ojeda, 2020) y en otros contextos (Santona & Tognasso, 2018; Sink & Mastro, 2018), estos hallazgos deben ser examinados con precaución, dado que existen moderadores de las actitudes negativas que se dirigen hacia los hombres gais y las mujeres lesbianas que no han sido considerados en estos análisis (e.g., contacto intergrupalo con hombres gais y mujeres lesbianas y norma endogrupal).

En cuanto a la invarianza por objeto (MHS-G versus MHS-L), no se observó invarianza métrica completa, pudiéndose constatar que, a nivel de cargas factoriales, el ítem 7 ("Si los hombres gais [las mujeres lesbianas] quieren ser tratados como cualquier persona tienen que dejar de llamar la atención") es variable según objeto, es decir, el significado atribuido al ítem no es el mismo cuando el objeto es hombres gais versus mujeres lesbianas (van de Schoot et al., 2012). Si se analiza el contenido del ítem, la comprensión de lo que implica "llamar la atención" puede tener connotaciones distintas cuando se refiere a hombres gais o a mujeres lesbianas. Esto podría explicarse por los estereotipos de género asociados a estos grupos, donde a los hombres gais se los asocia a expresiones de género más femeninas que masculinas, mientras a las mujeres lesbianas se las asocia a expresiones de género más masculinas que femeninas (Blashill & Powlishta, 2011; McCutcheon & Morrison, 2021; Miller & Lewallen, 2015; Mize & Manago, 2018).

Por su parte, a nivel de intercepto, el ítem 5 ("Los hombres gais [las mujeres lesbianas] se han vuelto demasiado conflictivos en la forma en que reclaman sus derechos") debió ser liberado, obteniendo niveles mayores de homonegatividad cuando el objeto es hombre gay. Es decir, los jóvenes que participaron de este estudio evalúan más negativamente la forma en que los hombres gais reivindican sus derechos, en comparación a cómo lo hacen las mujeres lesbianas. Esta diferencia podría explicarse por una mayor sanción

social hacia la transgresión de los roles de género hegemónicos vinculados a la masculinidad, en tanto se tiende a asociar a los hombres gays como más femeninos que masculinos (Blashill & Powlishta, 2011; Miller & Lewallen, 2015). En Chile, así como en otros contextos, existe evidencia que respalda la asociación entre creencias de roles de género tradicionales y prejuicio sexual (Cárdenas et al., 2018; Kite & Whitley Jr., 1996; Salvati et al., 2019), asociación que sería más fuerte cuando el objeto del prejuicio es un hombre gay (Cárdenas et al., 2018). Sin embargo, en el presente estudio la asociación entre el nivel de sexismo y homonegatividad moderna fue mayor para el objeto mujeres lesbianas que para el objeto hombres gays. Se sugiere que futuros estudios aborden más a fondo cómo se relacionan estos resultados con estereotipos y/o creencias de roles de género.

Más allá de estas diferencias, si se considera el nivel de invarianza métrica parcial fuerte obtenido, se puede constatar que no existen diferencias importantes del constructo por objeto, es decir, los niveles de homonegatividad hacia hombres gays y hacia mujeres lesbianas, medidos a partir de la MHS, pueden ser comparados. Sin embargo, estos resultados deben considerar las particularidades de los ítems antes mencionados.

Respecto de las relaciones de la MHS con otros constructos, se puede señalar que ideas tradicionales, como el sexismo o respecto de la sociedad, se relacionan con la expresión de homonegatividad moderna, mientras que la expresión de homonegatividad moderna se vincula a una tendencia hacia la distancia social y disminución de afectos positivos hacia hombres gays y mujeres lesbianas. Estos resultados son coherentes con la propuesta teórica de Meertens y Pettigrew (1997), en cuanto señala que el prejuicio sutil se caracteriza por la defensa de los valores tradicionales, la exageración de las diferencias culturales y la negación de las emociones positivas. Se sugiere que futuras investigaciones repliquen estos resultados, considerando el análisis de relaciones estructurales entre la homonegatividad moderna y otros constructos, así como aquellos moderadores propuestos por la literatura y que no fueron considerados en este estudio.

En conclusión, los resultados sugieren que la versión chilena de la MHS en sus dos formas (MHS-G y MHS-L) contaría con adecuadas propiedades psicométricas y sería un instrumento capaz de capturar nuevas formas de expresión del prejuicio hacia hombres gays y mujeres lesbianas en jóvenes chilenos. Además, es una escala corta y de fácil aplicación, por lo que es un aporte relevante al campo de la investigación del prejuicio sexual en el contexto chileno.

Este estudio adolece de ciertas limitaciones que deben ser consideradas. En primer lugar, se utilizó un muestreo no probabilístico, lo que hace que los resultados no sean generalizables a la población de jóvenes chilenos entre 18 y 25 años, ni tampoco a otros grupos de edad. Al mismo tiempo, las particularidades de la muestra, jóvenes que se encuentran estudiando, no permiten concluir que las características de este instrumento se mantengan para su aplicación en poblaciones con alto nivel de prejuicio sexual. Futuras investigaciones deberían replicar estos resultados con muestras con propiedades sociodemográficas más diversas. En segundo lugar, el tamaño muestral de los participantes hombres está por debajo de lo deseable para realizar el análisis multigrupo por sexo, por lo tanto, otros estudios deberían confirmar la comparabilidad de la MHS entre hombres y mujeres. Finalmente, la recolección de datos se realizó vía *online*, lo que podría introducir sesgo en las características de la muestra (i.e., necesidad de contar con la tecnología necesaria).

Referencias

- Alden, H. L. & Parker, K. F. (2005). Gender role ideology, homophobia and hate crime: Linking attitudes to macro-level anti-gay and lesbian hate crimes. *Deviant Behaviour*, 26(4), 321-343. <https://doi.org/10.1080/016396290931614>
- Barrientos, J. & Cárdenas, M. (2014). Construction and validation of a Subjective Scale of Stigma and Discrimination (SISD) for the gay men and transgender women population in Chile. *Sexuality Research and Social Policy*, 11(3), 187-198. <https://doi.org/10.1007/s13178-014-0150-0>
- Barrientos J., Cárdenas, M. & Gómez, F. (2014). Características sociodemográficas, bienestar subjetivo y homofobia en una muestra de hombres gay en tres ciudades chilenas. *Cadernos de Saúde Pública*, 30(6), 1259-1269. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00108413>
- Benson, J. & Hocevar, D. (1985). The impact of item phrasing on the validity of attitude scales for elementary school children. *Journal of Educational Measurement*, 22(3), 231-240. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1985.tb01061.x>
- Blashill, A. J., & Powlishta, K. K. (2012). Effects of gender-related domain violations and sexual orientation on perceptions of male and female targets: an analogue study. *Archives of sexual behavior*, 41(5), 1293-1302. <https://doi.org/10.1007/s10508-012-9971-1>
- Brown, R. (2010). *Prejudice: Its social psychology. Second edition*. Wiley-Blackwell.
- Cárdenas, M., Barrientos, J. & Gómez, F. (2018). Determinants of heterosexual men's attitudes toward gay men and lesbians in Chile. *Journal of Gay & Lesbian Mental Health*, 22(2), 105-119. <https://doi.org/10.1080/19359705.2017.1418467>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, F. F. (2008). What happens if we compare chopsticks with forks? The impact of making inappropriate comparisons in cross-cultural research. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1005-1018. <https://doi.org/10.1037/a0013193>

- Chonody, J. M. (2013). Measuring sexual prejudice against gay men and lesbian women: Development of the Sexual Prejudice Scale (SPS). *Journal of Homosexuality*, 60(6), 895-926. <https://doi.org/10.1080/00918369.2013.774863>
- Collier, K. L., Horn, S. S., Bos, H. M. W. & Sandfort, T. G. M. (2015). Attitudes toward lesbians and gays among American and Dutch adolescents. *The Journal of Sex Research*, 52(2), 140-150. <https://doi.org/10.1080/00224499.2013.858306>
- Glick, P. & Fiske, S. T. (1997). Hostile and benevolent sexism: Measuring ambivalent sexist attitudes toward women. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 119-135. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1997.tb00104.x>
- Gómez, F. (2020). *Reducción del prejuicio hacia hombres gays y mujeres lesbianas a través del contacto imaginado en jóvenes heterosexuales* [Tesis doctoral, Pontificia Universidad Católica de Chile]. Repositorio Pontificia Universidad Católica de Chile. <https://repositorio.uc.cl/handle/11534/46922>
- Górska, P., Bilewicz, M. & Winiewski, M. (2017). On old-fashioned versus modern homonegativity distinction: Evidence from Poland. *Journal of Homosexuality*, 64(2), 256-272. <https://doi.org/10.1080/00918369.2016.1179029>
- Haye, A., Carvacho, H., González, R., Manzi, J. & Segovia, C. (2009). Relación entre orientación política y condición socioeconómica en la cultura política chilena: una aproximación desde la psicología política. *Polis, Revista de la Universidad Bolivariana*, 8(23), 351-384. <https://doi.org/10.4067/S0718-65682009000100016>
- Herek, G. M. (2016). The social psychology of sexual prejudice. En T. D. Nelson (Ed.), *Handbook of prejudice, stereotyping, and discrimination: Second edition* (pp. 355-384). Psychology Press.
- Herek, G. M. & McLemore, K. A. (2013). Sexual prejudice. *Annual Review of Psychology*, 64, 309-333. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143826>
- Hoffman, L. (2015). *Longitudinal analysis: Modeling within-person fluctuation and change*. Routledge.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Infante Soler, A., Berger, C., Dantas, J. C. & Sandoval, F. (2016). *Encuesta nacional de clima escolar en Chile 2016*. Fundación Todo Mejora Chile. <https://todomejora.org/wp-content/uploads/2016/08/Encuesta-de-Clima-Escolar-2016-Fundacion-TODO-MEJORA.pdf>
- Kite, M. E. & Deaux, D. (1986). Attitudes toward homosexuality: Assessment and behavioral consequences. *Basic and Applied Social Psychology*, 7(2), 137-162. https://doi.org/10.1207/s15324834baso0702_4
- Kite, M. E. & Whitley Jr., B. E. (1996). Sex differences in attitudes toward homosexual persons, behaviors, and civil rights: A meta-analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 22(4), 336-353. <https://doi.org/10.1177/0146167296224002>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation: Fourth edition*. Guilford Press.
- Kwon, R. & Hughes, E. (2018). Multiculturalist policies in an age of immigration: Do multiculturalist policies influence negative immigrant attitudes toward homosexuality? *Ethnicities*, 18(5), 655-691. <https://doi.org/10.1177/1468796817752013>
- Leiner, D. J. (2016). *SoSci Survey* (Versión 3.1.06) [Software computacional]. <https://www.sosicisurvey.de>
- Lottes, I. L. & Grollman, E. A. (2010). Conceptualization and assessment of homonegativity. *International Journal of Sexual Health*, 22(4), 219-233. <https://doi.org/10.1080/19317611.2010.489358>
- Mange, J. & Lepastourel, N. (2013). Gender effect and prejudice: When a salient female norm moderates male negative attitudes toward homosexuals. *Journal of Homosexuality*, 60(7), 1035-1053. <https://doi.org/10.1080/00918369.2013.776406>
- Marsden, A. D. & Barnett, M. D. (2020). The role of empathy in the relationship between social political ideology and sexual prejudice in heterosexual college students in the U.S. *Archives of Sexual Behavior*, 49(5), 1853-1861. <https://doi.org/10.1007/s10508-019-01545-5>
- McCutcheon, J. M. & Morrison, M. A. (2021). Beyond the superordinate categories of "gay men" and "lesbian women": Identification of gay and lesbian subgroups. *Journal of Homosexuality*, 68(1), 112-137. <https://doi.org/10.1080/00918369.2019.1627129>
- McDermott, D. T. & Blair, K. L. (2012). 'What's it like on your side of the pond?': A cross-cultural comparison of modern and old-fashioned homonegativity between North American and European samples. *Psychology & Sexuality*, 3(3), 277-296. <https://doi.org/10.1080/19419899.2012.700032>
- Meertens, R. W. & Pettigrew, T. F. (1997). Is subtle prejudice really prejudice? *Public Opinion Quarterly*, 61(1), 54-71. <https://doi.org/10.1086/297786>
- Miller, B. & Lewallen, J. (2015). The effects of portrayals of gay men on homonegativity and the attribution of gender-based descriptors. *Communication Studies*, 66(3), 358-377. <https://doi.org/10.1080/10510974.2015.1018446>
- Mize, T. D. & Manago, B. (2018). The stereotype content of sexual orientation. *Social Currents*, 5(5), 458-478. <https://doi.org/10.1177/2329496518761999>
- Mladinic, A., Saiz, J. L., Díaz, M., Ortega, A. & Oyarce, P. (1998). Sexismo ambivalente en estudiantes universitarios chilenos: teoría, medición y diferencias de género. *Revista de Psicología Social y Personalidad*, 14(1), 1-14. <https://psycnet.apa.org/record/1998-11389-001>
- Monto, M. A. & Supinski, J. (2014). Discomfort with homosexuality: A new measure capture differences in attitudes toward gay men and lesbians. *Journal of Homosexuality*, 61(6), 899-916. <https://doi.org/10.1080/00918369.2014.870816>
- Morales, J. F. & Magallares, A. (2017). Propiedades psicométricas, estructura factorial y validez de constructo de la versión española de la escala de Alofilia. *Anales de Psicología*, 33(2), 283-291. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.2.242021>
- Morrison, T. G., Kenny, P. & Harrington, A. (2005). Modern prejudice toward gay men and lesbian women: Assessing the viability of a measure of modern homonegative attitudes within and Irish context. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, 131(3), 219-250. <https://doi.org/10.3200/MONO.131.3.219-250>
- Morrison, M. A. & Morrison, T. G. (2003). Development and validation of a scale measuring modern prejudice toward gay men and lesbian women. *Journal of Homosexuality*, 43(2), 15-37. https://doi.org/10.1300/J082v43n02_02
- Morrison, M. A. & Morrison, T. G. (2011). Sexual orientation bias toward gay men and lesbian women: Modern homonegative attitudes and their association with discriminatory behavioral intentions. *Journal of Applied Social Psychology*, 41(11), 2573-2599. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2011.00838.x>
- Morrison, M. A., Morrison, T. G. & Franklin, R. (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>
- Movimiento de Integración y Liberación Homosexual (2021). XIX Informe Anual de Derechos Humanos de la Diversidad Sexual y de Género en Chile (Hechos 2020). <https://www.movilh.cl/wp-content/uploads/2021/03/XIX-Informe-Anual-DDHH-MOVIH.pdf>
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (2012). *Mplus user's guide (7th Edition)*.
- Navarro, M. C., Barrientos, J., Gómez, F. & Bahamondes, J. (2019). Tolerance of homosexuality in South American countries: A Multilevel analysis of related individual and sociocultural factors. *International Journal of Sexual Health*, 31(3), 257-268. <https://doi.org/10.1080/19317611.2019.1625843>

- Pittinsky, T. L., Rosenthal, S. A. & Montoya, R. M. (2011). Measuring positive attitudes toward outgroups: Development and validation of the Allophilia Scale. En L. R. Tropp & R. K. Mallett (Eds.), *Moving beyond prejudice reduction: Pathways to positive intergroup relations* (pp. 41-60). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/12319-002>
- Quiles del Castillo, M. N., Betancor Rodríguez, V., Rodríguez Torres, R., Rodríguez Pérez, A. & Coello Martel, E. (2003). La medida de la homofobia manifiesta y sutil. *Psicothema*, 15(2), 197-204. <https://www.psicothema.com/pdf/1045.pdf>
- R Core Team. (2015). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <http://www.R-project.org/>
- Romero, D. H., Morera, O. F. & Wiebe, J. S. (2015). Assessing the gender invariance of the Modern Homonegativity Scale. *Journal of Homosexuality*, 62(11), 1539-1559. <https://doi.org/10.1080/00918369.2015.1073034>
- Rye, B. J. & Meaney, G. J. (2010). Measuring homonegativity: A psychometric analysis. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 42(3), 158-167. <https://doi.org/10.1037/a0018237>
- Salvati, M., Piumatti, G., Giacomantonio, M. & Baiocco, R. (2019). Gender stereotypes and contact with gay men and lesbians: The mediational role of sexism and homonegativity. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 29(6), 461-473. <https://doi.org/10.1002/casp.2412>
- Santona, A. & Tognasso, G. (2018). Attitudes toward homosexuality in adolescence: An Italian study. *Journal of Homosexuality*, 65(3), 361-378. <https://doi.org/10.1080/00918369.2017.1320165>
- Satorra, A. & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>
- Sink, A. & Mastro, D. (2018). Mediated contact with gay men as a predictor of modern homonegativity: An analysis of exposure to characters appearing on television between 2000 and 2015. *Communication Reports*, 31(2), 78-90. <https://doi.org/10.1080/08934215.2017.1360374>
- Sliter, K. A. & Zickar, M. J. (2014). An IRT examination of the psychometric functioning of negatively worded personality items. *Educational and Psychological Measurement*, 74(2), 214-226. <https://doi.org/10.1177/0013164413504584>
- Smith, T. W., Son, J. & Kim, J. (noviembre de 2014). *Public attitudes toward homosexuality and gay rights across time and countries*. The Williams Institute UCLA School of Law. <http://williamsinstitute.law.ucla.edu/research/international/public-attitudes-nov-2014/>
- Tougas, F., Desruisseaux, J. -C., Desrochers, A., St-Pierre, L., Perrino, A. & de la Sablonnière, R. (2004). Two forms of racism and their related outcomes: The bad and the ugly. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 36(3), 177-189. <https://doi.org/10.1037/h0087228>
- Turner, R. N., West, K. & Christie, Z. (2013). Out-group trust, intergroup anxiety, and out-group attitude as mediators of the effect of imagined intergroup contact on intergroup behavioral tendencies. *Journal of Applied Social Psychology*, 43(S2), E196-E205. <https://doi.org/10.1111/jasp.12019>
- van de Schoot, R., Lugtig, P. & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Weems, G. H. & Onwuegbuzie, A. J. (2001). The impact of midpoint responses and reverse coding on survey data. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34(3), 166-176. <https://doi.org/10.1080/07481756.2002.12069033>
- West, K., Husnu, S. & Lipps, G. (2015). Imagined contact works in high-prejudice contexts: Investigating imagined contact's effects on anti-gay prejudice in Cyprus and Jamaica. *Sexuality Research and Social Policy*, 12(1), 60-69. <https://doi.org/10.1007/s13178-014-0172-7>
- Widaman, K. F. & Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: Applications in the substance use domain. En K. J. Bryant, M. Windle & S. G. West (Eds.), *The science of prevention: Methodological advances from alcohol and substance abuse research* (pp. 281-324). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10222-009>
- Worthen, M. G. F. (2013). An argument for separate analyses of attitudes toward lesbian, gay, bisexual men, bisexual women, MtF and FtM transgender individuals. *Sex Roles*, 68(11-12), 703-723. <https://doi.org/10.1007/s11199-012-0155-1>
- Xu, Y. & Green, S. B. (2016). The impact of varying the number of measurement invariance constraints on the assessment of between-group differences of latent means. *Structural Equation Modeling*, 23(2), 290-301. <https://doi.org/10.1080/10705511.2015.1047932>

Anexo
Escala de Homonegatividad Moderna

Ítem 1	Muchos hombres <i>gais</i> (<i>mujeres lesbianas</i>) usan su orientación sexual para obtener privilegios.
Ítem 2	Los hombres <i>gais</i> (<i>las mujeres lesbianas</i>) deberían tener los mismos derechos que las personas heterosexuales*.
Ítem 3	Los hombres <i>gais</i> (<i>las mujeres lesbianas</i>) exigen demasiado a las personas heterosexuales que acepten su estilo de vida.
Ítem 4	Los hombres <i>gais</i> (<i>las mujeres lesbianas</i>) deben dejar de quejarse de la forma en que son tratados por la sociedad y seguir adelante con sus vidas.
Ítem 5	Los hombres <i>gais</i> (<i>las mujeres lesbianas</i>) se han vuelto demasiado conflictivos en la forma en que reclaman sus derechos.
Ítem 6	El dinero de los impuestos no debería ser utilizado para apoyar a organizaciones de hombres <i>gais</i> (<i>mujeres lesbianas</i>).
Ítem 7	Si los <i>hombres gays</i> (<i>las mujeres lesbianas</i>) quieren ser tratados como cualquier persona tienen que dejar de llamar la atención.

* Ítem inverso

Fecha de recepción: Mayo de 2020.

Fecha de aceptación: Noviembre de 2021.