



## Validez e invariancia de medida de la Escala de Homonegatividad Moderna en alumnado del ámbito de la educación

Adrián Salvador Lara-Garrido<sup>1</sup>, Gloria Álvarez-Bernardo<sup>2</sup> and Ana Belén García-Berbén<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación, Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad de Granada (España)

<sup>2</sup> Trabajo Social y Servicios Sociales, Universidad de Granada, Granada (España)

<sup>3</sup> Psicología Evolutiva y de la Educación, Universidad de Granada, Granada (España)

**Resumen:** Aquellas investigaciones orientadas a analizar las actitudes hacia la homosexualidad sugieren el uso de instrumentos que detecten los aspectos sutiles en la discriminación hacia hombres gays y mujeres lesbianas. Asimismo, se señala que la invariancia de medida de los constructos es imprescindible para que las comparaciones entre grupos sean válidas. Este trabajo pretende validar la Escala de Homonegatividad Moderna (MHS) en estudiantes universitarios del ámbito de la educación ( $N = 1.283$ ) con un rango de edad entre los 17 y los 49 años ( $M = 2.88$ ;  $DT = 3,02$ ). Del mismo modo, se interesa por examinar la invariancia de medida de la MHS en relación con ciertas variables sociodemográficas y personales (p. ej. identidad de género), así como ideológicas (p. ej. inclinación política). Los resultados aportaron evidencias sobre la unidimensionalidad de la escala y un alto grado de consistencia interna ( $\omega_{MHS-G} = .879$ ;  $\omega_{MHS-L} = .906$ ), además de unos índices de ajuste ( $CFI_{MHS-G} = .95$ ,  $CFI_{MHS-L} = .97$ ;  $RMSEA_{MHS-G} = .064$ , 90% IC: .057-.071,  $RMSEA_{MHS-L} = .059$ , 90% IC: .052-.066) y unos valores de validez externa (MHS-G y AN-T:  $r = .753$ , I.C. 95% = .722-.785; MHS-L y AN-T:  $r = .76$ , I.C. 95% = .730-.790) satisfactorios. Asimismo, sugirieron que tanto la subescala hacia hombres gays (MHS-G) como mujeres lesbianas (MHS-L) son constructos invariantes conforme a las variables estudiadas. Las conclusiones apuntan a la validez y la invariancia de medida del modelo propuesto para comparar los niveles de homonegatividad moderna entre los grupos estudiados.

**Palabras clave:** Homonegatividad moderna. Hombres gays. Mujeres lesbianas. Estudiantes universitarios. Actitudes. Validez. España.

**Title:** Validity and measurement invariance of the Modern Homonegativity Scale for students in the field of education.

**Abstract:** Parenting styles (authoritative, democratic, permissive and neglectful) play a key role in personal development and can be related to aggressive beliefs and affects in the individual. In order to examine this relationship, 769 subjects (359 men; 46.68%), with an average age of 21.89 years,  $s.d = 2.65$ , were assessed in terms of parenting styles, aggressive beliefs and affects; the mediating role of affects in the relationship between aggressive beliefs and parenting styles was also explored. The study revealed that these constructs are interrelated. The democratic parenting style was found to be the most widespread. In terms of gender, authoritative styles were used more often on men than on women, among which the permissive style was the most common. No significant gender differences were found concerning democratic and neglectful parenting styles. Women were revealed to be more exposed to negative affects, and aggressive beliefs were found to be more prevalent in men. Children educated according to a democratic style scored higher in positive affects and lower in aggressive beliefs. Authoritative styles tend to lead to above-average scores in positive affects and aggressive beliefs. In addition, one in five people educated according to a permissive style returns a high negative affect score, and one in four people educated according to a neglectful style yields high scores in aggressive beliefs. Finally, parenting styles were found to have a direct effect on aggressive beliefs, an effect enhanced by the mediating role played by affects. In conclusion, the study suggests that parenting styles are related to aggressive beliefs and affects. In addition, affects were shown to play a mediating role in the relationship between parenting styles and aggressive beliefs. Finally, it is worth emphasising that, owing to the far-reaching implications of parenting styles on the psychological, social and personal development of the individual, more research needs to be undertaken, not only to examine their relationship with affects and aggressive beliefs, but also with other psychological variables involved in personal development.

**Keywords:** Parenting styles. Aggressive Beliefs. Affects.

### Introducción

La diversidad afectivo-sexual y de género (DASGE, en adelante) es considerada como uno de los principales motivos de discriminación y rechazo social. Diferentes informes realizados por agencias e instituciones tanto internacionales como nacionales verifican esta realidad. Los datos del Eurobarómetro 493 (2019) señalan que más de la mitad (53%) de las personas encuestadas a nivel europeo perciben que la discriminación motivada por ser gay, lesbiana o bisexual está extendida en sus respectivos países de origen. Para España, la cifra asciende hasta el 56%. Asimismo, el 48% de informantes europeos consideran que la discriminación basada en la identidad de género no normativa o trans\* se ha generalizado,

siendo esta cifra mayor en el caso español (58%). El informe realizado por el Ministerio del Interior de España (2020) situó en 277 las denuncias registradas que fueron consideradas como delitos de odio por motivo de orientación sexual e identidad de género para el año 2020. Para Andalucía, el Observatorio Andaluz contra la Homofobia, Bifobia y Transfobia (2020) registró un total de 349 incidencias que identificadas como delitos de odio contra la población lesbiana, gay, bisexual y trans\* (LGBT, en adelante) entre el año 2019 y 2020.

Para hacer frente a esta realidad, en el contexto español se han evidenciado diversos avances para la protección jurídica y social del colectivo LGBT, como la reciente aprobación de la Ley 4/2023, de 28 de febrero, para la igualdad real y efectiva de las personas trans y para la garantía de los derechos de las personas LGTBI o la Ley Andaluza 8/2017 para garantizar los derechos, igualdad de trato y no discriminación de las personas LGTBI y sus familiares, a nivel andaluz. Esta

#### \* Correspondence address [Dirección para correspondencia]:

Adrián S. Lara Garrido. Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad de Granada (España). E-mail: [alg93@correo.ugr.es](mailto:alg93@correo.ugr.es)  
(Artículo recibido: 24/10/2022; revisado: 30/03/2023; aceptado: 12/04/2023)

evolución ha enfatizado la importancia del ámbito de la educación para la promoción del bienestar de estas personas, así como el reconocimiento y la defensa de sus derechos. No obstante, los datos arrojados por la Agencia de los Derechos Fundamentales de la Unión Europea (2020) muestran que, en España, el 49% de las personas lesbianas, gais, bisexuales, trans\* e intersexuales (LGBTI) afirman haber sido ridiculizadas, burladas, insultadas o amenazadas alguna vez en su centro de estudios. Se percibe que la escuela sigue siendo un espacio hostil para el alumnado LGBT. En este sentido, se ha puesto de manifiesto las aportaciones que desde profesionales de diversas disciplinas pertenecientes al ámbito educativo pueden llevarse a cabo para la atención socioeducativa a la diversidad y la promoción de la educación inclusiva (p. ej. Barozzi y Ruiz-Cecilia, 2020).

Durante los últimos años, se han desarrollado diversos estudios (p. ej. Franco-Morales et al., 2016; Hall y Rodgers, 2019) que tratan de analizar las actitudes de este cuerpo de profesionales hacia las personas LGBT en relación con diferentes variables sociodemográficas y personales además de ideológicas. Aunque la mayoría de estas investigaciones muestran diferencias en los resultados, parece que no tienen en cuenta si los constructos se miden de la misma manera entre los grupos comparados y, por ello, son válidamente comparables (Meade y Wright, 2012). A raíz de otros trabajos que se sitúan en esta línea (Cheung y Resvold, 2002; Kline, 2011; Romero et al., 2015), el interés de este estudio radica en comprobar si el modelo estructural que se propondrá más adelante para analizar las actitudes negativas hacia la homosexualidad se reproduce entre grupos de la misma población antes del contraste de hipótesis. Los resultados alcanzados serán utilizados en futuros estudios para profundizar en el análisis de las actitudes hacia la DASGE de profesionales del ámbito de la educación, con el fin de que supongan un avance en este campo de investigación.

Hall y Rodgers (2019) proponen que “la actitud es el juicio evaluativo del individuo hacia un objeto y desempeña un papel fundamental en la dinámica del prejuicio y la discriminación” (p. 25). En este sentido, el modelo multicomponente de la actitud señala que el componente afectivo, cognitivo y comportamental determina la manifestación de las actitudes (Maio et al., 2019). Diversas investigaciones se han basado en este modelo para analizar la hostilidad y el rechazo hacia las personas gais y lesbianas. En relación a las actitudes negativas hacia la homosexualidad, Morrison y Morrison (2002) sugieren utilizar el término de homonegatividad, la cual se define como “aquellos aspectos afectivos, cognitivos y comportamentales negativos dirigidos a personas que son percibidas –correcta o incorrectamente– como gais o lesbianas” (Morrison y Morrison, 2011, p. 2573). A partir de lo expuesto, Morrison y Morrison (2002) diseñaron y validaron la Escala de Homonegatividad Moderna o *Modern Homonegativity Scale* (MHS). El propósito de esta escala es medir las actitudes negativas basadas en un prejuicio moderno hacia los hombres gais y las mujeres lesbianas. El estudio de validación evidenció la existencia de dos subescalas paralelas de 12

ítems para medir la homonegatividad moderna hacia hombres gais (MHS-G) y el mismo número para la homonegatividad moderna hacia mujeres lesbianas (MHS-L). Ambas subescalas arrojaron unos niveles de fiabilidad altos tanto en muestras de hombres (MHS-G = .91; MHS-L = .89) como de mujeres (MHS-G = .91; MHS-L = .85), además de una estructura factorial unidimensional (MHS-G = 45% y MHS-L = 47% de la varianza total) y distinta a otras escalas de *old-fashioned homonegativity* (p. ej. *Attitudes Toward Lesbians and Gay Men Scale*, ATLG, Herek, 1988).

Diversos estudios (p. ej. Morrison y Morrison, 2002) han analizado la relación de la MHS con otros constructos, cuyos resultados muestran la existencia de correlaciones directas entre la homonegatividad moderna con otras formas de prejuicio (p. ej. sexismo moderno) y con variables ideológicas (p. ej. conservadurismo político), así como relaciones inversas como la aceptación de los derechos de los hombres gais y las mujeres lesbianas. Se evidencia una mayor adecuación de la MHS frente al resto de escalas para evaluar expresiones contemporáneas del prejuicio hacia la homosexualidad (Górska et al., 2017; Rye y Meaney, 2010). Sin embargo, la mayoría de investigaciones utilizan instrumentos basados en prejuicios tradicionales y otras conceptualizaciones de la homonegatividad (p. ej. ATLG, Herek, 1988), los cuales tienden a hallar resultados contradictorios en cuanto a la muestra de actitudes negativas hacia la homosexualidad.

En este sentido, estos estudios evidencian que la homonegatividad está asociada con diferentes variables tanto sociodemográficas y personales (identidad de género, orientación sexual y amistad LGTB) como ideológicas (religiosidad, ideología política y conceptualización de la homosexualidad). En relación con variables sociodemográficas y personales, aquellas personas que se identifican como hombres (p. ej. Heras-Sevilla y Ortega-Sánchez, 2020) y heterosexuales (p. ej. Foy y Hodge, 2016) expresan, en mayor medida, estas actitudes. Estos resultados pueden deberse a la existencia de un tipo hegemónico de masculinidad que determina una perspectiva más o menos tradicional de los roles de género (Rodríguez-Castro et al., 2013). Asimismo, el principio de heteronormatividad que, entre otros aspectos, establece la heterosexualidad como la orientación sexual predominante en la sociedad puede influir en la muestra de actitudes hacia la homosexualidad (Francisco-Amat y Moliner-Miravet, 2017). Por otro lado, tener un contacto positivo o amistad con personas LGBT se relaciona con mayores actitudes positivas (Scandurra et al., 2017) ya que influye en la reducción de prejuicios y estereotipos hacia la realidad homosexual.

Respecto a las variables ideológicas, aquellas personas que se consideran religiosas y se identifican con una política conservadora muestran peores actitudes hacia la DASGE (Hall y Rodgers, 2019). La religiosidad y la inclinación política que se relacionan con aquellas creencias que promueven la heteronormatividad y los roles de género tradicionales suelen mostrar un mayor grado de actitudes negativas hacia la homosexualidad. Finalmente, la conceptualización de la homosexualidad se muestra como un factor determinante. Estas

actitudes se relacionan con la percepción de las personas sobre la controlabilidad (factores ambientales u opción del individuo) o no controlabilidad (determinado biológicamente) de la homosexualidad. Quienes asocian la homosexualidad a factores ambientales muestran peores actitudes hacia el colectivo LGB que quienes la vinculan a factores genéticos (Frias-Navarro et al., 2015).

Las investigaciones que han demostrado diferencias en la muestra de actitudes negativas hacia la homosexualidad no han tenido en cuenta la existencia de invariancia de medida (Górska et al., 2017; Romero et al., 2015). Se destaca que la invariancia es un factor esencial en las medidas cuando se realizan comparaciones entre grupos observados, ya que son válidamente comparables cuando los constructos se miden exactamente igual en todos los grupos (Kline, 2011; Meade y Wright, 2012). Si no es así, las comparaciones entre grupos quedan invalidadas (De Roover, 2021). Se han encontrado pocas investigaciones (p. ej. Gómez et al., 2022; Górska et al., 2017; Romero et al., 2015) que hayan examinado la invariancia de las formas paralelas de la MHS. Los resultados hallados en estos estudios revelan que tanto la subescala de hombres gays como la de mujeres lesbianas muestran invariancia de medida entre los hombres y las mujeres heterosexuales, lo que permite que se comparen los niveles de homonegatividad moderna entre ambos grupos. Asimismo, reflejan que no existen diferencias en el grado de homonegatividad hacia hombres gays y mujeres lesbianas medidos a partir de la MHS.

El objetivo de este estudio es doble. Por un lado, se pretende validar el modelo propuesto para la MHS por Morrison y Morrison (2002) en una muestra de estudiantes univer-

sitarios del ámbito de la educación. Por otro lado, se busca examinar la invariancia de medida de la MHS en cuanto a variables sociodemográficas y personales (p. ej. identidad de género) así como ideológicas (p. ej. inclinación política) para la escala. A raíz de investigaciones al respecto, se espera que (Hipótesis 1) los índices de bondad de ajuste de la estructura factorial de la escala presente unos valores aceptables. Asimismo, se estima que (Hipótesis 2) las puntuaciones de la MHS obtenidas sean invariantes en relación tanto con las variables sociodemográficas y personales como ideológicas estudiadas.

## Método

### Participantes

Se llevó a cabo un muestreo no probabilístico y de carácter incidental en el que participaron 1.283 estudiantes pertenecientes al Grado de Educación Infantil ( $n = 379$ ; 28.9%), Educación Primaria ( $n = 403$ ; 31.4%), Educación Social ( $n = 281$ ; 21.9%) y Pedagogía ( $n = 228$ ; 17.8%) de la Universidad de Granada (UGR, en adelante) (ver Tabla 1). El 86% ( $n = 1.103$ ) se identificó como mujer, el 13.5% ( $n = 173$ ) como hombre y el .5% ( $n = 7$ ) como otra forma diferente a las expuestas (no binario). El rango de edad se situó entre los 17 y los 49 años ( $M = 2.88$ ;  $DT = 3.02$ ). Respecto a la orientación sexual, el 85.1% ( $n = 1.088$ ) se declaró como heterosexual, el 3.1% ( $n = 39$ ) como homosexual, el 11% ( $n = 141$ ) como bisexual y el .8% ( $n = 10$ ) otro tipo de orientación sexual diferente a la mostrada. Un total de cinco personas no respondieron este apartado.

**Tabla 1**  
Características sociodemográficas de las personas participantes según la titulación académica

Rango de edad ( $M$ ; $DT$ )	Titulación			
	E. Infantil 17-46 (2.85; 2.77) $n$ (%)	E. Primaria 18-45 (2.82; 3.20) $n$ (%)	E. Social 18-49 (21.31; 3.23) $n$ (%)	Pedagogía 17-49 (2.52; 2.71) $n$ (%)
<b>Identidad de género</b>				
Mujer	349(31.7%)	302(27.4%)	248(22.5%)	204(18.4%)
Hombre	21(12.1%)	97(56.1%)	32(18.5%)	23(13.3%)
Otros (no binario)	-	4(57.1%)	1(14.3%)	2(28.6%)
<b>Orientación sexual</b>				
Heterosexual	326(30%)	365(33.5%)	206(19%)	190(17.5%)
Homosexual	11(28.2%)	10(25.6%)	14(35.9%)	4(1.3%)
Bisexual	32(22.7%)	26(18.4%)	53(37.6%)	30(21.3%)
Otros	1(10%)	2(20%)	4(40%)	3(30%)
<b>Religiosidad</b>				
Sí	237(33.5%)	284(4.2%)	94(13.3%)	92(13%)
No	132(23.2%)	119(2.9%)	185(32.5%)	134(23.5%)
<b>Inclinación política</b>				
Izquierda	118(21.9%)	117(21.7%)	187(34.8%)	116(21.6%)
Centro-Izquierda	108(29.2%)	138(37.3%)	63(17%)	61(16.5%)
Centro-Derecha	71(32.4%)	105(47.9%)	13(5.9%)	30(13.7%)
Derecha	30(33.7%)	43(48.3%)	6(6.7%)	10(11.2%)

Otras de las características expuestas fueron las creencias religiosas y la inclinación política de las personas participan-

tes. El 55.4% ( $n = 708$ ) se declararon como personas religiosas, de las cuales el 97.6% ( $n = 688$ ) profesan la religión cató-

lica, mientras que el 44.6% ( $n = 570$ ) no profesan ninguna religión. Un total de cinco personas no respondieron a esta cuestión. Por último, un mayor porcentaje de personas participantes se inclinó hacia una política de izquierda (44.2%;  $n = 538$ ) y centro izquierda (3.5%;  $n = 371$ ), mostrando una menor preferencia hacia el centro derecha (18%;  $n = 219$ ) y derecha (7.3%;  $n = 89$ ).

### Instrumentos de recogida de datos

La estrategia de recogida de información fue transversal a través de autoinformes (cuestionarios y escalas) (Ato et al., 2013). Se emplearon tres instrumentos para la recogida de información. El primero consistió en un cuestionario que incluye preguntas de datos sociodemográficos de las personas participantes (identidad de género, amistad con personas LGTB, orientación sexual, creencias religiosas, inclinación política y conceptualización de la homosexualidad).

Las escalas de actitudes hacia la DASGE incluyen los dos instrumentos restantes: la Escala de Homonegatividad Moderna (Morrison y Morrison, 2002) y la Escala de Actitudes Negativas hacia Personas Trans (Páez et al., 2015). La Escala de Homonegatividad Moderna se compone de 22 ítems distribuidos en dos subescalas de actitudes que valoran la homonegatividad del alumnado hacia hombres gais (MHS-G: ítems 1 al 1. 21 y 22; p. ej. “Los gais tienen todos los derechos que necesitan”) y mujeres lesbianas (MHS-L: ítems 11 al 22; p. ej. “Las lesbianas deberían dejar de mostrar ‘hasta en la sopa’ su estilo de vida”). Dos de los ítems (ítem 5 e ítem 15) requieren una puntuación inversa, por lo que se recodificaron en relación con este aspecto. Se contesta con una escala Likert, de 1 (muy en desacuerdo) a 5 (muy de acuerdo), puntuaciones más altas corresponden con un mayor grado de homonegatividad moderna.

La escala de Actitudes Negativas hacia Personas Trans (Páez et al., 2015) está compuesta por 9 ítems (ítems 23 al 31) que valoran las discriminaciones hacia el colectivo trans\* (transsexuales, transgénero y travestis) (AN-T:  $\omega = .88$ ; p. ej. “Las personas trans\* tienden a ser sexualmente promiscuas”). Uno de los ítems (ítem 23) requiere una puntuación inversa. Se contesta con una escala Likert, de 1 (muy en desacuerdo) a 5 (muy de acuerdo). Como esta escala se utilizó únicamente para evaluar la validez convergente y discriminante, se consideraron las puntuaciones globales como una medida directa de todos los ítems.

### Análisis de datos

El 11.7% de personas participantes ( $N = 151$ ) no respondieron a una parte del cuestionario y fueron eliminados del análisis. El porcentaje total de valores perdidos se situó en el 2.1%, los cuales fueron tratados a partir de métodos de imputación múltiple (Cuesta et al., 2013). Se realizó el Test de Mardia para analizar la normalidad multivariante. De acuerdo con los coeficientes establecidos por Mardia (1970) para la asimetría ( $\beta_{1,p} = 0$ ) y curtosis ( $\beta_{2,p} = p(p+2)$ ), los va-

lores obtenidos para ambas subescalas (MHS-G:  $\beta_{1,p} = 26.50$ ;  $\beta_{2,p} = 247.48$ ; MHS-L:  $\beta_{1,p} = 34.25$ ;  $\beta_{2,p} = 276.28$ ) indican que los datos no siguen una distribución normal multivariante.

En relación al Análisis Factorial Exploratorio (AFE), se comprobó la adecuación de los datos mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO, en adelante) y el test de esfericidad de Barlett. Se tomaron como satisfactorios los valores superiores a .80 (Lloret-Segura et al., 2014) para el KMO, mientras que se aceptaron valores estadísticamente significativos de chi-cuadrado ( $X^2$ , en adelante) en el segundo caso. Se consideraron aquellos valores absolutos de asimetría y curtosis superiores a tres y siete, respectivamente, como alteraciones del principio de normalidad univariante (Kline, 2011). De acuerdo con otras investigaciones (p. ej. Morrison y Morrison, 2002; Morrison et al., 2009; Rye y Meaney, 2010) que evidencian una estructura unifactorial de la escala, se extrajo un solo factor para cada subescala mediante el método de estimación de Máxima Verosimilitud Robusto (MV, en adelante) aplicado a la matriz de correlaciones de Pearson y con rotación Oblimin (Lloret-Segura et al., 2014). En cuanto al criterio para interpretar la saturación de un ítem, se tomaron valores superiores a .40 (Byrne, 2016). El software estadístico usado fue IBM SPSS® 23.0.

El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) de primer orden se realizó mediante modelos de ecuaciones estructurales con el paquete estadístico IBM SPSS® Amos 23.0. Se llevó a cabo el método de estimación de MV Robusto por lo que se optó por usar el *Bollen-Stine bootstrap* (con 1000 réplicas) y un *bias-corrected confidence interval (90% IC)* para tratar los problemas de normalidad multivariante (Kim y Millsap, 2014; Kline, 2011). El ajuste del modelo fue evaluado con una combinación de criterios (p. ej. Byrne, 2016; Kline, 2011): *Bollen-Stine bootstrap* y *associated probability* ( $p < .05$ ), el estadístico chi-cuadrado, el *CFI* (Comparative Fit Index), *TLI* (Tucker Lewis Index) y el *AGFI* (Adjusted Goodness of Fit Index). Los valores mayores de .90 indica un ajuste adecuado y aceptable con valor igual o mayor que .95. Se toma el *RMSEA* (Root Mean Square Error of Approximation) y el *Intervalo de Confianza al 90% (90% IC)* con valores de .08 o menores.

Se analizó la validez convergente y discriminante de la MHS. La validez convergente fue evaluada a partir de las correlaciones de Spearman. Para la validez discriminante se optó por tomar aquellas correlaciones entre constructos cuyo intervalo de confianza al 95% no incluye el 1.0 (Anderson y Gerbing, 1988). En relación con la fiabilidad compuesta, aquellos valores situados entre .80 y .89 se consideraron aceptables y mayores o iguales que .90 buenos (Viladrich et al., 2017).

Para comparar el modelo de homonegatividad hacia hombres gais y mujeres lesbianas según las variables tanto sociodemográficas y personales (identidad de género, orientación sexual y amistades LGTB) como ideológicas (religión, política y creencia sobre la causa de la homosexualidad) se evaluó la invariancia de medida entre grupos mediante el mé-

todo de análisis multigrupo (Byrne, 2016; Kline, 2011). Para analizar la invariancia del modelo estructural entre grupos, se siguió la secuencia de modelos anidados propuesta por Kline (2011). En primer lugar se ejecutó el test de invariancia configural (Modelo 0), el cual implica que las personas participantes de diferentes grupos conceptualizan las construcciones del mismo modo. En segundo lugar se realizó el test de invariancia métrica (Modelo 1), el cual requiere que las cargas factoriales no estandarizadas sean iguales entre grupos. Posteriormente, se llevó a cabo el test de invariancia estructural (Modelo 2), que postula que las varianzas de las variables latentes y las correlaciones entre estas son iguales entre grupos. Finalmente, se procedió al test de invariancia residual (Modelo 3), el cual asume que las varianzas de los errores de las variables observadas y todas las covarianzas de error correspondientes son iguales entre grupos. La invariabilidad de cada modelo se comprobó mediante diferentes indicadores ( $\Delta X^2$  con  $p \geq .05$ ;  $\Delta CFI < .01$  y  $\Delta RMSEA < .015$ ) (Byrne, 2016; Cheung y Resvold, 2002). Debido a que el estadístico chi-cuadrado puede verse afectado por muestras grandes e indicar una ausencia de invariancia de medida, se tomarán los valores de  $\Delta CFI$  y  $\Delta RMSEA$  para evaluar el ajuste del modelo (Byrne, 2016; Cheung y Resvold, 2002; Kline, 2011).

### Procedimiento y consideraciones éticas

La petición de colaboración de las personas participantes se realizó en el aula, en el horario lectivo correspondiente a los grados que se ofertan desde la Facultad de Ciencias de la Educación de la UGR. Primeramente, se entregó el consentimiento informado y se indicaron los aspectos éticos de la investigación. No se registraron incidencias para la participación en el estudio. Posteriormente, se explicaron las instrucciones y se enfatizó la importancia de responder a todos los enunciados con la mayor sinceridad posible. El proceso duró aproximadamente 30 minutos. Se contó en todo momento con la presencia del investigador para asegurar la correcta aplicación de los instrumentos. Cabe destacar que se ha respetado el derecho de confidencialidad de las personas que han participado en la investigación. Las cuestiones éticas respondieron al Código de Buenas Prácticas en la Investigación y se dispone del Certificado del Comité de Ética de la Universidad de (ubicación y referencia omitida para la revisión por pares).

## Resultados

### Análisis de la estructura factorial de la MHS

De acuerdo con otros estudios previos (p. ej. Morrison y Morrison, 2002; Morrison et al., 2009), el modelo de ecuación estructural se evaluó teniendo en cuenta que la homonegatividad moderna hacia los hombres gays y las mujeres lesbianas puede considerarse factores paralelos y unidimensionales. Cada factor está compuesto por 12 ítems, de los

cuales en uno se invirtió su puntuación. Los resultados obtenidos se presentaron de forma independiente.

En relación al Análisis Factorial Exploratorio (AFE), el valor obtenido para el KMO (MHS-G: .939; MHS-L: .957) y el test de esfericidad de Barlett (MHS-G:  $\chi^2(66) = 5351.68$ ,  $p < .001$ ; MHS-L:  $\chi^2(66) = 7282.94$ ,  $p < .001$ ) sugirieron la adecuación de la matriz de datos. La distribución de los ítems de ambas subescalas presentó unos valores aceptables para la asimetría y la curtosis. El análisis de los valores propios y el respectivo diagrama de dispersión apoyaron el mantenimiento de un único factor, que explica el 41.517% de la varianza para la MHS-G y el 5.215% de la varianza para la MHS-L.

La carga factorial de la mayoría de ítems que componen ambas subescalas fue superior a .40 (ver Tabla 2). No obstante, solo dos ítems (5 y 15) que requieren de puntuación inversa presentan una carga factorial baja.

**Tabla 2**  
Resultados de las cargas factoriales, varianzas y consistencia interna de la MHS

	MHS-G		MHS-L	
Cargas factoriales	Ítem 1	.471	Ítem 11	.764
	Ítem 2	.681	Ítem 12	.699
	Ítem 3	.756	Ítem 13	.734
	Ítem 4	.664	Ítem 14	.805
	Ítem 5	.042	Ítem 15	.010
	Ítem 6	.647	Ítem 16	.644
	Ítem 7	.583	Ítem 17	.833
	Ítem 8	.607	Ítem 18	.803
	Ítem 9	.752	Ítem 19	.784
	Ítem 10	.816	Ítem 20	.699
	Ítem 21	.657	Ítem 21	.654
	Ítem 22	.703	Ítem 22	.720
% de varianza	41.517		5.215	

Nota. MHS-G: Homonegatividad moderna hacia hombres gays; MHS-L: Homonegatividad moderna hacia mujeres lesbianas.

Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para determinar la bondad de ajuste del modelo con las variables y la estructura propuesta. Las variables utilizadas fueron las subescalas (MHS-G y MHS-L) de la MHS, las cuales consistían en un único factor. Los resultados obtenidos muestran un ajuste aceptable del modelo (MHS-G:  $X^2/df = 300.80/54$ ;  $CFI = .95$ ;  $TLI: .94$ ;  $AGFI: .93$ ;  $RMSEA: .064$ ;  $90\% IC: .057-.071$ ; MHS-L:  $X^2/df = 267.19/54$ ;  $CFI = .97$ ;  $TLI: .96$ ;  $AGFI: .94$ ;  $RMSEA: .059$ ;  $90\% IC: .052-.066$ ).

Para evaluar la validez convergente de la MHS, se calcularon las correlaciones de Spearman entre las subescalas de hombres gays (MHS-G), mujeres lesbianas (MHS-L) y la Escala de Actitudes Negativas hacia las personas Trans\* (AN-T). Se hallaron correlaciones positivas y fuertes, así como estadísticamente significativas (ver Tabla 3). En cuanto a la validez discriminante, los valores obtenidos para correlaciones entre las variables MHS-G, MHS-L y AN-T eran fuertes y estadísticamente significativas, cuyo intervalo de confianza se encontraba en los valores recomendados (MHS-G y AN-T:  $r = .753$ ;  $I.C. 95\% = .722-.785$ ; MHS-L y AN-T:  $r = .760$ ;  $I.C. 95\% = .730-.790$ ). Asimismo, mostraban

una fiabilidad compuesta adecuada ( $\omega_{\text{MHS-G}} = .89$ ;  $\omega_{\text{MHS-L}} = .92$ ;  $\omega_{\text{AN-T}} = .88$ ).

**Tabla 3**

*Correlaciones de Spearman para la validez convergente.*

	MHS-G	MHS-L	AN-T
MHS-G	-		
MHS-L	.932***	-	
AN-T	.689***	.695***	-

*Nota.* MHS-G: Homonegatividad moderna hacia hombres gays; MHS-L: Homonegatividad moderna hacia mujeres lesbianas; AN-T: Actitudes negativas hacia personas trans\*; \*\*\* =  $p < .001$ .

**Análisis multigrupo por variables sociodemográficas y personales**

Los resultados obtenidos en relación con la secuencia de modelos anidados mostraron la existencia de la invariancia configural (Modelo 0), métrica (Modelo 1) y estructural (Modelo 2) de acuerdo con la identidad de género, la orientación sexual y las amistades LGTB para ambas subescalas. De igual modo, se halló la existencia de invariancia residual (Modelo 3) para la MHS-G y la MHS-L en relación a las amistades LGTB (ver Tabla 3 y Tabla 4).

Los valores de los diferentes índices revelaron un ajuste adecuado y aceptable de estos modelos. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en el valor de  $\Delta X^2$  para el test de invariancia métrica (Modelo 1), invariancia estructural (Modelo 2) y residual (Modelo 3) en relación con las amistades LGTB de la MHS-L. Este hecho también se halló para el test de invariancia métrica (Modelo 1) respecto con la orientación sexual de esta misma subescala (ver Tabla 4). A pesar de haber diferencias estadísticamente significativas entre el Modelo . Modelo 1, Modelo 2 y Modelo 3 para ambas subescalas, los valores de  $\Delta CFI$  y  $\Delta RMSEA$  para la invariancia métrica, estructural y residual se encontraban en los valores recomendados (ver Tabla 3 y Tabla 4). No obstante, los resultados arrojados en relación al  $\Delta CFI$  para la invariancia estructural de la MHS-G respecto la orientación sexual fueron superiores al recomendado (ver Tabla 3). El modelo de invariancia estructural fue parcialmente logrado, ya que se liberó la carga factorial del ítem 7 (“Los gays no necesitan seguir luchando por la igualdad de derechos”) (MHS-G:  $\lambda = .617$ ; MHS-L:  $\lambda = .794$ ) de acuerdo con los índices de modificación sugeridos por el modelo y a las estimaciones del modelo configural. Este hecho indicaría la semejanza del significado de los ítems entre personas heterosexuales y no heterosexuales, excepto para este ítem. Finalmente, los valores de  $\Delta CFI$  y  $\Delta RMSEA$  para el test residual en relación con la identidad de género y la orientación sexual de ambas subescalas fueron superiores al recomendado (ver Tabla 3 y Tabla 4).

**Tabla 3**

*Resultados del análisis de invariancia según variables sociodemográficas y personales para la MHS-G.*

Modelo	$X^2/df$	CFI	TLI	AGFI	RMSEA	90% IC
<b>Identidad de género</b>						
Modelo 0	408.80/108	.940	.926	.914	.050	.045-.055
Modelo 1	428.53/119	.938	.931	.919	.048	.043-.053
Modelo 2	437.23/120	.936	.930	.918	.049	.044-.053
Modelo 3	539.78/132	.918	.918	.892	.052	.048-.057
<b>Orientación sexual</b>						
Modelo 0	373.21/108	.948	.936	.921	.047	.042-.052
Modelo 1	433.10/119	.938	.931	.918	.048	.044-.053
Modelo 2 <sup>a</sup>	414.82/118	.942	.933	.921	.047	.042-.052
Modelo 3	596.70/132	.908	.908	.916	.056	.051-.060
<b>Amistad LGTB</b>						
Modelo 0	352.51/108	.954	.944	.924	.045	.040-.050
Modelo 1	375.21/119	.952	.947	.928	.044	.039-.049
Modelo 2	375.31/120	.952	.947	.928	.043	.038-.048
Modelo 3	399.13/132	.950	.950	.931	.042	.038-.047

Comparación de modelos  $\Delta X^2/\Delta df$   $\Delta CFI$   $\Delta RMSEA$

<b>Identidad de género</b>						
Modelo 0 vs. Modelo 1	19.73/11*	.002	.002			
Modelo 0 vs. Modelo 2	28.43/12**	.004	.001			
Modelo 2 vs. Modelo 3	102.55/12***	.018	.002			

<b>Orientación sexual</b>						
Modelo 0 vs. Modelo 1	59.89/11***	.010	.001			
Modelo 0 vs. Modelo 2 <sup>a</sup>	41.61/10***	.006	.000			
Modelo 2 <sup>a</sup> vs. Modelo 3	181.88/12***	.034	.009			

<b>Amistades LGTB</b>						
Modelo 0 vs. Modelo 1	22.70/11*	.002	.001			
Modelo 0 vs. Modelo 2	.10/12*	.002	.002			
Modelo 2 vs. Modelo 3	23.82/12**	.004	.001			

*Nota.* <sup>a</sup> = Modelo estructural modificado con liberación de carga factorial del ítem 7; \* =  $p < .05$ ; \*\* =  $p < .01$ ; \*\*\* =  $p < .001$ .

**Tabla 4**

*Resultados del análisis de invariancia según variables sociodemográficas y personales para la MHS-L.*

Modelo	$X^2/df$	CFI	TLI	AGFI	RMSEA	90% IC
<b>Identidad de género</b>						
Modelo 0	359.35/108	.963	.955	.925	.046	.040-.051
Modelo 1	38.16/119	.962	.958	.928	.044	.039-.049
Modelo 2	389.12/120	.961	.957	.926	.045	.040-.050
Modelo 3	623.24/132	.928	.928	.875	.058	.053-.062
<b>Orientación sexual</b>						
Modelo 0	415.54/108	.956	.947	.918	.050	.045-.055
Modelo 1	434.31/119	.955	.950	.923	.048	.044-.053
Modelo 2	457.69/120	.952	.947	.921	.050	.045-.055
Modelo 3	732.74/132	.915	.915	.909	.064	.059-.068
<b>Amistades LGTB</b>						
Modelo 0	34.86/108	.968	.961	.930	.044	.039-.049
Modelo 1	348.64/119	.968	.965	.935	.041	.036-.046
Modelo 2	349.55/120	.968	.965	.936	.041	.036-.046
Modelo 3	372.87/132	.967	.967	.938	.040	.035-.045

Comparación de modelos  $\Delta X^2/\Delta df$   $\Delta CFI$   $\Delta RMSEA$

<b>Identidad de género</b>						
Modelo 0 vs. Modelo 1	2.81/11*	.001	.002			
Modelo 0 vs. Modelo 2	29.77/12**	.002	.001			
Modelo 2 vs. Modelo 3	234.12/12***	.033	.012			

Comparación de modelos	$\Delta X^2/\Delta df$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$
<b>Orientación sexual</b>			
Modelo 0 vs. Modelo 1	18.77/11	.001	.002
Modelo 0 vs. Modelo 2	42.15/12***	.004	.000
Modelo 2 vs. Modelo 3	275.05/12***	.037	.014
<b>Amistades LGTB</b>			
Modelo 0 vs. Modelo 1	7.78/11	.000	.003
Modelo 0 vs. Modelo 2	8.69/12	.000	.003
Modelo 2 vs. Modelo 3	32.01/12	.001	.004

Nota. \* =  $p < .05$ ; \*\* =  $p < .01$ ; \*\*\* =  $p < .001$ .

### Análisis multigrupo por variables ideológicas

El análisis de la secuencia de modelos anidados mostró la existencia de la invariancia configural (Modelo 0), métrica (Modelo 1) y estructural (Modelo 2) en cuanto a la religiosidad, la inclinación política y la explicación de la causa de la homosexualidad para ambas subescalas. No obstante, no se halló la existencia de invariancia residual (Modelo 3) en ninguno de los casos (ver Tabla 5 y Tabla 6).

Los valores de los diferentes índices revelaron un ajuste adecuado de estos modelos. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en el valor de  $\Delta X^2$  para el test de invariancia estructural (Modelo 2) respecto con la explicación de la causa de la homosexualidad de la MHS-G. Asimismo, este resultado se halló para el test de invariancia métrica (Modelo 1) en relación con la religiosidad de la MHS-L. Aunque se reflejaron diferencias estadísticamente significativas entre el Modelo . Modelo 1, Modelo 2 y Modelo 3 de ambas subescalas, los resultados de  $\Delta CFI$  y  $\Delta RMSEA$  se encontraban dentro de los valores recomendados. En ningún caso, el valor del  $\Delta CFI$  del test de invariancia residual (Modelo 3) fue inferior al valor máximo recomendado (ver Tabla 5 y Tabla 6).

**Tabla 5**  
Resultados del análisis de invariancia según variables ideológicas para la MHS-G.

Modelo	$X^2/df$	CFI	TLI	AGFI	RMSEA	90% IC
<b>Religioso</b>						
Modelo 0	376.19/108	.946	.934	.919	.047	.042-.052
Modelo 1	398.14/119	.944	.937	.923	.046	.041-.051
Modelo 2	413.50/120	.941	.935	.921	.047	.042-.052
Modelo 3	623.13/132	.901	.901	.897	.057	.053-.062
<b>Inclinación política</b>						
Modelo 0	342.51/108	.950	.939	.926	.045	.040-.050
Modelo 1	374.41/119	.946	.940	.927	.045	.039-.050
Modelo 2	389.21/120	.943	.937	.923	.046	.041-.051
Modelo 3	55.37/132	.911	.911	.898	.054	.049-.059
<b>Explicación causa LG</b>						
Modelo 0	462.25/162	.941	.928	.895	.042	.037-.046
Modelo 1	496.45/184	.938	.934	.902	.040	.036-.044
Modelo 2	497.25/186	.939	.935	.903	.040	.035-.044
Modelo 3	66.79/210	.911	.916	.893	.045	.041-.049
Comparación de modelos		$\Delta X^2/\Delta df$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$		
<b>Religioso</b>						
Modelo 0 vs. Modelo 1		21.25/11*	.002	.001		
Modelo 0 vs. Modelo 2		37.36/12***	.005	.000		
Modelo 2 vs. Modelo 3		209.63/12***	.040	.010		

Inclinación política		$\Delta X^2/\Delta df$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$		
Modelo 0 vs. Modelo 1		31.9/11**	.004	.000		
Modelo 0 vs. Modelo 2		46.7/12***	.007	.001		
Modelo 2 vs. Modelo 3		161.16/12***	.032	.008		
Explicación causa LG		$\Delta X^2/\Delta df$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$		
Modelo 0 vs. Modelo 1		34.20/22*	.003	.002		
Modelo 0 vs. Modelo 2		34.75/24	.002	.002		
Modelo 2 vs. Modelo 3		163.54/24***	.028	.005		

Nota. \* =  $p < .05$ ; \*\* =  $p < .01$ ; \*\*\* =  $p < .001$ .

**Tabla 6**  
Resultados del análisis de invariancia según variables ideológicas para la MHS-L.

Modelo	$X^2/df$	CFI	TLI	AGFI	RMSEA	90% IC
<b>Religioso</b>						
Modelo 0	368.58/108	.961	.953	.924	.046	.041-.052
Modelo 1	382.25/119	.961	.957	.929	.044	.039-.049
Modelo 2	412.55/120	.957	.952	.925	.047	.042-.051
Modelo 3	662.12/132	.922	.922	.897	.060	.055-.064
<b>Inclinación política</b>						
Modelo 0	317.43/108	.968	.961	.933	.042	.037-.048
Modelo 1	342.49/119	.966	.962	.934	.042	.037-.048
Modelo 2	361.47/120	.963	.959	.930	.043	.038-.048
Modelo 3	604.63/132	.927	.927	.883	.058	.053-.062
<b>Explicación causa LG</b>						
Modelo 0	439.25/162	.960	.951	.906	.040	.036-.044
Modelo 1	447.77/184	.958	.955	.909	.039	.034-.043
Modelo 2	478.37/186	.958	.955	.909	.038	.034-.043
Modelo 3	646.42/210	.937	.941	.889	.044	.040-.048
Comparación de modelos		$\Delta X^2/\Delta df$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$		
<b>Religioso</b>						
Modelo 0 vs. Modelo 1		13.67/11	.000	.002		
Modelo 0 vs. Modelo 2		43.97/12***	.004	.003		
Modelo 2 vs. Modelo 3		249.57/12***	.035	.013		
<b>Inclinación política</b>						
Modelo 0 vs. Modelo 1		25.06/11**	.002	.000		
Modelo 0 vs. Modelo 2		44.04/12***	.005	.001		
Modelo 2 vs. Modelo 3		243.16/12***	.036	.015		
<b>Explicación causa LG</b>						
Modelo 0 vs. Modelo 1		8.52/22*	.002	.001		
Modelo 0 vs. Modelo 2		39.12/24*	.002	.002		
Modelo 2 vs. Modelo 3		168.05/24***	.021	.006		

Nota. \* =  $p < .05$ ; \*\* =  $p < .01$ ; \*\*\* =  $p < .001$ .

### Discusión y conclusiones

Esta investigación trata de validar el modelo MHS propuesto por Morrison y Morrison (2002) en una muestra de estudiantes universitarios españoles del ámbito de la educación. Otros trabajos (p. ej. Kline, 2011; De Roover, 2021; Meade y Wright, 2012) sugieren el estudio de la invariancia de medida antes de la comparación entre grupos. En esta línea, también se ha interesado por analizar este aspecto en relación con ciertas variables sociodemográficas y personales (p. ej. orientación sexual) e ideológicas (p. ej. religiosidad).

En cuanto al primer objetivo, el AFE arrojó resultados similares para el KMO y la esfericidad de Barlett a otros estudios de validación de este instrumento (p. ej. García-Berbén et al., 2022; Gómez et al., 2022; Morrison et al., 2009). Este hecho suscita la existencia de un único factor de homonega-

tividad moderna en ambas subescalas, el cual determina un porcentaje de varianza explicada en torno al 40-50% y una adecuada consistencia interna (Da Silva et al., 2019; Morrison y Morrison, 2002). Morrison y Morrison (2002) obtuvieron unos datos similares, reflejando la solución de un factor como la más apropiada que explicaba el 45% y el 47% de la varianza total para la MHS-G y la MHS-L, respectivamente. De acuerdo con las sugerencias de Lloret-Segura et al. (2014), la retención de un único factor común se debe a que está bien definido por los ítems de cada escala y explica la mayor parte de varianza común posible. Si bien, desaconsejan el criterio de porcentaje de varianza explicada ya que su uso puede ser confuso.

El análisis de la simetría y la curtosis de los ítems reflejan una buena distribución de respuesta, así como una carga factorial superior a .40 (Lloret-Segura et al., 2014). No obstante, el ítem 1 de la MHS-G presenta una carga inferior al resto de ítems de esta subescala. Algunos estudios (p. ej. Costello y Osborne, 2005) señalan que las cargas factoriales superiores a .50 se pueden considerar fuertes. Por lo tanto, se sugiere que los ítems que no cumplan este criterio pueden ser eliminados mientras que mejore los índices de ajuste del modelo. Asimismo, aquellos ítems (5 y 15) que requieren de codificación inversa presentan una carga factorial baja al igual que en otros estudios de validación de este instrumento (p. ej. García-Berbén et al., 2022; Gómez et al., 2022). Otros estudios de validación (p. ej. Gómez et al., 2022; Morrison et al., 2005) optan por no incluir o eliminar estos dos ítems, ya que no repercutiría negativamente en el modelo teórico (Morrison et al., 2009). En este trabajo se decidió mantenerlos ya que no afectaba al ajuste del modelo, con la intención de que en futuras investigaciones se analice el mal funcionamiento de estos ítems. Lloret-Segura et al. (2014) estiman oportuno revisar la adecuación del contenido de los ítems de la escala al constructo que se pretende medir. En este sentido, diferentes investigaciones (p. ej. Sliter y Zickar, 2014; Tomás et al., 2010) señalan las dificultades derivadas del efecto de método que se hallan en las escalas que utilizan ítems redactados en sentido negativo y/o invertidos. En cualquier caso, Sliter y Zickar (2014) señalan que este tipo de ítems requieren de una mayor comprensión verbal, por lo que se propone revisar su traducción y mejorar la redacción original para futuros estudios.

Los resultados sugieren la unidimensionalidad de las subescalas de la MHS (Morrison y Morrison, 2002; Morrison et al., 2009; Rye y Meaney, 2010). Tal y como se esperaba (Hipótesis 1), el constructo unifactorial sometido al AFC muestra unos índices de ajuste que se encuentran dentro de los valores recomendados por Morrison et al. (2009) ( $CFI \geq .90$ ;  $RMSEA \leq .08$ ). Asimismo, estos hallazgos se encuentran en estudios de validación recientes en otros contextos (Da Silva et al., 2019, en Brasil; García-Berbén et al., 2022, en Portugal; García-Berbén et al., en revisión, en España; Górska et al., 2017, en Polonia). Se estima que la MHS posee una buena validez de constructo.

En relación con la validez convergente, los resultados

muestran una correlación positiva y fuerte entre la homonegatividad moderna y las actitudes negativas hacia las personas trans\* (p. ej. Rodríguez-Castro et al., 2013). A partir de lo que Norton y Herek (2012) denominan “hipótesis de transferencia”, se ha sugerido que la estructuración del prejuicio hacia personas trans\* es similar a la del prejuicio hacia hombres gais y mujeres lesbianas. Por ello, se intuye que las actitudes discriminatorias hacia la orientación sexual y la identidad de género podrían indagar constructos muy similares. No obstante, otras investigaciones (Hill y Willoughby, 2005; Nagoshi et al., 2008) estiman que este hecho podría fallar en la prueba de validez discriminante. En este sentido, Páez et al. (2015) sugieren evitar la simplificación de asociar el prejuicio hacia las personas homosexuales con el prejuicio hacia las personas trans\*. Al hilo de lo expuesto, los resultados obtenidos en este estudio en cuanto a la validez externa (Anderson y Gerbing, 1988) y fiabilidad compuesta (Viladrich et al., 2017) fueron adecuados.

En relación con el segundo objetivo, los resultados obtenidos para la invariancia a nivel configural, métrico y estructural confirman lo esperado (Hipótesis 2). Se sugiere que tanto la MHS-G como la MHS-L son constructos invariantes conforme a las variables tanto sociodemográficas y personales como ideológicas estudiadas. Estos resultados se sitúan en la línea de los hallazgos de otros estudios (p. ej. Gómez et al., 2022; Romero et al., 2015) que examinan este aspecto conforme a la identidad de género, lo cual admite la comparación de los niveles de homonegatividad moderna entre los grupos estudiados. Sin embargo, solo se halló la invariancia a nivel residual para ambas subescalas en relación con la amistad LGTB. De acuerdo con Putnick y Bornstein (2016), este aspecto no es un requisito previo para la comparación de medias ya que los valores residuales no forman parte del factor latente, por lo que no suele incluirse en muchas investigaciones. Tampoco se cumple la invariancia completa de medida a nivel estructural para la MHS-G respecto a la orientación sexual. Para solventar este aspecto, Putnick y Bornstein (2016) proponen liberar las restricciones de igualdad de cargas factoriales de los ítems correspondientes hasta conseguir un modelo parcialmente invariante. Otros estudios similares (p. ej. Gómez et al., 2022; Romero et al., 2015) que llevaron a cabo la liberación de algunos interceptos de la escala para obtener una invariancia parcial fuerte consideraron que los resultados obtenidos fueron suficientes para demostrar la invariancia de medida. Se constata que el ítem 7 es variable según la orientación sexual, por lo que el significado asociado al ítem podría ser diferente entre las personas heterosexuales y no-heterosexuales. Este hecho puede deberse a que la LGTB-fobia sigue estando invisibilizada debido a que este fenómeno se manifiesta de forma más sutil, lo cual unido a la promoción de leyes que defienden los derechos de las personas LGTB puede suscitar falsas creencias en una parte de la sociedad sobre el bienestar y justicia social de este colectivo (Lara-Garrido et al., 2022).

Los resultados de este estudio pretenden ser un avance en este ámbito de investigación. Por un lado, suponen una

contribución al crecimiento de este campo de estudio que cada vez tiene una mayor presencia en el campo de la psicología (Putnick y Bornstein, 2016). Asimismo, responde a la escasez de investigaciones que examinan la invariancia de la MHS (Gómez et al., 2022). En este sentido, los resultados alcanzados permiten la realización de futuros trabajos donde se comparen los niveles de homonegatividad moderna entre los grupos en relación a las variables sociodemográficas y personales, así como ideológicas estudiadas. Por otro lado, esta investigación promueve la utilización de instrumentos como la MHS que detecten las actitudes negativas en las aulas universitarias de una forma más ajustada (Górska et al., 2017; Morrison y Morrison, 2002; Rye y Meaney, 2010).

Este trabajo presenta algunas limitaciones. En primer lugar, a partir de lo sugerido por la literatura (p. ej. Gómez et al., 2022; Kline, 2011), se señala la distribución de la muestra para realizar análisis multigrupos de acuerdo con la identidad de género y la orientación sexual de las personas participantes. Se estima necesario aumentar la cifra tanto de estudiantes hombres como no heterosexuales a partir de muestreos probabilísticos. En segundo lugar, otros estudios (p. ej. Morrison y Morrison, 2002) analizan la validez convergente y discriminante de la MHS utilizando diferentes instrumentos como el ATLG. Se sugiere profundizar en este aspecto mediante el uso de otras escalas basadas en prejuicios tradicionales y otras conceptualizaciones de la homonegatividad, así como relacionadas con otros constructos como el sexismo moderno (p. ej. Morrison et al., 2009). Finalmente, estos estudios se han llevado a cabo en estudiantes universitarios, por lo que los resultados no son generalizables para el resto

de la población. Sería recomendable replicar esta escala en poblaciones no académicas para comprobar que las características del instrumento se mantienen (Gómez et al., 2022).

Se concluye que el modelo propuesto para la MHS es válido para evaluar la homonegatividad moderna en el alumnado del ámbito de la educación que participó en este estudio. En la línea de otros estudios similares, se recomienda el uso de esta escala para analizar aquellas manifestaciones modernas de la homonegatividad presentes en estudiantes universitarios. Los resultados obtenidos a partir de la invariancia de medida establecen que el constructo tiene el mismo significado entre los grupos estudiados, a excepción del ítem 7 para la orientación sexual de la subescala MHS-G. Por ello, se permite la comparación entre grupos para el estudio de la homonegatividad moderna en estudiantes universitarios. Para futuras investigaciones, se sugiere profundizar con el examen de las propiedades psicométricas de la escala en relación con los ítems inversos y de la dimensionalidad de la escala, así como la invariancia de la MHS.

**Apoyo financiero:** Esta investigación ha sido financiada por el Programa Operativo FEDER 2014-2020 y por la Consejería de Economía y Conocimiento de la Junta de Andalucía, Proyecto DISEXGO (ref.: B-SEJ-294-UGR18), así como por el Programa de Plan Propio 2020 de la Universidad de Granada, Proyecto “Conocimientos, creencias y actitudes hacia la diversidad sexual y de género del profesorado de Andalucía y Portugal” (ref. PPJIB2020.19).

**Conflicto de interés:** Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de interés.

## Referencias

- Agencia de los Derechos Fundamentales de la Unión Europea (2020). *EU LGBTI Survey II. A long way to go for LGBTI equality*. <https://fra.europa.eu/en/data-and-maps/2020/lgbti-survey-data-explorer>
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. <https://doi.org/1.1037/0033-2909.103.3.411>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). A classification system for research designs in psychology. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/1.6018/analesps.29.3.178511>
- Barozzi, S., & Ruiz-Cecilia, R. (2020). Training in gender and sexual identities in EFL teaching. Participants' contributions. *Onomázein. Revista de lingüística, filología & educación*, 6, 84-103. <https://doi.org/1.7764/onomazein.n6.05>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural Equation Modeling With AMOS Basic Concepts, Applications, and Programming* (3rd Edition). Routledge. <https://doi.org/1.4324/9781315757421>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. [https://doi.org/1.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/1.1207/S15328007SEM0902_5)
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(10), 1-9. <https://doi.org/1.7275/yj1-4868>
- Cuesta, M., Fonseca-Pedrero, E., Vallejo, G., & Muñiz, J. (2013). Datos perdidos y propiedades psicométricas en los tests de personalidad [Missing data and psychometric properties in personality tests]. *Anales de Psicología*, 29(1), 285-292. <https://doi.org/1.6018/analesps.29.1.137901>
- Da Silva, K., Vieira, J., Romário, F., Fernandes de Melo, L. M., & Moura de Andrade, J. (2019). Evidence of validity of a modern homonegativity measure against gays and lesbians. *Psico-USF*, 24(4), 673-684. <https://doi.org/1.1590/1413-82712019240406>
- De Roover, K. (2021). Finding clusters of groups with measurement invariance: Unraveling intercept non-invariance with mixture multigroup factor analysis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 28(5), 663-683. <https://doi.org/1.1080/00224498809551476>
- Eurobarometer (2019). *Discrimination in the European Union: Perceptions of minorities in the EU: LGTBI people*. European Commission, Special Eurobarometer, 493. <https://europa.eu/eurobarometer/surveys/detail/2251>
- Foy, J. K., & Hodge, S. (2016). Preparing educators for a diverse world: Understanding Sexual prejudice among pre-service teachers. *Prairie Journal of Educational Research*, 1(1). <https://doi.org/1.4148/2373-0994.1005>
- Francisco Amat, A., & Moliner-Miravet, L. (2017). Me aconsejaron o casi me obligaron a ser 'normal'. Análisis de las barreras de exclusión a partir de historias de vida de mujeres lesbianas y bisexuales [I was advised or almost forced to be 'normal'. Analysis of exclusion barriers based on life histories of lesbian and bisexual women]. *OBETS. Revista de Ciencias Sociales*, 12(1), 41-59. <https://doi.org/1.14198/OBETS2017.12.1.02>
- Franco-Morales, F., Correa-Molina, E., Venet, M., & Perez-Bedoya, S. (2016). The relationship between attitudes towards and knowledge of sexual diversity. *Cultura y Educación*, 28(3), 500-538. <https://doi.org/1.1080/11356405.2016.1196896>
- Frías-Navarro, D., Monterde-i-Bort, H., Pascual-Soler, M., & Badenes-Ribera, L. (2015). Etiology of homosexuality and attitudes toward same-sex parenting: A randomized study. *The Journal of Sex Research*, 52(2), 151-161. <https://doi.org/1.1080/00224499.2013.802757>

- García-Berbén, A. B., Álvarez-Bernardo, G., Lara-Garrido, A. S., Ruiz-Cecilia, R., & Guijarro-Ojeda, J. R. (en revisión). Adaptación y evidencias de validez de la Escala de Homonegatividad Moderna en estudiantes de educación primaria [Adaptation and evidence of validity of the Modern Homonegativity Scale in primary school students].
- García-Berbén, A. B., Pereira, H., Lara-Garrido, A. S., Álvarez-Bernardo, G., & Esgalhado, G. (2022). Psychometric validation of the Portuguese version of the Modern Homonegativity Scale among Portuguese college students. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 12, 1168–1178. <https://doi.org/1.3390/ejihpe12080081>
- Gómez, F., Cumsille, P., & González, R. (2022). Validación de la versión abreviada de la Escala de Homonegatividad Moderna en jóvenes chilenos [Validation of the abbreviated version of the Modern Homonegativity Scale in young Chileans]. *PSYKHE*, 31(2), 1-16. <https://doi.org/1.7764/psykhe.202.22563>
- Górska, P., Bilewicz, M., Winiewski, M., & Waszkiewicz, A. (2017). On old-fashioned versus modern homonegativity distinction: Evidence from Poland. *Journal of Homosexuality*, 64(2), 256-272. <https://doi.org/1.1080/00918369.2016.1179029>
- Hall, W. J., & Rodgers, G. K. (2019). Teachers' attitudes toward homosexuality and the lesbian, gay, bisexual, and queer community in the United States. *Social Psychology of Education*, 22(1), 23-41. <https://doi.org/1.1007/s11218-018-9463-9>
- Heras-Sevilla, D., & Ortega-Sánchez, D. (2020). Evaluation of sexist and prejudiced attitudes toward homosexuality in Spanish future teachers: Analysis of related variables. *Frontiers in Psychology*, 11(572553), 1-15. <https://doi.org/1.3389/fpsyg.202.572553>
- Herek, G. M. (1988). Heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men: Correlates and gender differences. *Journal of Sex Research*, 25(4), 451-477. <https://doi.org/1.1080/0022498809551476>
- Hill, D. B., & Willoughby, B. L. B. (2005). The development and validation of the Genderism and Transphobia Scale. *Sex Roles*, 53(7-8), 531-544. <https://doi.org/1.1007/s11199-005-7140-x>
- Kim, H., & Millsap, R. (2014). Using the Bollen-Stine bootstrapping method for evaluating approximate fit indices. *Multivariate Behavioral Research*, 49(6), 581-596. <https://doi.org/1.1080/00273171.2014.947352>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of Structural Equation Modeling* (3ª ed.). The Guildford Press.
- Lara-Garrido, A. S., Álvarez-Bernardo, G., & García-Berbén, A. B. (2022). “¿...recordáis vuestra primera agresión por ser LGTB?”: Un análisis de testimonios de personas LGTB en el movimiento #MeQueer [...] Do you remember your first aggression for being LGTB?": An analysis of testimonies of LGBT people in the #MeQueer movement]. *OBETS. Revista de Ciencias Sociales*, 17(2), 303-32. <https://doi.org/1.14198/OBETS2022.17.2.09>
- Ley nº4 de 2023. Para la igualdad real y efectiva de las personas trans y para la garantía de los derechos de las personas LGTB [For the real and effective equality of trans people and for the guarantee of the rights of LGBT people]. 1 de marzo de 2023. Boletín Oficial del Estado, nº 51. <https://www.boe.es/buscar/doc.php?id=BOE-A-2023-5366>
- Ley nº8 de 2017. Para garantizar los derechos, la igualdad de trato y la no discriminación de las personas LGTB y sus familiares en Andalucía [To guarantee the rights, equal treatment and non-discrimination of LGBT people and their families in Andalucía]. 28 de febrero de 2017. Boletín Oficial de la Junta de Andalucía, nº 1. <https://www.boe.es/buscar/pdf/2018/BOE-A-2018-1549-consolidado.pdf>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). Exploratory Item Factor Analysis: A practical guide revised and updated. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/1.6018/analesps.3.3.199361>
- Maio, G. R., Haddock, G., & Verplanken, B. (2019). *The psychology of attitudes and attitudes change* (3rd Edition). SAGE.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-53. <https://doi.org/1.2307/2334770>
- Meade, A. W., & Wright, N. A. (2012). Solving the measurement invariance anchor item problem in item response theory. *Journal of Applied Psychology*, 97(5), 1016–1031. <https://doi.org/1.1037/a0027934>
- Ministerio de Interior (2020). *Informe de la evolución de los delitos de odio en España* [Report on the evolution of hate crimes in Spain]. <http://www.interior.gob.es/web/servicios-al-ciudadano/delitos-de-odio/estadisticas>
- Morrison, M. A., & Morrison, T. G. (2002). Development and validation of a scale measuring modern prejudice toward gay men and lesbian women. *Journal of Homosexuality*, 43(2), 15–37.
- 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/1.1111/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/1.1177/0022022109335053>
- 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 an Irish context. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, 131(3), 219-25. <http://dx.doi.org/1.3200/MONO.131.3.219-250>
- Nagoshi, J. L., Adams, K. A., Terrell, H. K., Hill, E. D., Brzuzy, S., & Nagoshi, C. T. (2008). Gender differences in correlates of homophobia and transphobia. *Sex Roles*, 59(7-8), 521-531. <https://doi.org/1.1007/s11199-008-9458-7>
- Norton, A. T., & Herek, G. M. (2012). Heterosexuals' attitudes toward transgender people: Findings from a national probability sample of US adults. *Sex roles*, 68(11-12), 738-753. <https://doi.org/1.1007/s11199-011-0110-6>
- Observatorio Andaluz contra la Homofobia, Bifobia y Transfobia (2020). *Informe de Estado de la LGTBIfobia en la comunidad andaluza 2019-2020* [State Report on LGTBIfobia in the Andalusian community 2019-2020]. <https://observatorioandaluzlgbt.org/informe-del-estado-de-la-lgtbifobia-en-la-comunidad-andaluza-2019-2020/>
- Páez, J., Hevia, G., Pesci, F., & Rabbia, H. (2015). Construcción y validación de una escala de actitudes negativas hacia personas trans [Construction and validation of a scale of negative attitudes towards trans people]. *Revista de Psicología*, 33(1), 151-188.
- Putnick, D.L., & Bornstein, M.H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-9. <https://doi.org/1.1016/j.dr.2016.06.004>
- Rodríguez-Castro, Y., Lameiras-Fernández, M., Carrera-Fernández, V., & Vallejo-Medina, P. (2013). Validación de la Escala de Homofobia Moderna en una muestra de adolescentes [Validation of the Modern Homophobia Scale in a sample of adolescents]. *Anales de Psicología*, 29(2), 523-533. <https://dx.doi.org/1.6018/analesps.29.2.137931>
- Romero, D. H., Osvaldo, M. A., Morera, F., & Wiebe, J. S. (2015). Assessing the gender invariance of the Modern Homonegativity Scale. *Journal of Homosexuality*, 62(11), 1539-1559. <http://dx.doi.org/1.1080/00918369.2015.1073034>
- Rye, B. J., & Meaney, G. J. (2010). Measuring homonegativity: A psychometric analysis. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 42(3), 158-167. <https://doi.org/1.1037/a0018237>
- Scandurra, C., Picariello, S., Valerio, P., & Amodeo, A. L. (2017). Sexism, homophobia and transphobia in a sample of Italian pre-service teachers: the role of socio-demographic features. *Journal of Education for Teaching*, 43(2), 245-261. <http://dx.doi.org/1.1080/02607476.2017.1286794>
- 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/1.1177/0013164413504584>
- Tomás, J. M., Meléndez, J. C., Oliver, A., Navarro, E., & Zaragoza, G. (2010). Efectos de método en las escalas de Ryff: Un estudio en población de personas mayores [Method effects on Ryff scales: A study in elderly population]. *Psicológica: Revista de Metodología y Psicología Experimental*, 31(2), 383-40.
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. <https://doi.org/1.6018/analesps.33.3.268401>