

Adaptation and validation of the LGBQ Ally Identity Measure (*Adaptación y validación de la Medida de Identificación Aliada LGBQ*)

Miguel-Ángel López-Sáez, Dau García-Dauder, Ignacio Montero & Óscar Lecuona

To cite this article: Miguel-Ángel López-Sáez, Dau García-Dauder, Ignacio Montero & Óscar Lecuona (2022) Adaptation and validation of the LGBQ Ally Identity Measure (*Adaptación y validación de la Medida de Identificación Aliada LGBQ*), *Studies in Psychology*, 43:2, 229-258, DOI: [10.1080/02109395.2021.1989888](https://doi.org/10.1080/02109395.2021.1989888)

To link to this article: <https://doi.org/10.1080/02109395.2021.1989888>



Published online: 23 Nov 2021.



Submit your article to this journal [↗](#)



Article views: 145



View related articles [↗](#)



View Crossmark data [↗](#)



Citing articles: 1 View citing articles [↗](#)



Adaptation and validation of the LGBTQ Ally Identity Measure (*Adaptación y validación de la Medida de Identificación Aliada LGBTQ*)

Miguel-Ángel López-Sáez ^a, Dau García-Dauder ^a, Ignacio Montero ^b
and Óscar Lecuona ^a

^aUniversidad Rey Juan Carlos; ^bUniversidad Autónoma de Madrid

ABSTRACT

This article provides evidence on the reliability and validity of the Spanish adaptation of the Ally Identity Measure (AIM). This instrument is believed to be useful for psychosocial professionals and educational trainees to analyse the degree of commitment and support for lesbian, gay, bisexual and queer (LGBQ) people. The sample of this study comprised 223 heterosexual psychology students who participated by completing the Spanish adaptation of the instrument. A confirmatory factor analysis was performed to study its fit to the factor structure of the original scale (knowledge and skills, openness and support, and awareness of oppression). The internal consistency of the subscales was adequate (.85 – .86). Convergent validity showed significant correlations and predictive levels with different attitudinal and socio-demographic variables. We have concluded that the AIM is an accurate instrument to assess allied attitudes towards the LGBTQ community.

RESUMEN

En el artículo se proporciona evidencia sobre la fiabilidad y validez de la adaptación al español de la Medida de Identificación Aliada (MIA). Este instrumento se considera útil para conocer el grado de compromiso y apoyo con las personas lesbianas, gays, bisexuales y *queer* (LGBQ) entre profesionales psicosociales y educativos en formación. 223 estudiantes de psicología heterosexuales participaron completando la adaptación al español del instrumento. Se realizó un análisis factorial confirmatorio para estudiar su ajuste a la estructura factorial de la escala original (conocimientos y aptitudes, apertura y apoyo y conciencia de la opresión). La consistencia interna de las subescalas fue adecuada (.81 – .86). La validez convergente mostró correlaciones y niveles predictivos significativos con diferentes variables actitudinales y sociodemográficas. En conclusión, MIA resulta un instrumento preciso para evaluar las actitudes aliadas con lo LGBTQ.

ARTICLE HISTORY


Received 5 November 2020
Accepted 5 May 2021

KEYWORDS

sexual orientation;
homonegativity;
binegativity; sexism; psycho-
socio-educational
competencies

PALABRAS CLAVE

orientación sexual;
homonegatividad;
binegatividad; sexismo;
competencias
psicosocioeducativas

CONTACT Miguel-Ángel López-Sáez  miguel.lopez.saez@urjc.es  Departamento de Psicología, Universidad Rey Juan Carlos, Avda. de Atenas s/n 28922 Alcorcón, Madrid, España.

English version: pp. 229–241 / *Versión en español*: pp. 242–254

References / *Referencias*: pp. 254–257

Translation from Spanish / *Traducción del español*: Liza D'Arcy

© 2021 Fundación Infancia y Aprendizaje

Education is key to promoting understanding and developing diverse identities that respect and defend sex-gender diversities. Many studies have shown the importance of education to generate safe spaces and promote understanding between different people (Kjaraan & Sauntson, 2020; Kroeger, 2019).

In contrast, there are voices within the political discourse that defend the ‘right to not know’. This ‘right’ ignores, disdains and denies the violence suffered by LGBTQ people (*T* for trans; Cowan et al., 2005), enables an evasive position of ‘supposed neutrality’ for people of privilege (Ahmed, 2018; Tuana, 2006) and prevents recognition. In short, knowledge is placed under suspicion, being perceived as an affront to ‘gender ideology’. Thus, a lack of education does not simply imply an absence but is active, as it creates spaces of insecurity and prevents the generation of people becoming allied with the LGBTQ community. Strange as it may be, an absence of teaching produces informal learning through socialization. According to Worthington et al. (2002), the hegemonic socialization process implies a negative position towards homosexuality (any person who disagrees with the traditional gender expressions assigned to their identity are associated with homosexuality). Halberstam (2011) studied the existence of strict social norms that allow certain forms of location and address that guide us towards *straight* directions with no option of diversion. Regarding socialization, heterosexuality facilitates that ‘path of coherence’ between sexual orientation and gender identity (Ahmed, 2019).

Consequently, educational absence is an ideal substrate that not only encourages homophobia (normalization of rejection and violence) but also limits the development of options at a socio-affective and cognitive level in the short and long terms (Puche, 2018).

Spanish educational spaces have not been safe spaces for LGBTQ people at any of the educational stages (Elipe et al., 2018; Pichardo & De Stéfano, 2015), including university, although it is studied there. Access to the university system can be an opportunity for sexual and gender openness for LGBTQ youth (Platero, 2010); however, there have been and there are types of violence that make full equality impossible. Examples such as hazing (Aizpún Marcitllach & García-Mina Freire, 2013) and a multitude of aggressions (Borraz, 2018; Vargas, 2020) are just some examples. In addition, despite certain advances, it is important to note that within the LGBTQ community, trans is still the most violated (Bachmann & Gooch, 2018; Eurobarometer, 2019).

Faced with direct violence such as physical or verbal attacks, most Spanish universities have protocols to prevent and punish such actions. However, its implementation is insufficient and it is opaque in its application and registration (Biglia & Cagliero, 2019). The absence of registers may erroneously associate universities as violence-free spaces, but LGBTQphobia is a fact. In England, 20–60% of the LGBTQ university community have perceived some type of violence (Bachmann & Gooch, 2018). In large part, the invisibility of this violence is due to the fear of reporting, because of the variety of difficulties it entails: social discouragement, minimization of what happened, doubt of veracity, bureaucratization, emotional paralysis/shame, inanition, lack of commitment and a hierarchical and masculinized structure (Bachmann & Gooch, 2018; Hill & Silva, 2005; Mingo & Moreno, 2017).

Furthermore, there is more indirect violence articulated through obstacles impeding academic life for LGBTQ bodies (Ahmed, 2018). Examples are microaggressions

physical, such as divided spaces for male and female; bureaucratic, through requests for data that assume cis-heteronormativity; symbolic, through non-inclusive language or ‘jokes’, a lack of references and institutional support; and epistemological, through a lack of content, disregard for themes and financing difficulties (Pichardo & Puche, 2019). The materialization of such chilly climates (Allan & Madden, 2006) is a good indicator of existing discrimination and disadvantages that affect LGBTQ people. And it is not surprising that ‘celebrity’ is taken into account when deciding what to study. This celebrity is a determining factor for LGBTQ students when opting for certain degrees (Hill & Silva, 2005). Not accidental celebrity, based on reported violence (Atherton et al., 2016), results in the abandonment of STEM careers (Hughes, 2018).

The absence of support networks is a risk factor for heightened LGBTQphobic violence stressors (Frost et al., 2016). This violence generates anxiety and depression (Bissonette & Szymanski, 2019), drug use, risky sexual practices and suicides (Gayles & Garofalo, 2019; Ream, 2019). Almost two million young LGBTQ Americans have had suicidal thoughts (The-Trevor-Project, 2019), and in Spain the risk of suicide within this community is multiplied by three (Generelo et al., 2012).

The support of friends and family helps reduce stressors and is essential in cases of depression and bullying (Wigderson et al., 2019). Support networks can function as buffers of violence from defender or allied positions. The former imply support as an LGBTQ member (Getz & Kirkley, 2003); the latter imply support as a cis-heterosexual subject who recognizes their privilege and has joined to end situations of systemic violence (Worthen, 2011). LGBTQ idiosyncrasy is acknowledged from both positions. This acknowledgement serves to understand situations that people might experience being LGBTQ. When support is given without recognizing this idiosyncrasy, a central aspect is ignored and thus participates in the perpetuation of oppression (Smith & Shin, 2014).

In a university context, the ties between advocates and allies date back to the emergence of the LGBTQ student movement. In 1965, Columbia University allowed the enrolment of an openly bisexual student, Stephen Donaldson, with two conditions: submission to psychotherapy and a commitment to not seducing other students (Eisenbach, 2006). Donaldson broke both conditions and also founded the first homosexual association on a campus. Almost 30 years later, in 1994, the first LGBTQ association appeared in Spain at the Universidad Complutense de Madrid, RQTR (García-Dauder et al., 2018). To achieve their defence and support of rights and advocacy goals, these early groups needed the backing of many heterosexual people in the university community. During the 1990s, this defence and support for LGBTQ began to become institutionalized in certain North American universities (Ballard et al., 2008), while in Spain this has not occurred until recently. Furthermore, its implementation has been limited (Pichardo & Puche, 2019), and it does not always respond to a real commitment but to legal requirements or institutional pinkwashing (Biglia & Cagliero, 2019).

In order to generate a real culture of alliance in the entire community (especially the heterosexual one), incorporation of specific training on LGBTQ issues is essential (Finkel et al., 2003). This training should include understanding the realities and needs of LGBTQ people and seek to reflect on heterosexual positions of privilege and

the need for a political-personal commitment when addressing violence (Jones et al., 2014).

Within psychology, the American Psychological Association (APA) recognizes the importance of training to prevent negative attitudes from forming and a better understanding of LGBTQ realities. The APA assumes that a commitment to the well-being of LGBTQ people is intrinsic to the discipline of psychology. And although this was not always the case, since 1985, the 44th division of the APA has established series of guidelines that recall a review of biases, prejudices and privileges. The findings on the repercussions of violence suffered by LGBTQ people represent a whole field of interest in terms of health (with therapies such as pinktherapy) and at psychosocio-educational levels (with new cross-sectional analysis approaches).

Despite this, there are studies that point to deficiencies in psychological training in the United States and Latin America (Matthews et al., 2005; Pereira et al., 2019). These shortcomings are also seen in Spain. Regulations governing psychology studies (ANECA, 2005) only consider certain general competencies that could be related. Among them, the need to understand human diversity, to bring oneself up to date and to be self-critical. Few professional associations currently offer training in pinktherapy.

Being able to assess the degree of ally identity is significantly important for the professional skills needed to work with LGBTQ people. Jones et al. (2014) developed an instrument that collects the main dimensions that identify allied people: (a) an effort to acquire knowledge about history, legislation and culture; (b) self-confrontation with one's own negative beliefs; (c) the promotion of rights through actions and behaviours; and (d) understanding the daily injustices that shape life experiences.

Based on the above, this study presents the adaptation and validation of that measuring tool, focusing the instrument on psychological training.

Method

Participants

A total of 223 heterosexual college students participated in the study. Most of the people who participated were female (80.7%), with a male minority (19.3%).

Procedure

Psychology students from the Universidad Autónoma de Madrid were selected by stratified random sampling. The groups from each level were selected at random, establishing a similar sample for first and second, and third and fourth. The selection followed proportional criteria based on gender identity. If one person declined to participate, we selected another. The rejection rate was 25%. All people received similar instructions and were informed of the confidentiality and voluntary nature of participation. Before starting, they had to accept the informed consent.

Regarding the translation of the scale, we used adapted versions of the items translated by three experts in gender psychology. An expert in inclusive language subsequently reviewed the items. A back translation was subsequently performed,

without finding significant semantic differences between the translation and original text.

Instruments

Socio-demographic questionnaire

A questionnaire was prepared with questions about gender identity, sexual orientation, age, course year, political/religious affiliation and perception of socio-economic level. The variable contact was operationalized in two items. First, participants were asked about having contact or not with LG, B and T people (1 = ‘yes’; 2 = ‘no’). Second, participants were asked to assess the quality or degree of that contact on a Likert scale from 1 (‘no relationship’) to 4 (‘close relationship’).

Ally Identity Measure (AIM)

The measure comprises 19 items that evaluate heterosexual alliance with LGBT people (see [Appendix 1](#)). However, and considering the difference that trans realities imply, we prefer to use the acronym LGBQ to focus on aspects of sexual orientation. The term *queer* can be used in a variety of manners, and on many occasions it implies a political identity and in others a meaning of desire. Its inclusion here refers to the latter sense.

It has a trifactorial structure in which the dimensions indicated in the literature on the subject are grouped: knowledge and skills (AIM-KS), openness and support (AIM-OS) and oppression awareness (AIM-OA). Higher scores reflect greater allies of LGBQ people. It is important to note that the present study sought to capture the attitudes of psychology students, and in that sense some items were adapted. Jones et al. (2014) reported adequate global reliability ($\alpha = .88$) and in the subscales (AIM-KS, $\alpha = .80$; AIM-OS, $\alpha = .82$; and AIM-OA, $\alpha = .76$).

Evasive Attitudes of Sexual Orientation Scale (EASOS)

Comprising 14 items that measure avoidance attitudes towards LGBQ. The tool has a trifactorial structure comprising: aversive heterosexism, institutional heterosexism and heterosexual privilege. Brownfield et al. (2018; $\alpha = .89$).

Biphobia Scale (BS)

Comprising 30 items that evaluate the degree of negativity towards bisexual people. It has a one-factor structure. Higher scores reflect more negative attitudes towards bisexuality. Mulick and Wright (2002) demonstrated a very good global reliability ($\alpha = .94$).

Modern Homonegativity Scale (MHS)

Comprising 22 items that evaluate the degree of negativity towards LG people. It has a unifactorial structure that duplicates its items to address the differences between men and women. Higher scores reflect more negative attitudes towards homosexuality. Due to the semantic confusion for the Spanish population, the item ‘Gay men/lesbian women who are “out of the closet” should be admired for their bravery’ was eliminated. Morrison and Morrison (2002) demonstrated high global reliability ($\alpha = .93$).

Ambivalent Sexism Inventory (ASI)

Its short version comprises 12 items that are categorized into two subscales measuring hostile sexism (ASI-HS) and benevolent sexism (ASI-BS). High scores reflect more sexist attitudes. Rollero et al. (2014) demonstrated good reliability ($\alpha = .80$ ASI-BS; $\alpha = .85$ ASI-HS).

Resistance to Heteronormative Expectations Subscale (PPS-RHE)

We used this subscale of the Polymorphic Prejudice Scale. It comprises four items that assess the degree of adherence to conservative norms of sexual morality and traditional gender roles as well as associated expectations. High scores reflect greater resistance to heteronormativity. Badenes-Ribera et al. (2016) demonstrated good reliability ($\alpha = .84$).

Marlowe-Crowne Social Desirability Scale (MC-SDS)

Its short version comprises 18 items and is used to measure social desirability. Items are presented as statements that are accepted/rejected. Higher scores are indicative of greater social desirability. Gutiérrez et al. (2016) reported adequate reliability ($\alpha = .76$).

Results

Analysis

Descriptive statistics were obtained for each item and instrument, together with a visual examination of histograms and normality tests. The scores for each dimension were calculated using the mean of the items. A Confirmatory Factor Analysis was subsequently carried out to validate the factorial structure of AIM in the sample. The estimated correlations were polychoric, given the ordinal nature of the items. The estimation method chosen was Diagonally Weighted Least Squares (DWLS), as there were ordinal items. Furthermore, standard errors were subject to bootstrapping with 1,000 replications, while the fit tests were performed using the Satorra-Bentler correction. The fit measures used were the Comparative Fit Index (CFI), the Tucker-Lewis Index (TLI), the Root Mean Square Error Approximation (RMSEA) and the Standardized Mean Residual Root (SRMR). Cut-off points were established to determine as ideal fit values greater than .95 for CFI and TLI, and values less than .06 for RMSEA and .09 for SRMR, and as minimum fit values greater than .90 for CFI and TLI, and less than .08 for RMSEA and .095 for SRMR. Reliability was evaluated by internal consistency with McDonald's omega coefficient (ω). This has been used instead of Cronbach's alpha because several studies show estimation and performance biases, especially when the items present asymmetries or latent factors have differences in factorial weights, as in our case (for example, Viladrich et al., 2017).

Finally, convergent validity was examined using bivariate correlation analysis and analysis of multiple linear regression for each dimension of AIM. Specifically, the correlations of each dimension of AIM were estimated for EASOS, MHS, BS, ASI, MC-SDS, PPS-RHE and sociodemographic variables. Correlations were estimated using Spearman's ρ coefficient. We subsequently carried out multiple regression analyses for each dimension of AIM as the dependent variable. As independent variables, we selected demographic variables (gender identity and political affiliation), proximity to LGB groups (degrees of

closeness) and those variables with correlations greater than $|.3|$ (heteroresistances, hostile sexism, binegativity, modern homonegativity and avoidance of orientation).

Descriptive statistics

Participants' ages ranged from 18 and 41 ($M = 21.79$, $SD = 6.3$). Regarding their political ideology, 34.1% considered themselves left-wing, 33.6% centre-left, 27.4% centre-right and 4.9% right-wing. The majority declared themselves atheists (40.4%) and agnostics (30%), followed by Christians (28.3%) and other spiritualities (1.3%). Of these, only 10% considered themselves quite or very practising. The majority reported a medium-low (32.7%) and medium-high (59.2%) socio-economic level; not many considered themselves low (4.9%) or high (3.1%). The majority claimed to have contact with and know LG (92.4%) and B (83%) people, as opposed to T people (19.3%). Their contact with LG people was mainly close or very close (78.9%), and with B people (65.4% respectively) as opposed to T (6.3%).

AIM construct validity

The model initially proposed by the literature obtained an unsatisfactory fit ($CFI = .942$, $TLI = .934$, $RMSEA = .112$, $95\% CI = [.105; .120]$, $SRMR = .102$). Upon examining modification indices, a correlation between errors of items 5 and 11 was included. Theoretically, it can be explained by the semantic interpretation connected between the items — since keeping informed about LGBQ issues is usually done through the media and written sources. Therefore, an improved but unsatisfactory fit was obtained and thus included ($CFI = .953$, $TLI = .946$, $RMSEA = .102$, $95\% CI = [.094; .109]$, $SRMR = .098$). We decided to include a new modification index: the correlation between errors of items 1 and 3. Theoretically it can be explained by overlapping semantic interpretation among the items — since knowing resources for LGBQ people also implies knowing them for their relatives. The new fit was satisfactory ($CFI = .958$, $TLI = .951$, $RMSEA = .097$, $95\% CI = [.089; .104]$, $SRMR = .095$; CFI and TLI demonstrated an optimal fit, $SRMR$ an acceptable fit, and $RMSEA$ indicated fit difficulties). We consider these results to be sufficient, since we prioritize the parsimony of the model. Therefore, we accepted the AIM model of three factors correlated with two correlations between item errors. All the estimated factorial weights were positive, significant and greater than .4, except item 5 with the AIM-KS factor. AIM-OS positively and significantly correlated with the other two factors, but these same two factors (AIM-KS, and AIM-OA) were not significantly correlated with each other. The final factorial model is shown in [Figure 1](#) and the estimated parameters in [Table 1](#). The internal consistency of each dimension was derived from each set of items. Moderately high indices were found for the three scales, exceeding 80% of the variance of the items, being explained by the latent factors ($\omega = .86$ AIM-KS; $\omega = .81$, AIM-OS; and $\omega = .82$ AIM-OA).

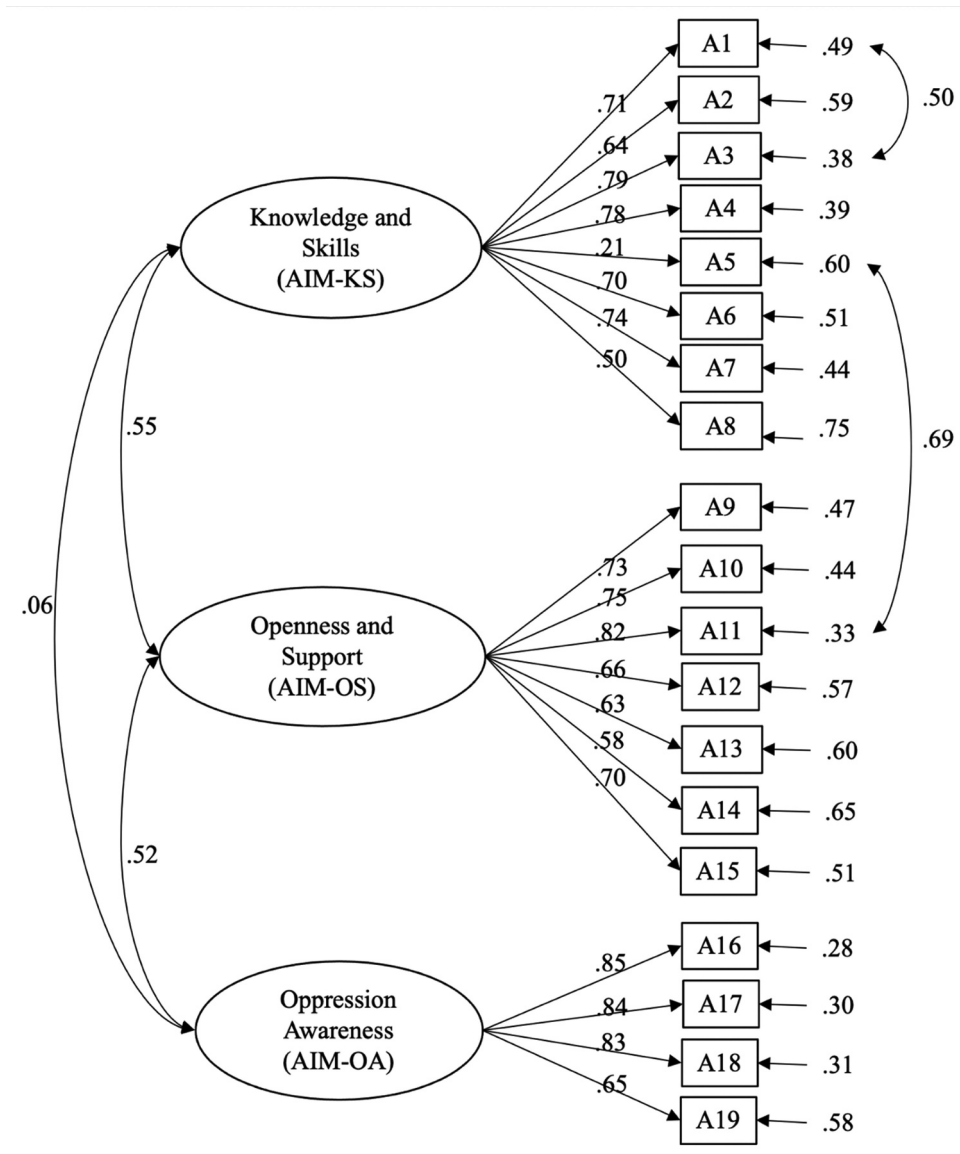


Figure 1. Proposed factorial model (non-standardized weights are in parentheses).

Convergent validity

The bivariate correlations are shown in Table 2 and in Figure 1. Among the dimensions of the AIM itself, AIM-OS and AIM-OA showed the best significant, positive and relevant correlations (> |.4|) with the others. In contrast, AIM-KS only did with AIM-OS, and AIM-OA with AIM-OS. Furthermore, AIM-KS showed correlations lower than criterion (> |.3| or > |-.3|) with the other variables.

EASOS and MHS found negative, significant and relevant correlations (> |-.4|) with AIM-OS and AIM-OA. BS and ASI-HS worsened their correlations, although they were still significant and relevant (> |-.3|) with AIM-OS and AIM-C. The same occurred

Table 1. Parameters of the factorial model.

Parameters	Non-standardized values	Standard Error	Standardized Values
Factorial Weight			
Alliance-Knowledge (AIM-KS)			
A1	1.00		0.61
A2	1.05	0.12	0.64
A3	1.14	0.11	0.69
A4	1.30	0.16	0.79
A5	0.94	0.16	0.57
A6	1.15	0.15	0.70
A7	1.24	0.16	0.75
A8	0.81	0.14	0.49
Alliance-Openness (AIM-OS)			
A9	1.00		0.75
A10	1.01	0.10	0.76
A11	1.01	0.10	0.76
A12	0.89	0.11	0.67
A13	0.85	0.11	0.64
A14	0.79	0.10	0.59
A15	0.94	0.13	0.71
Alliance-Oppression (AIM-OA)			
A16	1.00		0.85
A17	0.99	0.07	0.84
A18	0.99	0.08	0.83
A19	0.77	0.09	0.65
Covariances between factors			
AIM-KS with AIM-OS	0.27	0.06	0.60
AIM-KS with AIM-OA	0.05	0.05	0.09
AIM-OS with AIM-OA	0.34	0.05	0.53
Factor variances			
AIM-KS	0.37	0.08	1.00
AIM-OS	0.56	0.09	1.00
AIM-OA	0.72	0.08	1.00
Covariances between errors			
Items 5 and 11	0.37	0.06	0.69
Items 1 and 3	0.29	0.07	0.50

Table 2. Bivariate correlations.

Variable	Alliance-Knowledge (AIM-KS)	Alliance-Openness (AIM-OS)	Alliance-Oppression (AIM-OA)
Evasive (EASOS)	-.10	-.44**	-.68**
Homonegativity (MHS)	-.13	-.57**	-.70**
Binegativity (BS)	.01	-.39**	-.31**
Hostile-Sexism (ASI-H)	-.06	-.34**	-.44**
Sexism-Benevolent (ASI-B)	-.04	-.28**	-.27**
Heteroresistance (PPS-RHE)	.13	.32**	.33**
Desirability (MC-SDS)	.09	.00	-.05
Lack-of-contact-LG	-.06	-.16*	-.12
Degree-of-closeness-LG	.20**	.50**	.24**
Lack-of-contact B	-.16*	-.32**	-.14*
Degree-of-closeness-B	.19**	.43**	.25**
Political-Affiliation	-.20**	-.38**	-.42**
Religiosity	.19	-.09	-.09
Socioeconomic level	-.07	.00	-.01
Gender-identity	.01	.25**	.20**
Level	.07	.06	.09

Note: * $p < .05$; ** $p < .01$

with PPS-RHE, but with positive valence. ASI-BS established significant correlations with the same dimensions as ASI-HS, but lower than criteria.

Regarding the correlations of the sociodemographic variables with AIM, the variables degree of closeness to homosexual and bisexual people were positive and significant with all dimensions, and especially relevant ($> |.4|$) with AIM-OS. Of the other variables, gender identity demonstrated how women had the highest ally identity, although less than .3. On the other hand, political affiliation established a moderate negative significant correlation higher than .3 with AIM-OS and AIM-OA.

The scale variables selected for multiple regressions were chosen based on meeting the criterion (EASOS, MHS, BS, ASI-HS, PPS-RHE, degrees of closeness and political affiliation). The selection of the predictive/dependent variables was made based on previous literature on homonegativity (López-Sáez et al., 2020a, 2021) and that proposed by the original authors (Jones et al., 2014). The final models produced a slight predictive potential for AIM-KS (.06) and a moderate predictive potential for AIM-OS and AIM-OA (R^2 corrected to .44 and .56 respectively). The estimated parameters are found in Table 3. MHS found some significant predictive potential in AIM-OS and AIM-OA. EASOS produced significant potential for AIM-OA, and PPS-RHE for AIM-OS. Political affiliation (tendency to conservatism) for AIM-KS. And the degrees of closeness to LG and B people (tendency to be closer) did so for AIM-KS and AIM-OS.

Table 3. Multiple linear regression models for each dimension of AIM.

Variable	β	95% CI		t	p
		Li	Us		
VD: Alliance-Knowledge					
Evasive (EASOS)	.06	-.16	.30	0.60	.55
Homonegativity (MHS)	.04	-.20	.27	0.29	.77
Binegativity (BS)	.12	-.11	.77	1.50	.14
Hostile-Sexism (ASI-H)	.02	-.19	.23	0.22	.83
Heteroresistance (PPS-RHE)	.12	-.02	.16	1.64	.10
Degree-of-closeness LG	.18	.02	.32	2.30	.02*
Degree-of-closeness B	.14	-.01	.24	1.76	.08 ^s
Political affiliation	-.19	-.40	-.04	-2.36	.02*
Gender identity	-.06	-.49	.19	-0.86	.39
VD: Alliance-Openness					
Evasive (EASOS)	-.01	-.21	.18	-0.17	.87
Homonegativity (MHS)	-.28	-.51	-.11	-3.02	.003**
Binegativity (BS)	-.09	-.62	.12	-1.36	.18
Hostile-Sexism (ASI-H)	.07	-.09	.26	0.96	.34
Heteroresistance (PPS-RHE)	.16	.03	.17	2.71	.007***
Degree-of-closeness LG	.26	.15	.40	4.36	< .001***
Degree-of-closeness B	.18	.06	.27	3.03	.003***
Political affiliation	-.09	-.26	.04	-1.43	.15
Gender identity	.01	-.27	.30	0.12	.91
VD: Alliance-Opression					
Evasive (EASOS)	-.44	-.75	-.41	-6.65	< .001***
Homonegativity (MHS)	-.41	-.62	-.27	-4.93	< .001***
Binegativity (BS)	-.04	-.43	.22	-0.63	.53
Hostile-Sexism (ASI-H)	.10	-.03	.28	1.57	.12
Heteroresistance (PPS-RHE)	.06	-.03	.10	1.17	.24
Degree-of-closeness LG	-.01	-.12	.10	-0.24	.81
Degree-of-closeness B	.03	-.06	.12	0.66	.51
Political affiliation	.00	-.13	.13	0.02	.99
Gender identity	-.03	-.33	.18	-0.59	.56

Note: ^s p = close to significance; * p < .05; ** p < .01; *** p < .001

Discussion

Future research should explore the AIM with more heterogeneous samples and the correlations with scales focused on pro-LGBQ attitudes. However, this present study is an important prelude to a research perspective that goes beyond assessing negative attitudes. On this basis, these results provide a useful tool for the evaluation of professional competencies in the matter of the LGBQ alliance.

The main objective of this study was to provide additional evidence of the validity and reliability of the Spanish adaptation of AIM. We found that AIM is a reliable tool; its three subscales show adequate internal consistency ($\omega = .86$; $\omega = .81$; $\omega = .82$), similar to those of the initial study.

Regarding the construct validity, the confirmatory analysis presents adequate fit indices and confirms the trifactorial structure that in turn confirms the stability of what was proposed by Jones et al. (2014).

Regarding the correlational analysis, the relationship between AIM-KS and AIM-OS is moderately high in relation to the others. Additionally, the correlation between AIM-OS and AIM-OA is not implausible, since the intention of support and commitment tends to increase as violence is understood and a perspective of the oppressed group is acquired (Worthen, 2011). On the other hand, concurring with that found by Jones et al. (2014), the intensity of the correlation between AIM-KS and AIM-OA is one of the lowest. Conceptually, the AIM-KS factor comprises knowledge that is more focused on resources and theories but not so much on familiarization with everyday experiences of an oppressed group (these experiences require a reflection on heterosexual privilege and are found within AIM-OA).

In addition to this, the low correlations of the other attitudinal variables with AIM-KS concur with that found in similar studies, where homonegativities are not associated with knowledge and skills (Pepping et al., 2018).

The reflection on heterosexual privilege that AIM-OA implies is supported by the negative correlation with EASOS (where heterosexual privilege is one of the main components). It is therefore not surprising that the less avoidance of heterosexual privilege, the greater awareness of situations of injustice and the higher the degree of supportive prosocial commitment. Along these lines, our data add a negative correlation and a certain predictive potential between/of ASI-HS and/or AIM-OA. This could clarify the relationship between those who justify a sexist status quo and those who deny the existence of LGBQphobic violence, as contributed by Walls (2008). Like EASOS, MHS correlated in a similar direction, and was also a good predictor of AIM-OS and AIM-OA, which according to previous studies is convincing (Brownfield et al., 2018). The correlations with binegativity (BE) were lower and its predictive power was not significant, which could indicate the need to use more specific items with bisexuality. Also, despite the lesser conceptual fit, the ASI-BS correlation showed how the monitoring of concordance between gender identity and expression-roles has a certain relationship with the non-establishment of alliances (in terms of commitment and identification of injustices). Likewise, the break with those norms that impose heteronormative concordance (PPS-RHE) positively correlated with all AIM factors and

showed certain predictive potential with AIM-OS. According to Badenes-Ribera et al. (2016), the high scores in PPS-RHE suggest that people adopt more inclusive and have more open standards on issues of sexual identity and gender expression. This concurs with greater openness, support and connection with the situations of discrimination that AIM measures.

Regarding sociodemographic variables, the negative correlations of political affiliation confirm what many other studies have found regarding the relationship between the degree of conservatism-right-wing-homophobic attitudes (López-Sáez et al., 2020b) and the rejection of allied attitudes (Jones et al., 2014). The gender identity variable showed significant correlations with AIM-OS and AIM-OA but did not stand out correlationally or predictively.

Other relevant variables are those related to contact. Here, if the correlations referring to an absence of contact with LG and B people were negative, the same did not apply to the variable that detailed the level of closeness of that contact. Especially regarding the AIM-OS factor with which the degree of closeness showed a certain predictive level. This shows how knowing LGB people is associated with having certain positive attitudes towards LGBQ but also that the establishment of close relationships further clarifies this association (Badenes-Ribera et al., 2016). Bear in mind that the degree of closeness facilitates a more detailed and adjusted reading, illustrating the importance of identifying with the group and not just knowing it, since it is identification that predicts the level of commitment (Thomas et al., 2012).

The failure to detect significant correlations with certain variables that tend to be part of conservative patterns, such as religiosity, could be due to the low sample size and the very nature of the variable. Some studies demonstrate how less traditional forms of religiosity are related to positive attitudes towards gays and lesbians (Whitley, 2009). The socioeconomic and academic levels did not reach significant conclusions. Finally, AIM was not related to socially desirable responses (MC-SDS), as demonstrated by Jones et al. (2014), which is indicative of the veracity of LGBQ alliance attitudes.

Having instruments that go beyond measuring negative attitudes is innovative and necessary. It is innovative because it emphasizes the positive prosocial attitudes of heterosexual people towards LGBQ people. Socio-cultural evolution reflects changes in heterosexual attitudes towards LGBQ that are increasingly complex and require more precise measuring and a widening of the dimensional scope. Thus, the paradigm shift highlights how the absence of homonegativity does not by itself imply ally identity.

Instruments such as these are necessary in terms of responsibility, because the ally role is a key protection factor and influences the health of society, particularly LGBQ people. Considering the situation of exclusion to which LGBQ people are exposed, it is likely members of this group seek psychological help. Because of this, professional alliances should not be optional, even more so when its absence favours the reproduction of violence.

Despite these findings, future studies should provide more clarity based on some limitations. The results require future replications that can facilitate establishing

scientific knowledge and contrasting the reliability and validity of the test. This requirement is remarkable in relation to the convergent validity of AIM-KS. In addition, new longitudinal studies could provide an analysis that investigates the importance of certain conservative patterns (such as religiosity or conformity with masculinity, etc.) to facilitate prediction keys.

Finally, future guidelines should consider specific evaluations of alliance towards trans people. The idiosyncrasies of their experiences, realities and violence mean that analyses that can further knowledge into these aspects are essential.

Adaptación y validación de la Medida de Identificación Aliada LGBTQ

La educación es clave para promover la comprensión y desarrollar identidades diversas que respeten y defiendan las diversidades sexo-genéricas. Multitud de estudios indican la importancia de educar para generar espacios seguros y fomentar el entendimiento entre diferentes (Kjaran & Sauntson, 2020; Kroeger, 2019).

En contraposición, dentro del discurso político se alzan voces defensoras del ‘derecho a no saber’. ‘Derecho’ que ignora, desdeña y niega las violencias que sufren las personas LGBTQ (*T* de trans; Cowan et al., 2005), posibilita una posición evasiva de ‘supuesta neutralidad’ a los sujetos de privilegio (Ahmed, 2018; Tuana, 2006) e impide su reconocimiento. Es decir, se pone bajo sospecha el saber, siendo percibido como una afrenta de la ‘ideología de género’. Así, la falta de educación no implica una ausencia sin más, sino que es performativa al crear espacios de inseguridad e impedir la generación de personas aliadas con lo LGBTQ. Por extraño que resulte, la ausencia de enseñanzas produce aprendizajes informales mediante la socialización. Según Worthington et al. (2002), el proceso de socialización hegemónica implica un posicionamiento negativo hacia lo homosexual (siendo asociado a lo homosexual toda aquella persona que discrepa de las tradicionales expresiones de género asignadas a su identidad). Halberstam (2011) ha planteado la existencia de estrictas normas sociales que permiten determinadas formas de ubicación y dirección, para llevarnos a destinos *straight* sin posibilidad de torcedura. Atendiendo a la socialización, la heterosexualidad permitiría ese ‘camino de coherencia’ entre orientación sexual e identidad de género (Ahmed, 2019).

En consecuencia, la ausencia educativa supone un sustrato ideal no sólo para alentar las dimensiones de la homofobia (normalización del rechazo y la violencia), sino para la limitación de las opciones de desarrollo a nivel socioafectivo y cognitivo a corto y largo plazo (Puche, 2018).

Los espacios educativos españoles no han venido siendo espacios seguros para las personas LGBTQ en ninguna de las etapas educativas (Elipe et al., 2018; Pichardo & De Stefano, 2015) incluida la universitaria, aunque sea la menos estudiada. El acceso al sistema universitario puede suponer una oportunidad para la apertura en términos de sexuales y de género para jóvenes LGBTQ (Platero, 2010); sin embargo, en él han venido existiendo y existen toda una serie de violencias que imposibilitan una igualdad plena. Ejemplos como novatadas (Aizpún Marcitllach & García-Mina Freire, 2013) y multitud de agresiones (Borraz, 2018; Vargas, 2020) son sólo algunas muestras. Además, a pesar de ciertos avances, es importante destacar que dentro de lo LGBTQ, lo, trans sigue siendo lo más violentado (Bachmann & Gooch, 2018; Eurobarometer, 2019).

Ante esas violencias directas como agresiones físicas o verbales, la mayoría de universidades españolas cuentan con protocolos para prevenirlas y sancionarlas. Sin embargo, su puesta en funcionamiento resulta insuficiente y es opaca en su aplicación y registro (Biglia & Cagliero, 2019). La ausencia de registros puede asociar erróneamente a las universidades como espacios libres de violencias, pero la LGBTQfobia es un hecho. En Inglaterra, entre el 20–60% de la comunidad universitaria ha percibido algún tipo de violencia (Bachmann & Gooch, 2018). En gran parte, la invisibilidad de estas violencias se debe al miedo a denunciar por las diferentes dificultades que entraña: el desaliento social, la minimización de lo ocurrido, la duda de la veracidad, la burocratización, la parálisis/vergüenza emocional, la inanición, la falta de compromiso y la estructura jerarquizada y masculinizada (Bachmann & Gooch, 2018; Hill & Silva, 2005; Mingo & Moreno, 2017).

También, existen violencias más indirectas que se articulan a través de muros que impiden la vida académica a cuerpos LGBTQ (Ahmed, 2018). Ejemplos son microagresiones: físicas, como espacios divididos para cishombres y cismujeres; burocráticas, mediante peticiones de datos que asumen la cisheteronormatividad; simbólicas, a través del lenguaje no inclusivo o ‘bromas’, la falta de referentes y apoyos institucionales; y epistemológicas, con ausencias de contenidos, menosprecio de temáticas y dificultades de financiación (Pichardo & Puche, 2019). La materialización de estos *chilly climate* (Allan & Madden, 2006) son un buen indicador de la discriminación existente y de las desventajas que atañen a las personas LGBTQ. Por tanto, no es de extrañar que en la elección de estudios se tenga en cuenta la ‘fama del ambiente’. Esa fama supone un condicionante para el alumnado LGBTQ a la hora de optar por determinadas titulaciones (Hill & Silva, 2005). Fama no casual, basada en las violencias reportadas (Atherton et al., 2016), y que tienen como el abandono de carreras STEM (Hughes, 2018).

La ausencia de redes de apoyo es un factor de riesgo para acrecentar los factores estresantes de la violencia LGBTQfoba (Frost et al., 2016). Esas violencias generan ansiedad y depresión (Bissonette & Szymanski, 2019), consumo de drogas, prácticas sexuales de riesgo y suicidios (Gayles & Garofalo, 2019; Ream, 2019). Casi dos millones de jóvenes estadounidenses LGBTQ han tenido pensamientos suicidas (The-Trevor-Project, 2019) y en España el riesgo de suicidio se multiplica por tres (Generelo et al., 2012).

El apoyo de amistades y familiares ayuda a reducir factores estresantes, siendo sustancial en casos de depresión y acoso (Wigderson et al., 2019). Las redes de apoyo pueden funcionar como amortiguadores de la violencia desde posiciones defensoras o aliadas. Las primeras implican un apoyo como miembro LGBTQ (Getz & Kirkley, 2003), las segundas implican un apoyo como sujeto cisheterosexual que reconoce el lugar de privilegio y lo dispone para acabar con las situaciones de violencia sistémica (Worthen, 2011). Desde ambas posiciones se reconoce la idiosincrasia LGBTQ. Ese reconocimiento sirve para comprender las situaciones que pueden atravesar las personas por el hecho de ser LGBTQ. Cuando se da un apoyo sin considerar tal idiosincrasia, se evade un aspecto central y por ende se participa de la perpetuación de la opresión (Smith & Shin, 2014).

En el contexto universitario, los lazos entre defensores y aliados se remontan a la aparición del movimiento estudiantil LGBTQ. En 1965 la Universidad de Columbia

permitió la inscripción de un estudiante abiertamente bisexual, Stephen Donaldson, con dos condiciones: el sometimiento a psicoterapia y el compromiso de no seducir a otros estudiantes (Eisenbach, 2006). Donaldson incumplió ambas y además fundó la primera asociación homosexual en un campus. Casi 30 años después, en 1994 apareció en España la primera asociación LGBTQ en la Complutense de Madrid, RQTR (García-Dauder et al., 2018). Para alcanzar sus objetivos de defensa de derechos y apoyo, estos primeros grupos necesitaron el respaldo de muchas personas heterosexuales de la comunidad universitaria. Durante la década de 1990 esa defensa y apoyo a lo LGBTQ comenzó a institucionalizarse en algunas universidades norteamericanas (Ballard et al., 2008), mientras que en España no se introdujo hasta hace poco. Además, su puesta en marcha viene resultando limitada (Pichardo & Puche, 2019) y no siempre responde a un compromiso real, sino a exigencias legales o a un *pinkwashing* institucional (Biglia & Cagliero, 2019).

Para generar una cultura real de alianza de toda la comunidad (especialmente la heterosexual) resulta esencial la incorporación de formación específica en temas LGBTQ (Finkel et al., 2003). Esta formación no sólo ha de incluir la comprensión de las realidades y necesidades de las personas LGBTQ, sino que debe procurar una reflexión sobre las posiciones de privilegio heterosexual y la necesidad de una implicación comprometida política-personalmente frente a las violencias (Jones et al., 2014).

Dentro de la psicología, la American Psychological Association (APA) reconoce la importancia de la formación para evitar actitudes negativas y entender mejor las realidades LGBTQ. La APA asume de manera intrínseca a la disciplina psicológica su compromiso con el bienestar de las personas LGBTQ. Y aunque no siempre fue así, desde 1985 la división 44 de la APA viene marcando una serie de pautas que recuerdan la revisión de sesgos, prejuicios y privilegios. Los hallazgos sobre las repercusiones de las violencias que sufren las personas LGBTQ suponen todo un campo de interés en términos de salud (con terapias como la *pinktherapy*) y desde planos psicosocioeducativos (con nuevos enfoques de análisis interseccional).

A pesar de ello, hay estudios que señalan las deficiencias a este respecto en la formación psicológica en Estados Unidos y Latinoamérica (Matthews et al., 2005; Pereira et al., 2019). En el panorama nacional, estas carencias se repiten. La normativa reguladora de los estudios de psicología (ANECA, 2005) únicamente considera algunas competencias generales que podrían estar relacionadas. Entre ellas, la necesidad de conocer la diversidad humana, la de actualizarse y la de ser autocrítico. Tan sólo y de manera reciente, algunos colegios profesionales, ofrecen formaciones de *pinktherapy*.

Poder evaluar el grado de identificación aliada resulta de suma importancia para conocer las competencias profesionales en el trabajo con personas LGBTQ. Jones et al. (2014) desarrollaron un instrumento que recoge las principales dimensiones que identifican a las personas aliadas: (a) el esfuerzo por la adquisición de conocimientos sobre historia, legislación y cultura; (b) la autoconfrontación ante las propias creencias negativas; (c) la promoción de los derechos mediante acciones y conductas; (d) y la comprensión de las injusticias cotidianas que conforman las experiencias de vida.

En vista de lo expuesto, este trabajo presenta la adaptación y validación de la herramienta, enfocando el instrumento a la formación psicológica.

Método

Participantes

Un total de 223 estudiantes universitarios heterosexuales participaron en el estudio. La mayoría de las personas que participaron fueron cismujeres (80.7%), siendo minoría los cishombres (19.3%).

Procedimiento

Estudiantes de psicología de la Autónoma de Madrid fueron seleccionadas mediante un muestreo aleatorio estratificado. Los grupos de cada nivel fueron seleccionados al azar, estableciendo una muestra similar para 1º y 2º, y 3º y 4ª. En la selección se siguieron criterios proporcionales en función de la identidad de género. Si una persona declinaba participar, seleccionábamos otra. La tasa de rechazo fue del 25%. Todas las personas recibieron similares instrucciones y se les informó de la voluntariedad y la confidencialidad. Antes de comenzar debían aceptar el consentimiento informado.

En cuanto a la traducción de la escala, se utilizaron versiones adaptadas de los ítems realizadas por tres personas expertas en psicología del género. Posteriormente una experta en lenguaje inclusivo revisó los ítems. Por último, se realizó una doble traducción, sin encontrar diferencias semánticas significativas entre traducción y original.

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico

Se elaboró un cuestionario con preguntas sobre identidad de género, orientación sexual, edad, curso, afiliación política/religiosa y percepción de nivel socio-económico. La variable de contacto se operacionalizó en dos ítems. Por un lado, se preguntaba sobre el tener contacto o no con personas LG, B y T (1 = 'sí'; 2 = 'no'). Por otro, se añadió una evaluación del vínculo a través de una escala Likert de 1 ('nada de relación') a 4 ('estrecha relación').

Medida de Identificación Aliada (MIA)

Consta de 19 ítems que evalúan la alianza heterosexual con personas LGBT (véase [Apéndice 1](#)). No obstante, y atendiendo a la diferencia que implican las realidades trans, preferimos usar el acrónimo LGBQ para centrarnos en aspectos enfocados a la orientación sexual. El término queer puede ser usado en diferentes líneas y en muchas ocasiones implica una identidad política y en otras una aceptación en torno al deseo. El motivo de su inclusión hace referencia a este último sentido.

Cuenta con una estructura trifactorial en el que se agrupan las dimensiones indicadas en la literatura sobre el tema: conocimientos y competencias (MIA-CC), apertura y apoyo (MIA-AA) y conciencia de la opresión (MIA-CO). Las puntuaciones más altas reflejan una mayor implicación aliada con las personas LGBQ. Es importante destacar que el presente estudio buscó capturar las actitudes de estudiantes de psicología y en ese sentido se adaptaron algunos ítems. Jones et al. (2014) informaron

de una adecuada fiabilidad global ($\alpha = .88$) y en las subescalas (MIA-CC, $\alpha = .80$; MIA-AA, $\alpha = .82$; y MIA-CO, $\alpha = .76$).

Escala de Actitudes Evasivas de Orientación Sexual (EAEOS)

Compuesto por 14 ítems que facilitan una medida sobre las actitudes de evasión ante lo LGBTQ. La herramienta tiene una estructura trifactorial compuesta por: heterosexismo aversivo, heterosexismo institucional y privilegio heterosexual. Brownfield et al. (2018; $\alpha = .89$).

Escala de Bifobia (EB)

Compuesta por 30 ítems que permiten evaluar el grado de negatividad hacia personas bisexuales. Cuenta con una estructura unifactorial. Las puntuaciones más altas reflejan actitudes más negativas hacia la bisexualidad. Mulick y Wright (2002) indicaron una muy buena fiabilidad global ($\alpha = .94$).

Escala Moderna de Homonegatividad (EMH)

Compuesta por 22 ítems que permiten evaluar el grado de negatividad hacia personas LG. Cuenta con una estructura unifactorial que duplica sus ítems para atender las diferencias hacia hombres y mujeres. Las puntuaciones más altas reflejan actitudes más negativas hacia la homosexualidad. Debido a la confusión semántica para la población española se eliminó el ítem ‘Los hombres gay/las mujeres lesbianas que están “fuera del armario” deberían ser admirados/as por su valentía’. Morrison y Morrison (2002) demostraron una alta fiabilidad global ($\alpha = .93$).

Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA)

En su versión corta consta de 12 ítems. Compuesto por dos subescalas que miden sexismo hostil (ISA-SH) y el sexismo benévolo (ISA-SB). Las puntuaciones altas reflejan actitudes más sexistas. Rollero et al. (2014) indicaron buena fiabilidad ($\alpha = .80$ ISA-SB; $\alpha = .85$ ISA-SH).

Subescala de Resistencias a las Expectativas Heteronormativas (EPP-REH)

Se usó dicha subescala de la Escala de Prejuicios Polimorfos. Consta de cuatro ítems que tienen como objetivo evaluar el grado de adhesión a las normas conservadoras de la moralidad sexual, los roles de género tradicionales, así como las expectativas asociadas. Las puntuaciones altas reflejan una mayor resistencia a la heteronormatividad. Badenes-Ribera et al. (2016) indicaron buena fiabilidad ($\alpha = .84$).

Escala de Deseabilidad Social de Marlowe-Crowne (MCSDS)

Consta de 18 ítems en su versión corta, utilizados para captar el nivel de deseabilidad social. Los ítems se presentan como afirmaciones que se deben aceptar/rechazar. Las puntuaciones más altas son indicativas de una mayor deseabilidad social. Gutiérrez et al. (2016) comunicaron una adecuada fiabilidad ($\alpha = .76$).

Resultados

Análisis

Se obtuvieron estadísticos descriptivos para cada ítem e instrumento, junto con un examen visual a histogramas y pruebas de normalidad. Las puntuaciones de cada dimensión fueron calculadas mediante la media de los ítems. Después se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio para validar la estructura factorial de MIA en la muestra. Las correlaciones estimadas fueron policóricas, dada la naturaleza ordinal de los ítems. El método de estimación escogido, debido a contar con ítems ordinales, fue el de Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos (*DWLS*). Además, los errores típicos fueron sujetos a *bootstrap* con 1,000 replicaciones, mientras que las pruebas de ajuste fueron realizadas mediante la corrección de Satorra-Bentler. Las medidas de ajuste utilizadas fueron el Índice de Ajuste Comparativo (*CFI*), el Índice de Tucker-Lewis (*TLI*), la Aproximación de la Raíz del Error Cuadrático Medio (*RMSEA*) y la Raíz del Residuo Medio Estandarizado (*SRMR*). Se establecieron puntos de corte para determinar como ajuste idóneo a valores superiores a .95 para *CFI* y *TLI*, y valores inferiores a .06 para *RMSEA* y .09 para *SRMR*, y como ajuste mínimo a valores superiores a .90 para *CFI* y *TLI*, e inferiores .08 para *RMSEA* y .095 para *SRMR*. Se evaluó la fiabilidad mediante consistencia interna con el índice omega de McDonald (ω). Se ha usado este en vez del alfa de Cronbach porque varios estudios evidencian sesgos de estimación y rendimiento, especialmente cuando los ítems presentan asimetrías o los factores latentes cuentan con diferencias en pesos factoriales, como es nuestro caso (por ejemplo, Viladrich et al., 2017).

Por último, la validez convergente fue examinada mediante análisis de correlaciones bivariadas y análisis de regresión lineal múltiple para cada dimensión de MIA. Concretamente, se estimaron las correlaciones de cada dimensión de MIA para EAEOS, EMH, EB, ISA, MCSDS, EPP-REH y variables sociodemográficas. Las correlaciones se estimaron mediante el coeficiente ρ de Spearman. Entonces, se realizaron análisis de regresión múltiple con cada dimensión de MIA como variable dependiente. Como variables independientes, se seleccionaron variables demográficas (identidad de género y afiliación política), cercanía a colectivos LGB (grados de vinculación) y aquellas variables con correlaciones superiores a |.3| (heteroresistencias, sexismo hostil, binegatividad, homonegatividad moderna y evitación de la orientación).

Estadísticos descriptivos

Las edades oscilaron entre los 18 y los 60 años ($M = 21.79$; $DE = 6.3$). Con respecto a su ideología política, el 34.1% se consideró de izquierdas, el 33.6% de centro-izquierda, el 27.4% de centro-derecha y el 4.9% de derechas. La mayoría se declararon ateos (40.4%) y agnósticos (30%), seguidos de cristianos (28.3%), y otras espiritualidades (1.3%). De estos sólo un 10% de consideró bastante o muy practicante. La mayoría reportó un nivel socio-económico medio-bajo (32.7%) y medio-alto (59.2%), pocos fueron los que se consideraron bajos (4.9%) u altos (3.1%). La mayoría afirmó tener contacto y conocer a personas LG (92.4%) y B (83%), a diferencia de personas T (19.3%). El vínculo de ese contacto con personas LG fue cercano o muy estrecho en la mayoría (78.9%), e igualmente con B (65.4% respectivamente) a diferencia de T (6.3%).

Validez de constructo de MIA

El modelo propuesto inicialmente por la literatura obtuvo un ajuste insatisfactorio ($CFI = .942$, $TLI = .934$, $RMSEA = .112$, $IC\ 95\% = [.105; .120]$, $SRMR = .102$). Examinando índices de modificación, se incluyó una correlación entre errores de los ítems 5 y 11. Teóricamente puede explicarse por la interpretación semántica conectada entre los ítems — ya que mantenerse informado de temas LGBTQ suele hacerse a través de medios de comunicación y fuentes escritas. Por tanto, se incluyó y se obtuvo un ajuste mejorado aunque insatisfactorio ($CFI = .953$, $TLI = .946$, $RMSEA = .102$, $IC\ 95\% = [.094; .109]$, $SRMR = .098$). Se decidió incluir un nuevo índice de modificación, el de la correlación entre errores de los ítems 1 y 3. Teóricamente puede explicarse por la interpretación semántica solapada entre los ítems — ya que conocer recursos para las personas LGBTQ, también implica conocerlos para sus familiares. El nuevo ajuste sí resultó satisfactorio ($CFI = .958$, $TLI = .951$, $RMSEA = .097$, $IC\ 95\% = [.089; .104]$, $SRMR = .095$; CFI y TLI indican ajuste óptimo, y $SRMR$ un ajuste aceptable y $RMSEA$ indica dificultades de ajuste). Consideramos que estos resultados son suficiente, ya que priorizamos la parsimonia del modelo. Por tanto, aceptamos el modelo del MIA de tres factores correlacionados con dos correlaciones entre errores de ítems. Todos los pesos factoriales estimados fueron positivos, significativos y superiores a .4, menos el ítem 5 con el factor MIA-CC. MIA-AA se encuentra positiva y significativamente correlacionado con los otros dos factores, pero esos mismos dos factores (MIA-CC, y MIA-CO) no se encuentran significativamente correlacionados entre sí. El modelo factorial final está indicado gráficamente en la [Figura 1](#), y los parámetros estimados están indicados en la [Tabla 1](#). La consistencia interna de cada dimensión resultó derivada de cada conjunto de ítems. Se encontraron índices medianamente altos para las tres escalas, superando el 80% de varianza de los ítems siendo explicada por los factores latentes ($\omega = .86$ MIA-CC; $\omega = .81$, MIA-AA; y $\omega = .82$ MIA-CO).

Validez convergente

Las correlaciones bivariadas se encuentran en la [Tabla 2](#) y en la [Figura 1](#). Entre las dimensiones de la propia MIA, la que mostró mejores correlaciones significativas, positivas y relevantes ($>|.4|$) fueron MIA-AA y MIA-CO con el resto. En cambio, MIA-CC sólo lo hizo con MIA-AA, y MIA-CO con MIA-AA. Además, MIA-CC mostró correlaciones inferiores a criterio ($>|.3|$ o $>|-.3|$) con el resto de variables.

EAEOS y EMH encontraron correlaciones negativas, significativas y relevantes ($>|-.4|$) con MIA-AA y MIA-CO. EB e ISA-SH empeoran sus correlaciones, aunque siguen siendo significativas y relevantes ($>|-.3|$) con MIA-AA y MIA-C. Lo mismo ocurre con EPP-REH, pero con valencia positiva. ISA-SB estableció correlaciones significativas con las mismas dimensiones que ISA-SH, sin embargo inferiores a criterio.

En cuanto a las correlaciones de las variables sociodemográficas con MIA, las variables grado de vinculación con personas homosexuales y bisexuales fueron positivas y significativas con todas las dimensiones, y especialmente relevantes ($>|.4|$) con MIA-AA. Del resto de variables, la identidad de género indica como son las mujeres las que presentan una mayor identificación aliada, aunque inferior a .3. Por otro lado, la

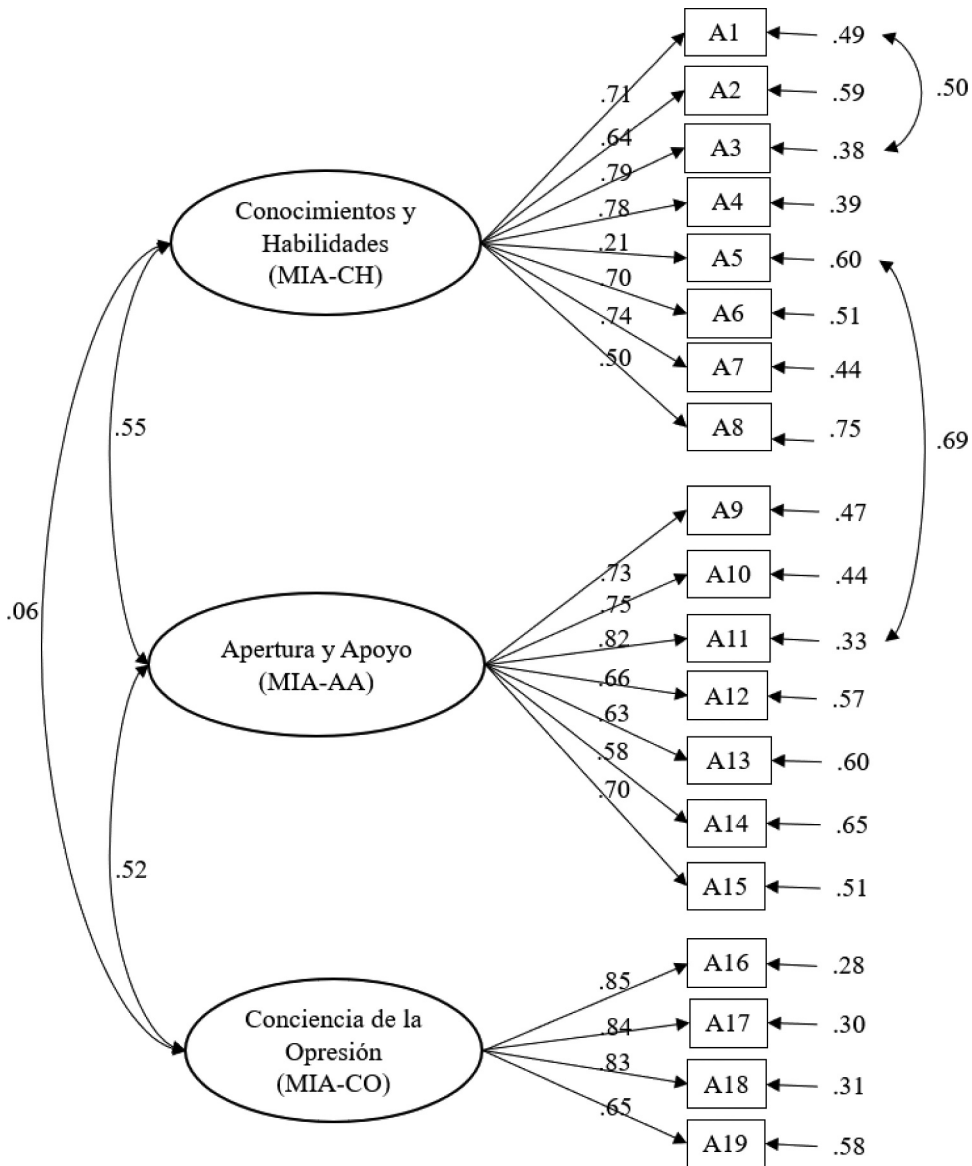


Figura 1. Modelo factorial propuesto (entre paréntesis se encuentran los pesos no estandarizados).

afiliación política estableció una correlación significativa negativa moderada superior a .3 con MIA-AA y MIA-CO.

Las variables de escalas seleccionadas para las regresiones múltiples se eligieron en función de alcanzar el criterio (EAEOS, EMH, EB, ISA-SH, EPP-REH, los grados de vinculación y la afiliación política). La selección de las variables predictivas/dependientes se hicieron en base a la literatura previa sobre homonegatividad (López-Sáez et al., 2020a, 2021) y a la planteada por los autores originales (Jones et al., 2014). Los modelos finales produjeron un potencial predictivo leve para MIA-CC (.06) y moderado para MIA-AA y MIA-CO (R^2 corregido de .44 y .56 respectivamente).

Tabla 1. Parámetros del modelo factorial.

Parámetros	Valores no estandarizados	Error Estándar	Valores Estandarizado
Pesos Factoriales			
Alianza-Conocimientos (MIA-CC)			
A1	1.00		0.61
A2	1.05	0.12	0.64
A3	1.14	0.11	0.69
A4	1.30	0.16	0.79
A5	0.94	0.16	0.57
A6	1.15	0.15	0.70
A7	1.24	0.16	0.75
A8	0.81	0.14	0.49
Alianza-Apertura (MIA-AA)			
A9	1.00		0.75
A10	1.01	0.10	0.76
A11	1.01	0.10	0.76
A12	0.89	0.11	0.67
A13	0.85	0.11	0.64
A14	0.79	0.10	0.59
A15	0.94	0.13	0.71
Alianza-Concienciación (MIA-CO)			
A16	1.00		0.85
A17	0.99	0.07	0.84
A18	0.99	0.08	0.83
A19	0.77	0.09	0.65
Covarianzas entre factores			
MIA-CC con MIA-AA	0.27	0.06	0.60
MIA-CC con MIA-CO	0.05	0.05	0.09
MIA-AA con MIA-CO	0.34	0.05	0.53
Varianzas de factores			
MIA-CC	0.37	0.08	1.00
MIA-AA	0.56	0.09	1.00
MIA-CO	0.72	0.08	1.00
Covarianzas entre errores			
Ítems 5 y 11	0.37	0.06	0.69
Ítems 1 y 3	0.29	0.07	0.50

Tabla 2. Correlaciones bivariadas.

Variable	Alianza-Conocimientos (MIA-CC)	Alianza-Apertura (MIA-AA)	Alianza-Concienciación (MIA-CO)
Evasión (EAEOS)	-.10	-.44**	-.68**
Homonegatividad (EMH)	-.13	-.57**	-.70**
Binegatividad (EB)	.01	-.39**	-.31**
Sexismo-Hostil (ISA-H)	-.06	-.34**	-.44**
Sexismo-Benévolos (ISA-B)	-.04	-.28**	-.27**
Heteroresistencia (EPP-REH)	.13	.32**	.33**
Deseabilidad (MCSDS)	.09	.00	-.05
Falta-de-contacto-LG	-.06	-.16*	-.12
Grado-de-vinculación-LG	.20**	.50**	.24**
Falta-de-contacto B	-.16*	-.32**	-.14*
Grado-de-vinculación-B	.19**	.43**	.25**
Afiliación-Política	-.20**	-.38**	-.42**
Religiosidad	.19	-.09	-.09
Nivel-socio-económico	-.07	.00	-.01
Identidad-de-Género	.01	.25**	.20**
Ciclo	.07	.06	.09

Nota: * $p < .05$; ** $p < .01$

Los parámetros estimados se encuentran en la [Tabla 3](#). EMH encontró cierto potencial predictivo significativo en MIA-AA y MIA-CO. EAEOS produjo potencial significativo para MIA-CO, y EPP-REH para MIA-AA. La afiliación política (tendencia al conservadurismo) para MIA-CC. Y los grados de vinculación LG y B (tendencia a la mayor vinculación) lo hicieron para MIA-CC y MIA-AA.

Discusión

Investigaciones futuras deben explorar el funcionamiento de MIA con muestras más heterogéneas y las correlaciones con escalas centradas en las actitudes pro LGBQ. No obstante, el trabajo actual supone un preludeo importante para enfatizar una óptica de investigación más allá de la evaluación de actitudes negativas. De esta manera, se facilita una herramienta útil para la evaluación de competencias profesionales en materia de alianza LGBQ.

El objetivo principal de este estudio fue proporcionar evidencia adicional de la validez y fiabilidad de la adaptación española de MIA. MIA es una herramienta fiable, mostrando las tres subescalas consistencia interna adecuada ($\omega = .86$; $\omega = .81$; $\omega = .82$), similares a las del estudio inicial.

Tabla 3. Modelos de regresión lineal múltiple para cada dimensión de MIA.

Variable	β	IC 95%		<i>t</i>	<i>p</i>
		Li	Ls		
VD: Alianza-Conocimientos					
Evasión (EAEOS)	.06	-.16	.30	0.60	.55
Homonegatividad (EMH)	.04	-.20	.27	0.29	.77
Binegatividad (EB)	.12	-.11	.77	1.50	.14
Sexismo-Hostil (ISA-H)	.02	-.19	.23	0.22	.83
Heteroresistencia (EPP-REH)	.12	-.02	.16	1.64	.10
Grado de vinculación LG	.18	.02	.32	2.30	.02*
Grado de vinculación B	.14	-.01	.24	1.76	.08 ^S
Afiliación política	-.19	-.40	-.04	-2.36	.02*
Identidad de Género	-.06	-.49	.19	-0.86	.39
VD: Alianza-Apertura					
Evasión (EAEOS)	-.01	-.21	.18	-0.17	.87
Homonegatividad (EMH)	-.28	-.51	-.11	-3.02	.003**
Binegatividad (EB)	-.09	-.62	.12	-1.36	.18
Sexismo-Hostil (ISA-H)	.07	-.09	.26	0.96	.34
Heteroresistencia (EPP-REH)	.16	.03	.17	2.71	.007**
Grado de vinculación LG	.26	.15	.40	4.36	< .001***
Grado de vinculación B	.18	.06	.27	3.03	.003**
Afiliación política	-.09	-.26	.04	-1.43	.15
Identidad de Género	.01	-.27	.30	0.12	.91
VD: Alianza-Concienciación					
Evasión (EAEOS)	-.44	-.75	-.41	-6.65	< .001***
Homonegatividad (EMH)	-.41	-.62	-.27	-4.93	< .001***
Binegatividad (EB)	-.04	-.43	.22	-0.63	.53
Sexismo-Hostil (ISA-H)	.10	-.03	.28	1.57	.12
Heteroresistencia (EPP-REH)	.06	-.03	.10	1.17	.24
Grado de vinculación LG	-.01	-.12	.10	-0.24	.81
Grado de vinculación B	.03	-.06	.12	0.66	.51
Afiliación política	.00	-.13	.13	0.02	.99
Identidad de Género	-.03	-.33	.18	-0.59	.56

Nota: ^S*p* = cercano a la significación; **p* < .05; ***p* < .01; ****p* < .001

En cuanto a la validez de constructo, el análisis confirmatorio presenta índices de ajuste adecuados y confirma la estructura de trifactorial que constata la estabilidad de lo propuesto por Jones et al. (2014).

Respecto al análisis correlacional, la relación entre MIA-CC y MIA-AA resulta moderadamente alta en relación al resto. También, la correlación entre MIA-AA y MIA-CO no resulta inverosímil, ya que la intención de apoyo y compromiso tiende a incrementarse según se comprenden las violencias y se adquiere la perspectiva del grupo oprimido (Worthen, 2011). Por otro lado, en la línea del trabajo de Jones et al. (2014) la intensidad de la correlación entre MIA-CC y MIA-CO fue de las más bajas. Conceptualmente el factor MIA-CC comprende conocimientos más centrados en recursos y teorías y no tanto en la familiarización con las experiencias cotidianas de opresión (dichas experiencias requieren una reflexión acerca el privilegio heterosexual y se encuentran dentro de MIA-CO).

Añadido a ello, las bajas correlaciones del resto de variables actitudinales con MIA-CC se corresponde con lo encontrado con estudios relacionados, donde las homonegatividades no se relacionaron tanto con el conocimiento y las habilidades (Pepping et al., 2018)

La reflexión sobre el privilegio heterosexual que implica MIA-CO se ve apoyada por la correlación negativa con EAEOS (donde el privilegio heterosexual es uno de los componentes principales). Por tanto, no resulta extraño que a menor evasión ante el privilegio heterosexual mayor concienciación sobre las situaciones de injusticia y grado de compromiso prosocial de apoyo. En esa línea nuestros datos añaden, la correlación negativa y cierto potencial predictivo entre/de ISA-SH y/para MIA-CO. Lo que podría aclarar la relación entre los que justifican un status quo machista y los que niegan la existencia de violencias LGBTQfobas, tal y como aportó el estudio de Walls (2008). Al igual que EAEOS, EMH correlacionó en similar dirección, siendo además buena predictora en MIA-AA y MIA-CO, lo que resulta convincente según anteriores trabajos (Brownfield et al., 2018). Las correlaciones con la binegatividad (EB) fueron más bajas y su potencia predictiva no resultó significativa, lo que podría indicar la necesidad de incidir en ítems más específicos con la bisexualidad. También, a pesar del menor ajuste conceptual, la correlación de ISA-SB da cuenta de cómo la vigilancia de la concordancia entre identidad de género y expresión-roles guarda cierta relación con el no establecimiento de alianzas (en términos de compromiso e identificación de las injusticias). Asimismo, la ruptura con esas normas que imponen la concordancia heteronormativa (EPP-REH) correlacionó positivamente con todos los factores de MIA y mostró cierto potencial predictivo con MIA-AA. Según Badenes-Ribera et al. (2016) las puntuaciones altas en EPP-REH sugieren que las personas adoptan estándares más inclusivos y de mayor apertura en temas de identidad sexual y expresión de género. Esto sería coherente con una mayor apertura, apoyo y conexión con las situaciones de discriminación que mide MIA.

En cuanto a las variables sociodemográficas, las correlaciones negativas de afiliación política confirman lo que multitud de estudios indican sobre la relación entre grado de conservadurismo-derechización-actitudes homófobas (López-Sáez et al., 2020b) y el rechazo a actitudes aliadas (Jones et al., 2014). La variable identidad de género mostró correlaciones significativas con MIA-AA y MIA-CO, pero no destaca correlacionalmente ni predictivamente.

Otras de las variables relevantes son las referidas al contacto. En este punto, si las correlaciones referidas a la ausencia de contacto con personas LG y B fueron negativas, no ocurrió lo mismo con la variable que detallaba el nivel del vínculo de ese contacto. Especialmente con respecto al factor MIA-AA con el que el grado de vinculación mostró cierto nivel predictivo. Esto demuestra como el conocer a personas LGB va asociado con tener ciertas actitudes positivas ante lo LGBQ, pero además, el establecimiento de relaciones de cercanía aclara aún más tal asociación (Badenes-Ribera et al., 2016). Tener en cuenta el grado vincular facilita una lectura más detallada y ajustada que ilustra la importancia de identificarse con el grupo y no sólo conocerlo, ya que es la identificación la que predice el nivel de compromiso (Thomas et al., 2012).

La no detección de correlaciones significativas con algunas variables que suelen formar parte de patrones conservadores, como la religiosidad, podría deberse al bajo tamaño de la muestra y a la propia naturaleza de la variable. Algunos estudios indican como formas menos tradicionales de religiosidad están relacionadas con las actitudes positivas hacia gays y lesbianas (Whitley, 2009). El nivel socioeconómico y el ciclo académico no permiten reportar conclusiones significativas al respecto. Por último, MIA no está relacionada con respuestas socialmente deseables (MCSDS), tal y como indicaron Jones et al. (2014). Lo que es indicativo de la veracidad de las actitudes de alianza LGBQ.

Contar con instrumentos que vayan más allá de la medición de actitudes de negatividad resulta innovador y necesario. Por un lado, innovador porque permite poner el énfasis en las actitudes prosociales positivas de las personas heterosexuales hacia las personas LGBQ. La evolución socio-cultural refleja cambios en las actitudes heterosexuales en torno a lo LGBQ que cada vez son más complejas y requieren de medidas de mayor precisión y alcance dimensional. En ese sentido, el cambio de paradigma pone de relieve como la ausencia de homonegatividad no supone la identificación aliada per se.

Por otro lado, instrumentos como el actual son necesarios en términos de responsabilidad, porque el papel aliado supone un factor de protección clave y de gran influencia para la salud de toda la sociedad, en particular de las personas LGBQ. Teniendo en cuenta la situación de exclusión a la que se exponen las personas LGBQ, la posibilidad de acudir a ayuda psicológica resulta una opción probable. Ante ello, la alianza profesional no debería resultar optativa, más aún cuando su ausencia favorece la reproducción de violencias.

A pesar de los hallazgos, estudios futuros deberían aportar más claridad en base a algunas limitaciones. Los resultados requieren de futuras repeticiones que permitan asentar el acervo científico y contrastar la fiabilidad y validez de la prueba. Ese requerimiento, resulta destacable en lo referente a la validez convergente de MIA-CC. Además, nuevos trabajos longitudinales podrían aportar un análisis que indague en la importancia de determinados patrones conservadores (como la religiosidad o la conformidad con la masculinidad, etc.) para facilitar claves de predicción.

Por último, lineamientos futuros deben considerar evaluaciones específicas de alianza hacia las personas, trans. La idiosincrasia de sus experiencias, realidades y violencias recibidas hacen necesarios análisis que ahonden en el conocimiento sobre estos aspectos.

Disclosure statement / Conflicto de intereses

No potential conflict of interest was reported by the authors. / *Los autores no han referido ningún potencial conflicto de interés en relación con este artículo.*

ORCID

Miguel-Ángel López-Sáez  <http://orcid.org/0000-0003-4568-973X>

Dau García-Dauder  <http://orcid.org/0000-0002-7978-5263>

Ignacio Montero  <http://orcid.org/0000-0002-7288-471X>

Óscar Lecuona  <http://orcid.org/0000-0003-0080-1062>

References / Referencias

- Ahmed, S. (2018). *Vivir una vida feminista*. Bellaterra.
- Ahmed, S. (2019). *Fenomenología Queer: Orientaciones, Objetos, Otros*. Bellaterra.
- Aizpún Marcitllach, A., & García-Mina Freire, A. (2013). *Novatadas. Comprender para actuar*. Universidad Pontificia Comillas. https://repositorio.comillas.edu/xmlui/bitstream/handle/11531/33454/scan_20181129102856.pdf?sequence=-1&isAllowed=y
- Allan, E. J., & Madden, M. (2006). Chilly classrooms for female undergraduate students: A question of method? *The Journal of Higher Education*, 77(4), 684–711. <https://doi.org/10.1353/jhe.2006.0028>
- ANECA. (2005). *Libro blanco: Estudios de grado en psicología*. http://www.aneca.es/var/media/150356/libroblanco_psicologia_def.pdf
- Atherton, T. J., Barthelemy, R. S., Deconinck, W., Falk, M. L., Garmon, S., Long, Plisch, M., Simmons, E. H., & Reeves, K. (2016). *LGBT climate in physics: Building an inclusive community*. American Physical Society. <https://www.aps.org/programs/lgbt/upload/LGBTClimateinPhysicsReport.pdf>
- Bachmann, C. L., & Gooch, B. (2018). *LGBT in Britain: University report*. Stonewall.
- Badenes-Ribera, L., Frias-Navarro, D., Monterde-I-Bort, H., & Pascual-Soler, M. (2016). Spanish validation of the Polymorphous Prejudice Scale (PPS) (short version) in a sample of university students. *Journal of Homosexuality*, 63(11), 1517–1536. <https://doi.org/10.1080/00918369.2016.1223349>
- Ballard, S. L., Bartle, E., & Masequesmay, G. (2008). *Finding queer allies: The impact of ally training and safe zone stickers on campus climate*. Online Submission.
- Biglia, B., & Cagliero, S. (2019). Abordajes y ‘respuestas’ de las universidades catalanas frente a las violencias LGTBIQ+ fóbicas. *Quaderns de Psicologia*, 21(2), 1–19. <https://doi.org/10.5565/rev/qpsicologia.1532>
- Bissonette, D., & Szymanski, D. M. (2019). Minority stress and LGBTQ college students’ depression: Roles of peer group and involvement. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 6(3), 308. <https://doi.org/10.1037/sgd0000332>
- Borraz, M. (2018, de noviembre 11). “Maricón y socialista”: Un profesor de la Universidad de Valladolid denuncia la distribución de papeles homófobos contra él. Eldiario.es. https://www.eldiario.es/sociedad/Universidad-Valladolid-Policia-distribucion-octavillas_0_840266824.html
- Brownfield, J. M., Flores, M. J., Morgan, S. K., Allen, L. R., & Marszalek, J. M. (2018). Development and psychometric properties of the Evasive Attitudes of Sexual Orientation Scale (EASOS). *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 5(1), 44. <https://doi.org/10.1037/sgd0000256>
- Cowan, G., Heiple, B., Marquez, C., Khatchadourian, D., & McNevin, M. (2005). Heterosexuals’ attitudes toward hate crimes and hate speech against gays and lesbians: Old-fashioned and modern heterosexism. *Journal of Homosexuality*, 49(2), 67–82. https://doi.org/10.1300/J082v49n02_04
- Eisenbach, D. (2006). *Gay power: An American revolution*. Carroll & Graf.

- Elipe, P., De La Oliva Muñoz, M., & Del Rey, R. (2018). Homophobic bullying and cyberbullying: Study of a silenced problem. *Journal of Homosexuality*, 65(5), 672–686. <https://doi.org/10.1080/00918369.2017.1333809>
- Eurobarometer. (2019). *Discrimination in the EU* No 493. Fieldwork May–October 2019 Report Publication October 2019. Directorate General for Justice and Consumers and Coordinated by Directorate General Communication.
- Finkel, M. J., Storaasli, R. D., Bandele, A., & Schaefer, V. (2003). Diversity training in graduate school: An exploratory evaluation of the Safe Zone project. *Professional Psychology, Research and Practice*, 34(5), 555–561. <https://doi.org/10.1037/0735-7028.34.5.555>
- Frost, D. M., Meyer, I. H., & Schwartz, S. (2016). Social support networks among diverse sexual minority populations. *American Journal of Orthopsychiatry*, 86(1), 91. <https://doi.org/10.1037/ort0000117>
- García-Dauder, D., Platero, L., & Senra, A. (directores y productores). (2018). *¿Archivo Queer? ERREQUETEERRE*. Museo Nacional Centro de Arte Reina Sofía. <https://www.youtube.com/watch?v=PI5rkJP4mmw>
- Gayles, T. A., & Garofalo, R. (2019). Exploring the health issues of LGBT adolescents. In J. Schneider, V. Silenzio, & L. Erickson-Schroth (Eds.), *The GLMA handbook on LGBT health* (pp. 133–154). Praeger.
- Generelo, J., Garchitorea, M., Montero, P., & E Hidalgo, P. (2012). *Acoso escolar homofóbico y riesgo de suicidio en adolescentes y jóvenes LGB*. COGAM/FELGTB.
- Getz, C., & Kirkley, E. A. (2003). *Identity development models: One size fits all? Heterosexual identity development and the search for "Allies" in higher education*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association.
- Gutiérrez, S., Sanz, J., Espinosa, R., Gesteira, C., & García-Vera, M. (2016). The Marlowe-Crowne social desirability scale: Norms for the Spanish general population and development of a short version. *Anales de Psicología*, 32(1), 206–2017. <https://doi.org/10.6018/analesps.32.1.185471>
- Halberstam, J. (2011). *El arte queer del fracaso*. Egales.
- Hill, C., & Silva, E. (2005). *Drawing the line: Sexual harassment on campus*. American Association of University Women Educational Foundation.
- Hughes, B. E. (2018). Coming out in STEM: Factors affecting retention of sexual minority STEM students. *Science Advances*, 4(3), eaao6373. <https://doi.org/10.1126/sciadv.aao6373>
- Jones, K. N., Brewster, M. E., & Jones, J. A. (2014). The creation and validation of the LGBT Ally Identity Measure. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 1(2), 181–195. <https://doi.org/10.1037/sgd0000033>
- Kjaran, J. I., & Sauntson, H. (Eds.). (2020). *Schools as queer transformative spaces: Global narratives on sexualities and gender*. Routledge.
- Kroeger, J. (2019). School-community partnerships for inclusion (s) of LGBTQIYouth and families. *The Wiley Handbook of Family, School, and Community Relationships in Education*, 117–138. <https://doi.org/10.1002/9781119083054.ch6>
- López-Sáez, M. Á., García-Dauder, D., Montero, I., & Lecuona, Ó. (2021). Adaptation and validation of the evasive attitudes of sexual orientation scale into Spanish. *Journal of Homosexuality*, 1–21. <https://doi.org/10.1080/00918369.2021.1898803>
- López-Sáez, M. Á., García-Dauder, D., & Montero, I. (2020a). Intersections around ambivalent sexism: Internalized homonegativity, resistance to heteronormativity and other correlates. *Frontiers in Psychology*, 11(e608793), 1–12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.608793>
- López-Sáez, M. Á., García-Dauder, D., & Montero, I. (2020b). Correlate attitudes toward LGBT and sexism in Spanish psychology students. *Frontiers in Psychology*, 11(e2063), 1–11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.02063>
- Matthews, C. R., Selvidge, M. M., & Fisher, K. (2005). Addictions counselors' attitudes and behaviors toward gay, lesbian, and bisexual clients. *Journal of Counseling & Development*, 83(1), 57–65. <https://doi.org/10.1002/j.1556-6678.2005.tb00580.x>
- Mingo, A., & Moreno, H. (2017). Sexismo en la universidad. *Estudios sociológicos*, 35(105), 571–595. <https://doi.org/10.24201/es.2017v35n105.1434>

- 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. https://doi.org/10.1300/J082v43n02_02
- Mulick, P. S., & Wright, L. W. (2002). Examining the existence of biphobia in the heterosexual and homosexual populations. *Journal of Bisexuality*, 2(4), 47–64. https://doi.org/10.1300/J159v02n04_03
- Pepping, C. A., Lyons, A., & Morris, E. M. (2018). Affirmative LGBT psychotherapy: Outcomes of a therapist training protocol. *Psychotherapy*, 55(1), 52. <http://dx.doi.org/10.1037/pst0000149>
- Pereira, H., Cunha, M. J., Monteiro, S., Esgalhado, G., Afonso, R. M., & Loureiro, M. (2019). Affirmative competence and practices of mental health professionals with LGB clients: An Ibero-American study. *Community Mental Health Journal*, 55(5), 884–893. <https://doi.org/10.1007/s10597-019-00373-0>
- Pichardo, J. I., & De Stéfano, M. (Eds.). (2015). *Diversidad sexual y convivencia: Una oportunidad educativa*. Universidad Complutense de Madrid. https://eprints.ucm.es/34926/1/Diversidad_y_convivencia_2015_FINAL.pdf
- Pichardo, J. I., & Puche, L. (2019). Universidad y diversidad sexogenérica: Barreras, innovaciones y retos de futuro. *Methaodos. Revista de ciencias sociales*, 7(1), 1. <https://doi.org/10.17502/m.rcs.v7i1.287>
- Platero, R. (2010). Estrategias de afrontamiento frente al acoso escolar: Una mirada sobre las chicas masculinas. *LES Online*, 2(2), 35–51.
- Puche, L. (2018). *Infancias y juventudes, trans. Una aproximación desde la Antropología Social* [Doctoral dissertation]. UAM.
- Ream, G. L. (2019). What's unique about lesbian, gay, bisexual, and transgender (LGBT) youth and young adult suicides? Findings from the national violent death reporting system. *Journal of Adolescent Health*, 64(5), 602–607. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2018.10.303>
- Rollero, C., Glick, P., & Tartaglia, S. (2014). Psychometric properties of short versions of the ambivalent sexism inventory and ambivalence toward men inventory. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 21(2), 149–159. <https://doi.org/10.4473/TPM21.2.3>
- Smith, L. C., & Shin, R. Q. (2014). Queer blindfolding: A case study on difference “blindness” toward persons who identify as lesbian, gay, bisexual, and transgender. *Journal of Homosexuality*, 61(7), 940–961. <https://doi.org/10.1080/00918369.2014.870846>
- The-Trevor-Project. (2019). *National survey on LGBTQ youth mental health*. TTP.
- Thomas, E. F., Mavor, K. I., & McGarty, C. (2012). Social identities facilitate and encapsulate action-relevant constructs: A test of the social identity model of collective action. *Group Processes & Intergroup Relations*, 15(1), 75–88. <https://doi.org/10.1177/1368430211413619>
- Tuana, N. (2006). The speculum of ignorance: The women's health movement and epistemologies of ignorance. *Hypatia*, 21(3), 1–19. <https://doi.org/10.1111/j.1527-2001.2006.tb01109.x>
- Vargas, N. (2020, de septiembre 22). *Una profesora de la Universidad de La Laguna dice que la homofobia “la inventó la ideología de género” y que la unión entre parejas homosexuales “deconstruye el matrimonio”*. Eldiario.es. https://www.eldiario.es/canariasahora/sociedad/profesora-ull-dice-homofobia-palabra-inventada-ideologia-genero-union-parejas-homosexuales-deconstruye-matrimonio_1_6238035.html
- 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/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Walls, N. E. (2008). Toward a multidimensional understanding of heterosexism: The changing nature of prejudice. *Journal of Homosexuality*, 55(1), 20–70. <https://doi.org/10.1080/00918360802129287>
- Whitley, B. E. (2009). Religiosity and attitudes toward lesbians and gay men: A meta-analysis. *International Journal for the Psychology of Religion*, 19(1), 21–38. <https://doi.org/10.1080/10508610802471104>
- Wigderson, S., Lindahl, K. M., & Malik, N. M. (2019). Parental responsiveness toward GLB children: Impact on mental health two years later. *Journal of GLBT Family Studies*, 15(4), 326–341. <https://doi.org/10.1080/1550428X.2018.1545620>

- Worthen, M. G. (2011). College student experiences with an LGBTQ ally training program: A mixed methods study at a university in the southern United States. *Journal of LGBT Youth*, 8(4), 332–377. <https://doi.org/10.1080/19361653.2011.608024>
- Worthington, R. L., Savoy, H. B., Dillon, F. R., & Vernaglia, E. R. (2002). Heterosexual identity development: A multidimensional model of individual and social identity. *The Counseling Psychologist*, 30(4), 496–531. <https://doi.org/10.1177/00100002030004002>

Appendix 1 / Apéndice 1

Spanish adaptation of the AIM items. / *Adaptación española de los ítems de MIA.*

Spanish version items / Original items / *Ítems de la versión Española / Ítems originales*

1. Conozco recursos (por ejemplo: libros, sitios web, grupos de apoyo, etc.) para personas LGBTQ en el área de la psicología. /
1. I know about resources (for example: books, web sites, support groups, etc.) for sexual minority people in my area.
 2. He desarrollado las habilidades necesarias para proporcionar apoyo si una persona LGBTQ necesita mi ayuda. /
2. I have developed the skills necessary to provide support if a sexual minority person needs my help.
 3. Conozco recursos para familias de personas LGBTQ. /
3. I know about resources for families of sexual minority people (for example: PFLAG).
 4. Conozco organizaciones y asociaciones que defienden y apoyan los asuntos de las personas LGBTQ. /
4. I know of organizations that advocate for sexual minority issues.
 5. Me mantengo informado a través de la lectura de libros y otros medios de comunicación sobre los diversos problemas. /
5. I keep myself informed through reading books and other media about various issues faced by sexual minorities groups, in order to increase my awareness of their experiences.
 6. Conozco las diversas teorías sobre el desarrollo de la identidad de las personas LGBTQ. /
6. I am aware of the various theories of sexual minority identity development.
 7. Estoy al tanto de las políticas en mi universidad y/o comunidad que afectan a personas LGBTQ. /
7. I am aware of policies in my workplace and/or community that affect sexual minority groups.
 8. Si se me pregunta, sé dónde encontrar recursos religiosos o espirituales para las personas LGBTQ. /
8. If requested, I know where to find religious or spiritual resources for sexual minority people.
 9. He participado en iniciativas para promover mayor y mejor aceptación de las personas LGBTQ. /
9. I have engaged in efforts to promote more widespread acceptance of sexual minority people.
 10. Me he posicionado públicamente sobre temas importantes que afectan a las personas LGBTQ. /
10. I have taken a public stand on important issues facing sexual minority people.
 11. Trato de ampliar mis conocimientos sobre personas LGBTQ. /
11. I try to increase my knowledge about sexual minority groups.
 12. Me siento cómodo sabiendo que, al ser aliado/a/e de personas LGBTQ, la gente puede presuponer que soy LGBTQ. /
12. I am comfortable with knowing that, in being an ally to sexual minority individuals, people may assume I am a sexual minority person.
 13. Si veo que se produce discriminación contra una persona o grupo LGBTQ, me esfuerzo activamente para combatirla. /
13. If I see discrimination against a sexual minority person or group occur, I actively work to confront it.
 14. Habitualmente mantengo conversaciones con personas que son LGBTQ. /
14. I regularly engage in conversations with sexual minority people.
 15. Estoy abierto a aprender sobre las experiencias personales de las personas LGBTQ. /
15. I am open to learning about the experiences of sexual minority people from someone who identifies as an LGBTQ person.
 16. Creo que los grupos LGBTQ son oprimidos por la sociedad en España. /
16. I think the sexual minority groups are oppressed by society in the United States.
 17. Creo que personas LGBTQ se enfrentan a barreras en el lugar de trabajo y/o estudios que no enfrentan los heterosexuales. /
17. I think sexual minority individuals face barriers in the workplace that are not faced by heterosexuals.
 18. Los adolescentes LGBTQ experimentan más acoso que los adolescentes heterosexuales. /
18. Sexual minority adolescents experience more bullying than heterosexual adolescents.
 19. Los adolescentes LGBTQ experimentan más depresión y pensamientos suicidas que los adolescentes heterosexuales. /
19. Sexual minority adolescents experience more depression and suicidal thoughts than heterosexual adolescents.
-