

Adaptation and validation of the Self-Censorship Orientation (SCO) scale into Spanish (Adaptación y validación de la escala de Orientación a la Autocensura (OAC) al español)

Roberto M. Lobato , Mario Sainz & Efraín García-Sánchez

To cite this article: Roberto M. Lobato , Mario Sainz & Efraín García-Sánchez (2020) Adaptation and validation of the Self-Censorship Orientation (SCO) scale into Spanish (Adaptación y validación de la escala de Orientación a la Autocensura (OAC) al español), International Journal of Social Psychology, 35:2, 310-341, DOI: [10.1080/02134748.2020.1723367](https://doi.org/10.1080/02134748.2020.1723367)

To link to this article: <https://doi.org/10.1080/02134748.2020.1723367>



Published online: 20 May 2020.



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



Article views: 35



View related articles [↗](#)



View Crossmark data [↗](#)



Adaptation and validation of the Self-Censorship Orientation (SCO) scale into Spanish (*Adaptación y validación de la escala de Orientación a la Autocensura (OAC) al español*)

Roberto M. Lobato ^a, Mario Sainz ^b and Efraín García-Sánchez ^{c,d}

^aUniversidad de Granada; ^bUniversidad de Monterrey; ^cUniversidade de São Paulo; ^dUniversidad del Valle

ABSTRACT

Self-censorship orientation — that is, the preference to hide truthful information — is determined by multiple individual, group and contextual factors which can either generate negative consequences or subvert information flows. Due to the social relevance that self-censorship can have, this study aims to adapt and provide evidence of validity of the measures provided by the Spanish version of the Self-Censorship Orientation (SCO) scale. To do so, the scale was back-translated, and later its reliability, dimensionality and evidence of validity were evaluated in samples from three Spanish-speaking countries ($N = 1,285$): Spain, Colombia and Mexico. The results showed that the adaptation to Spanish fits the two-factor structure originally proposed and that the configural and metric invariance were adequate for all three samples, as well as the relations with other constructs like identity, patriotism, authoritarianism and conformism. Generally speaking, the SCO showed adequate psychometric properties for it to be used in different Spanish-speaking settings.

RESUMEN

La orientación a la autocensura, es decir, la preferencia por ocultar información veraz, está determinada por múltiples factores individuales, grupales y contextuales que bien pueden generar consecuencias negativas como minar los flujos de información. Debido a la relevancia social que puede tener la autocensura, en la presente investigación se pretende adaptar y aportar evidencias de validez de las mediciones aportadas por la versión en español de la escala de orientación a la autocensura (OAC). Para tal fin se realizó una traducción inversa y, posteriormente, se evaluó la fiabilidad, dimensionalidad y las evidencias de la validez de la OAC en muestras de tres países hispanohablantes ($N = 1,285$): España, Colombia y México. Los resultados mostraron que la adaptación al español se ajusta a la estructura bifactorial propuesta originalmente y que la invarianza configural y métrica fueron adecuadas para las tres muestras, así como las relaciones con otros constructos como la identidad, el patriotismo, el

ARTICLE HISTORY



Received 2 August 2019
Accepted 9 November 2019

KEYWORDS

self-censorship; disclosure; scale; information; freedom of expression

PALABRAS CLAVE

autocensura; exteriorización; escala; información; libertad de expresión

CONTACT Mario Sainz  mario.sainz@udem.edu  Escuela de Psicología, Universidad de Monterrey, Nuevo León, México.

English version: pp. 310–324 / *Versión en español*: pp. 325–339

References / *Referencias*: pp. 339–341

Translation from Spanish / *Traducción del español*: Mary Black

© 2020 Fundación Infancia y Aprendizaje

autoritarismo y el conformismo. En general, la OAC presentó propiedades psicométricas adecuadas para ser usada en diferentes contextos hispanohablantes.

Freedom of expression is one of the rights of citizens upheld by democratic societies. However, there are different barriers which constrain information flows and thus deteriorate the exercise of democracy. Specifically in this study, we are examining self-censorship, a psychosocial barrier whereby people refrain from revealing information in order to avoid negative consequences.

Given the importance of freedom of expression for democratic societies (Bar-Tal, 2017), studying self-censorship is relevant in improving information flows in these societies and consequently peaceful coexistence and conflict resolution (Hameiri, Bar-Tal, & Halperin, 2017). Therefore, current phenomena such as the surge in populist discourses, political polarization and the use of social media to share information may be reinforced by the willingness to self-censor. Thus, the study of self-censorship in today's societies, and particularly in Spain and Latin America, where these problems are salient, is vitally important. In consequence, we set out to adapt the Self-Censorship Orientation (SCO) scale (Sharvit et al., 2018) to Spanish and provide evidence of validity of its measures.

Self-censorship

Self-censorship is defined as the act of intentionally and voluntarily hiding truthful information from others in the absence of any formal obstacles (Bar-Tal, 2017). Thus, self-censorship requires: (1) for the actor to have new information which has not yet been revealed; (2) for them to be aware that the information is truthful; and (3) for them to think that revealing it may have consequences for either the person revealing the information or the people or groups involved. Thus, self-censorship emerges to protect: (1) the ingroup; (2) self-esteem; (3) a belief; or (4) a third party, or (5) to avoid negative sanctions or get positive rewards (Hameiri et al., 2017; Nets-Zehngut & Elbaz, 2017; Shahar, Hameiri, Bar-Tal, & Raviv, 2018).

This definition has certain conditions (Bar-Tal, 2017). First of all, information is distinguished from opinion. Information is knowledge based on facts which can be learned from personal or reported experience, investigation or a document. It refers to something that truly happened, has been verified and validated and does not depend on personal opinions. In contrast, opinion is personal knowledge which goes beyond the data. It encompasses inferences, attributions, evaluations or impressions. Secondly, self-censorship takes place in cases in which there are no formal obligations to retain the information (e.g., confidentiality clauses, professional secrecy), given not revealing the information is a voluntary decision.

The social relevance of self-censorship can be observed in certain contexts; for example, in Spain there are social sectors that prefer not to investigate or divulge the

human rights violations that occurred during the dictatorship to avoid yet another social schism (Nets-Zehngut & Elbaz, 2017). In Colombia and Mexico, self-censorship may be motivated by the violence caused by organized crime (e.g., drug traffickers, guerrillas; Prieto, 2013; Serrano, 2007). Something similar holds true with institutional corruption, in that people tend to block information that contradicts the narratives of their own group and share information with people who share ideological affinities (e.g., Jost, van der Linden, Panagopoulos, & Hardin, 2018; Shahar et al., 2018). In consequence, self-censorship is an important psychosocial construct in accounting for different phenomena related to governance, political participation, the prevention of corruption and legal trials (Sharvit et al., 2018).

Factors related to self-censorship

Self-censorship orientation depends on both individual factors (e.g., personality traits, values, ideology, emotions) and circumstantial factors (e.g., how information is received, how many people know it, the characteristics of the audience to which it will be revealed, the amount of time the person has known the information), as well as the type of information (e.g., the seriousness of the information, its relevance for the present, problems posed in the information) and the group context (e.g., social conflict, lack of cohesion) (Bar-Tal, 2017; Shahar et al., 2018).

One of the functions of self-censorship is to protect the ingroup. This function may particularly be considered a social norm, especially in certain situations like in violent conflicts in which the ingroup may be harmed by spreading information (Hameiri, Sharvit, Bar-Tal, Shahar, & Halperin, 2016; Nets-Zehngut & Elbaz, 2017; Shahar et al., 2018).

Previous research, though limited in the use of quantitative methods, has shown that self-censorship orientation is related to different psychosocial constructs. When developing the original scale, Sharvit et al. (2018) found that self-censorship orientation was positively related to the tendency to censure opinions, social and national identity, blind patriotism, authoritarianism and conformism, and the protection of the historical narrative. Likewise, a higher self-censorship orientation was negatively related to a preference for universal, democratic values, in addition to constructive patriotism. On the other hand, Hameiri et al. (2016) found a positive association between self-censorship and support for authoritarian means in a conflictive context, in that self-censorship reflected a conservative orientation that perpetuated the narratives of the conflict while denying aid and support for peace negotiations. Additionally, Shahar et al. (2018) found that the tendency to self-censor was higher when (1) greater distance from the carrier of the information was perceived, (2) it happened in political (vs. private) contexts, (3) it was perceived as harmful for the ingroup and (4) negative consequences were foreseen. However, the latter two did not use the scale being studied in this paper.

Given the above, this study seeks to translate, adapt and provide evidence of validity of the measures provided by the Spanish version of the Self-Censorship Orientation (SCO) scale initially developed by Sharvit et al. (2018). To do so, we will start with back-translating the scale, then checking its reliability and dimensionality with three samples from different Spanish-speaking countries (i.e., Spain, Colombia and Mexico).

Finally, the relationship between the factors on this scale and other related constructs in the literature outlined in the previous paragraph will be examined.

Method

Sample and procedure

In order to provide evidence of the validity of this scale in Spanish, samples from three different countries, Spain, Colombia and Mexico, were collected using the Qualtrics platform. The sample from Spain was comprised of 557 people from the general population (304 females; $M_{\text{age}} = 38.63$, $SD = 11.95$) who were recruited using the snowball method through Facebook groups related to nationality and education. The sample from Colombia was comprised of 498 people from the academic community at a public university (e.g., students, instructors and employees; 258 females; $M_{\text{age}} = 29.27$, $SD = 3.12$) recruited through the university's institutional email, with the study being available for two weeks. Finally, the sample from Mexico was comprised of 230 university students (205 females; $M_{\text{age}} = 20.18$, $SD = 1.84$) who participated in a survey on social issues in exchange for credits in their classes, so in this case, the motivation was extrinsic, unlike in the other two samples. The response time was approximately 18 minutes on average in all three countries, and the only inclusion criteria were nationality and having responded to the self-censorship scale. Given the length of the questionnaire, several participants did not complete all the measures; the number of participants and the descriptive statistics can be seen in the results. The data, materials and analyses can be found online in the Supplementary Materials (<https://osf.io/jysd8/>).

When preparing the research design, we chose to include the same constructs that were significantly associated with self-censorship in the original creation of the scale (Sharvit et al., 2018) in the hopes of finding the same relationships outlined in the introduction. Likewise, the adaptation and validation procedure started with a back-translation, and later exploratory and confirmatory factor analyses were conducted in order to corroborate the properties and factor structure of the scale. Finally, the convergent and divergent validity were checked with correlations and regressions.

Instruments

The instruments used, unless otherwise specified, have a Likert response scale ranging from 1 ('totally disagree') to 6 ('totally agree').

Self-Censorship Orientation (SCO) scale

The translation of the SCO is presented. In its original version, this scale was comprised of 14 items which saturate in two factors: self-censorship, in which higher scores indicate a higher self-censorship orientation, and disclosure, in which higher scores indicate a lower self-censorship orientation.

The items on the SCO were translated following a back-translation design (Hambleton, 2005). The text was translated from the source language (English) to the target language (Spanish) by two translators (professional translators of scholarly articles with extensive mastery of the source language) working independently. Later,

the translations were compared and subjected to discussion in the event of possible discrepancies, and a consensual version of each of the items was obtained. Based on this version, the back-translation (from the target to the source language) was made by two translators with extensive knowledge of the target language who were not involved in the previous translation process. The goodness of the translation was judged by the degree to which it matched the original version, and changes were made to items when recommended by the results.

The items were qualitatively evaluated through expert judgement (Carretero-Dios & Pérez, 2005, 2007). The judgement was issued by three experts (one expert in the construction of scales and two familiar with the construct being evaluated, each one living in one of the countries where the sample was collected). The experts' job was to qualitatively evaluate the wording of each item in terms of whether they were understandable and representative of the construct they sought to measure. In view of these evaluations, changes were made to the scale used with the Spanish sample, and the same changes were made to the scale used by the Mexican sample, given that their comprehension was high; however, other changes were made to the Colombian sample (the different items can be seen in the Supplementary Materials). The final items used in the Spanish and Mexican version are shown in Table 1, and the ones used in the Colombian version are found in Table 1 of the Supplementary Materials.

Willingness To Self-Censor (WTSC)

A Spanish translation of the scale by Hayes, Glynn, and Shanahan (2005) was used. This scale consists of eight items (e.g., 'I'd feel uncomfortable if someone asked my opinion and I knew that he or she wouldn't agree with me'), and higher scores indicate a stronger tendency to hold back or self-censor one's own opinions.

Group Identification

The participants also evaluated their national identity. Three items were used to do so (e.g., 'I'm glad to be [Spanish/Colombia/Mexican]'), one from each of the subdimensions on the scale by Cameron (2004). Higher scores indicated a stronger group identity in both cases.

Patriotism

Three items were used on blind patriotism (e.g., 'I believe that [Spain's/Colombia's/Mexico's] policies are almost always the morally correct ones'), attachment to the country characterized by an unquestioning positive assessment, unconditional loyalty and intolerance of criticism, and three on constructive patriotism (e.g., 'If you love [Spain/Colombia/Mexico], you should notice its problems and work to correct them'), attachment to the country characterized by support for criticism of group practices, from the measure developed by Schatz, Staub, and Lavine (1999). Higher scores indicated higher patriotism.

Conformism

This scale was adapted from the Social Conformism versus Autonomy scale (Feldman, 2003), which is made up of pairs of statements which represent a preference for either individual autonomy or social conformity. In the Spanish sample, eight statements on

Table 1. Final translation of the SCO scale into Spanish.

Self-Censorship Orientation Scale (SCO)	Escala de Orientación a la Autocensura (OAC)
1 If I would encounter problematic conduct among my group members, I would feel responsible to bring that information to light*	Si me encontrara con una conducta problemática entre los miembros de mi grupo, me sentiría responsable por poner de manifiesto dicha información*
2 It is important to expose letdowns by group members in order to learn from them and improve*	Es importante exponer las debilidades de los miembros del grupo para aprender de ellas y mejorar*
3 Anyone who knows about wrongdoings in our group and chooses to expose them is revealing real concern for the group*	Cualquiera que conozca las malas acciones en nuestro grupo y decida exponerlas, revela una preocupación real por el grupo*
4 We ought to support members of our group who exposed wrongdoings among us*	Deberíamos apoyar a los miembros de nuestro grupo que han expuesto las malas acciones que hemos cometido*
5 I am angered to hear about group members who conceal credible information about wrongdoings in the group in order to protect its reputation*	Me indigna saber que hay miembros del grupo que ocultan información fidedigna sobre las malas acciones del grupo para proteger su reputación*
6 I am concerned that concealing credible information about wrongdoings in my group will lead us to moral decline*	Me preocupa que ocultar información fidedigna sobre las malas acciones de mi grupo pueda llevarnos a una decadencia moral*
7 It is okay to expose wrongdoings by my group members, even if it causes disagreements within the group*	Está bien exponer las malas acciones de los miembros de mi grupo, incluso si ello provoca desacuerdos dentro del mismo*
8 It is wrong to conceal information about problematic conduct by my group members, because that usually represents a broader phenomenon*	Está mal ocultar información sobre la conducta problemática de los miembros de mi grupo porque esto generalmente representa un fenómeno más amplio*
9 People who disclose credible information to external sources, which exposes my group to criticism, should be condemned	Las personas que divulgan información fidedigna a fuentes externas y exponen a críticas a mi grupo deben ser penalizadas
10 Exposing credible information which presents our group in a negative light is playing into the hands of our enemies	Exponer información fidedigna que pone a nuestro grupo bajo una perspectiva negativa juega a favour de nuestros enemigos
11 Providing credible information which presents our group in a negative light to the media weakens the group's ability to withstand	Proporcionar información fidedigna que pone a nuestro grupo bajo una perspectiva negativa frente a los medios de comunicación debilita la capacidad de resistencia del grupo
12 Although freedom of speech is an important value, people ought to restrict themselves in revealing information which may harm the group's reputation, even if that information is credible	Si bien la libertad de expresión es un valor importante, las personas deben limitarse a la hora de revelar información que pueda dañar la reputación del grupo, incluso si dicha información es fidedigna
13 It is legitimate for people to withhold information which goes against their world-view, even if that information is credible	Es legítimo que las personas oculten información que va en contra de su visión del mundo, incluso si dicha información es fidedigna
14 Some social institutions should not be opened to public criticism	Algunas instituciones sociales no deberían abrirse a la crítica pública

Note: *inverted items

autonomy were chosen (e.g., 'Society should aim to protect citizens' right to live any way they choose') and six on conformity (e.g., 'Obeying the rules and fitting in are signs of a strong and healthy society'). However, in the Colombian and Mexican samples, the inverted items from the autonomy dimension of the scale were eliminated, given that they considerably lowered the reliability of the measure. Higher scores indicate higher social conformism.

Firmly Entrenched Narrative Closure (FENCE)

This scale evaluates the value that individuals attach to protecting the narrative story of their group within the context of an intergroup conflict (Spanish sample: Spanish Civil

War; Colombian sample: armed conflict in the country; Mexican sample: conflict over election results; Klar & Baram, 2016). This scale is made up of five items (e.g., ‘A nation that doubts its history can only get weaker’), although one of them was eliminated in all three samples because it drastically lowered the reliability. Higher scores indicated stronger narrative closure.

Right-Wing Authoritarianism (RWA)

For the Spanish and Mexican samples, seven items from the version developed by Cárdenas and Parra (2010) were used (e.g., ‘Transgressions should be harshly punished’); one item in the Spanish sample and two in the Mexican sample were eliminated because they lowered the reliability of the scale. For the Colombian sample, seven items from the Right-Wing Authoritarianism scale adapted to the Colombian population by García-Sánchez et al. (2020) were chosen (e.g., ‘Traditional customs and values are still the best way to live’). Higher scores indicated higher right-wing authoritarianism.

Universalist values

The participants responded to the universalism subscale from the values survey by Schwartz (1992, 2007) adapted to Spanish by Ros and Grad (1991), in which they evaluated the importance of four values (i.e., equality, a peaceful world, social justice and mental openness) on a scale of 1 (‘Not at all important in my life’) to 6 (‘Very important in my life’).

Democratic values

Support for abstract democratic values was evaluated with three items from the scale by Shamir (1991) (e.g., ‘I believe in free speech for all, no matter what their views might be’). Higher scores indicated that democratic values were considered more important.

Sociodemographic data

Finally, the participants reported on sociodemographic data (gender, age, nationality) and their political ideology (1, ‘Extreme left’, to 7, ‘Extreme right’). At the end, the participants were thanked for their participation and given brief feedback on the study.

Results

The descriptive statistics and the reliability of each of the constructs evaluated for the different samples are shown in [Table 2](#).

Dimensionality of the SCO scale

The first sample of this study was collected in Spain and sought to explore the factor structure of the scale. To do so, the Spanish sample was randomly divided into two groups. In the first group, the principal components analysis was used to identify the factors stemming from the preliminary version of the scale. In the second group, a confirmatory factor analysis (CFA) was used to corroborate whether the structure identified previously was maintained in a different sample applied in the same context, Spain. After that, with the purpose of verifying that the factor structure remained the

Table 2. Descriptive statistics and reliability of the variables included in the study for each of the three samples.

Variables	Spanish sample				Colombian sample				Mexican sample			
	N	M	SD	α	N	M	SD	α	N	M	SD	α
Disclosure	550	4.52	1.07	.854	495	4.44	1.00	.833	251	4.40	0.89	.759
Self-censorship	546	2.95	1.13	.789	496	2.43	0.99	.764	251	3.25	1.02	.762
Willingness to self-censor	481	2.77	0.99	.828	496	2.99	0.98	.799	251	3.17	0.98	.800
Blind patriotism	472	1.93	0.89	.658	497	1.87	0.86	.559	251	2.73	1.03	.612
Constructive patriotism	470	4.70	1.17	.752	497	5.12	0.89	.777	251	5.18	0.95	.813
National identity	473	3.19	1.38	.824	495	3.96	1.27	.763	251	4.43	1.09	.736
Narrative closure	465	2.85	1.24	.707	497	3.43	1.08	.594	250	3.72	1.13	.712
Conformism ^a	459	2.98	0.68	.751	496	3.15	0.79	.663	249	3.75	0.82	.729
Authoritarianism ^{bc}	459	2.71	1.09	.753	497	2.67	0.93	.697	249	3.50	0.69	.690
Universal values	487	5.60	0.63	.767	497	5.18	0.92	.843	250	5.57	0.61	.725
Democratic values	487	5.27	0.84	.635	493	5.23	0.80	.638	250	5.43	0.69	.513
Political orientation	435	2.92	1.63	—	438	3.12	1.28	—	250	4.70	1.42	—

Note: SD = Standard Deviation; Min = Minimum value; Max = Maximum value; ^aThe inverted items were eliminated in the scores of the Colombian and Mexican samples; see the Supplementary Materials for more information; ^bWith the Colombian sample, a version of the scale adapted to Colombia was used; ^cSome items were eliminated differently for each sample; see the Supplementary Materials for more information.

same in the different Spanish-speaking contexts, we performed a confirmatory factor analysis and an invariance test for the other samples from Colombia and Mexico.

With regard to the first group of the Spanish sample used for the exploratory analysis, a principle components analysis was conducted with the 14 items in a random sample of 278 participants using the maximum likelihood method and an oblimin rotation, forcing it to report the saturation of the items in two factors. The maximum likelihood estimator was used following the recommendations of the expert literature in that it provides a greater capacity to make statistical inferences (e.g., hypothesis tests, estimating confidence intervals) (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999) and includes less bias than other methods by using indicators with more than five response options (Rhemtulla, Brosseau-Liard, & Savalei, 2012). The direct oblimin rotation was chosen because the two subscales were expected to correlate, as in the original version of the scale. Furthermore, this method provides more substantive information for representing psychological constructs than orthogonal models since it allows the factors to be correlated (Reise, Waller, & Comrey, 2000). To determine the number of factors to be extracted, a parallel analysis was applied (see Figure S1 in the Supplementary Materials) (Hayton, Allen, & Scarpello, 2004). The results backed a two-factor solution, with the first eigenvalue of 4.16, the second of 3.01 and the third of 1.07. According to the simulations conducted by MacCallum, Widaman, Zhang, and Hong (1999), a sample of 200 participants should be sufficient to obtain convergent, admissible solutions.

First, we checked whether the properties of the data were suitable for conducting the analyses ($KMO = 0.835$; sphericity test: $\chi^2 = 157.08$, $p < .001$). The principal components analysis (Table 3) showed two factors that explained 26% and 18% of the variance, respectively. Items 2 to 8 saturated in one factor, namely disclosure, while items 9 to 14 saturated in a second factor, self-censorship. The only difference from the original scale was that the first item did not saturate in any of the factors and its communality was fairly low. In consequence, it was decided to omit that item in the subsequent CFAs. On the other hand, it was observed that the communality of items 13 and 14 was relatively low. Nonetheless, we decided to include them considering other

Table 3. Descriptive statistics, factor loads and communality of the items on the SCO scale in half of the Spanish sample.

Items	<i>M</i>	<i>SD</i>	Factor loads		<i>h</i> ²
			Disclosure	Self-censorship	
1	3.53	1.59	.148	.123	.042
2	4.16	1.59	.613	−.022	.373
3	4.16	1.52	.610	.005	.373
4	4.37	1.53	.604	.096	.390
5	4.68	1.50	.732	−.059	.527
6	4.65	1.45	.774	.003	.599
7	4.58	1.36	.845	−.138	.701
8	4.54	1.43	.793	−.036	.622
9	2.69	1.65	−.005	.631	.398
10	3.52	1.64	.010	.716	.514
11	3.40	1.62	.069	.777	.624
12	2.94	1.63	−.062	.730	.525
13	2.74	1.61	−.025	.527	.275
14	1.96	1.45	−.030	.440	.191

Note: The data in bold indicate the highest factor loads.

factors recommended in the literature (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar et al., 1999); for example, the items contributed substantively to the reliability of the dimension, they are consistently related to each other ($.22 < r < .58$, see Table S1 in the Supplementary Materials), the factor loads were adequate ($> .40$) and the content of the items contributes substantively to conceptually representing the construct.

Subsequently, in order to determine whether the dimensionality of the scale was maintained in different contexts, we conducted a CFA with each of the samples using the maximum likelihood estimator, in line with the recommendations of the expert literature, in that it provides a greater capacity to make statistical inferences (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar et al., 1999) and includes less bias than other methods by using indicators (Rhemtulla et al., 2012). The second random group of the Spanish sample and the complete samples from Colombia and Mexico were used in this analysis. To estimate the model, an incremental procedure was used in which we estimated the simplest model possible and gradually added restrictions in each subsequent model. First, we estimated a one-dimensional model with a single substantive factor, and later a two-factor model with two substantive factors, as proposed by theory and suggested by the results of the exploratory analysis. Finally, we revised the model in order to control for some factors that allowed for a better fit. The fit indexes of the different models for each of the three samples are presented in Table 4.

In the analysis of the three samples, it was found that Model 1 showed deficient statistics on the model's fit, indicating that the data did not appropriately represent a one-dimensional factor structure. Likewise, Model 2 with two substantive factors showed considerable improvement in the fit indexes for the three studies. However, some of the indicators did not pass the goodness of fit thresholds suggested in the literature (Kline, 2016). Therefore, we decided to inspect the modification indexes (MIs) in order to determine the feasibility of controlling for the covariance of the residues among some items. When doing so, we found that the error covariance between items 3–4 and 5–6 were a source of misfit in the models of all three samples. When evaluating the content of the items, we found that items 3–4 refer to the rejection of a person who

Table 4. Fit index for the confirmatory factor analyses according to the different models proposed in each of the three samples.

Study 1 (Spain, $N = 270$)	χ^2	df	CFI	TLI	$RMSEA$ (90% CI)	$SRMR$
1. One substantive factor	528.628***	65	.554	.465	.163 (0.150–0.176)	.155
2. Two substantive factors	179.838***	64	.889	.864	.082 (0.068–0.096)	.069
3. Two substantive factors (controlled by the covariance between items 3–4 and 5–6)	129.674***	62	.935	.918	.064 (0.048–0.079)	.062
Study 2 (Colombia, $N = 495$)						
1. One substantive factor	804.763***	65	.596	.515	.152 (0.142–0.161)	.139
2. Two substantive factors	266.726***	64	.889	.865	.080 (0.070–0.090)	.056
3. Two substantive factors (controlled by the covariance between items 3–4 and 5–6)	188.911***	62	.931	.913	.064 (0.054–0.075)	.050
Study 3 (Mexico, $N = 251$)						
1. One substantive factor	432.372***	65	.448	.338	.150 (0.137–0.164)	.154
2. Two substantive factors	158.137***	64	.859	.828	.077 (0.062–0.092)	.071
3. Two substantive factors (controlled by the covariance between items 3–4 and 5–6)	100.908***	62	.942	.927	.050 (0.031–0.067)	.063

Note: χ^2 = Chi-squared; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; $RMSEA$ = Root Mean Square Error of Approximation; $SRMR$ = Standardized Root Mean Square Residual; * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

hides information to protect the group, while items 5–6 are related to the emotions associated with hiding information (i.e., concern, indignation). Considering the statistical relationship and content of these items, we considered it feasible to estimate Model 3 by controlling the covariance of the residues among them. As can be seen, the fit indexes of Model 3 were adequate (Kline, 2016) and significantly better than those of Model 2 in each of the samples ($\Delta\chi^2_{\text{Spain}} = 55.164$, $\Delta df = 2$, $p < .001$; $\Delta\chi^2_{\text{Colombia}} = 77.815$, $\Delta df = 2$, $p < .001$; $\Delta\chi^2_{\text{Mexico}} = 57.229$, $\Delta df = 2$, $p < .001$).

Invariance test among groups

An invariance analysis was performed among the groups to determine whether the instrument measures the construct in the same way for the different groups, as well as to corroborate that the differences among the groups are due to substantive changes in the construct and not to a difference in psychometric properties (Cheung & Rensvold, 2002; Reise, Widaman, & Pugh, 1993). To do so, we estimated an incremental model in which restrictions were added to the estimated parameters to show the configural, metric and scalar invariance among the groups by countries (Table 5). The configural invariance had appropriate fit statistics, so it can be said that the association pattern of the items in each of the theorized factors was similar among samples. To test the metric invariance, we imposed the equivalence among groups of the items' factor loads in the model. Bearing in mind that the model's fit levels did not decrease and that the $\Delta CFI < .01$ (Cheung & Rensvold, 2002; Kline, 2016), we can conclude that the assumption of metric invariance for the SCO scale is maintained. In other words, we can assume that the factor loads of the items associated with each factor are similar among the different groups. Finally, to evaluate the scalar invariance, we constrained in the model so that the intercepts of the items were the same among the groups. This time, the goodness of fit dropped and the $\Delta CFI > .01$, which means that there was no scalar invariance. That is, the intercepts of the items were different among the groups.

Correlates of the SCO scale

The zero-order correlations among the self-censorship orientation factors and the other measures included in the studies were calculated for each sample (Table 6; to see the bivariate correlations among all the variables, see Table S2 of the Supplementary Materials). As a whole, the relations with self-censorship and disclosure remained moderate or low, as expected, leading us to understand that they are different

Table 5. Invariance test among the three samples.

	χ^2	<i>df</i>	<i>TLI</i>	<i>RMSEA</i> (90% <i>CI</i>)	<i>SRMR</i>	<i>CFI</i>	ΔCFI	<i>Invariance</i>
1. Configural invariance	455.189***	186	.931	.058 (0.051–0.065)	.047	.945		
2. Metric invariance	503.634***	208	.932	.057 (0.051–0.064)	.053	.939	.006	Yes
3. Scalar invariance	598.369***	230	.923	.061 (0.055–0.067)	.057	.924	.015	No

Note: χ^2 = Chi-squared; *CFI* = Comparative Fit Index; *TLI* = Tucker-Lewis Index; *RMSEA* = Root Mean Square Error of Approximation; *SRMR* = Standardized Root Mean Square Residual; * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$; ^aConfigural invariance: similar pattern of factor loads in the factors; ^bMetric invariance: equivalence in the factor loads; ^cScalar invariance: equivalence of the intercepts.

Table 6. Tables of zero-order bivariate correlations for the three samples.

	Study 1 (Spain, N = 557)		Study 2 (Colombia, N = 498)		Study 3 (Mexico, N = 252)	
	Disclosure	Self-Censorship	Disclosure	Self-Censorship	Disclosure	Self-Censorship
1. Disclosure						
2. Self-censorship	-.022		-.193***		-.016	
3. Willingness to self-censor	-.052	.155***	-.021	.196***	.068	.044
4. Blind patriotism	.045	.319***	-.055	.178***	-.042	.303***
5. Constructive patriotism	.289***	.100*	.433***	-.061	.211***	-.051
6. National identity	.168***	.253***	.103*	.097*	.165**	.098
7. Narrative closure	.083	.441***	.155***	.153***	.045	.313***
8. Conformism	.107*	.288***	.063	.274***	-.012	.341***
9. Authoritarianism	.100*	.378***	-.091*	.309***	-.053	.213***
10. Universal values	.070	-.114*	.277***	-.105*	.084	-.002
11. Democratic values	.064	-.128**	.229***	-.128**	.108	.045
12. Political orientation	-.021	.225***	-.005	.107*	-.179**	.195**

Note: Pearson's (zero-order) bivariate correlations.

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

constructs. However, several incongruencies are worth highlighting. First, the two subfactors alone presented a significant negative correlation, as expected, in the sample from Colombia. In the samples from Spain and Mexico, the two factors were not related. Secondly, national identity was positive related to self-censorship and disclosure.

On the other hand, to check whether the different measures significantly predicted the factors of the SCO, multiple linear regressions were conducted using the ordinary least square method. Regression models were estimated for each factor in each of the samples, with the factors being the criterion variable and the others the predictive variables (Table 7). All the regression models satisfactorily fulfilled the statistical assumptions needed for this kind of analysis (i.e., linearity, normality and homoscedasticity) (see Figures S2 and S3 in the Supplementary Materials). In the Spanish sample, blind patriotism, narrative closure and right-wing authoritarianism predicted self-censorship, while constructive patriotism, national identity and political orientation predicted disclosure. In the Colombian samples, willingness to self-censor, narrative closure, conformism and right-wing authoritarianism predicted self-censorship, while constructive patriotism was the only predictor of disclosure. In the Mexican sample, blind patriotism, narrative closure and conformism were predictors of self-censorship, while constructive patriotism, national identity and political ideology predicted disclosure.

Discussion

The objective of this study was to adapt to Spanish and provide evidence of validity of the measures of the SCO scale developed by Sharvit et al. (2018) in three different settings: Spain, Colombia and Mexico. To do so, the original items were back-translated and exploratory/confirmatory factor analyses, correlations and regressions with different constructs related to self-censorship orientation were conducted.

The results show that the SCO scale has a two-factor structure, with one factor associated with self-censorship orientation and the other with disclosure orientation, as proposed by the original scale (Sharvit et al., 2018). Likewise, the invariance analyses



Table 7. Linear regression analysis (OLS) for the three samples.

Predictors	Spanish sample						Colombian sample						Mexican sample					
	Self-censorship			Disclosure			Self-censorship			Disclosure			Self-censorship			Disclosure		
	b (SE)	CI 95%	p	b (SE)	CI 95%	p	b (SE)	CI 95%	p	b (SE)	CI 95%	p	b (SE)	CI 95%	p	b (SE)	CI 95%	p
(Intercept)	1.551* (0.672)	0.235–2.867	.021	4.111*** (0.665)	2.806–5.415	< .001	1.398*** (0.405)	0.603–2.192	.001	2.020*** (0.391)	1.254–2.786	< .001	1.248 (0.771)	–0.264–2.760	.107	3.184*** (0.709)	1.793–4.574	< .001
Willingness to self-censor	0.088† (0.049)	–0.008–0.183	.073	–0.064 (0.048)	–0.158–0.030	.185	0.191*** (0.046)	0.100–0.282	< .001	–0.073 (0.045)	–0.161–0.015	.104	–0.042 (0.063)	–0.166–0.082	.508	0.071 (0.058)	–0.043–0.185	.225
Blind patriotism	0.218*** (0.066)	0.089–0.347	.001	–0.068 (0.065)	–0.195–0.059	.293	0.012 (0.060)	–0.105–0.129	.841	–0.038 (0.058)	–0.151–0.075	.509	0.156* (0.067)	0.025–0.288	.021	–0.076 (0.062)	–0.197–0.045	.221
Constructive patriotism	–0.023 (0.047)	–0.116–0.070	.630	0.268*** (0.047)	0.175–0.360	< .001	–0.098 (0.064)	–0.222–0.027	.126	0.454*** (0.061)	0.333–0.574	< .001	–0.098 (0.071)	–0.238–0.042	.170	0.156* (0.066)	0.027–0.284	.018
National identity	–0.005 (0.053)	–0.109–0.098	.922	0.107* (0.052)	0.005–0.209	.040	0.036 (0.042)	–0.045–0.118	.384	–0.037 (0.040)	–0.116–0.041	.356	0.010 (0.062)	–0.112–0.132	.868	0.115* (0.057)	0.003–0.227	.046
Narrative closure	0.229*** (0.052)	0.127–0.332	< .001	–0.039 (0.052)	–0.140–0.063	.454	0.101* (0.046)	0.011–0.191	.029	0.064 (0.044)	–0.023–0.151	.151	0.133* (0.063)	0.010–0.255	.036	0.051 (0.058)	–0.062–0.164	.377
Conformism	–0.014 (0.098)	–0.205–0.177	.883	0.120 (0.096)	–0.068–0.309	.212	0.180* (0.072)	0.040–0.320	.012	0.057 (0.069)	–0.079–0.192	.413	0.265** (0.094)	0.081–0.448	.005	–0.023 (0.086)	–0.192–0.146	.789
Authoritarianism	0.209** (0.066)	0.080–0.337	.002	0.053 (0.065)	–0.073–0.180	.409	0.220*** (0.060)	0.103–0.337	< .001	–0.103† (0.058)	–0.216–0.010	.074	0.011 (0.104)	–0.193–0.216	.914	–0.040 (0.096)	–0.229–0.148	.675
Universal values	0.042 (0.092)	–0.138–0.222	.648†	–0.155 (0.091)	–0.333–0.023	.088	–0.034 (0.065)	–0.161–0.093	.602	0.076 (0.062)	–0.047–0.198	.227	0.043 (0.117)	–0.187–0.273	.715	–0.033 (0.108)	–0.245–0.179	.761
Democratic values	–0.092 (0.065)	–0.218–0.035	.156	0.003 (0.064)	–0.122–0.127	.967	–0.094 (0.073)	–0.237–0.049	.197	–0.038 (0.070)	–0.176–0.100	.591	0.007 (0.102)	–0.193–0.207	.946	0.108 (0.094)	–0.076–0.292	.250
Political ideology	–0.038 (0.042)	–0.122–0.045	.367	–0.135** (0.042)	–0.217–	.001	–0.008 (0.040)	–0.087–0.072	.848	0.065† (0.039)	–0.012–0.141	.098	0.079† (0.044)	–0.008–0.166	.075	–0.104* (0.041)	–0.184–0.024	.012
N		416			416		428		428		427		248		248		248	
R ² /R ² adjusted		.247/.228			.137/.116		.189/.170		.189/.170		.214/.196		.194/.160		.194/.160		.109/.071	

show a good fit in the configural and metric invariance, leading us to understand that in all three measures the items are associated similarly in the two theorized factors and that the factor loads are similar. However, no evidence in favour of the scalar invariance of the SCO scale was found, which means that the intercepts of the items are different among the groups.

This lack of fit of the scalar invariance may be determined by the heterogeneity of the three populations, that is, to the differences between the general population and the student population. Thus, the characteristics of the samples were different both socio-demographically (e.g., age, occupation) and in their social, political and economic contexts (e.g., political ideology, democratic systems, exposure to violence). Similarly, the complexity of some items and the possible differences in the interpretation of these items in the different settings may have affected the scalar invariance. An analysis of the descriptive statistics indicates that, for example, the Mexican population was more oriented towards right-wing authoritarianism and blind patriotism. These differences in these political/ideological variables may be the causes of the differences in the intercepts, and therefore of the lack of scalar invariance we previously identified. Future studies should try to compare homogeneous samples in order to be able to correctly estimate the scalar invariance.

With regard to the correlates of the SCO with the other measures included in the study, it is worth noting that in general they were consistent throughout the different samples and in the expected direction (Sharvit et al., 2018). Nonetheless, the self-censorship factor was more strongly and consistently correlated with the other measures than the disclosure factor. Furthermore, both factors did not correlate in either the Spanish or Mexican sample, but did in the Colombian sample. Since the scale was developed with heterogeneous samples in different socio-political settings, it is likely that situational aspects like the perception of threat (e.g., fear of retaliation from illegal armed groups) may determine the relationship between both subfactors. Future studies could explore the influence of these external factors in the self-censorship orientation.

With regard to the regression analyses, the results indicate that the variables that most consistently predict SCO were patriotism, national identity, narrative closure and political ideology. This seems to indicate the importance of ideological and group variables in the tendency to freely express information or, conversely, to self-censor. Nonetheless, it is worth noting that national identity was positively related to both self-censorship and disclosure. Even though the first of these relationships was expected, the positive relationship with disclosure may be due to the independence of both subfactors. Future studies should attempt to explain this independence bearing in mind the settings in which self-censorship orientation is evaluated.

Previous research showed that self-censorship orientation depended largely on contextual factors (Bar-Tal, 2017). The differences found in the scores on self-censorship orientation and disclosure and in their correlations could well be determined by contextual variables related to the status of the countries in which the samples were collected. In this vein, Spain is characterized by being a democratic society where information flows freely, even though there is political pressure to remain silent regarding some of the consequences of the Civil War (Nets-Zehngut & Elbaz, 2017). Colombia has experienced an armed conflict for over 40 years, and even though it has reached a peace process with the FARC, there are still violent actors who contribute to

the deterioration of social cohesion (Visbal & Espitia, 2018). In turn, Mexico is marked by criminality, drug trafficking and migratory problems with the USA (Human Rights Watch, 2019). All of these conditions, which negatively affect interpersonal and inter-group trust, have different sanctions for those who expose information, which may be modulating self-censorship orientation differently in each country.

In short, this adaptation and validation of the SCO scale enables us to have an instrument adapted to Spanish via the samples from different Spanish-speaking countries. This instrument, which functions appropriately in Spain, Mexico and Colombia, enables the dimensions of self-censorship and disclosure to be evaluated, so it is expected to contribute to the study of self-censorship in phenomena as important as governance, political participation and the functioning of democracy.

Adaptación y validación de la escala de Orientación a la Autocensura (OAC) al español

La libertad de expresión es uno de los derechos de la ciudadanía que defienden las sociedades democráticas. No obstante, existen diferentes barreras que van a coartar los flujos de información deteriorando el ejercicio de la democracia. En concreto, en este trabajo nos referimos a la autocensura, una barrera de carácter psicosocial por la cual las personas evitan revelar información con el fin de evitar consecuencias negativas.

Dada la importancia de la libertad de expresión para las sociedades democráticas (Bar-Tal, 2017), el estudio de la autocensura cobra relevancia de cara a mejorar los flujos de información en dichas sociedades y, en consecuencia, la convivencia y la resolución de los conflictos (Hameiri, Bar-Tal, & Halperin, 2017). Por tanto, fenómenos actuales como el surgimiento de discursos populistas, la polarización política y el uso de redes sociales para compartir información, pueden verse reforzados por la disposición a la autocensura. Así, el estudio de la autocensura en las sociedades actuales, y particularmente en el contexto iberoamericano, donde estas problemáticas están al orden del día, es de vital importancia. En consecuencia, nos proponemos adaptar al español y aportar evidencias de la validez de las mediciones de la escala de orientación a la autocensura (OAC) (Sharvit et al., 2018).

La autocensura

La autocensura se define como el acto de ocultar intencional y voluntariamente información veraz a otros en ausencia de obstáculos formales (Bar-Tal, 2017). De esta forma, la autocensura requiere: (1) que el actor posea nueva información que aún no haya sido revelada; (2) que sea consciente de que la información es veraz; y (3) que piense que revelarla puede tener consecuencias para quien revela la información o para las personas o grupos involucrados. De esta forma, la autocensura surge para (1) proteger al endogrupo, (2) la autoimagen, (3) una creencia o a un tercero, y (4) para evitar sanciones negativas u obtener recompensas positivas (Hameiri et al., 2017; Nets-Zehngut & Elbaz, 2017; Shahar, Hameiri, Bar-Tal, & Raviv, 2018).

Esta definición presenta ciertas condiciones (Bar-Tal, 2017). En primer lugar, la información se distingue de la opinión. La información es el conocimiento basado en hechos que puede conocerse a partir de la experiencia personal o reportada, la investigación o un documento. Se refiere a algo que realmente sucedió, que ha sido verificado y validado, y que no depende de opiniones personales. En cambio, la opinión es un conocimiento personal que va más allá de los datos. Refleja inferencias, atribuciones, evaluaciones o impresiones. En segundo lugar, la autocensura se produce en los casos en que no existen obstáculos formales para retener la información (e.g., cláusulas de confidencialidad, secreto profesional), puesto que consiste en una decisión voluntaria de no revelar la información.

La relevancia social de la autocensura puede observarse en diferentes contextos. Por ejemplo, en el caso de España, hay sectores sociales que prefieren no investigar ni divulgar las violaciones de los derechos humanos que tuvieron lugar durante la dictadura para evitar un nuevo cisma social (Nets-Zehngut & Elbaz, 2017). En el caso de Colombia y México, la autocensura puede estar motivada por causa de la violencia ejercida por el crimen organizado (e.g., narcotraficantes, guerrillas; Prieto, 2013; Serrano, 2007). De forma similar ocurre con la corrupción institucional, en tanto que las personas suelen bloquear información que contradice las narrativas del propio grupo y comparten información con personas afines ideológicamente (e.g., Jost, van der Linden, Panagopoulos, & Hardin, 2018; Shahar et al., 2018). En consecuencia, la autocensura es un constructo psicosocial importante para dar cuenta de diferentes fenómenos relativos a la gobernanza, la participación política, la prevención de la corrupción o los procesos judiciales (Sharvit et al., 2018).

Factores relacionados con la autocensura

La orientación a la autocensura depende de factores individuales (e.g., rasgos de personalidad, valores, ideología, emociones) y circunstanciales (e.g., cómo se recibió la información, cuantas personas la conocen, las características de la audiencia a la que revelarla, el tiempo desde que se obtuvo la información); del tipo de información (e.g., gravedad de la información, relevancia para el presente, problemas planteados en la información); y del contexto grupal (e.g., conflictividad social, falta de cohesión) (Bar-Tal, 2017; Shahar et al., 2018).

Una de las funciones de la autocensura es la protección del endogrupo. Especialmente, esta función podría ser considerada como una norma social, sobretodo en determinadas situaciones como, por ejemplo, en los conflictos violentos en los que el endogrupo podría verse perjudicado por la difusión de información (Hameiri, Sharvit, Bar-Tal, Shahar, & Halperin, 2016; Nets-Zehngut & Elbaz, 2017; Shahar et al., 2018).

La investigación previa, aunque limitada en el uso de métodos cuantitativos, ha mostrado que la orientación a la autocensura está relacionada con diferentes constructos psicosociales. En el desarrollo de la escala original, Sharvit et al. (2018) encontraron que la orientación a la autocensura se relacionaba positivamente con la tendencia a censurar las opiniones, la identidad social y nacional, el patriotismo ciego, el autoritarismo y el conformismo, y la protección de la narrativa histórica. Asimismo, una mayor orientación a la autocensura presentó una relación negativa con la preferencia por valores universales y democráticos, además de con el patriotismo constructivo. Por otra parte, Hameiri et al. (2016) encontraron una asociación positiva entre la autocensura y el apoyo a medidas autoritarias en un contexto conflicto, en tanto que la autocensura reflejaba una orientación conservadora que perpetúa las narrativas del conflicto negando la ayuda y el apoyo a las negociaciones de paz. Adicionalmente, Shahar et al. (2018) encontraron que la voluntad de autocensura era mayor cuando (1) se percibía una mayor distancia del portador de la información; (2) cuando sucedía en contextos públicas (vs. Privados); (3) cuando se percibía como nociva para la imagen del endogrupo; y (4) se preveían consecuencias negativas. Aunque estos dos últimos no usaron la escala objeto de este estudio.

Dado todo lo anterior, en la presente investigación se pretende traducir, adaptar y aportar evidencias de la validez de las mediciones aportadas por la versión española de la escala de orientación a la autocensura (OAC), desarrollada inicialmente por Sharvit et al. (2018). Para ello, partiendo de una traducción inversa, se comprobarán la fiabilidad y dimensionalidad de

la escala con tres muestras de distintos países de habla hispana (i.e., España, Colombia y México) y, finalmente, se examinará la relación de los factores de esta escala con otros constructos relacionados en la literatura explicados en el párrafo previo.

Método

Muestra y procedimiento

A fin de adaptar y aportar evidencias de la validez de esta escala en español, se recogieron muestras de tres países diferentes usando la plataforma Qualtrics: España, Colombia y México. La muestra de España estuvo compuesta por 557 personas de población general (304 mujeres; $M_{\text{edad}} = 38.63$, $DT = 11.95$) que fueron reclutadas usando un muestreo de bola de nieve a través de grupos de Facebook relacionados con la nacionalidad y la educación. La muestra de Colombia estuvo compuesta por 498 personas de la comunidad académica de una universidad pública (e.g., estudiantes, docentes y empleados/as; 258 mujeres; $M_{\text{edad}} = 29.27$, $DT = 3.12$) reclutados a través del correo electrónicos institucional de la universidad estando disponible el estudio durante dos semanas. Finalmente, la muestra de México estuvo compuesta por 230 estudiantes universitarios (205 mujeres; $M_{\text{edad}} = 20.18$, $DT = 1.84$) que participaron en una encuesta sobre temas sociales a cambio de créditos en las materias, por lo que en este caso, la motivación fue externa a diferencia de en las otras dos muestras. El tiempo de respuesta fue de aproximadamente 18 minutos de media en los tres países y los únicos criterios de inclusión fueron la nacionalidad y haber respondido a la escala de autocensura. Dada la longitud del cuestionario, varios participantes no completaron todas las medidas, el número de participantes se puede ver junto con los estadísticos descriptivos en los resultados. Los datos, materiales y análisis se pueden encontrar online en el Material Suplementario (<https://osf.io/jysd8/>).

A la hora de preparar el diseño de investigación, se optó por incluir los mismos constructos que estuvieron asociados significativamente con la autocensura en la creación original de la escala (Sharvit et al., 2018), esperando encontrar las mismas relaciones ya explicadas en la introducción. Asimismo, el procedimiento de adaptación y validación se inició con una traducción inversa y, posteriormente, se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios a fin de corroborar las propiedades de la escala y su estructura factorial. Finalmente, mediante correlaciones y regresiones, se comprobó la validez convergente y divergente.

Instrumentos

Los instrumentos empleados, a menos de que se especifique lo contrario, tienen una escala de respuesta tipo Likert de 1 ('nada de acuerdo') a 6 ('totalmente de acuerdo').

Escala de orientación a la autocensura (OAC)

Se presenta la traducción de la escala de OAC. Esta escala, en su versión original, está compuesta por 14 ítems que saturan en dos factores: la autocensura, mayores puntuaciones indican una mayor orientación a la autocensura, y la exteriorización, mayores puntuaciones indican una menor orientación a la autocensura.

La traducción de los ítems de la OAC se ha llevado a cabo siguiendo un diseño de traducción inversa (Hambleton, 2005). La traducción del idioma fuente (inglés) al objetivo (español) la realizaron dos traductores (traductores profesionales de artículos científicos con un amplio dominio del idioma fuente) de manera independiente. Posteriormente, las traducciones fueron comparadas y sometidas a discusión ante las posibles discrepancias y se obtuvo una versión consensuada de cada uno de los ítems. Partiendo de esta versión, la traducción inversa (desde el idioma objetivo al fuente) se llevó a cabo por dos traductores con amplio conocimiento del idioma objetivo y fuente ajenos al proceso de traducción anterior. La bondad de la traducción se juzgó en función del grado de coincidencia con la versión original, realizando modificaciones en aquellos ítems para los que los resultados así lo recomendasen.

La evaluación cualitativa de ítems se llevó a cabo mediante un juicio de expertos (Carretero-Dios & Pérez, 2005, 2007). El juicio lo realizaron tres expertos (un experto en construcción de escalas y dos familiarizados con el constructo a evaluar, cada uno residente en uno de los países donde se recogió la muestra). La tarea de los expertos consistía en valorar la redacción de cada ítem de forma cualitativa, en cuanto a si éstos resultaban comprensibles y eran representativos del constructo que se pretendía medir. Atendiendo a estas valoraciones, se realizaron modificaciones en la escala usada con la muestra española, los mismos que fueron usados con la muestra mexicana dado que su comprensión era buena; por su parte, en la muestra colombiana se realizaron algunas modificaciones (los distintos ítems se puede ver en el Material Suplementario). Los ítems finales, usados en la versión española y mexicana se presentan en la [Tabla 1](#), los usados en la versión colombiana se encuentran en la [Tabla 1](#) del Material Suplementario.

Voluntad de Autocensura (WTSC¹)

Se usó una traducción al español de la escala de Hayes, Glynn, y Shanahan (2005). Esta escala consta de ocho ítems (e.g., ‘Me sentiría incómodo si alguien preguntara mi opinión y supiera que no estaría de acuerdo conmigo’) y mayores puntuaciones indican una mayor tendencia a retener o autocensurar las propias opiniones.

Identificación Grupal

Los participantes también evaluaron su identidad nacional. Para ello se usaron tres ítems (e.g., ‘Estoy contento de ser [español/colombiano/mexicano]’), uno de cada una de las subdimensiones de la escala de Cameron (2004). Mayores puntuaciones indican, en ambos casos, una identidad grupal más fuerte.

Patriotismo

Se utilizaron tres ítems de patriotismo ciego (e.g., ‘Creo que las políticas de [España/Colombia/México] son las moralmente correctas casi siempre’), apego al país caracterizado por una evaluación positiva incuestionable, la lealtad incondicional y la intolerancia a la crítica, y tres de patriotismo constructivo (e.g., ‘Si amas a [España/Colombia/México], deberías notar sus problemas y trabajar para corregirlos’), apego al país caracterizado por el apoyo a la crítica de las prácticas grupales, de la medida desarrollada por Schatz, Staub, y Lavine (1999). Mayores puntuaciones indican un mayor patriotismo.

Tabla 1. Traducción final de la escala SCO al español.

Self-Censorship Orientation Scale (SCO)	Escala de Orientación a la Autocensura (OAC)
1 If I would encounter problematic conduct among my group members, I would feel responsible to bring that information to light*	Si me encontrara con una conducta problemática entre los miembros de mi grupo, me sentiría responsable por poner de manifiesto dicha información*
2 It is important to expose letdowns by group members in order to learn from them and improve*	Es importante exponer las debilidades de los miembros del grupo para aprender de ellas y mejorar*
3 Anyone who knows about wrongdoings in our group and chooses to expose them is revealing real concern for the group*	Cualquiera que conozca las malas acciones en nuestro grupo y decida exponerlas, revela una preocupación real por el grupo*
4 We ought to support members of our group who exposed wrongdoings among us*	Deberíamos apoyar a los miembros de nuestro grupo que han expuesto las malas acciones que hemos cometido*
5 I am angered to hear about group members who conceal credible information about wrongdoings in the group in order to protect its reputation*	Me indigna saber que hay miembros del grupo que ocultan información fidedigna sobre las malas acciones del grupo para proteger su reputación*
6 I am concerned that concealing credible information about wrongdoings in my group will lead us to moral decline*	Me preocupa que ocultar información fidedigna sobre las malas acciones de mi grupo pueda llevarnos a una decadencia moral*
7 It is okay to expose wrongdoings by my group members, even if it causes disagreements within the group*	Está bien exponer las malas acciones de los miembros de mi grupo, incluso si ello provoca desacuerdos dentro del mismo*
8 It is wrong to conceal information about problematic conduct by my group members, because that usually represents a broader phenomenon*	Está mal ocultar información sobre la conducta problemática de los miembros de mi grupo porque esto generalmente representa un fenómeno más amplio*
9 People who disclose credible information to external sources, which exposes my group to criticism, should be condemned	Las personas que divulgan información fidedigna a fuentes externas y exponen a críticas a mi grupo deben ser penalizadas
10 Exposing credible information which presents our group in a negative light is playing into the hands of our enemies	Exponer información fidedigna que pone a nuestro grupo bajo una perspectiva negativa juega a favour de nuestros enemigos
11 Providing credible information which presents our group in a negative light to the media weakens the group's ability to withstand	Proporcionar información fidedigna que pone a nuestro grupo bajo una perspectiva negativa frente a los medios de comunicación debilita la capacidad de resistencia del grupo
12 Although freedom of speech is an important value, people ought to restrict themselves in revealing information which may harm the group's reputation, even if that information is credible	Si bien la libertad de expresión es un valor importante, las personas deben limitarse a la hora de revelar información que pueda dañar la reputación del grupo, incluso si dicha información es fidedigna
13 It is legitimate for people to withhold information which goes against their world-view, even if that information is credible	Es legítimo que las personas oculten información que va en contra de su visión del mundo, incluso si dicha información es fidedigna
14 Some social institutions should not be opened to public criticism	Algunas instituciones sociales no deberían abrirse a la crítica pública

*ítems invertidos

Conformismo

Esta escala fue adaptada de la escala de Conformismo Social versus Autonomía (Feldman, 2003), la cual está formada por pares de enunciados que representan una preferencia por la autonomía individual y por la conformidad social. En la muestra española, se seleccionaron ocho declaraciones de autonomía (e.g., 'La sociedad debe tratar de proteger el derecho de los ciudadanos a vivir de la forma que elijan') y seis de conformidad (e.g., 'Obedecer las reglas y encajar son signos de una sociedad fuerte y saludable'). Sin embargo, en las muestras colombiana y mexicana se eliminaron los ítems invertidos de la dimensión de autonomía de la escala, dado que reducían

considerablemente la fiabilidad de la medida. Mayores puntuaciones indican un mayor conformismo social.

Cierre Narrativo Firmemente Arraigado (FENCE²)

Esta escala evalúa el valor que los individuos asignan a la protección de la narrativa histórica de su grupo en el contexto de un conflicto intergrupar (muestra española: guerra civil española; muestra colombiana: conflicto armado en el país; muestra mexicana: conflicto con los resultados electorales; Klar & Baram, 2016). Esta escala está formada por cinco ítems (e.g., ‘Una nación que duda de su historia solo puede volverse más débil’), aunque uno de ellos fue eliminado en las tres muestras porque reducía drásticamente la fiabilidad. Mayores puntuaciones indican un mayor cierre narrativo.

Autoritarismo de Derechas (RWA³)

Para las muestras española y mexicana, se usaron siete ítems de la versión desarrollada por Cárdenas y Parra (2010) (e.g., ‘Las transgresiones deben castigarse severamente’); un ítem en la muestra española y dos en la mexicana fueron eliminados porque reducían la fiabilidad de la escala. Para la muestra colombiana, se seleccionaron siete ítems de la escala de autoritarismo de derechas adaptada para población colombiana desarrollada por García-Sánchez et al., 2020 (e.g., ‘Las costumbres y valores tradicionales siguen siendo la mejor forma de vivir’). Mayores puntuaciones indican un mayor autoritarismo de derechas.

Valores universalistas

Los participantes respondieron a la subescala de universalismo de la encuesta de valores de Schwartz (1992, 2007) adaptada al español por Ros y Grad (1991) en la que evaluaban la importancia de cuatro valores (i.e., igualdad, un mundo en paz, justicia social y apertura mental) en una escala de 1, ‘Nada importante en mi vida’, a 6, ‘De mucha importancia en mi vida’.

Valores democráticos

Se evaluó el apoyo a los valores democráticos abstractos con tres ítems de la escala de Shamir (1991) (e.g., ‘Creo en la libertad de expresión para todos, sin importar cuáles sean sus puntos de vista’). Mayores puntuaciones indicaban una mayor importancia de los valores democráticos.

Datos sociodemográficos

Finalmente los participantes reportaron algunos datos demográficos (género, edad y nacionalidad) e ideología política (1, ‘Extrema izquierda’, a 7, ‘Extrema derecha’). Al finalizar, se agradeció a los participantes por su contribución y se les dio un breve retroalimentación sobre el estudio.

Resultados

Los estadísticos descriptivos así como la fiabilidad de cada uno de los constructos evaluados para las distintas muestras se encuentran en la [Tabla 2](#).

Tabla 2. Estadísticos descriptivos y fiabilidad de las variables incluidas en el estudio para cada una de las tres muestras.

Variables	Muestra española					Muestra colombiana					Muestra mexicana							
	N	M	DT	Min	Max	α	N	M	DT	Min	Max	α	N	M	DT	Min	Max	α
Exteriorización	550	4.52	1.07	1.00	6.00	.854	495	4.44	1.00	1.00	6.00	.833	251	4.40	0.89	1.14	6.00	.759
Autocensura	546	2.95	1.13	1.00	6.00	.789	496	2.43	0.99	1.00	6.00	.764	251	3.25	1.02	1.00	6.00	.762
Voluntad de autocensura	481	2.77	0.99	1.00	6.00	.828	496	2.99	0.98	1.00	5.75	.799	251	3.17	0.98	1.00	5.50	.800
Patriotismo ciego	472	1.93	0.89	1.00	5.33	.658	497	1.87	0.86	1.00	5.33	.559	251	2.73	1.03	1.00	6.00	.612
Patriotismo constructivo	470	4.70	1.17	1.00	6.00	.752	497	5.12	0.89	1.00	6.00	.777	251	5.18	0.95	1.00	6.00	.813
Identidad nacional	473	3.19	1.38	1.00	6.00	.824	495	3.96	1.27	1.00	6.00	.763	251	4.43	1.09	1.00	6.00	.736
Cierre narrativo	465	2.85	1.24	1.00	6.00	.707	497	3.43	1.08	1.00	6.00	.594	250	3.72	1.13	1.00	6.00	.712
Conformismo ^a	459	2.98	0.68	1.21	5.36	.751	496	3.15	0.79	1.00	5.38	.663	249	3.75	0.82	1.50	6.00	.729
Autoritarismo ^{b,c}	459	2.71	1.09	1.00	5.83	.753	497	2.67	0.93	1.00	5.43	.697	249	3.50	0.69	1.43	5.43	.690
Valores universales	487	5.60	0.63	1.00	6.00	.767	497	5.18	0.92	1.00	6.00	.843	250	5.57	0.61	3.00	6.00	.725
Valores democráticos	487	5.27	0.84	2.33	6.00	.635	493	5.23	0.80	1.00	6.00	.638	250	5.43	0.69	2.67	6.00	.513
Orientación Política	435	2.92	1.63	1.00	7.00	—	438	3.12	1.28	1.00	7.00	—	250	4.70	1.42	1.00	7.00	—

Nota: DT = Desviación Típica; Min = Valor mínimo; Max = Valor máximo; ^aLos ítems invertidos fueron eliminados en las puntuaciones de las muestras colombiana y mexicana, véase el Material Suplementario para más información; ^bCon la muestra colombiana se usó una versión de la escala adaptada a Colombia; ^cAlgunos ítems fueron eliminados de forma diferente para cada muestra, véase el Material Suplementario para más información.

Dimensionalidad de la escala OAC

La primera muestra de este estudio fue recolectada en España con el fin de explorar la estructura factorial de la escala. Para tal fin, la muestra española fue dividida aleatoriamente en dos grupos. En el primer grupo se usó un análisis de componentes principales para identificar los factores que se derivan de la versión preliminar de la escala. En el segundo grupo se utilizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para corroborar si la estructura identificada previamente se mantenía en una muestra diferente aplicada en el mismo contexto español. Posteriormente, con el propósito de verificar que la estructura factorial se mantenía en diferentes contextos hispanohablantes, realizamos análisis factoriales confirmatorios para las otras muestras (colombiana y mexicana) y una prueba de invarianza.

En cuanto al primer grupo de la muestra española destinado a los análisis exploratorios, se realizó un análisis de componentes principales con los 14 ítems en una muestra aleatoria de 278 participantes utilizando el método de máxima verosimilitud y una rotación oblimin y forzándolo a reportar la saturación de los ítems en dos factores. Se usó el estimador de máxima verosimilitud siguiendo las recomendaciones de la literatura especializada, en tanto que provee mayor capacidad para realizar inferencias estadísticas (e.g., prueba de hipótesis, estimar intervalos de confianza) (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999) e incluye menos sesgo que otros métodos al utilizar indicadores con más de cinco opciones de respuesta (Rhemtulla, Brosseau-Liard, & Savalei, 2012). La rotación directa de oblimin se seleccionó porque se esperaba que las dos subescalas estuvieran correlacionadas, tal como en la versión original de la escala; además, este método aporta información más sustantiva para representar constructos psicológicos que los métodos ortogonales al permitir que los factores estén correlacionados (Reise, Waller, & Comrey, 2000). Para determinar el número de factores a extraer, previamente se aplicó un análisis paralelo (ver Figura S1 del Material Suplementario) (Hayton, Allen, & Scarpello, 2004). Los resultados respaldaron una solución bifactorial, siendo el primer autovalor de 4.16, el segundo de 3.01 y el tercero de 1.07. De acuerdo con las simulaciones realizadas por MacCallum, Widaman, Zhang, y Hong (1999), una muestra de 200 participantes sería suficiente para obtener soluciones convergentes y admisibles.

En primer lugar, se comprobó que las propiedades de los datos eran adecuadas para realizar los análisis ($KMO = 0.835$; prueba de esfericidad: $\chi^2 = 157.08$, $p < .001$). El análisis de componentes principales (Tabla 3) mostró dos factores que explicaban el 26% y el 18% de la varianza respectivamente. Los ítems del 2 al 8 saturaban en un primer factor, que se corresponde con la exteriorización, y los ítems del 9 al 14 en un segundo factor, la autocensura. La única diferencia respecto a la escala original fue que el primer ítem no saturaba en ninguno de los factores y su comunalidad era bastante baja. En consecuencia, se decidió no incluir dicho ítem en los AFC posteriores. Por otra parte, se observa que la comunalidad de los ítems 13 y 14 era relativamente baja. Aun así, se decidió incluirlos considerando otros elementos recomendados en la literatura (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar et al., 1999). Por ejemplo, los ítems aportan sustantivamente a la fiabilidad de la dimensión, están consistentemente relacionados

Tabla 3. Estadísticos descriptivos, cargas factoriales y comunalidad de los ítems de la escala OAC en la mitad de la muestra española.

Ítems	<i>M</i>	<i>DT</i>	Cargas factoriales		<i>h</i> ²
			Exteriorización	Autocensura	
1	3.53	1.59	.148	.123	.042
2	4.16	1.59	.613	-.022	.373
3	4.16	1.52	.610	.005	.373
4	4.37	1.53	.604	.096	.390
5	4.68	1.50	.732	-.059	.527
6	4.65	1.45	.774	.003	.599
7	4.58	1.36	.845	-.138	.701
8	4.54	1.43	.793	-.036	.622
9	2.69	1.65	-.005	.631	.398
10	3.52	1.64	.010	.716	.514
11	3.40	1.62	.069	.777	.624
12	2.94	1.63	-.062	.730	.525
13	2.74	1.61	-.025	.527	.275
14	1.96	1.45	-.030	.440	.191

los datos en negrita indican las cargas factoriales más altas.

entre sí ($.22 < r < .58$, ver Tabla S1 en el Material Suplementario), las cargas factoriales fueron adecuadas ($> .40$) y el contenido de los ítems contribuye sustantivamente a representar conceptualmente el constructo.

Posteriormente, con el fin de determinar si la dimensionalidad de la escala se mantenía en diferentes contextos, procedimos a realizar un AFC con cada una de las muestras usando el estimador de máxima verosimilitud en línea con las recomendaciones de la literatura especializada, en tanto que provee mayor capacidad para realizar inferencias estadísticas (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar et al., 1999) e incluye menos sesgo que otros métodos al utilizar indicadores (Rhemtulla et al., 2012). En estos análisis se usaron el segundo grupo aleatorio de la muestra de españoles y las muestras completas de Colombia y México. Para estimar el modelo se usó un procedimiento incremental, donde estimamos el modelo más simple posible y fuimos añadiendo restricciones en cada modelo subsiguiente. Primero estimamos un modelo unidimensional con un solo factor sustantivo y luego un modelo de dos factores sustantivos, tal como propone la teoría y como sugirieron los resultados de los análisis exploratorios. Finalmente, revisamos el modelo con el fin de controlar por algunos factores que permitieran obtener un mejor ajuste. Los índices de ajuste de los diferentes modelos para cada una de las tres muestras se presentan en la Tabla 4.

En los análisis de las tres muestras, se encontró que el Modelo 1 presentó unos estadísticos de ajuste deficientes, indicando que los datos no representan apropiadamente una estructura factorial unidimensional. Asimismo, el Modelo 2 de dos factores sustantivos presentó una mejora considerable en los índices de ajuste para los tres estudios. Sin embargo, algunos de los indicadores no alcanzan a sobrepasar los umbrales de bondad de ajuste sugeridos en la literatura (Kline, 2016). Por tal motivo, decidimos inspeccionar los índices de modificación (IM) con el fin de determinar la viabilidad de controlar por la covarianza de los residuos entre algunos ítems. Al hacerlo, encontramos que la covarianza de error entre los ítems 3–4 y 5–6 eran una fuente de desajuste en los modelos de las tres muestras. Al evaluar el contenido de los ítems, encontramos que los ítems 3–4 refieren al rechazo que se tiene hacia persona que

Tabla 4. Índices de ajuste para los análisis factoriales confirmatorios según los distintos modelos propuestos en cada una de las tres muestras.

Estudio 1 (España, $N = 270$)	χ^2	gl	CFI	TLI	$RMSEA$ (90% IC)	$SRMR$
1. Un factor sustantivo	528.628***	65	.554	.465	.163 (0.150–0.176)	.155
2. Dos factores sustantivos	179.838***	64	.889	.864	.082 (0.068–0.096)	.069
3. Dos factores sustantivos (controlando por la covarianza entre los ítems 3–4 y 5–6)	129.674***	62	.935	.918	.064 (0.048–0.079)	.062
Estudio 2 (Colombia, $N = 495$)						
1. Un factor sustantivo	804.763***	65	.596	.515	.152 (0.142–0.161)	.139
2. Dos factores sustantivos	266.726***	64	.889	.865	.080 (0.070–0.090)	.056
3. Dos factores sustantivos (controlando por la covarianza entre los ítems 3–4 y 5–6)	188.911***	62	.931	.913	.064 (0.054–0.075)	.050
Estudio 3 (México, $N = 251$)						
1. Un factor sustantivo	432.372***	65	.448	.338	.150 (0.137–0.164)	.154
2. Dos factores sustantivos	158.137***	64	.859	.828	.077 (0.062–0.092)	.071
3. Dos factores sustantivos (controlando por la covarianza entre los ítems 3–4 y 5–6)	100.908***	62	.942	.927	.050 (0.031–0.067)	.063

Nota: χ^2 = Chi cuadrado; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; $RMSEA$ = Root Mean Square Error of Approximation; $SRMR$ = Standardized Root Mean Square Residual; * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

ocultan información para proteger el grupo mientras que los ítems 5–6 se relacionan con emociones asociadas a ocultar información (i.e., preocupación, indignación). Considerando la relación estadística y de contenido de estos ítems, consideramos viable estimar el Modelo 3 controlando por la covarianza de los residuos entre ellos. Como se puede observar, los índices de ajuste del Modelo 3 fueron adecuados (Kline, 2016) y significativamente mejores que los del Modelo 2 en cada una de las muestras ($\Delta\chi^2_{\text{España}} = 55.164$, $\Delta gl = 2$, $p < .001$; $\Delta\chi^2_{\text{Colombia}} = 77.815$, $\Delta gl = 2$, $p < .001$; $\Delta\chi^2_{\text{México}} = 57.229$, $\Delta gl = 2$, $p < .001$).

Prueba de invarianza entre grupos

Se realizó un análisis de invarianza entre los grupos para determinar si el instrumento mide el constructo de la misma forma para diferentes grupos, así como también para corroborar que las diferencias entre grupos se deben a cambios sustantivos en el constructo y no a diferencia en las propiedades psicométricas (Cheung & Rensvold, 2002; Reise, Widaman, & Pugh, 1993). Para ello, se estimó un modelo incremental en el que se fueron adicionando restricciones a los parámetros estimados para mostrar la invarianza configural, métrica y escalar entre los grupos por países (Tabla 5). La invarianza configural obtuvo unos estadísticos de ajuste apropiados, por lo que se puede decir que el patrón de asociación de los ítems en cada uno de los factores teorizados fueron similares entre las muestras. Para probar la invarianza métrica, impusimos en el modelo la equivalencia entre grupos de las cargas factoriales de los ítems. Teniendo en cuenta que el modelo no redujo sus niveles de ajuste y que el $\Delta CFI < .01$ (Cheung & Rensvold, 2002; Kline, 2016), podemos concluir que se mantiene la asunción de invarianza métrica para la escala OAC. Dicho en otros términos, se puede asumir que las cargas factoriales de los ítems asociadas a cada factor son similares entre los distintos grupos. Finalmente, para evaluar la invarianza escalar, constreñimos el modelo para que los interceptos de los ítems fueran iguales entre grupos. En esta

Tabla 5. Prueba de invarianza entre las tres muestras.

	χ^2	gl	TLI	RMSEA (90% IC)	SRMR	CFI	ΔCFI	Invarianza
1. Invarianza configural	455.189***	186	.931	.058 (0.051–0.065)	.047	.945		
2. Invarianza métrica	503.634***	208	.932	.057 (0.051–0.064)	.053	.939	.006	Sí
3. Invarianza escalar	598.369***	230	.923	.061 (0.055–0.067)	.057	.924	.015	No

Nota: χ^2 = Chi cuadrado; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$; ^aInvarianza configural: patrón de las cargas factoriales similares en los factores; ^bInvarianza métrica: equivalencia en la cargas factoriales; ^cInvarianza escalar: equivalencia en los interceptos.

oportunidad, la bondad del ajuste se redujo y el $\Delta CFI > .01$, lo cual quiere decir que no hubo invarianza escalar. Es decir, los interceptos de los ítems fueron distintos entre los grupos.

Correlatos de la escala OAC

Se calcularon las correlaciones de orden cero entre los factores de la orientación a la autocensura y las demás medidas incluidas en los estudios para cada muestra (Tabla 6, para ver las correlaciones bivariadas entre todas las variables ver Tabla S2 del Material Suplementario). En conjunto, las relaciones con la autocensura y la exteriorización fueron según lo esperado manteniéndose moderadas o bajas dando a entender que son constructos diferentes. No obstante, son de destacar algunas incongruencias. En primer lugar, los dos subfactores solo presentaban una correlación significativa y negativa, como era de esperar, en la muestra colombiana. En las muestras española y mexicana ambos factores no estuvieron relacionados. En segundo lugar, la identidad nacional se relacionó positivamente con la autocensura y con la exteriorización.

Por otra parte, para comprobar si las distintas medidas predecían significativamente los factores de la OAC, se realizaron regresiones lineales múltiples usando el método

Tabla 6. Tablas de correlaciones bivariadas de orden cero para las tres muestras.

	Estudio 1 (España, N = 557)		Estudio 2 (Colombia, N = 498)		Estudio 3 (México, N = 252)	
	Exteriorización	Autocensura	Exteriorización	Autocensura	Exteriorización	Autocensura
1. Exteriorización						
2. Autocensura	-.022		-.193***		-.016	
3. Voluntad autocensura	-.052	.155***	-.021	.196***	.068	.044
4. Patriotismo ciego	.045	.319***	-.055	.178***	-.042	.303***
5. Patriotismo constructivo	.289***	.100*	.433***	-.061	.211***	-.051
6. Identidad nacional	.168***	.253***	.103*	.097*	.165**	.098
7. Cierre narrativo	.083	.441***	.155***	.153***	.045	.313***
8. Confirmismo	.107*	.288***	.063	.274***	-.012	.341***
9. Autoritarismo	.100*	.378***	-.091*	.309***	-.053	.213***
10. Valores universales	.070	-.114*	.277***	-.105*	.084	-.002
11. Valores democráticos	.064	-.128**	.229***	-.128**	.108	.045
12. Orientación Política	-.021	.225***	-.005	.107*	-.179**	.195**

Nota: Correlaciones bivariadas de Pearson (orden cero). * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

de mínimos cuadrados ordinarios. Se estimaron modelos de regresión por cada factor en cada una de las muestras, siendo los factores la variable criterio y las demás variables los predictores (Tabla 7). Todos los modelos de regresión cumplieron satisfactoriamente los supuestos estadísticos necesarios para este tipo de análisis (i.e., linealidad, normalidad y homocedasticidad) (véanse Figuras S2 y S3 del Material Suplementario). En la muestra española, el patriotismo ciego, el cierre narrativo y el autoritarismo de derechas predecían la autocensura, mientras que el patriotismo constructivo, la identidad nacional y la orientación política predecían la exteriorización. En la muestras colombiana, la voluntad de autocensura, el cierre narrativo, el conformismo y el autoritarismo de derechas predecían la autocensura, mientras que el patriotismo constructivo era el único predictor de la exteriorización. En la muestra mexicana, el patriotismo ciego, el cierre narrativo y el conformismo eran predictores de la autocensura, y el patriotismo constructivo, la identidad nacional y la ideología política de la exteriorización.

Discusión

El objetivo de la presente investigación era adaptar y aportar evidencias de la validez de las mediciones de la escala OAC desarrollada por Sharvit et al. (2018) al español en tres contextos diferentes: España, Colombia y México. Para tal fin, se realizó una traducción inversa de los ítems originales, análisis factoriales exploratorios/confirmatorios, correlaciones y regresiones con diferentes constructos relacionados con la orientación a la autocensura.

Los resultados muestran que la escala OAC tiene una estructura bifactorial, con un factor asociado a la orientación a la autocensura y otro a la orientación a la exteriorización, tal como propone la escala original (Sharvit et al., 2018). Asimismo, los análisis de la invarianza muestran un buen ajuste en la invarianza configural y en la invarianza métrica dando a entender que, en las tres muestras, los ítems se asocian de manera semejante en los dos factores teorizados y que las cargas factoriales son similares. No obstante, no se encontró evidencia a favour de la invarianza escalar de la OAC, lo que significa que los interceptos de los ítems son diferentes entre grupos.

Esta falta de ajuste de la invarianza escalar puede estar determinada por la heterogeneidad de las tres poblaciones, esto es, las diferencias entre población general y estudiantil. Así, las características de las muestras fueron diferentes tanto en temas sociodemográficos (e.g., edad, ocupación), como a nivel de contextos sociales, políticos y económicos (e.g., ideología política, sistemas democráticos, exposición a la violencia). De forma similar, la complejidad de algunos ítems y las posibles diferencias en la interpretación de los mismos en los diferentes contextos podría estar afectando a la invarianza escalar. Un análisis de los estadísticos descriptivos indica que, por ejemplo, la población mexicana estaba más orientada hacia la derecha, el autoritarismo y el patriotismo ciego. Estas diferencias en estas variables de carácter político/ideológico podrían ser las causantes de las diferencias en los interceptos y, por tanto, de la falta de invarianza escalar que identificamos previamente. Futuros estudios deberán intentar comparar muestras que sean homogéneas entre sí con la finalidad de poder estimar correctamente la invarianza escalar.



Tabla 7. Análisis de regresión lineal (OLS) para las tres muestras.

Predictores	Muestra española						Muestra colombiana						Muestra mexicana					
	Autocensura			Exteriorización			Autocensura			Exteriorización			Autocensura			Exteriorización		
	b (SE)	IC 95%	p	b (SE)	IC 95%	p	b (SE)	IC 95%	p	b (SE)	IC 95%	p	b (SE)	IC 95%	p	b (SE)	IC 95%	p
(Intercepto)	1.551* (0.672)	0.235-2.867	.021	4.111*** (0.665)	2.806-5.415	< .001	1.398*** (0.405)	0.603-2.192	.001	2.020*** (0.391)	1.254-2.786	< .001	1.248 (0.771)	-0.264-2.760	.107	3.184*** (0.709)	1.793-4.574	< .001
Voluntad autocensura	0.088† (0.049)	-0.008-0.183	.073	-0.064 (0.048)	-0.158-0.030	.185	0.191*** (0.046)	0.100-0.282	< .001	-0.073 (0.045)	-0.161-0.015	.104	-0.042 (0.063)	-0.166-0.082	.508	0.071 (0.058)	-0.043-0.185	.225
Patriotismo ciego	0.218*** (0.066)	0.089-0.347	.001	-0.068 (0.065)	-0.195-0.059	.293	0.012 (0.060)	-0.105-0.129	.841	-0.038 (0.058)	-0.151-0.075	.509	0.156* (0.067)	0.025-0.288	.021	-0.076 (0.062)	-0.197-0.045	.221
Patriotismo constructivo	-0.023 (0.047)	-0.116-0.070	.630	0.268*** (0.047)	0.175-0.360	< .001	-0.098 (0.064)	-0.222-0.027	.126	0.454*** (0.061)	0.333-0.574	< .001	-0.098 (0.071)	-0.238-0.042	.170	0.156* (0.066)	0.027-0.284	.018
Identidad nacional	-0.005 (0.053)	-0.109-0.098	.922	0.107* (0.052)	0.005-0.209	.040	0.036 (0.042)	-0.045-0.118	.384	-0.037 (0.040)	-0.116-0.041	.356	0.010 (0.062)	-0.112-0.132	.868	0.115* (0.057)	0.003-0.227	.046
Cierre narrativo	0.229*** (0.052)	0.127-0.332	< .001	-0.039 (0.052)	-0.140-0.063	.454	0.101* (0.046)	0.011-0.191	.029	0.064 (0.044)	-0.023-0.151	.151	0.133* (0.063)	0.010-0.255	.036	0.051 (0.058)	-0.062-0.164	.377
Conformismo	-0.014 (0.098)	-0.205-0.177	.883	0.120 (0.096)	-0.068-0.309	.212	0.180* (0.072)	0.040-0.320	.012	0.057 (0.069)	-0.079-0.192	.413	0.265** (0.094)	0.081-0.448	.005	-0.023 (0.086)	-0.192-0.146	.789
Autoritarismo	0.209** (0.066)	0.080-0.337	.002	0.053 (0.065)	-0.073-0.180	.409	0.220*** (0.060)	0.103-0.337	< .001	-0.103† (0.058)	-0.216-0.010	.074	0.011 (0.104)	-0.193-0.216	.914	-0.040 (0.096)	-0.229-0.148	.675
Valores universales	0.042 (0.092)	-0.138-0.222	.648†	-0.155 (0.091)	-0.333-0.023	.088	-0.034 (0.065)	-0.161-0.093	.602	0.076 (0.062)	-0.047-0.198	.227	0.043 (0.117)	-0.187-0.273	.715	-0.033 (0.108)	-0.245-0.179	.761
Valores democráticos	-0.092 (0.065)	-0.218-0.035	.156	0.003 (0.064)	-0.122-0.127	.967	-0.094 (0.073)	-0.237-0.049	.197	-0.038 (0.070)	-0.176-0.100	.591	0.007 (0.102)	-0.193-0.207	.946	0.108 (0.094)	-0.076-0.292	.250
Ideología política	-0.038 (0.042)	-0.122-0.045	.367	-0.135** (0.042)	-0.217-—	.001	-0.008 (0.040)	-0.087-0.072	.848	0.065† (0.039)	-0.012-0.141	.098	0.079† (0.044)	-0.008-0.166	.075	-0.104* (0.041)	-0.184-0.024	.012
N	416			416			428			428			248			248		
R ² /R ² ajustado	.247/.228			.137/.116			.189/.170			.214/.196			.194/.160			.109/.071		

En relación a los correlatos de la OAC con el resto de medidas incluidas en el estudio, cabe destacar que, en general, fueron consistentes a lo largo de las diferentes muestras y en línea con la dirección esperada (Sharvit et al., 2018). Aun así, el factor autocensura correlacionaba en mayor medida y de forma más consistente con el resto de medidas que el factor de exteriorización. Ambos factores, además, no estuvieron correlacionados en la muestra española ni en la mexicana, pero sí en la colombiana. Ya que la escala se desarrolló con muestras heterogéneas en diferentes contextos sociopolíticos, es probable que aspectos situacionales como la percepción de amenazas esté determinando la relación entre ambos subfactores (e.g., miedo a retaliaciones de grupos armados ilegales). Futuras investigaciones podrían explorar la influencia de estos factores externos en la motivación a la autocensura.

En lo relativo a los análisis de regresión, los resultados indican que las variables que predicen de forma más consistente la OAC fueron el patriotismo, la identidad nacional, el cierre narrativo y la ideología política. Esto parece indicativo de la importancia de las variables de carácter ideológico y grupal en la tendencia a expresar libremente la información o, por el contrario, a autocensurarse. No obstante, cabe destacar que la identidad nacional se relacionaba de forma positiva tanto con la autocensura como con la exteriorización. Si bien la primera de estas relaciones era esperada, la relación positiva con la exteriorización puede deberse a la independencia de ambos subfactores. Futuros estudios deberían tratar de explicar dicha independencia atendiendo a los contextos en que se evalúa la orientación a la autocensura.

La investigación previa ha mostrado que la orientación a la autocensura va a depender en gran medida de factores contextuales (Bar-Tal, 2017). Las diferencias encontradas en las puntuaciones de orientación a la autocensura y a la exteriorización, y en los correlatos de las mismas bien podrían estar determinadas por variables contextuales relacionadas con la situación de los países en los que se recogieron las muestras. En esta línea, España se caracterizaría por ser una sociedad democrática donde la información fluye libremente, aunque aún existen presiones políticas por mantener en silencio algunas de las consecuencias de la guerra civil (Nets-Zehngut & Elbaz, 2017). Colombia ha vivido un conflicto armado durante más de 40 años y, a pesar de haber logrado un proceso de paz con las FARC, siguen existiendo actores violentos que contribuyen al deterioro de la cohesión social (Visbal & Espitia, 2018). Por su parte, México está marcado por la criminalidad, el narcotráfico y los problemas migratorios con EE.UU (Human Rights Watch, 2019). Todos estos condicionantes, que afectan de forma negativa a la confianza interpersonal e intergrupala, presentan diferentes sanciones para quienes expongan la información, lo cual podría estar modulando la orientación a la autocensura de manera desigual en cada uno de estos países.

Brevemente, esta adaptación y validación de la escala OAC nos permite contar con un instrumento adaptado al español a través de muestras de distintos países hispanohablantes. Dicho instrumento, que presenta un funcionamiento adecuado en España, México y Colombia, permite evaluar las dimensiones de autocensura y exteriorización, por lo que es de esperar que contribuya al estudio de la autocensura en fenómenos tan relevantes como la gobernanza, la participación política y el funcionamiento de la democracia.

Notas

1. WTSC, por sus siglas en inglés, 'Willingness to Self-Censorship'.
2. FENCE, por sus siglas en inglés 'Firmly Entrenched Narrative Closure'.
3. RWA, por sus siglas en inglés, 'Right-Wing Authoritarianism'.

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

Roberto M. Lobato  <http://orcid.org/0000-0002-4130-345X>

Mario Sainz  <http://orcid.org/0000-0002-2048-5872>

Efraín García-Sánchez  <http://orcid.org/0000-0002-8097-5822>

References / Referencias

- Bar-Tal, D. (2017). Self-censorship as a socio-political-psychological phenomenon: Conception and research. *Political Psychology*, 38, 37–65. doi:10.1111/pops.12391
- Cameron, J. E. (2004). A three-factor model of social identity. *Self & Identity*, 3, 239–262. doi:10.1080/13576500444000047
- Cárdenas, M., & Parra, L. (2010). Adaptación y validación de la Versión Abreviada de la Escala de Autoritarismos de Derechas (RWA) en una muestra chilena. *Revista de Psicología*, 19, 61–79.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521–551.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863–882.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233–255. doi:10.1207/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 & Evaluation*, 10, 1–9.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4, 272–299. doi:10.1037/1082-989X.4.3.272
- Feldman, S. (2003). Enforcing social conformity: A theory of authoritarianism. *Political Psychology*, 24, 41–74. doi:10.1111/0162-895X.00316
- García-Sánchez, E., Molina, N., Buitrago, E., Ramirez, V., Sanz, Z., & Tello, C. (2020). *Propiedades psicométricas de la Escala de Autoritarismo de Derechas en población colombiana*. doi:10.17605/OSF.IO/GNJ7E
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R. Hambleton, P. Merenda, & S. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3–38). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hameiri, B., Bar-Tal, D., & Halperin, E. (2017). Self-censorship as a socio-psychological barrier to peacemaking. In D. Bar-Tal, R. Nets-Zehngut, & K. Sharvit (Eds.), *Self-censorship in*

- contexts of conflict: Theory and research* (pp. 61–78). Cham: Springer. doi:10.1007/978-3-319-63378-7
- Hameiri, B., Sharvit, K., Bar-Tal, D., Shahar, E., & Halperin, E. (2016). Support for self-censorship among Israelis as a barrier to resolving the Israeli-Palestinian conflict. *Political Psychology*, 38, 795–813. doi:10.1111/pops.12346
- Hayes, A. F., Glynn, C. J., & Shanahan, J. (2005). Willingness to self-censor: A construct and measurement Tool for public opinion research. *International Journal of Public Opinion Research*, 17, 298–323. doi:10.1093/ijpor/edh073
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7, 191–205. doi:10.1177/1094428104263675
- Human Rights Watch (2019, Julio). *Informe mundial 2019: México*. Retrieved from <https://www.hrw.org/es/world-report/2019/country-chapters/326034>
- Jost, J. T., van der Linden, S., Panagopoulos, C., & Hardin, C. D. (2018). Ideological asymmetries in conformity, desire for shared reality, and the spread of misinformation. *Current Opinion in Psychology*, 23, 77–83. doi:10.1016/j.copsyc.2018.01.003
- Klar, Y., & Baram, H. (2016). In defence of the in-group historical narrative in an intractable intergroup conflict: An individual-difference perspective. *Political Psychology*, 37, 37–53. doi:10.1111/pops.12229
- Kline, R. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4, 84–99. doi:10.1037/1082-989X.4.1.84
- Nets-Zehngut, R., & Elbaz, S. (2017). Self-censorship of narratives of political violence: Four international case studies (France-Algeria, Spain, Turkey-Armenians, Japan-Korea). In D. Bar-Tal, R. Nets-Zehngut, & K. Sharvit (Eds.), *Self-Censorship in Contexts of Conflict: Theory and Research* (pp. 79–117). Cham: Springer. doi:10.1007/978-3-319-63378-7
- Prieto, C. A. (2013). *Las Bacrim y el crimen organizado en Colombia*. Friedrich Ebert Stiftung. Retrieved from <http://library.fes.de/pdf-files/bueros/la-seguridad/09714.pdf>
- Reise, S. P., Waller, N. G., & Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12, 287–297. doi:10.1037/1040-3590.12.3.287
- Reise, S. P., Widaman, K. F., & Pugh, R. H. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: Two approaches for exploring measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 114, 552–566. doi:10.1037/0033-2909.114.3.552
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17, 354–373. doi:10.1037/a0029315
- Ros, M., & Grad, H. M. (1991). El significado del valor trabajo como relacionado a la experiencia ocupacional: Una comparación de profesores de EGB y estudiantes del CAP. *Revista de Psicología Social*, 6, 181–208. doi:10.1080/02134748.1991.10821645
- Schatz, R. T., Staub, E., & Lavine, H. (1999). On the varieties of national attachment: Blind versus constructive patriotism. *Political Psychology*, 20, 151–174. doi:10.1111/0162-895X.00140
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the content and structure of values: Theoretical advances and empirical tests in 20 countries. *Advances in Experimental Social Psychology*, 25(C), 1–65. doi:10.1016/S0065-2601(08)60281-6
- Schwartz, S. H. (2007). Universalism values and the inclusiveness of our moral universe. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 38, 711–728. doi:10.1177/0022022107308992
- Serrano, M. (2007). México: Narcotráfico y gobernabilidad. *Pensamiento iberoamericano*, 1, 251–278.
- Shahar, E., Hameiri, B., Bar-Tal, D., & Raviv, A. (2018). Self-censorship of conflict-related information in the context of intractable conflict. *Journal of Conflict Resolution*, 62, 957–982. doi:10.1177/0022002716680266

- Shamir, M. (1991). Political intolerance among masses and elites in Israel: A reevaluation of the elitist theory of democracy. *Journal of Politics*, 53, 1018–1043. doi:[10.2307/2131865](https://doi.org/10.2307/2131865)
- Sharvit, K., Bar-Tal, D., Hameiri, B., Zafran, A., Shahar, E., & Raviv, A. (2018). Self-censorship orientation: Scale development, correlates and outcomes. *Journal of Social and Political Psychology*, 6, 331–363. doi:[10.5964/jspp.v6i2.859](https://doi.org/10.5964/jspp.v6i2.859)
- Visbal, J. D. M., & Espitia, C. A. P. (2018). Las bandas criminales y el Caribe colombiano: Viejos desafíos, nuevos escenarios. In S. Restrepo (Ed.), *Conflicto Armado y Transición hacia el Posconflicto* (pp. 73–96). Área metropolitana de Barranquilla: Editorial Universidad del Norte. doi:[10.2307/j.ctv513dbs.6](https://doi.org/10.2307/j.ctv513dbs.6)