

Revista de Psicología Social

International Journal of Social Psychology

ISSN: 0213-4748 (Print) 1579-3680 (Online) Journal homepage: <https://www.tandfonline.com/loi/rpps20>

The role of personal control in the palliative function of system justification among indigenous and non-indigenous Peruvian students / El rol del control personal en la función paliativa de la justificación del sistema entre la población indígena y no indígena de estudiantes peruanos

Salvador Vargas-Salfate

To cite this article: Salvador Vargas-Salfate (2019) The role of personal control in the palliative function of system justification among indigenous and non-indigenous Peruvian students / El rol del control personal en la función paliativa de la justificación del sistema entre la población indígena y no indígena de estudiantes peruanos, *Revista de Psicología Social*, 34:1, 168-201, DOI: [10.1080/02134748.2018.1537650](https://doi.org/10.1080/02134748.2018.1537650)

To link to this article: <https://doi.org/10.1080/02134748.2018.1537650>



Published online: 13 Nov 2018.



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



Article views: 130



View related articles [↗](#)




View Crossmark data [↗](#)



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



The role of personal control in the palliative function of system justification among indigenous and non-indigenous Peruvian students / *El rol del control personal en la función paliativa de la justificación del sistema entre la población indígena y no indígena de estudiantes peruanos*

Salvador Vargas-Salfate 

Facultad de Educación y Ciencias Sociales, Universidad Andres Bello, Santiago, Chile

(Received 3 May 2017; accepted 16 October 2018)

Abstract: In this article we propose a mediation model for the association between system justification and psychological well-being (i.e., the palliative function of ideology), based on system justification theory and compensatory control theory. Specifically, we argue that endorsing system-justifying beliefs leads to increased perceived personal control, which in turn predicts higher well-being. We used a convenience sample of students from two Peruvian universities. The results showed that system justification was related to general psychological well-being and personal control. In addition, indigenous students rated lower on system justification, general psychological well-being, self-esteem and personal control. Next, we found that the association between system justification and general psychological well-being was stronger among indigenous students, and this relationship was partially mediated by personal control. In addition, we showed that the mediation model is moderated by ethnicity, so that personal control is a mediator only among non-indigenous participants. We conclude that personal control is a mechanism involved in the palliative function of ideology among this group. Finally, we discuss possible explanations for the mechanisms involved in the palliative function of ideology among low-status individuals.

Keywords: system justification; palliative function; personal control; indigenous; status

Resumen: En este artículo se propone un modelo de mediación de las relaciones entre la justificación del sistema y el bienestar psicológico (i.e., la función paliativa de la ideología) basado en las teorías de la justificación del sistema y del control compensatorio. En concreto, se propone que la adopción de creencias justificativas del sistema produce un aumento del control personal percibido que, a su vez, predice niveles más elevados de

English version: pp. 168–182 / *Versión en español:* pp. 183–198

References / *Referencias:* pp. 198–201

Translated from English / *Traducción del inglés:* Mercè Rius

Author's Address / *Correspondencia con el autor:* Facultad de Educación y Ciencias Sociales, Universidad Andres Bello, Fernandez Concha 700, Las Condes, Santiago, Chile. E-mail: salvador.vargas.salfate@gmail.com

bienestar. En este estudio se utilizó una muestra por conveniencia de estudiantes provenientes de dos universidades peruanas. Los resultados muestran que la justificación del sistema está relacionada con el bienestar psicológico general y con el control personal. Además, los estudiantes indígenas mostraron niveles más reducidos de justificación del sistema, bienestar psicológico general, autoestima y control personal. También se observó que la relación entre la justificación del sistema y el bienestar psicológico general era más fuerte entre los estudiantes indígenas y que el control personal mediaba parcialmente en esta relación. Asimismo, mostramos que la etnicidad es un factor moderador del modelo de mediación, por lo que el control personal es un mediador únicamente entre los participantes no indígenas. El estudio concluye que el control personal es un mecanismo que interviene en la función paliativa de la ideología en este grupo. Por último, se discuten posibles explicaciones de los mecanismos implicados en la función paliativa de la ideología entre individuos de estatus social bajo.

Palabras clave: justificación del sistema; función paliativa; control personal; indígenas; estatus

System justification theory (SJT; Jost & Banaji, 1994) proposes that people are actively motivated to perceive the status quo as fair and legitimate (Jost & Hunyady, 2005), even among disadvantaged people (for a review see Jost et al., 2017). In this article, we test several predictions based on SJT, comparing them by ethnic and non-ethnic groups in a Peruvian sample. This is an interesting population for the study of SJT, given that few researches have been conducted comparing ethnic groups in non-developed countries (for exceptions see Henry & Saul, 2006; Sengupta, Osborne, & Sibley, 2015). In addition, the main issue addressed in this study is the palliative function of ideology hypothesis (Jost & Hunyady, 2003), which posits that endorsing system-justifying beliefs is associated with psychological well-being. In particular, we extend the argument proposed by SJT for the palliative function of ideology, integrating statements derived from compensatory control theory (CCT; Kay, Gaucher, Napier, Callan, & Laurin, 2008), arguing for a mediational model. Briefly, we argue that system justification enhances perceived personal control, which in turn increases well-being.

System justification theory and status

According to the strong form of SJT (Jost, Pelham, Sheldon, & Sullivan, 2003), under certain circumstances, low-status individuals are more motivated to perceive the social arrangements as fair and legitimate, as compared with high-status individuals. This argument derives from the distinction between three different forms of justification motivations: ego, group and system justification motivation. In other words, people are motivated to perceive in a positive light themselves, their ingroups and the social systems to which they belong. Nevertheless, there are differences between status groups. Among high-status individuals, the three motivations are compatible, but among disadvantaged people, the ego and group justification motivations are contradictory with system

justification. According to this argument, under specific circumstances (i.e., high levels of inequality, democratic context and low identity group salience), these contradictions provoke cognitive dissonance among disadvantaged individuals, which is solved by rationalizing the status quo.

Although several studies have shown that low-status individuals are motivated to justify the status quo (for a review see Jost et al., 2017), other research, when directly testing this hypothesis, has found no support for this hypothesis, even when including the proposed moderators and using cross-cultural samples (e.g., Brandt, 2013; Caricati & Lorenzi-Cioldi, 2012; Vargas-Salfate, Paez, Liu, Pratto, & Gil de Zúñiga, 2018). Recently, Owuamalam and colleagues (Owuamalam, Rubin, & Issmer, 2016; Owuamalam, Rubin, & Spears, 2016; Owuamalam, Rubin, Spears, & Weerabangsa, 2017) proposed an alternative approach, according to which highly identified low-status individuals would endorse system-justifying beliefs only when they perceive social arrangements as stable, because they can expect future improvements in their social position.

In this article, we test differences by ethnic groups in an undergraduate Peruvian sample. In this country, like in almost all of Latin America, the indigenous population has been historically characterized as belonging to low-status classes with low political participation and representation (Banco Mundial, 2015). Although there have been significant improvements in their social position because of policies directed towards this goal (Pedroza-Flores & Villalobos-Monroy, 2014), indigenous individuals have higher rates of poverty (Trivelli, 2005; Benavides, Mena, & Ponce, 2010), low education (Ribotta, 2010) and poor health (Flores-Bendezú, Calderón, Rojas, Alarcón-Matutti, & Gutiérrez, 2015), among others. Given that we sampled undergraduate students, it is important to emphasize that despite significant improvements in higher education access, there are still important inequalities between indigenous and non-indigenous individuals (Castro & Yamada, 2012). In spite of these important inequalities, we suspect identity salience to be low among undergraduates, because this is a highly educated population, and previous research has shown that prejudice and discrimination tend to be lower as educational level increases (Wagner & Zick, 1995), so indigenous students at university would experience less discrimination than outside this institution.

Although previous studies have shown that indigenous populations endorse system-justifying beliefs to the same or to a higher degree than non-indigenous populations, it has only been observed in a few contexts (e.g., Henry & Saul, 2006; Sengupta et al., 2015). In addition, most recent studies have empirically rejected the strong form of SJT (e.g., Brandt, 2013; Caricati & Lorenzi-Cioldi, 2012; Vargas-Salfate, Paez, Liu, Pratto, & Gil de Zúñiga, 2018). Finally, the rationale behind solving the cognitive dissonance among low-status individuals is different for those provided to explain the moderator role of status within the palliative function of ideology, as will be explained in the next section (for a similar critique see Vargas-Salfate, Paez, Khan, Liu, & Gil de Zúñiga, 2018).

The palliative function of ideology

One of the reasons that explain the involvement with system-justifying beliefs is that the endorsement of these beliefs is associated with hedonic benefits (Jost & Hunyady, 2003). According to this argument, system justification enhances life satisfaction and self-esteem, and decreases anxiety. This rationale proposes that the hedonic benefits associated with system justification are related to the fulfilling of existential, epistemic and relational needs (Hennes, Nam, Stern, & Jost, 2012). In other words, the endorsement of system-justification beliefs allows the management of external threats, reduction of uncertainty and the sharing of a common reality with others (e.g., Hennes et al., 2012; Jost, Ledgerwood, & Hardin, 2008; Jost et al., 2007).

Despite this general framework, the theory itself proposes differences by group status, but in a different way than for the strong form of SJT. Among high-status people, the motivations for ego, group and system justification are coherent. On the other hand, among low-status people the latter motivation contradicts the ego and group justification (Jost & Hunyady, 2005). This argument leads to the proposal that among high-status individuals, system justification will be positive related to general well-being, and among low-status individuals, the relationship will be negative (Jost & Hunyady, 2003). The pattern of results regarding status moderation is not clear to date in the literature. In that sense, there are different studies showing results coherent with this theoretical approach. For example, Godfrey, Santos, and Burson (2017) found that system-justifying beliefs longitudinally predicted less self-esteem among early adolescents from deprived neighbourhoods. Nevertheless, other series of studies have shown a positive relationship between endorsing system-justifying beliefs and psychological well-being among both high- and low-status individuals. For instance, Sengupta et al. (2015) found a significant relationship between symbolic prejudice (which was theoretically treated as a system justifying ideology) and well-being, without differences between ethnic groups. In addition, Vargas-Salfate (2017), using a sample of children, showed that endorsing sexism was associated with well-being among both boys and girls.

The role of control

SJT argues that the loss of control leads to higher endorsement of system-justifying beliefs (Kay & Friesen, 2011; Kay & Zanna, 2009; Knight, Tobin, & Hornsey, 2014). This argument led to the development of the CCT (Kay et al., 2008; Landau, Kay, & Whitson, 2015; Laurin, Kay, & Moscovitch, 2008; Shepherd, Kay, Landau, & Keefer, 2011), which proposes that the endorsement of ideologies can fulfil the need for control and avoiding randomness. It has been studied, in this context, that under conditions in which people feel lack of control, they try to restore it through the endorsement of beliefs associated with system justification (e.g., Kay & Eibach, 2013; Rutjens, van Harreveld, & van der Pligt, 2010; Shepherd, Eibach, & Kay, 2017) or religion (e.g., Kay, Gaucher, McGregor, & Nash, 2010).

Although SJT and CCT are similar in some respects, there are important differences, specifically about the mechanisms involved in system justification. SJT argues that system justification is a ‘motivated, goal-directed process’ (Jost et al., 2010). One of the most important pieces of evidence supporting this argument derives from findings showing that individuals persist in behaviour in order to make the system appear fair and legitimate. Specifically, Ledgerwood, Mandisodza, Jost, and Pohl (2011) showed that when a simple task was presented as a diagnosis of American society, participants worked harder and performed better, in comparison with a control group. In addition, the system justification motivation is enhanced when (a) system dependence is high (e.g., Yeung, Kay, & Peach, 2014, Study 2), (b) individuals perceive their social systems to be under threat (e.g., Jost, Blount, Pfeffer, & Hunyady, 2003) and (c) the system is perceived as stable (e.g., Chernyak-Hai, Halabi, & Nadler, 2014). On the other hand, CCT is a cognitive-centred approach (Kay et al., 2008). It implies that the system justification results derived from control loss are due to a cognitive effort to avoid randomness and uncertainty. In other words, the emphasis is located in how people process information and how they make judgments about their environments.

According to SJT, when people are chronically or situationally high on need for control, they would be more motivated to justify the social arrangements, which in turn would predict higher psychological well-being. If we extend this argument, when individuals legitimate the social systems to which they belong, they would perceive a higher personal control, because they have already fulfilled their need for control through system justification. And the perception of control is the distinctive mechanism that explains an increase in psychological well-being. This argument is coherent with several studies which propose that loss of control is associated with anxiety (e.g., Tullet, Kay, & Inzlicht, 2015) and perceiving personal control is related to well-being (e.g., DeNeve & Cooper, 1998; Lang & Heckhausen, 2001; Spector et al., 2017; Taylor & Brown, 1988), and it is relatively understudied within SJT literature because most studies have been focused on the direct association (e.g., Godfrey et al., 2017; Harding & Sibley, 2013; O’Brien & Major, 2005; Osborne & Sibley, 2013; Sengupta, Greaves, Osborne, & Sibley, 2017; Vargas-Salfate, 2017). One of the studies that has contrasted personal control as the mechanism involved in the palliative function of ideology did not find a significant mediation of control in the effect of Protestant ethic (i.e., a system justifying ideology) on psychological well-being (Quinn & Crocker, 1999, Study 1), although other research has found that control mediated the effect of meritocratic beliefs on self-esteem (McCoy, Wellman, Cosley, Saslow, & Epel, 2013, Study 1).

Finally, we compare this mediational model between indigenous and non-indigenous individuals. SJT has proposed a rationale for status differences in endorsing system-justifying beliefs (i.e., the strong form of SJT; Jost, Pelham, et al., 2003) and in the palliative function of ideology hypothesis (Jost & Hunyady, 2003). Nevertheless, theoretical arguments for differences in the mediator (i.e., control) have not been posited.

Hypotheses

Based on the above discussion, in this article we test the following hypotheses:

H1: Non-indigenous individuals will score higher on the system-justification beliefs measure, as compared with indigenous individuals.

H2: System justification will be significantly and positively related to subjective well-being, self-esteem and control, and negatively related to anxiety.

H3: The relationship between system justification and subjective well-being measures will be positive among non-indigenous students, and will be negative among indigenous people.

H4: The relationship between system justification and well-being will be mediated by control, so that endorsing system justifying beliefs will lead to higher control and, in turn, higher well-being.

H5: The indirect effect of system justification on subjective well-being through control will be moderated by ethnicity, so the indirect effect will be significant among non-indigenous students and not significant among indigenous students.

It is important to emphasize that in the specific case of Hypothesis 3, the literature is not clear enough about the role of social status in the palliative function of system justification. For that reason, we test the main prediction based on SJT. In addition, given that we expect a positive association between system justification and well-being only among non-indigenous individuals, Hypothesis 5 is mainly an exploratory testing.

Method

Sample

Six hundred and sixty-nine undergraduate law students participated in the study. We discarded cases with missing values in the selected variables, retaining 529 participants (59.5% women; $M_{\text{age}} = 20.59$, $SD = 3.442$). 63.3% of the participants are currently enrolled at Universidad Continental de Peru, and the remaining 36.7% at Pontificia Universidad Católica de Peru. 57.3% of the participants attended a private high school, 29.7% a public high school, and the remaining 12.7% a private school with a voucher system¹. Finally, 22.1% of the participants self-identified as indigenous. Comparing by ethnicity, we did not find significant differences regarding sex, $\chi^2(1) = 0.993$, $p > .05$, and university, $\chi^2(1) = 1.138$, $p > .05$, but indigenous students were slightly older ($M = 21.61$, $SD = 4.34$) than non-indigenous students ($M = 20.30$, $SD = 3.09$). In addition, there were significant differences by high school, $\chi^2(2) = 20.720$, $p < .001$. The modal category for non-indigenous students was private high school (62.7%), and for indigenous students was

public high school (41.0%), which suggests that ethnicity is associated with social or economic status in our sample. We estimated the power size post hoc for each analysis using the software G*Power (Faul, Erdfelder, Buchner, & Lang, 2009; Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007), with two-tail tests and for $\alpha = .05$.

Procedure

The research was approved by the Ethical Committee from the Faculty of Education, Universidad Andres Bello (Chile), as part of a broader study on attitudes towards justice among law students in four countries (Argentina, Chile, Peru and Uruguay). Then the research team requested permission from local university authorities during December 2016. We obtained access to e-mail addresses from Pontificia Universidad Catolica de Peru, so we directly sent an e-mail to law students in that institution. At Universidad Continental de Peru, local authorities informed the students about the study. In both cases, the e-mails explained the aim of the broader study and asked for their participation in the study, containing a link to the questionnaire. After a week, another e-mail was sent in order to remind students to participate in the study. Given that we only had access to e-mail addresses from Pontificia Universidad Catolica de Peru, we could compute the response rate only for that institution (8.4%). At the beginning of the survey, an informed consent was presented. The survey contained items regarding attitudes towards justice and punishment, life satisfaction and attitudes towards politics, and a socio-demographic section. Overall, participants took about 20 minutes to complete the survey.

Instruments

System justification

We use a modified version of the System Justification Scale (Kay & Jost, 2003) adapted to the Peruvian context (e.g., 'In general, the Peruvian political system operates as it should'), which measures support for the status quo (for a complete list of items, see the online Appendix²). The original version assesses these constructs with eight items in a scale ranging from 1 ('strongly agree') to 9 ('strongly disagree'), but we reversed the metrics, because the use of similar variables in the same section of the questionnaire could lead to misunderstandings (such as in previous unpublished studies conducted by the research team). So, in our study higher values on this scale mean higher system justification. In addition, we discarded the two con-trait items, because the reliability was not high enough ($\alpha = .69$). Given that this is a unidimensional scale, we did not affect its theoretical meaning. In addition, in other samples we have found similar difficulties regarding reverse items for the Spanish version of the system justification scale. According to Cronbach's Alpha, the reliability of this version of the scale was high ($\alpha = .87$).

Personal control

In order to assess personal control, we used the Mastery Scale developed by Pearlin and Schooler (1978). This scale measures perceived mastery with a unidimensional structure, including seven items such as ‘What happens to me in the future mostly depends on me’. The answers ranged from 1 (‘strongly agree’) to 5 (‘strongly disagree’). Although five of the seven items were con-trait items, we recoded them in order that higher values indicate higher perceived personal control. This instrument was highly reliable in our sample ($\alpha = .86$).

Subjective well-being

We used the Pemberton Happiness Index (PHI; Hervás & Vázquez, 2013), which measures general, eudaimonic, hedonic and social well-being. Specifically, we used the section about remembered well-being, excluding experienced well-being, given that the latter is measured using a dichotomous metric, making it difficult to determine its reliability. This instrument contains 11 items such as ‘I am very satisfied with my life’. The scale ranges from 0 (‘completely disagree’) to 10 (‘completely agree’), with higher values indicating higher well-being. The reliability was high in our sample ($\alpha = .94$).

Anxiety

To assess anxiety, we used a short form of the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory (STAI; Marteau & Becker, 1992), which contains six items asking individuals to identify how appropriate several descriptions about themselves are, such as ‘I am tense’. The answers ranged from 1 (‘not at all’) to 4 (‘very much’). Three of the six items were con-trait items, so we recoded them in order that higher values indicate higher anxiety. In our sample, this scale was highly reliable ($\alpha = .74$).

Self-esteem

The last variable included in the analyses was the Spanish version of the Rosenberg Self-Esteem Scale (Martin-Albo, Núñez, Navarro, & Grijalvo, 2007). This scale contains 10 items such as ‘I have a positive attitude towards myself’, and the answers ranged from 1 (‘completely disagree’) to 4 (‘completely agree’). Five of the 10 items were con-trait items, but we recoded them in order that higher values indicate higher self-esteem. In our sample, the reliability was high ($\alpha = .83$).

Control variables

We included age, sex (1 ‘male’, 0 ‘female’) and university (1 ‘Pontificia Universidad Católica de Peru’, 0 ‘Universidad Continental de Peru’) as control variables.

Results

Descriptive statistics and the matrix correlation for the whole sample are presented in Table 1, and separately for both indigenous and non-indigenous students in Table 2. We found significant differences by ethnicity in system justification, $t(527) = 2.241$, $p = .025$, $d = 0.233$, control, $t(527) = 4.214$, $p < .001$, $d = 0.443$, psychological well-being (i.e., PHI), $t(527) = 2.395$, $p = .017$, $d = 0.248$, and self-esteem, $t(527) = 2.909$, $p = .004$, $d = 0.315$. The observed power for each of these analyses was .604, .988, .655 and .851, respectively. In all these variables the mean was higher for the non-indigenous participants, providing evidence for Hypothesis 1. In addition, considering the whole sample, system justification was significantly and positively related to PHI, $r(529) = .177$, $p < .001$, and control $r(529) = .226$, $p < .001$ (with observed powers of .984 and .999, respectively), but not to either self-esteem or anxiety, partially supporting Hypothesis 2. A preliminary approach indicates that system justification was significantly associated only with PHI among non-indigenous, $r(412) = .117$, $p = .018$, and indigenous participants, $r(117) = .177$, $p < .001$, with observed powers of .663 and .483, respectively.

Next, we conducted a linear regression with PHI as the dependent variable, given that this was the only measure conceptually related to subjective well-being significantly associated with system justification in our sample. In order to test Hypothesis 3, we performed a moderation analysis, using Model 1 of the macro PROCESS for SPSS (Hayes, 2013) with 5,000 bootstraps. We included PHI as the dependent variable, system justification grand mean centred as the independent variable, ethnicity as the moderator and university, sex and age as covariates. The model shown in Table 3 was significant, $F(5, 522) = 4.388$, $p < .001$, $R^2 = .048$, with an observed power of .999. Only system justification positively predicted PHI. The interaction term was significant, with a significant increase in the explained variance, $F(1, 522) = 4.227$, $p = .040$, and an observed power of .657. Figure 1 shows the simple slope analysis, which revealed that the effect of system justification was higher among indigenous students ($b = 0.41$, $s.e. = .112$, $t = 3.64$, $p < .001$) than among non-indigenous students ($b = 0.15$, $s.e. = .065$, $t = 2.255$, $p = .025$). These results reject Hypothesis 3.

Table 1. Descriptive statistics and matrix correlation (whole sample).

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7
1. System justification	5.85	1.693	1						
2. PHI	7.02	2.122	.177***	1					
3. Anxiety	2.15	0.590	.018	-.597***	1				
4. Self-esteem	3.08	0.626	-.029	.645***	-.671***	1			
5. Control	3.54	0.949	.226***	.487***	-.391***	.442***	1		
6. Edad	20.59	3.442	.006	-.035	-.077	.046	-.066	1	
7. Sex			-.089*	-.054	-.099*	.031	-.011	.166***	1

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

Table 2. Descriptive statistics and matrix correlation (by ethnicity).

	Indigenous		Non-indigenous		1	2	3	4	5	6
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>						
1. System justification	5.54	1.761	5.94	1.665	1	.117*	.032	-.049	.217***	-.036
2. PHI	6.61	2.189	7.14	2.090	.333***	1	-.620***	.649***	.543***	-.037
3. Anxiety	2.23	0.588	2.13	0.589	.000	-.509***	1	-.683***	-.479***	-.092
4. Self-esteem	2.93	0.568	3.12	0.636	-.014	.614***	-.614***	1	.472***	.000
5. Control	3.22	0.910	3.63	0.941	.196*	.254**	-.039	.258**	1	.020
6. Sex					-.248**	-.090	-.139	.181	-.088	1

Note: correlations for the indigenous sample are presented below the diagonal, and correlations for the non-indigenous sample above the diagonal.

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

Table 3. Linear regression: PHI.

	<i>B</i>	<i>s.e.</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
Constant	7.39	.562	13.16	.000
Ethnicity	-0.37	.224	-1.67	.096
System justification	0.15	.065	2.26	.025
University	0.00	.200	-0.02	.982
Sex	-0.11	.189	-0.56	.576
Age	-0.01	.027	-0.40	.688
Ethnicity by system justification	0.26	.127	2.06	.040

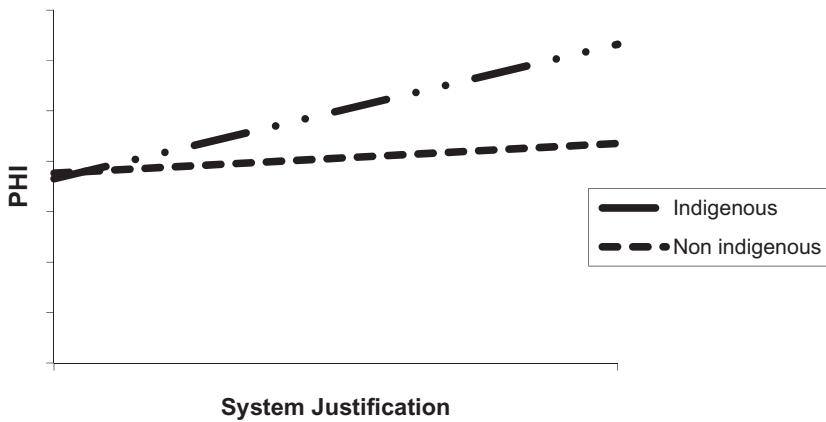


Figure 1. Moderation analysis.

To test Hypothesis 4, we performed a mediation analysis using Model 4 of PROCESS (Hayes, 2013). We treated PHI as the dependent variable, system justification as the independent variable, personal control as the mediator and sex, age and university as covariates. When excluding the mediator, the model shown in Table 4 was significant $F(4, 524) = 4.550, p = .001, R^2 = .034$, with an observed power of .991; the results show that only system justification predicted PHI scores ($b = 0.22, p < .001$). When including the mediator, the obtained model was significant, $F(5, 523) = 35.523, p < .001, R^2 = .254$, with an observed power of .999. Personal control ($b = 1.10, p < .001$) and system justification

Table 4. Mediation analysis.

	<i>b</i>	<i>s.e.</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>B</i>	<i>se</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
Constant	6.19	.635	9.75	.000	2.67	.626	4.26	.000
System justification	0.22	.057	3.82	.000	0.12	.051	2.41	.016
Sex	-0.14	.189	-0.75	.453	-0.17	.166	-1.02	.308
Age	-0.02	.027	-0.70	.485	0.00	.024	-0.07	.947
University	-0.02	.201	-0.09	.929	-0.48	.181	-2.64	.009
Personal control					1.10	.089	12.41	.000

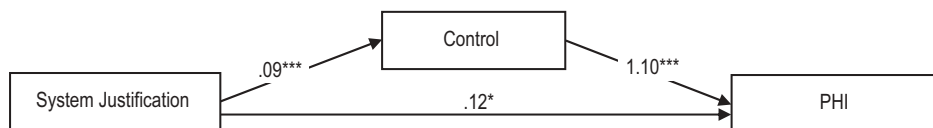


Figure 2. Mediation analysis.

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

($b = 0.12$, $p = .016$) significantly predicted PHI scores, and also university as a covariate ($b = -0.48$, $p = .009$). In other words, after controlling for control, system justification decreased in the strength of the association with well-being ($b = 0.22$, $p < .001$, and $b = 0.12$, $p = .016$, respectively) but remained significant. The indirect effect of system justification on PHI through control was significant given that the confidence interval did not include the zero ($b = 0.10$, $s.e. = .028$, $CI\ 95\% [.043, .154]$), suggesting a partial mediation, in coherence with Hypothesis 4. In other words, endorsing system-justifying beliefs led to higher personal control and, in turn, personal control predicted psychological well-being, as is shown in Figure 2.

Finally, in order to test Hypothesis 5, we performed a moderated mediation analysis, using Model 7 of PROCESS (Hayes, 2013). We included the same variables as in the previous set of analyses, but we treated ethnicity as the moderator. The model predicting personal control was significant, $F(6, 522) = 11.627$, $p < .001$, $R^2 = .118$, with an observed power of .999, with only system justification ($b = 0.08$, $p = .004$) and university ($b = 0.42$, $p < .001$) as significant predictors. The model predicting PHI, in turn, was statistically significant, $F(5, 523) = 35.523$, $p < .001$, $R^2 = .254$, with an observed power of .999. Personal control ($b = 1.10$, $p < .001$), system justification ($b = 0.12$, $p = .016$) and university ($b = -0.48$, $p = .009$) were significantly related to PHI, as in previous models. Although the 95% confidence interval of the index of moderated mediation included the zero ($b = -0.11$, $s.e. = .058$, $CI\ 95\% [-.128, .102]$), the mediation was significant among non-indigenous individuals ($b = 0.09$, $s.e. = .033$, $CI\ 95\% [.025, .154]$) but not among indigenous participants ($b = 0.08$, $s.e. = .051$, $CI\ 95\% [-.024, .176]$), providing support for Hypothesis 5. In other words, personal control only mediated the association between system justification and PHI among non-indigenous students.

Discussion

The main aim of the study was to test the role of personal control in the palliative effect of system justification (Jost & Hunyady, 2003), comparing a sample of indigenous and non-indigenous students from Peru. According to the statements derived from SJT (Hennes et al., 2012), endorsing system-justifying beliefs fulfils epistemic needs for control. In this article, we extended this argument, taking into account elements derived from CCT, proposing that when individuals perceive their social systems as fair and legitimate, they already fulfil that

epistemic need and, then, would score higher on perceived personal control. In addition, given that previous research has shown that both personal control (e.g., DeNeve & Cooper, 1998; Lang & Heckhausen, 2001; Spector et al., 2017; Taylor & Brown, 1988) and system justification (e.g., Sengupta et al., 2015; Vargas-Salfate, 2017) are associated with well-being, we proposed a mediational model. In other words, perceiving social arrangements as legitimate increases perceived personal control, which in turn increases psychological well-being. Our results confirmed this hypothesis, because we found a partial mediation when considering PHI (i.e., subjective well-being) as the dependent variable. The fact that we observed a partial mediation and not a full mediation could be explained by the lack of variables related to fulfilment of existential and relational needs, which are also emphasized by SJT. We suspect that the inclusion of the fulfilment of the three needs would lead to full mediation.

An important issue addressed in this article is the role of social status, which was operationalized as ethnicity. In the specific case of our mediational model, we found an indirect association only among non-indigenous individuals. This is a highly interesting result, given that our study provided indirect evidence of the stability of the social systems, because the palliative function of ideology was stronger among indigenous (vs. non-indigenous) populations. The SJT theory proposes that this effect should be positive among high-status people, given that the ego, group and system-justifying motivations are coherent, and should be negative among low-status people, because the latter motivation contradicts the ego and group justification (Jost & Hunyady, 2003). Our results are relevant, because to date most research has either confirmed the differences by status (e.g., Godfrey et al., 2017; O'Brien & Major, 2005) or found a similar association across different status measures (e.g., Sengupta et al., 2015; Vargas-Salfate, 2017), but not a stronger palliative function among disadvantaged groups. At this point, a limitation of our study is the lack of an identity group measure, in order to test a moderation, in coherence with the argument proposed by O'Brien and Major (2005) that establishes that the predicted effects would be found among highly identified individuals (O'Brien & Major, 2005). However, we suspect that the salience of the indigenous identity is lower in our sample, given that the participants are undergraduate students, so they are involved in a context in which they have to share a common reality with other students. A second alternative is based on Owuamalam, Paolini, and Rubin's (2017) proposal, which is also coherent with the lack of indirect effect of control among indigenous participants. According to these authors, when individuals with a concealable social stigma embrace positive features of their identity or when they perceive discrimination not directed to them personally, they score higher on well-being. If we consider our assumption of low salience of ethnicity identity among undergraduates and also that education is inversely related to prejudice, we hypothesize that indigenous undergraduates will not perceive discrimination and prejudice as directed to them personally, scoring higher on psychological well-being. Under this argument, the mechanism involved in the palliative function of ideology for low-status individuals is different from those

observed among high-status participants (i.e., non-indigenous students). Among high-status groups, endorsing system justification leads to higher psychological well-being because it allows them to perceive that they have control over their lives. Nevertheless, among low-status individuals, endorsing those beliefs is associated with psychological well-being because they can avoid perceiving their socially disadvantaged position as personally harmful. Although previous studies have shown that indigenous populations endorse system-justifying beliefs to a similar or higher degree than non-indigenous people (e.g., Henry & Saul, 2006; Sengupta et al., 2015), we found that system justification was lower among the indigenous group. This result suggests that low-status individuals, at least in self-reported measures, recognize the unfairness of the social and political arrangements, as has been suggested by previous studies with representative and cross-cultural samples (e.g., Brandt, 2013; Caricati & Lorenzi-Cioldi, 2012; Vargas-Salfate, Paez, Liu, Pratto, & Gil de Zúñiga, 2018), but the mechanisms involved in the palliative function are different than those observed among advantaged individuals.

An important issue is that we found support for the palliative function of the ideology hypothesis only regarding general well-being or life satisfaction, measured through PHI. Neither self-esteem nor anxiety was significantly associated with endorsing system-justifying beliefs. Although SJT proposes that system justification would be related to life satisfaction, happiness, anxiety, self-esteem and depression, most studies have focused on life satisfaction and happiness (for an exception see McCoy et al., 2013). We hypothesize a reason for our findings due to the cognitive character associated with our dependent variable. Psychological well-being is a cognitive evaluation of one's own life (Angner, 2010; Diener, 2009), and given that system justification is also a cognitive assessment, an influence derived from endorsing system-justifying beliefs is more likely to be observed. The other measures (i.e., anxiety and self-esteem) probably have a more emotional component, so the causal link with system justification is more complex.

Limitations

The main methodological limitations of our study are the sample and the use of correlational data. Although the post-doc power analyses conducted showed that we used a sample size that allows us to conduct all the analyses with enough statistical power, it is not a representative sample. The participants were law students from two Peruvian universities. Although we indirectly confirmed that non-indigenous participants came from wealthier economic contexts, indigenous participants are more educated than those from the general population with, probably, a future in high positions within Peruvian society. From a theoretical perspective, it is important to emphasize these limitations, because we did not include measures of the system's perceived stability or system permeability, which are associated with system-justifying beliefs (e.g., Chernyak-Hai et al., 2014) and may be different than those of the non-student indigenous population. Despite these

limitations, we found reliable relationships that can be explained by the theoretical framework used.

Notes

1. This system corresponds to private education that receives public funding.
2. <https://www.scribd.com/document/365656345/Appendix-271117>

El rol del control personal en la función paliativa de la justificación del sistema entre la población indígena y no indígena de estudiantes peruanos

La teoría de la justificación del sistema (TJS; Jost & Banaji, 1994) propone que las personas están activamente motivadas para percibir el statu quo como algo justo y legítimo (Jost & Hunyady, 2005), incluso entre los más desfavorecidos (para una revisión del tema, véase Jost et al., 2017). En este artículo, probamos distintas predicciones basadas en la TJS, comparando grupos étnicos y no étnicos de una muestra compuesta por estudiantes peruanos. Se trata de una población interesante para el estudio de la TJS puesto que muy pocos investigadores han llevado a cabo estudios comparativos entre grupos étnicos en países en vías de desarrollo (con algunas excepciones como Henry & Saul, 2006; Sengupta, Osborne, & Sibley, 2015). Asimismo, el principal objeto de estudio de nuestra investigación es la hipótesis de la función paliativa de la ideología (Jost & Hunyady, 2003), según la cual, la adopción de creencias de justificación del sistema está asociada con el bienestar psicológico. En particular, ampliamos el argumento propuesto por la TJS a la función paliativa de la ideología, integrando postulados derivados de la teoría del control compensatorio (TCC; Kay, Gaucher, Napier, Callan, & Laurin, 2008), en favor de un modelo mediacional. En resumen, proponemos que la justificación del sistema aumenta el control personal percibido y que este, a su vez, mejora el bienestar.

Justificación del sistema y estatus social

Según la versión más estricta de la TJS (Jost, Pelham, Sheldon, & Sullivan, 2003), en algunas circunstancias, las personas de estatus social bajo están más motivadas para percibir las organizaciones sociales como justas y legítimas, en comparación con las personas de clases sociales más altas. Esta propuesta emana de la distinción entre tres clases distintas de motivación hacia la justificación: ego, grupo y sistema. Dicho de otro modo, las personas están motivadas para percibirse de manera positiva a sí mismas, a su grupo y a los sistemas sociales a los que pertenecen. No obstante, existen diferencias entre los distintos grupos de estatus. Entre las personas de estatus social alto, las tres motivaciones son compatibles, pero entre los más desfavorecidos, las motivaciones de justificación del ego y del grupo se contradicen con las motivaciones de justificación del sistema. Según este argumento, en ciertas circunstancias (i.e., nivel elevado de desigualdad, contexto democrático y poca prominencia grupal de la identidad),

estas contradicciones producen disonancia cognitiva entre los individuos más desfavorecidos, que se resuelve racionalizando el statu quo.

Aunque algunos estudios han mostrado que las personas de las clases más desfavorecidas tienden más a la justificación del statu quo (véase la revisión de Jost et al., 2017), otras investigaciones que tratan de probar directamente esta hipótesis no logran corroborarla, incluso incluyendo los moderadores propuestos y utilizando muestras multiculturales (e.g., Brandt, 2013; Caricati & Lorenzi-Cioldi, 2012; Vargas-Salfate, Paez, Liu, Pratto, & Gil de Zúñiga, 2018). Recientemente, Owuamalam y sus colaboradores (Owuamalam, Rubin, & Issmer, 2016; Owuamalam, Rubin, & Spears, 2016; Owuamalam, Rubin, Spears, & Weerabangsa, 2017) propusieron un enfoque alternativo, según el cual los individuos con altos niveles de identificación con el estatus social bajo podrían adoptar creencias de justificación del sistema únicamente cuando perciben una organización social estable, puesto que pueden esperar mejoras futuras en su posición social.

En este artículo contrastamos las diferencias entre grupos étnicos en una muestra de estudiantes de grado peruanos. En este país, como en la mayor parte de América Latina, la población indígena se ha caracterizado históricamente por pertenecer a un estatus social bajo con escasa participación y representación política (Banco Mundial, 2015). Aunque gracias a ciertas políticas dirigidas a mejorar su posición social, ha habido mejoras significativas en este aspecto (Pedroza-Flores & Villalobos-Monroy, 2014), entre la población indígena existen índices de pobreza más elevados (Trivelli, 2005; Benavides, Mena, & Ponce, 2010), menor nivel educativo (Ribotta, 2010) y peor sanidad (Flores-Bendezú, Calderón, Rojas, Alarcón-Matutti, & Gutiérrez, 2015), entre otros. Dado que nuestra muestra se compone de estudiantes de grado, es importante resaltar que, a pesar de las mejoras significativas en el acceso a la educación, todavía existe una desigualdad importante entre la población indígena y la no indígena en este aspecto (Castro & Yamada, 2012). Pese a esta importante desigualdad, sospechamos que la relevancia de la identidad entre los estudiantes de grado será baja, puesto que se trata de una población altamente educada y, como se ha demostrado en investigaciones anteriores, el prejuicio y la discriminación tienden a ser menores cuanto mayor es el nivel educativo de las personas (Wagner & Zick, 1995), por lo que los estudiantes universitarios indígenas sufrirían menos discriminación que fuera de esta institución.

Estudios previos han demostrado que la población indígena adopta creencias de justificación del sistema en la misma o en mayor medida que la población no indígena. No obstante, esto solo se ha observado en ciertos contextos (e.g., Henry & Saul, 2006; Sengupta et al., 2015). Asimismo, la mayoría de los estudios recientes contradicen empíricamente la versión más extrema de la TJS (e.g., Brandt, 2013; Caricati & Lorenzi-Cioldi, 2012; Vargas-Salfate, Paez, Liu, Pratto, & Gil de Zúñiga, 2018). Por último, el razonamiento tras la resolución de la disonancia cognitiva entre los individuos de estatus social bajo es distinto de los ofrecidos para explicar el papel moderador del estatus en la función paliativa de la ideología, como

explicamos en la sección siguiente (para una crítica similar, véase Vargas-Salfate, Paez, Khan, Liu, & Gil de Zuñiga, 2018).

La función paliativa de la ideología

Uno de los argumentos que explica el involucramiento con las creencias de justificación del sistema es que la adopción de este tipo de creencias está asociada con beneficios hedónicos (Jost & Hunyady, 2003). Según este argumento, la justificación del sistema mejora la satisfacción con la vida y la autoestima, y disminuye la ansiedad. Este razonamiento propone que los beneficios hedónicos asociados con la justificación del sistema están relacionados con la satisfacción de necesidades existenciales, epistémicas y relacionales (Hennes, Nam, Stern, & Jost, 2012). Dicho de otro modo, la adopción de creencias de justificación del sistema permite gestionar las amenazas externas, reducir la incertidumbre y compartir una realidad común con otras personas (e.g., Hennes et al., 2012; Jost, Ledgerwood, & Hardin, 2008, Jost et al., 2007).

Pese a este marco general, la propia teoría propone ciertas diferencias entre distintos estatus, pero de un modo distinto al de la versión más estricta de la TJS. Entre los individuos de estatus social elevado, las motivaciones para la justificación del ego, del grupo y del sistema son coherentes. Por el contrario, entre los miembros del estatus social más bajo, la motivación para justificación del sistema contradice la justificación del ego y del grupo (Jost & Hunyady, 2005). Este razonamiento lleva a la propuesta de que entre los individuos de estatus social alto, la justificación del sistema mantendrá una relación positiva con el bienestar general, mientras que los individuos de estatus social bajo, esta relación será negativa (Jost & Hunyady, 2003). Hasta la fecha, los resultados sobre el papel moderador del estatus social no están claros en la literatura. En este sentido, existen diversos estudios que arrojan resultados coherentes con este enfoque teórico. Por ejemplo, Godfrey, Santos, y Burson (2017) observaron que las creencias de justificación del sistema predecían longitudinalmente niveles inferiores de autoestima entre jóvenes adolescentes de los barrios más desfavorecidos. No obstante, otros estudios han descubierto una relación positiva entre las creencias de justificación del sistema y el bienestar psicológico tanto entre individuos de estatus social alto como bajo. Por ejemplo, Sengupta et al. (2015) observaron una relación significativa entre el prejuicio simbólico (tratado teóricamente como ideología de justificación del sistema) y el bienestar, sin hallar diferencias entre grupos étnicos. Asimismo, Vargas-Salfate (2017) mostró, en una muestra de niños y niñas, que las creencias sexistas estaban asociadas con el bienestar, tanto en los niños como en las niñas.

El rol del control

La TJS postula que la pérdida de control produce mayor aceptación de creencias que justifican el sistema (Kay & Friesen, 2011; Kay & Zanna, 2009; Knight et al., 2014). Este argumento condujo al desarrollo de la Teoría del control

compensatorio o TCC (Kay et al., 2008; Landau, Kay, & Whitson, 2015; Laurin, Kay, & Moscovitch, 2008; Shepherd, Kay, Landau, & Keefer, 2011), que defiende que la adopción de ideologías puede satisfacer la necesidad de control y de evitar la aleatoriedad. En este contexto se ha observado que, en ciertas condiciones que hacen sentir pérdida de control a las personas, estas tratan de recuperarlo mediante la adopción de creencias asociadas con la justificación del sistema (e.g., Kay & Eibach, 2013; Rutjens, van Harreveld, & van der Pligt, 2010; Shepherd, Eibach, & Kay, 2017) o de la religión (e.g., Kay, Gaucher, McGregor, & Nash, 2010).

Aunque la TJS y la TCC son similares en algunos aspectos, existen diferencias importantes, particularmente sobre los mecanismos que intervienen en la justificación del sistema. La TJS defiende que la justificación del sistema es un 'proceso motivado y orientado a objetivos' (Traducción propia; Jost et al., 2010). Una de las pruebas más importantes que sustentan este argumento surge de resultados que muestran que los individuos persisten en su comportamiento para que el sistema aparezca como justo y legítimo. En particular, Ledgerwood, Mandisodza, Jost, y Pohl (2011) mostraron que cuando se presentó una tarea sencilla como diagnóstico de la sociedad estadounidense, los participantes se esforzaban más y su rendimiento era mayor que el del grupo de control. Asimismo, la motivación por la justificación del sistema aumenta cuando (a) la dependencia en el sistema es elevada (e.g., Yeung, Kay, & Peach, 2014, Estudio 2), (b) los individuos perciben que su sistema social está amenazado (e.g., Jost, Blount, Pfeffer, & Hunyady, 2003) y (c) se percibe el sistema como estable (e.g., Chernyak-Hai, Halabi, & Nadler, 2014). Por otro lado, la TCC adopta un enfoque cognitivo (Kay et al., 2008). Esto significa que la justificación del sistema derivada de la pérdida de control responde a un esfuerzo cognitivo para evitar la aleatoriedad y la incertidumbre. Es decir, el énfasis se sitúa en cómo las personas procesan la información y cómo forman juicios sobre su entorno.

Según la TJS, cuando las personas se encuentran en una situación de necesidad crónica o situacional elevada de control, estarían más motivados para justificar las organizaciones sociales que, a su vez, predicen un nivel más elevado de bienestar. Si ampliamos este razonamiento, cuando los individuos legitiman los sistemas sociales a los que pertenecen, también perciben un nivel más elevado de control personal porque su necesidad de control ya está satisfecha por la justificación del sistema. Y es precisamente esta percepción de control lo que constituye el mecanismo distintivo que explica el aumento de bienestar psicológico. Este razonamiento es coherente con diversos estudios en los que se propone que la pérdida de control está asociada con la ansiedad (e.g., Tullet, Kay, & Inzlicht, 2015) y que la percepción de control personal está relacionada con el bienestar (e.g., DeNeve & Cooper, 1998; Lang & Heckhausen, 2001; Spector et al., 2017; Taylor & Brown, 1988), un aspecto que permanece relativamente poco estudiado en el marco de la TJS puesto que la mayoría de estudios se han centrado en la relación directa (e.g., Godfrey et al., 2017; Harding & Sibley, 2013; O'Brien & Major, 2005; Osborne & Sibley, 2013; Sengupta, Greaves,

Osborne, & Sibley, 2017; Vargas-Salfate, 2017). Uno de los estudios que destacó el control personal como el mecanismo implicado en la función paliativa de la ideología no identificó una mediación significativa del control en el efecto que la ética protestante (i.e., una ideología justificativa del sistema) ejerce sobre el bienestar psicológico (Quinn & Crocker, 1999, Estudio 1), aunque en otro estudio se observó un papel mediador del control sobre el efecto que las creencias meritocráticas ejercen sobre la autoestima (McCoy, Wellman, Cosley, Saslow, & Epel, 2013, Estudio 1).

Por último, se compara este modelo de mediación entre la población indígena y la no indígena. La TJS propone una explicación para las diferencias en adopción de creencias de justificación del sistema entre los distintos estatus (i.e., la versión más firme de la TJS; Jost, Pelham, et al., 2003). No obstante, no se han planteado argumentaciones teóricas para las diferencias en el mediador (i.e., control).

Hipótesis

A partir de la discusión anterior, en este artículo contrastamos las siguientes hipótesis:

H1: Los participantes no indígenas puntuarán más alto en las creencias de justificación del sistema que los participantes no indígenas.

H2: La justificación del sistema tendrá una relación positiva y significativa con el bienestar subjetivo, la autoestima y el control y negativa con la ansiedad.

H3: La relación entre la justificación del sistema y los valores de bienestar subjetivo será positiva entre los estudiantes no indígenas y negativa entre los estudiantes indígenas.

H4: La relación entre la justificación del sistema y el bienestar estará mediada por el control, por lo que la adopción de creencias de justificación del sistema llevará a un nivel más elevado de control y este, a su vez, resultará en un nivel más elevado de bienestar.

H5: El efecto indirecto de la justificación del sistema en el bienestar subjetivo mediante el control estará moderado por la etnicidad, por lo que el efecto indirecto será moderado entre los estudiantes no indígenas y no significativo entre los estudiantes indígenas.

Cabe destacar que en el caso particular de la Hipótesis 3, la literatura no es suficientemente clara sobre el papel del estatus social en la función paliativa de la justificación del sistema. Por lo tanto, comprobamos la predicción principal tomando la TJS como base. Asimismo, dado que esperamos una relación positiva entre la justificación del sistema y el bienestar solo entre los participantes no indígenas, la Hipótesis 5 constituye meramente un contraste exploratorio.

Método

Muestra

En este estudio participaron 669 estudiantes del grado de derecho. Excluimos casos con omisión de valores en las variables seleccionadas, tras lo que quedaron 529 participantes (59.5% mujeres; $M_{\text{edad}} = 20.59$, $DT = 3.442$). De ellos, 63% cursaban sus estudios en la Universidad Continental de Perú, y el 36.7% restante lo hacían en la Pontificia Universidad Católica de Perú. El 57.3% de los participantes había cursado el bachillerato en una escuela privada, 29.7% de ellos en una pública y el 12.7% restante en una escuela con el sistema de cupones¹. Por último, 22.1% de los participantes se identificaron como indígenas. Comparando los grupos por etnicidad, no se observaron diferencias significativas en función del sexo $\chi^2(1) = 0.993$, $p > .05$ ni de la universidad, $\chi^2(1) = 1.138$, $p > .05$, aunque los estudiantes indígenas eran ligeramente mayores ($M = 21.61$, $DT = 4.34$) que los no indígenas ($M = 20.30$, $DT = 3.09$). Además, se observaron diferencias significativas en función del centro en el que cursaron el bachillerato $\chi^2(2) = 20.720$, $p < .001$. La categoría modal para los estudiantes no indígenas era la escuela privada (62.7%) y para los estudiantes indígenas, la escuela pública (41.0%), lo que sugiere una relación entre la etnicidad y el estatus social o económico en nuestra muestra. Realizamos el cálculo post hoc de la potencia muestral para cada análisis mediante el software G*Power (Faul, Erdfelder, Buchner, & Lang, 2009; Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007), con pruebas bilaterales para $\alpha = .05$.

Procedimiento

La investigación fue aprobada por el Comité de Ética de la Facultad de Educación, Universidad Andrés Bello (Chile), como parte de un estudio más extenso sobre las actitudes sobre la justicia entre estudiantes de derecho en cuatro países latinoamericanos (Argentina, Chile, Perú y Uruguay). A continuación, el equipo de investigación solicitó permiso a las autoridades universitarias durante el mes de diciembre de 2016. Habiendo obtenido acceso a los correos electrónicos de la Pontificia Universidad Católica de Perú, enviamos un correo directamente a los estudiantes de derecho de esa Universidad. En la Universidad Continental de Perú, las autoridades universitarias informaron a los estudiantes sobre el estudio. En ambos casos, los correos explicaban el objetivo del estudio más extenso y solicitaba su participación en la investigación, facilitando un enlace al cuestionario. Tras una semana, se envió un correo de recordatorio a los estudiantes animándolos a participar en el estudio. Dado que solo tuvimos acceso los correos electrónicos de la Pontificia Universidad Católica de Perú, calculamos únicamente el índice de respuesta para esa institución (8.4%). Al comenzar el cuestionario aparecía un formulario de consentimiento informado. El cuestionario contenía ítems sobre las actitudes sobre la justicia y el castigo, la satisfacción con la vida, actitudes sobre la política

y una sección de datos sociodemográficos. En general, los participantes se tomaron alrededor de 20 minutos para completar el cuestionario.

Instrumentos

Justificación del sistema

Se utilizó una versión modificada de la Escala de Justificación del Sistema (Kay & Jost, 2003) adaptada al contexto peruano (e.g., ‘En general, el sistema político peruano opera como debiera’), que mide el apoyo al statu quo (para una lista completa de los ítems, véase el Apéndice online²). La versión original evalúa este constructo mediante ocho ítems en una escala del 1 (‘totalmente de acuerdo’) al 9 (‘totalmente en desacuerdo’), pero invertimos las medidas ya que el uso de variables similares en la misma sección del cuestionario podría producir confusión (como en algunos estudios previos no publicados del equipo de investigación). Así pues, en nuestro estudio, los valores más elevados de la escala indican mayor nivel de justificación del sistema. Asimismo, eliminamos los dos ítems inversos puesto que su fiabilidad no era suficientemente alta ($\alpha = .69$). Dado que se trata de una escala unidimensional, esto no afectó su significado teórico. En otras muestras también encontramos dificultades similares en relación con los ítems inversos en la versión española de la escala de justificación. Según el alfa de Cronbach, la fiabilidad de esta versión de la escala era alta ($\alpha = .87$).

Control personal

Para evaluar el control personal utilizamos la Escala de Dominio Personal de Pearlin y Schooler (1978). Esta escala mide el dominio percibido a través de una estructura unidimensional en la que se incluyen siete ítems tales como ‘Lo que me suceda en el futuro depende principalmente de mí’. Las respuestas oscilaban entre 1 (‘totalmente de acuerdo’) y 5 (‘totalmente en desacuerdo’). Aunque cinco de los siete ítems eran ítems de formulación negativa, los recodificamos de modo que los valores más elevados indicaban mayor nivel de control personal. Este instrumento tenía una fiabilidad elevada en nuestra muestra ($\alpha = .86$).

Bienestar subjetivo

Utilizamos el Índice de Felicidad de Pemberton (PHI; Hervás & Vázquez, 2013), que mide el bienestar general, eudaimónico y social. En particular, utilizamos la sección sobre el bienestar recordado y excluimos el bienestar experimentado, dado que este último se mide aplicando una medición dicotómica, por lo que resulta difícil determinar su fiabilidad. Este instrumento contiene 11 ítems del tipo ‘Estoy muy satisfecho con mi vida’. La escala oscila entre el 0 (‘totalmente en desacuerdo’) y el 10 (‘totalmente de acuerdo’), en la que los valores más elevados indican un nivel mayor de bienestar. La fiabilidad de esta escala en nuestra muestra era alta ($\alpha = .94$).

Ansiedad

Para evaluar la ansiedad, utilizamos una versión abreviada del Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI; Marteau & Becker, 1992), que contiene seis ítems en los que se insta a los participantes a valorar diversas descripciones sobre sí mismos, tales como ‘estoy tenso’. Las respuestas iban del 1 (‘nada en absoluto’) al 4 (‘mucho’). Tres de los seis ítems tenían una formulación negativa, por lo que los recodificamos para que los valores más elevados indicaran mayor nivel de ansiedad. En nuestra muestra, la escala mostraba una fiabilidad alta ($\alpha = .74$).

Autoestima

La última variable que se incluyó en los análisis fue la versión en español de la Escala de Autoestima de Rosenberg (Martin-Albo, Núñez, Navarro, & Grijalvo, 2007). Esta escala contiene 10 ítems del tipo ‘Tengo una actitud positiva sobre mí mismo’, y las respuestas oscilan entre 1 (‘totalmente en desacuerdo’) y 4 (‘totalmente de acuerdo’). Cinco de los 10 ítems tenían una formulación negativa, pero los recodificamos para que los valores más elevados indicaran un mayor nivel de autoestima. En nuestra muestra, la fiabilidad era alta ($\alpha = .83$).

Variables de control

Como variables de control incluimos la edad, el sexo (1 ‘varón’, 0 ‘mujer’) y la universidad (1 ‘Pontificia Universidad Católica de Perú’, 0 ‘Universidad Continental de Perú’).

Resultados

En la [Tabla 1](#) se muestran los estadísticos descriptivos y la matriz de correlaciones para toda la muestra, mientras que en la [Tabla 2](#) se muestran estos valores por separado para estudiantes indígenas y no indígenas. Observamos diferencias significativas en función de la etnicidad en la justificación del sistema $t(527) = 2.241, p = .025, d = 0.233$, el control, $t(527) = 4.214, p < .001, d = 0.443$, el bienestar psicológico (i.e., PHI), $t(527) = 2.395, p = .017, d = 0.248$ y la autoestima, $t(527) = 2.909, p = .004, d = 0.315$. La potencia observada de cada uno de los análisis era .604, .988, .655 y .851, respectivamente. En todas las variables, la media era más elevada para los estudiantes no indígenas, lo que ofrece evidencia en favor de la Hipótesis 1. Además, teniendo en cuenta la muestra completa la justificación del sistema guarda una relación positiva significativa con el PHI, $r(529) = .177, p < .001$, y el control $r(529) = .226, p < .001$ (con una potencia observada de .984 y .999 respectivamente), pero no con la autoestima ni con la ansiedad, por lo que se corrobora parcialmente la Hipótesis 2. Una aproximación preliminar indica que la justificación del sistema mantiene una relación significativa únicamente con el PHI, tanto entre los participantes no indígenas, $r(412) = .117, p = .018$, como con los participantes indígenas $r(117) = .177, p < .001$, con una potencia observada de .663 y .483, respectivamente.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y matriz de correlaciones (muestra completa).

	<i>M</i>	<i>DT</i>	1	2	3	4	5	6	7
1. Justificación del sistema	5.85	1.693	1						
2. PHI	7.02	2.122	.177***	1					
3. Ansiedad	2.15	0.590	.018	-.597***	1				
4. Autoestima	3.08	0.626	-.029	.645***	-.671***	1			
5. Control	3.54	0.949	.226***	.487***	-.391***	.442***	1		
6. Edad	20.59	3.442	.006	-.035	-.077	.046	-.066	1	
7. Sexo			-.089*	-.054	-.099*	.031	-.011	.166***	1

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

Tabla 2. Estadísticos descriptivos y matriz de correlaciones (por etnicidad).

	Indígenas		No indígenas		1	2	3	4	5	6
	M	DT	M	DT						
1. Justificación del sistema	5.54	1.761	5.94	1.665	1	.117*	.032	-.049	.217***	-.036
2. PHI	6.61	2.189	7.14	2.090	.333***	1	-.620***	.649***	.543***	-.037
3. Ansiedad	2.23	0.588	2.13	0.589	.000	-.509***	1	-.683***	-.479***	-.092
4. Autoestima	2.93	0.568	3.12	0.636	-.014	.614***	-.614***	1	.472***	.000
5. Control	3.22	0.910	3.63	0.941	.196*	.254**	-.039	.258**	1	.020
6. Sexo					-.248**	-.090	-.139	.181	-.088	1

Nota: Las correlaciones para la muestra indígena se presenta por debajo de la diagonal, y las correlaciones para la muestra no indígena se presenta por encima de la diagonal.

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

A continuación llevamos a cabo una regresión lineal con el PHI como variable dependiente, que es la única medida relacionada conceptualmente con el bienestar subjetivo y que guarda una relación significativa con la justificación del sistema en nuestra muestra. Para comprobar la Hipótesis 3, realizamos un análisis de moderación utilizando el modelo 1 de la macro PROCESS para SPSS (Hayes, 2013) con 5,000 remuestreos (*bootstraps*). Incluimos el PHI como variable dependiente, justificación del sistema centrada a la media general como variable independiente y la etnicidad como moderador, con universidad, sexo y edad como covariables. El modelo que se muestra en [Tabla 3](#) era significativo, $F(5, 522) = 4.388, p < .001, R^2 = .048$, con una potencia observada de .999. Únicamente la justificación del sistema predecía positivamente el PHI. La interacción era significativa, con un aumento significativo en la varianza explicada, $F(1, 522) = 4.227, p = .040$, y una potencia observada de .657. En la [Figura 1](#) se muestra un análisis de pendiente simple que revela que el efecto de la justificación del sistema es más elevado entre los estudiantes indígenas ($b = 0.41, s.e. = .112, t = 3.64, p < .001$), que entre los no indígenas ($b = 0.15, s.e. = .065, t = 2.255, p = .025$). Estos resultados desestiman la Hipótesis 3.

Para contrastar la Hipótesis 4, llevamos a cabo un análisis de mediación utilizando el modelo 4 de la macro PROCESS (Hayes, 2003). Tratamos el PHI

Tabla 3. Regresión lineal: PHI.

	<i>B</i>	<i>s.e.</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
Constante	7.39	.562	13.16	.000
Etnicidad	-0.37	.224	-1.67	.096
Justificación del sistema	0.15	.065	2.26	.025
Universidad	0.00	.200	-0.02	.982
Sexo	-0.11	.189	-0.56	.576
Edad	-0.01	.027	-0.40	.688
Etnicidad por Justif. del sistema	0.26	.127	2.06	.040

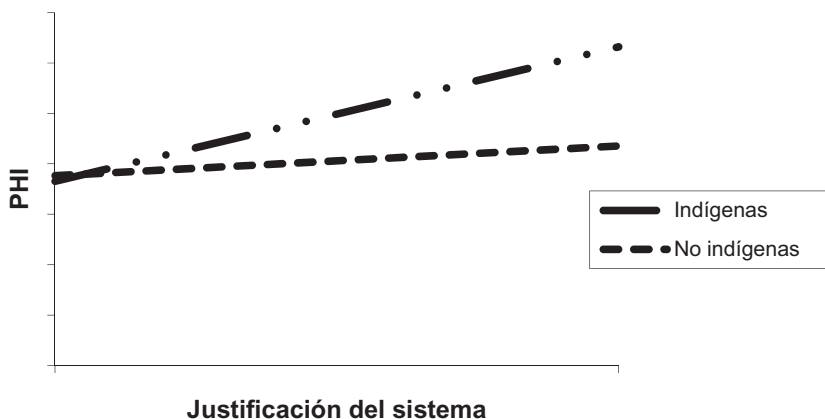


Figura 1. Análisis de moderación.

como variable dependiente, la justificación del sistema como variable independiente, el control personal como mediador, y sexo, edad y universidad como covariables. Cuando excluimos el mediador, el modelo que se muestra en la [Tabla 4](#) era significativo $F(4, 524) = 4.550, p = .001, R^2 = .034$, con una potencia observada de .991. Los resultados muestran que solo la justificación del sistema predice la valoración del PHI ($b = 0.22, p < .001$). Cuando incluimos el mediador, el modelo obtenido era significativo, $F(5, 523) = 35.523, p < .001, R^2 = .254$, con una potencia observada de .999. El control personal ($b = 1.10, p < .001$) y la justificación del sistema ($b = 0.12, p = .016$) predecían significativamente los valores del PHI, así como la universidad como covariable ($b = -0.48, p = .009$). Dicho de otro modo, tras controlar el control personal, la justificación del sistema disminuye la intensidad de su relación con el bienestar ($b = 0.22, p < .001$, y $b = 0.12, p = .016$, respectivamente) pero esta sigue siendo significativa. El efecto indirecto de la justificación del sistema en el PHI mediante el control era significativo puesto que el intervalo de confianza no incluía el cero ($b = 0.10, s. e. = .028, CI\ 95\% [.043, .154]$), lo que sugiere una mediación parcial, en coherencia con lo estipulado en la Hipótesis 4. Es decir, la adopción de creencias de justificación del sistema conlleva un control personal más elevado y, por tanto, el control personal predice el bienestar psicológico, como se indica en la [Figura 2](#).

Por último, para contrastar la Hipótesis 5, se llevó a cabo un análisis de mediación moderada, utilizando el modelo 7 de PROCESS (Hayes, 2013). Incluimos las mismas variables que en los análisis anteriores, pero utilizamos la etnicidad como factor moderador. El modelo predictor del control personal era significativo $F(6, 522) = 11.627, p < .001, R^2 = .118$, con una potencia observada de .999, y únicamente con la justificación del sistema ($b = 0.08, p = .004$) y la universidad ($b = 0.42, p < .001$) como predictores significativos. A su vez, el modelo predictor del PHI era estadísticamente significativo, $F(5, 523) = 35.523$,

Tabla 4. Análisis de mediación.

	<i>b</i>	<i>s.e.</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>B</i>	<i>se</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
Constante	6.19	.635	9.75	.000	2.67	.626	4.26	.000
Justificación del sistema	0.22	.057	3.82	.000	0.12	.051	2.41	.016
Sexo	-0.14	.189	-0.75	.453	-0.17	.166	-1.02	.308
Edad	-0.02	.027	-0.70	.485	0.00	.024	-0.07	.947
Universidad	-0.02	.201	-0.09	.929	-0.48	.181	-2.64	.009
Control personal					1.10	.089	12.41	.000

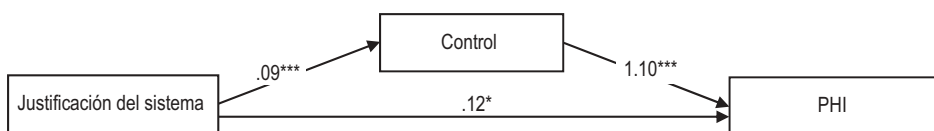


Figura 2. Análisis de mediación.

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

$p < .001$, $R^2 = .254$, con una potencia observada de .999. Se observó una relación significativa entre el control personal ($b = 1.10$, $p < .001$), la justificación del sistema ($b = 0.12$, $p = .016$) y la universidad ($b = -0.48$, $p = .009$) con el PHI, como en los previos modelos. Aunque el 95% del intervalo de confianza del índice de mediación moderada incluía el cero ($b = -0.11$, $s.e. = .058$, $CI\ 95\% [-.128, .102]$), la mediación era significativa entre los participantes no indígenas ($b = 0.09$, $s.e. = .033$, $CI\ 95\% [.025, .154]$), pero no entre los indígenas ($b = 0.08$, $s.e. = .051$, $CI\ 95\% [-.024, .176]$), lo que corrobora la Hipótesis 5. Dicho de otro modo, el control personal es un mediador únicamente en la relación entre la justificación del sistema y el PHI entre los estudiantes no indígenas.

Discusión

El principal objetivo de este estudio era comprobar el papel del control personal en el efecto paliativo de la justificación del sistema (Jost & Hunyady, 2003), comparando una muestra de estudiantes indígenas y no indígenas peruanos. Según los postulados derivados de la TJS (Hennes et al., 2012), la adopción de creencias de justificación del sistema satisface las necesidades epistémicas de control. En este artículo ampliamos este razonamiento teniendo en cuenta elementos derivados de la TCC y propusimos que cuando los individuos perciben sus sistema social como justo y legítimo, esta percepción satisface esa necesidad epistémica y, por tanto, sus valoraciones del control personal percibido serían más elevadas. Asimismo, dado que investigaciones anteriores han mostrado que tanto el control personal (e.g., DeNeve & Cooper, 1998; Lang & Heckhausen, 2001; Spector et al., 2017; Taylor & Brown, 1988) como la justificación del sistema (e.g., Sengupta et al., 2015; Vargas-Salfate, 2017) están relacionados con el bienestar, propusimos un modelo de mediación. Es decir, la percepción de legitimidad de la estructura social aumenta el control personal percibido que, a su vez, aumenta el bienestar personal. Nuestros resultados confirman esta hipótesis, puesto que observamos una mediación parcial cuando incluimos el PHI (i.e., el bienestar subjetivo) como variable dependiente. El hecho de observar una mediación parcial, y no total, podría explicarse por la falta de variables relacionadas con la satisfacción de necesidades existenciales y relacionales, que la TJS también pone de relieve. Sospechamos que la inclusión de la satisfacción de estas tres necesidades nos llevaría a una mediación completa.

Un aspecto importante que se aborda en este artículo es el rol del estatus social, operacionalizado como etnicidad. En el caso particular de nuestro modelo de mediación, observamos una relación indirecta solo entre los estudiantes no indígenas. Se trata de un resultado que despierta gran interés, dado que nuestro estudio solo arroja evidencia indirecta de la estabilidad de los sistemas sociales, puesto que la función paliativa de la función de la ideología era mayor entre la población indígena (frente a la población no indígena). La TJS propone que este efecto debiera ser positivo entre la población de estatus social elevado, dado que las motivaciones de justificación del ego, del grupo y del sistema son coherentes, y debería ser negativa entre la población de estatus social bajo, puesto que la

motivación de justificación del sistema contradice las del ego y el grupo (Jost & Hunyady, 2003). Nuestros resultados son relevantes, porque hasta la fecha, la mayor parte de las investigaciones realizadas o bien confirman las diferencias por estatus (e.g., Godfrey et al., 2017; O'Brien & Major, 2005) o bien revelan relaciones similares entre distintas medidas del estatus social (e.g., Sengupta et al., 2015; Vargas-Salfate, 2017), pero no una función paliativa más fuerte entre los grupos más desfavorecidos. Llegados a este punto, una limitación de nuestro estudio es la ausencia de una medida de identidad grupal, para comprobar una moderación en coherencia con los postulados de O'Brien y Major (2005) que establecen que se observarían los efectos predichos entre individuos con altos niveles de identificación (O'Brien & Major, 2005). No obstante, sospechamos que la relevancia de la identidad indígena es inferior en nuestra muestra, dado que los participantes son estudiantes universitarios, por lo que se encuentran en un contexto en el que tienen que compartir una realidad común con otros estudiantes. Una segunda alternativa se basa en la propuesta de Owuamalam, Paolini, y Rubin (2017), que también es coherente con la ausencia de un efecto indirecto del control entre los participantes indígenas. Según estos autores, cuando los individuos con un estigma social ocultable acogen aspectos positivos de su identidad o cuando perciben alguna discriminación no dirigida personalmente hacia ellos, su valoración del bienestar es mayor. Si consideramos nuestra suposición de escasa prominencia de la identidad étnica entre los estudiantes de grado y también que la educación guarda una relación inversa con el prejuicio, podemos conjeturar que los estudiantes indígenas no percibirán que la discriminación y el prejuicio están dirigidos a ellos personalmente y, por tanto, arrojarán valores más elevados en bienestar psicológico. Siguiendo este mismo argumento, el mecanismo que interviene en la función paliativa de la ideología en los individuos de estatus social bajo es distinto de los observados entre los participantes de estatus social elevado (es decir, estudiantes no indígenas). Entre los grupos de estatus social elevado, la adopción de creencias de justificación social producía un nivel más elevado de bienestar psicológico puesto que les permitía percibir control personal en sus vidas. No obstante, entre los individuos de estatus social bajo, la adopción de estas creencias está asociada con el bienestar psicológico porque les permite evitar la percepción de una posición social desfavorecida como perjudicial personalmente. Aunque algunos estudios previos han demostrado que la población indígena adopta creencias de justificación del sistema en la misma o en mayor medida que la población no indígena (e.g., Henry & Saul, 2006; Sengupta et al., 2015), hemos observado que la justificación del sistema es menor en el grupo de población indígena. Este resultado sugiere que los individuos de estatus social bajo, por lo menos en las mediciones autoinformadas, reconocen la injusticia de la organización social y política, como se ha sugerido en estudios previos con muestras representativas y multiculturales (e.g., Brandt, 2013; Caricati & Lorenzi-Cioldi, 2012; Vargas-Salfate, Paez, Liu, Pratto, & Gil de Zúñiga, 2018), pero los mecanismos implicados en la función paliativa son distintos de los observados entre los participantes más desfavorecidos.

Una cuestión importante es que solo se corrobora la hipótesis de la función paliativa de la ideología para el bienestar general o la satisfacción con la vida, medida a través del PHI. Ni la autoestima ni la ansiedad muestran tener una relación significativa con la adopción de creencias de justificación social. Aunque la TJS propone que la justificación del sistema podría estar relacionada con factores como satisfacción con la vida, felicidad, ansiedad, autoestima y depresión, la mayoría de los estudios se han centrado en los dos primeros, satisfacción con la vida y felicidad (véase una excepción en McCoy et al., 2013). Planteamos que una explicación de nuestros resultados puede ser el aspecto cognitivo asociado a nuestra variable dependiente. El bienestar psicológico es una valoración cognitiva de la vida (Angner, 2010; Diener, 2009) y, puesto que la justificación del sistema también es una valoración cognitiva, es más probable observar la influencia derivada de la adopción de creencias justificativas del sistema. Probablemente otras medidas (i.e., ansiedad y autoestima) tengan un componente más emocional, por lo que el vínculo causal con la justificación del sistema es más complejo.

Limitaciones

Las principales limitaciones metodológicas de nuestro estudio son la muestra y el uso de datos correlacionales. Aunque el análisis post-hoc reveló que el tamaño de nuestra muestra nos permitía realizar todos los análisis con suficiente potencia estadística, la muestra no es representativa. Los participantes eran estudiantes de derecho de dos universidades peruanas. Aunque se confirmó indirectamente que los participantes no indígenas procedían de un contexto económico más acomodado, los participantes indígenas tenían un nivel educativo superior al de la mayoría de la población general y, probablemente, un futuro en posiciones más elevadas dentro de la sociedad peruana. Desde un punto de vista teórico, es importante hacer hincapié en estas limitaciones, puesto que no incluimos medidas de la percepción de estabilidad o permeabilidad del sistema, que están asociadas con las creencias de justificación del sistema (e.g., Chernyak-Hai et al., 2014) y que pueden ser distintas de las de la población indígena no estudiante. No obstante, a pesar de estas limitaciones, observamos asociaciones fiables que pueden explicarse mediante el marco teórico utilizado.

Notas

1. Este sistema corresponde a centros privados que reciben financiación pública.
2. <https://www.scribd.com/document/365656345/Appendix-271117>

Acknowledgements / Agradecimientos

This study is part of a broader survey which was approved by the Ethical Committee of the Faculty of Education of the Universidad Andres Bello (Chile) (Resolution 88024/2016). I would like to thank Rafael Miranda, who allowed me to obtain the data for this

study. / *Este estudio forma parte de un cuestionario más extenso, aprobado por el Comité de Ética de la Facultad de Educación de la Universidad Andrés Bello (Chile) (Resolución 88024/2016). Quiero expresar mi agradecimiento a Rafael Miranda, que me facilitó los datos para este estudio.*

Disclosure statement

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

ORCID

Salvador Vargas-Salfate  <http://orcid.org/0000-0003-3306-4134>

References / Referencias

- Angner, E. (2010). Subjective well-being. *The Journal of Socio-Economics*, 39, 361–368.
- Banco Mundial. (2015). *Latinoamérica Indígena en el Siglo XXI*. Washington, DC: World Bank Publications.
- Benavides, M., Mena, M., & Ponce, C. (2010). *Estado de la Niñez Indígena en el Perú*. Lima: UNICEF.
- Brandt, M. J. (2013). Do the disadvantaged legitimize the social system? A large-scale test of the status-legitimacy hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 104, 765–785.
- Caricati, L., & Lorenzi-Cioldi, F. (2012). Does status matter? Testing hypotheses from strong form of system justification theory. *Revue Internationale de Psychologie Sociale*, 25, 67–95.
- Castro, J. F., & Yamada, G. (2012). Brechas étnicas y de sexo en el acceso a la educación básica y superior en el Perú. In C. A. Sanborn (Ed.), *La discriminación en el Perú: Balances y desafíos* (pp. 157–184). Lima: Universidad del Pacífico.
- Chernyak-Hai, L., Halabi, S., & Nadler, A. (2014). “Justified dependency”: Effects of perceived stability of social hierarchy and level of system justification on help-seeking behavior of low-status group members. *Group Processes & Intergroup Relations*, 17, 420–435.
- DeNeve, K. M., & Cooper, H. (1998). The happy personality: A meta-analysis of 137 personality traits and subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 124, 197–229.
- Diener, E. (2009). Subjective well-being. In E. Diener (Ed.), *The science of well-being. The collected works of Ed Diener* (pp. 11–58). New York, NY: Springer.
- Faul, F., Erdfelder, E., Buchner, A., & Lang, A. G. (2009). Statistical power analyses using G*Power 3.1.: Test for correlation and regression analyses. *Behavior Research Methods*, 41, 1149–1160.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39, 175–191.
- Flores-Bendezú, J., Calderón, J., Rojas, B., Alarcón-Matutti, E., & Gutiérrez, C. (2015). Desnutrición crónica y anemia en niños menores de 5 años de hogares indígenas del Perú – Análisis de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 2013. *Anales de la Facultad de Medicina*, 76, 135–140.
- Godfrey, E. B., Santos, C. E., & Burson, E. (2017). For better or worse? System-justifying beliefs in sixth-grade predict trajectories of self-esteem and behavior across early adolescence. *Child Development*. doi:10.1111/cdev.12854

- Harding, J. F., & Sibley, C. G. (2013). The palliative function of system justification: Concurrent benefits versus longer-term costs to well-being. *Social Indicators Research, 113*, 401–418.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis. A regression-based approach*. New York, NY: The Guilford Press.
- Hennes, E. P., Nam, H. H., Stern, C., & Jost, J. T. (2012). Not all ideologies are created equal: Epistemic, existential, and relational needs predict system-justifying attitudes. *Social Cognition, 30*, 669–688.
- Henry, P. J., & Saul, A. (2006). The development of system justification in the developing world. *Social Justice Research, 19*, 365–378.
- Hervás, G., & Vázquez, C. (2013). Construction and validation of a measure of integrative well-being in seven languages: The Pemberton Happiness Index. *Health and Quality of Life Outcomes, 11*, 66.
- Jost, J. T., & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system-justification and the production of false consciousness. *British Journal of Social Psychology, 33*, 1–27.
- Jost, J. T., Blount, S., Pfeffer, J., & Hunyady, G. (2003). Fair market ideology: Its cognitive-motivational underpinnings. *Research in Organizational Behavior, 25*, 53–91.
- Jost, J. T., & Hunyady, O. (2003). The psychology of system justification and the palliative function of ideology. *European Review of Social Psychology, 13*, 111–153.
- Jost, J. T., & Hunyady, O. (2005). Antecedents and consequences of system-justifying ideologies. *Current Directions in Psychological Science, 14*, 260–265.
- Jost, J. T., Langer, M., Badaan, V., Azevedo, F., Etchezahar, E., Ungaretti, J., & Hennes, E. P. (2017). Ideology and the limits of self-interest: System justification motivation and conservative advantages in mass politics. *Translational Issues in Psychological Science, 3*, e1–e26.
- Jost, J. T., Ledgerwood, A., & Hardin, C. D. (2008). Shared reality, system justification, and the relational basis of ideological beliefs. *Social and Personality Psychological Compass, 2*, 171–186.
- Jost, J. T., Liviatan, I., van der Toorn, J., Ledgerwood, A., Mandisodza, A., & Nosek, B. A. (2010). System justification: How do we know it's motivated? In D. R. Bobocel, A. C. Kay, M. P. Zanna, & J. M. Olson (Eds.), *The psychology of justice and legitimacy: The Ontario symposium* (pp. 173–203). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Jost, J. T., Napier, J. L., Thorisdottir, H., Gosling, S. D., Palfai, T. P., & Ostafin, B. (2007). Are needs to manage uncertainty and threat associated with political conservatism or ideological extremity? *Personality and Social Psychology Bulletin, 33*, 989–1007.
- Jost, J. T., Pelham, B. W., Sheldon, O., & Sullivan, B. (2003). Social inequality and the reduction of ideological dissonance on behalf of the system: Evidence of enhanced system justification among the disadvantaged. *European Journal of Social Psychology, 33*, 13–36.
- Kay, A. C., & Eibach, R. P. (2013). Compensatory control and its implications for ideological extremism. *Journal of Social Issues, 69*, 564–585.
- Kay, A. C., & Friesen, J. (2011). On social stability and social change: Understanding when system justification does and does not occur. *Current Directions in Psychological Science, 20*, 360–364.
- Kay, A. C., Gaucher, D., McGregor, I., & Nash, K. (2010). Religious belief as compensatory control. *Personality and Social Psychology Review, 14*, 37–48.
- Kay, A. C., Gaucher, D., Napier, J. L., Callan, M. J., & Laurin, K. (2008). God and the Government: Testing a compensatory control mechanism for the support of external systems. *Journal of Personality and Social Psychology, 95*, 18–35.
- Kay, A. C., & Jost, J. T. (2003). Complementary justice: Effects of “poor but happy” and “poor but honest” stereotype on system justification and implicit activation of the justice motive. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*, 823–837.

- Kay, A. C., & Zanna, M. P. (2009). A contextual analysis of the system justification motive and its societal consequences. In J. T. Jost, A. C. Kay, & H. Thorisdottir (Eds.), *Social and psychological bases of ideology and system justification* (pp. 158–181). Oxford: Oxford University Press.
- Knight, C. G., Tobin, S. J., & Hornsey, M. J. (2014). From fighting the system to embracing it: Control loss promotes system justification among those high in psychological reactance. *Journal of Experimental Social Psychology, 54*, 139–146.
- Landau, M. J., Kay, A. C., & Whitson, J. A. (2015). Compensatory control and the appeal of a structured world. *Psychological Bulletin, 141*, 694–722.
- Lang, F. R., & Heckhausen, J. (2001). Perceived control over development and subjective well-being: Differential benefits across adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology, 81*, 509–523.
- Laurin, K., Kay, A. C., & Moscovitch, D. A. (2008). On the belief in God: Towards an understanding of the emotional substrates of compensatory control. *Journal of Experimental Social Psychology, 44*, 1559–1562.
- Ledgerwood, A., Mandisodza, A. N., Jost, J. T., & Pohl, M. J. (2011). Working for the system: Motivated defense of meritocratic beliefs. *Social Cognition, 29*, 322–340.
- Marteau, T. M., & Becker, H. (1992). The development of a six-item short form of the state scale of the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory (STAI). *British Journal of Clinical Psychology, 31*, 301–306.
- Martin-Albo, J., Núñez, J. L., Navarro, J. G., & Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and validation in university students. *The Spanish Journal of Psychology, 10*, 458–467.
- McCoy, S. K., Wellman, J. D., Cosley, B., Saslow, L., & Epel, E. (2013). Is the belief in meritocracy palliative for members of low status groups? Evidence for a benefit for self-esteem and physical health via perceived control. *European Journal of Social Psychology, 43*, 307–318.
- O'Brien, L. T., & Major, B. (2005). System-justifying beliefs and psychological well-being: The roles of group status and identity. *Personality and Social Psychology Bulletin, 31*, 1718–1729.
- Osborne, D., & Sibley, C. G. (2013). Through rose-colored glasses: System-justifying beliefs dampen the effects of relative deprivation on well-being and political mobilization. *Personality and Social Psychology Bulletin, 39*, 991–1004.
- Owamalam, C. K., Rubin, M., & Spears, R. (2016). The system justification conundrum: Re-examining the cognitive dissonance basis for system justification. *Frontiers in Psychology, 7*. doi:10.3389/fpsyg.2016.01889
- Owualamam, C. K., Rubin, M., & Issmer, C. (2016). Reactions to group devaluation and social inequality: A comparison of social identity and system justification predictions. *Cogent Psychology, 3*. doi:10.1080/23311908.2016.1188442
- Owamalam, C. K., Paolini, S., & Rubin, M. (2017). Socially creative appraisals of rejection bolster ethnic migrants' subjective well-being. *Journal of Applied Social Psychology, 47*, 366–376.
- Owamalam, C. K., Rubin, M., Spears, R., & Weerabangsa, M. M. (2017). Why do people from low-status groups support class systems that disadvantage them? A test of two mainstream explanations in Malaysia and Australia. *Journal of Social Issues, 73*, 80–98.
- Pearlin, L., & Schooler, C. (1978). The structure of coping. *Journal of Health and Social Behavior, 19*, 2–21.
- Pedroza-Flores, R., & Villalobos-Monroy, G. (2014). Políticas compensatorias para la equidad en la educación superior en Ecuador y Perú. *Centro Argentino de Estudios Internacionales*. Retrieved from <http://repositoriocdpd.net:8080/handle/123456789/409?show=full>
- Quinn, D. M., & Crocker, J. (1999). When ideology hurts: Effects of belief in the protestant ethic and feeling overweight on the psychological well-being of women. *Journal of Personality and Social Psychology, 77*, 402–414.

- Ribotta, B. (2010). *Diagnóstico sociodemográfico de los pueblos indígenas de Perú*. Lima: CEPAL.
- Rutjens, B. T., van Harreveld, F., & van der Pligt, J. (2010). Yes we can: Belief in progress as compensatory control. *Social Psychological and Personality Science*, *1*, 246–252.
- Sengupta, N. K., Greaves, L. M., Osborne, D., & Sibley, C. G. (2017). The sigh of the oppressed: The palliative effects of ideology are stronger for people living in highly unequal neighbourhoods. *British Journal of Social Psychology*, *56*, 437–454.
- Sengupta, N. K., Osborne, D., & Sibley, C. G. (2015). The status-legitimacy hypothesis revisited: Ethnic-group differences in general and dimension-specific legitimacy. *British Journal of Social Psychology*, *54*, 324–340.
- Shepherd, S., Eibach, R. P., & Kay, A. C. (2017). “One nation under God”: The system-justifying function of symbolically aligning God and Government. *Political Psychology*, *38*, 703–720.
- Shepherd, S., Kay, A. C., Landau, M. J., & Keefer, L. A. (2011). Evidence for the specificity of control motivations in worldview defense: Distinguishing compensatory control from uncertainty management and terror management processes. *Journal of Experimental Social Psychology*, *47*, 949–958.
- Spector, P. E., Cooper, C. L., Sanchez, J. I., O’Driscoll, M., Sparks, K., Bernin, P., & Yu, S. (2017). Locus of control and well-being at work: How generalizable are Western findings? *Academy of Management Journal*, *45*, 453–466.
- Taylor, S. E., & Brown, J. D. (1988). Illusion and well-being: A social psychological perspective on mental health. *Psychological Bulletin*, *103*, 193–210.
- Trivelli, C. (2005). Una mirada cuantitativa a la situación de pobreza de los hogares indígenas en el Perú. *Economía*, *28*, 83–158.
- Tullet, A. M., Kay, A. C., & Inzlicht, M. (2015). Randomness increases self-reported anxiety and neurophysiological correlates of performance monitoring. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, *10*, 628–635.
- Vargas-Salfate, S. (2017). The palliative function of hostile sexism among high and low-status Chilean students. *Frontiers in Psychology*, *8*, 1733.
- Vargas-Salfate, S., Paez, D., Khan, S. S., Liu, J. H., & Gil de Zúñiga, H. (2018). System justification enhances well-being: A longitudinal analysis of the palliative function of system justification in 18 countries. *British Journal of Social Psychology*, *57*, 567–590.
- Vargas-Salfate, S., Paez, D., Liu, J. H., Pratto, F., & Gil de Zúñiga, H. (2018). A comparison of social dominance theory and system justification: The role of social status in 19 nations. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *44*, 1060–1076.
- Wagner, U., & Zick, A. (1995). The relation of formal education to ethnic prejudice: Its reliability, validity and explanation. *European Journal of Social Psychology*, *25*, 41–56.
- Yeung, A. W., Kay, A. C., & Peach, J. M. (2014). Anti-feminist backlash: The role of system justification in the rejection of feminism. *Group Processes & Intergroup Relations*, *17*, 474–484.