

## Design and validation of the revised Regional Identity Scale (RIS-2) / Diseño y validación de la Escala de Identidad Regional revisada (RIS-2)

Rodrigo Asún, Claudia Zúñiga & José-Francisco Morales

To cite this article: Rodrigo Asún, Claudia Zúñiga & José-Francisco Morales (2018) Design and validation of the revised Regional Identity Scale (RIS-2) / Diseño y validación de la Escala de Identidad Regional revisada (RIS-2), *Revista de Psicología Social*, 33:2, 357-389, DOI: [10.1080/02134748.2018.1439691](https://doi.org/10.1080/02134748.2018.1439691)

To link to this article: <https://doi.org/10.1080/02134748.2018.1439691>



Published online: 12 Mar 2018.



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



Article views: 44



View related articles [↗](#)



View Crossmark data [↗](#)



## Design and validation of the revised Regional Identity Scale (RIS-2) / *Diseño y validación de la Escala de Identidad Regional revisada (RIS-2)*

Rodrigo Asún<sup>a</sup>, Claudia Zúñiga<sup>a</sup>, and José-Francisco Morales<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Universidad de Chile; <sup>b</sup>Universidad Nacional de Educación a Distancia

(Received 23 June 2016; accepted 26 May 2017)

**Abstract:** With the objective of theoretically and psychometrically updating the Regional Identity Scale (RIS) proposed by Zúñiga and Asún in 2004 and expanding the population for which it shows evidence of validity, a revision and revalidation of this instrument was performed via two studies. The first study included 1,113 university students from four regions of Chile, and the second included 1,200 adults from the same regions. Both samples were obtained via a random design through multistage conglomerates. The results enable us to propose a new version of the original scale (RIS-2) with suitable reliability indexes, solid evidence of both convergent validity and internal structure validity, and items with satisfactory psychometric quality. Furthermore, we verify the presence of a multifactor structure with three highly correlated dimensions. We conclude that the RIS-2 is a reliable, valid and conceptually broader instrument than the preceding version, so it is a useful tool to measure the intensity of regional identity in both university students and the adult population.

**Keywords:** social identity; regional identity; construct validity; measurement of identity

**Resumen:** Con el objetivo de actualizar teórica y psicométricamente la Escala de Identidad Regional (RIS) propuesta por Zúñiga y Asún en el año 2004, y ampliar la población para la que se dispone de evidencias de validez, se realizó una revisión y revalidación de dicho instrumento a través de dos estudios. Uno con 1,113 estudiantes universitarios de cuatro regiones chilenas y otro con 1,200 adultos de las mismas regiones, ambas muestras obtenidas por medio de un diseño aleatorio por conglomerados polietápico. Los resultados permiten proponer una nueva versión de la escala original (RIS-2) con adecuados índices de fiabilidad, sólidas evidencias de validez por estructura interna y convergente, e ítems con satisfactoria calidad psicométrica. Además, se ha constatado la presencia de una estructura multifactorial, con tres

---

This paper was accepted by the last editorial team. / *Este artículo fue aceptado por el anterior equipo editorial.*

English version: pp. 357–371 / *Versión en español:* pp. 372–386

References / *Referencias:* pp. 386–387

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

Authors' Address / *Correspondencia con los autores:* Claudia Zúñiga, Departamento de Psicología, Universidad de Chile, Ignacio Carrera Pinto 1045, Ñuñoa, Santiago, Chile.

E-mail: [cczuniga@u.uchile.cl](mailto:cczuniga@u.uchile.cl)

dimensiones altamente correlacionadas. Se concluye que la RIS-2 es un instrumento fiable, válido y conceptualmente más amplio que la versión precedente, por lo que constituye una herramienta útil para medir la intensidad de la identidad regional tanto en estudiantes universitarios como en población adulta.

**Palabras clave:** identidad social; identidad regional; validez de constructo; medición de identidad

Social identity refers to the sense of oneself that people get from their belonging to social groups, and it reflects the fact that when thinking about who we are, we can define ourselves not only by alluding to the *I* and *me* but also, and oftentimes much more importantly, by referring to the *we* and *us* (Jetten, Haslam, & Haslam, 2012).

Different visions agree that in the world, at least in the Western world, we are moving towards a ‘forced’ individualization; that is, people’s lives are being left to their own responsibility, so we are giving meaning to our lives more through personal identities than through social belonging (Beck & Beck-Gernsheim, 2001). However, according to Castells (1997), the awareness of being part of a globalized world may have generated the quest for new points of orientation, so the process of globalization may have paradoxically led to the reinforcement of identities associated with geographically smaller entities that are closer to individuals which have a more homogeneous history, landscape and lifestyle (Salazar, 1996).

According to Paasi (2003), one of the social identities that might be gaining the most ground in this process is regional identity, since the expressions of this identity can be seen all over the world today and are grounded upon a wide range of factors, such as ideas about the landscape, culture, success or economic difficulties, the periphery-centre relationship, stereotypes (about *us* and *them*) and real or invented histories.

Regional identity has also been recognized as a key element in the transformation of physical spaces into sociopolitical spaces (Paasi, 2003), since, as Harvey (1993) states, localized identities are some of the most dynamic foundations of political action. Indeed, as social psychology has long proven, categorizing oneself according to social group belonging may have important motivational effects (Oyserman, 2007), and identification with the group seems to be one of the main motives that drive individuals to participate in collective action (Van Stekelenburg & Klandermans, 2007).

However, as Huddy (2001) claims, not identification per se but the strength of this identification is what determines the group members’ willingness to see themselves, and to act, according to their group belonging. For this reason, she criticizes the tradition of social identity for not taking into account the fact that in the real world, the strength of identification with identities varies, and identifying more or less with a group may have major consequences, especially in political contexts. In a similar vein, Deaux (2000) states that Social Identity Theory (SIT) has tended to homogenize the concept, assuming that all social identities operate following the same basic principles and that the determinants, operations and

consequences established with a given identity are assumed to be generalizable, without taking into consideration the unique qualities and idiosyncratic meanings which particular cases may have.

From this we can understand that in order to properly grasp the role of identification in individuals' behaviour, we must have tools to measure social identity that are designed for specific contents of this identity. This would enable us to determine the intensity or strength of the identification and its relationship with other variables of interest in real sociopolitical contexts in order to further explore some of the multiple aspects of social identity which have yet to be studied.

To contribute to this goal, in 2004 Zúñiga and Asún proposed the Regional Identity Scale (RIS), which is conceptually based on SIT (Tajfel, 1984; Tajfel & Turner, 1989). From this perspective, they define regional identity as the part of an individual's self-concept that stems from awareness of their belonging to a regional group, along with the evaluative and emotional meaning associated with this belonging. By regional group we mean a human group that inhabits a given territory and therefore shares a given habitat (ecological foundation), and has historical continuity (historical foundation) and social continuity (cultural foundation) (Lisón, 1997). Thus, they propose a multidimensional structure made up of three dimensions: Awareness of Regional Belonging, Identification with the Regional Territory and Identification with the Regional Culture and History.

However, the dimensionality of social identification is an unresolved topic, since it tends to be measured on a one-dimensional scale, an approach which seems inadequate both conceptually and empirically (Leach et al., 2008). According to Cameron (2004), there is abundant evidence in favour of a multidimensional approach, although there is no agreement on which dimensions would comprise it.

Tajfel's definition (1984) suggests a multidimensional nature with three components: the cognitive aspects of group belonging; the evaluative aspects of this belonging; and the affective aspects associated with group belonging. Even though this structure has been tested (Brown, Condor, Mathews, Wade, & Williams, 1986), the high inter-factor correlations seem to indicate a one-dimensional structure. Curiously, Hinkle, Taylor, Fox-Cardamone, and Crook (1989) interpret these same correlations as modest and uphold a multidimensional structure. Therefore, they adapt and apply the scale by Brown et al. (1986) and confirm the presence of three factors, although only two of them were expected (cognitive and emotional components), while the evaluative aspects were replaced by a factor that opposes individual needs to the group dynamic.

The study by Roccas, Sagiv, Schwartz, Halevy, and Eidelson (2008) reviews eight different multidimensional models of group identification stemming from SIT. They all include a dimension that these authors describe as the perception that the group is an important part of one's self-concept (which corresponds to the cognitive component), and seven of them contain the dimension that the authors call commitment, which includes both feeling positive affect for the group and being willing to contribute to the group. However, with regard to the other

dimensions, there is no agreement among the different models. Turner (1982) suggests that group identification can be distinguished from interpersonal identification, so the members of the group may identify with the regional category or be more influenced by an interpersonal bond with other members of the ingroup. The three-component identification scale by Karasawa (1991) is based on this assumption. The first two components refer to the group level, and they would be the cognitive elements (awareness of belonging) and the affective elements (evaluative and emotional meaning associated with this belonging) in Tajfel's definition (1984), and the third one corresponds to identification with members of the ingroup. However, the results only distinguish two factors: identification with the group and identification with its members.

In turn, Cameron (2004) suggests a three-dimensional social identification scale made up of centrality, affects and bonds with the ingroup. The results in different social identities show that the three-dimensional model has a better fit than the one- and two-dimensional models, although the fit indices are rather modest.

Finally, Leach et al. (2008) suggest a hierarchical identification model with two dimensions that encompass five components. These dimensions are: Group-Level Self-Definition (Individual Self-Stereotype and Ingroup Homogeneity) and Self-Investment (Solidarity, Satisfaction and Centrality). The data obtained with two samples of university students support the structure proposed for different social identities, but that structure has not been validated in the general population.

All the studies described have made headway towards developing more sophisticated instruments to measure different aspects of social identification with increasing precision, although for this reason they tend to be quite long. Addressing this problem, Postmes, Haslam, and Jans (2013) show that a single-item social identification (SISI) measure can also have sound validity and reliability. However, even though this kind of measure allows for a global approach to a homogeneous construct, it does not allow the specific properties of particular cases to be recognized.

The RIS (Zúñiga & Asún, 2004), which has a multidimensional structure, has shown satisfactory psychometric properties in different samples, with a high item discrimination and very good validity and reliability (Asún & Zúñiga, 2013; Zúñiga & Asún, 2010). Furthermore, the RIS has the advantage of not being a generic social identity instrument, but instead it captures the specificities of regional identity. However, its original validation had two limitations: it worked with a restricted sample (university students from a region in Chile), and its factor structure did not include dimensions that seem theoretically relevant today.

For this reason, we believe that more than 10 years after its first version, it should be revised and updated. Therefore, the objective of this study is to report on this update, which will provide a conceptually broader instrument than the previous version which has been validated in university students (Study 1) and the general population (Study 2). Our hypothesis is that regional identity can be comprised of up to six dimensions. For this reason, a proposal was developed which consisted of maintaining two of the dimensions on the original instrument unchanged (Awareness of Regional Belonging and Meaning of Belonging to the

Region); evaluated the possibility that a third dimension (Belonging to the Regional Culture and History) can be divided into two independent dimensions; and added two new components to the instrument, which may or may not be independent factors (Evaluative and Emotional Meaning of Regional Belonging and Identification with the Ingroup).

We also hypothesize that the new version of the RIS will show the same evidence of validity as the original version, as well as sound reliability, which will be much higher than that obtained by a regional identification measure with just a single item.

To formulate the items that allowed the new dimensions to be measured, the following procedure was used: (a) 12 focus groups were held with university students and 16 with the general population (segmented by age and socioeconomic level) from four regions of Chile, which allowed us to determine how people talk about their identification with the regional ingroup, their belonging to its culture and history and the evaluative-emotional meaning of their regional belonging; (b) 30 new items were proposed, which were evaluated by judges who are experts in SIT, who chose 20 of them according to their relevance and quality and added them to the original 13-item scale, producing a scale made up of 33 items grouped into six dimensions. This scale was then tested in the studies described below.

## **Study 1. University students**

### ***Method***

#### *Participants*

The sample was comprised of 1,113 university students in the four different Chilean regions where the original validation was performed; they were chosen via proportional multistage probability sampling with a sample error of 2.5%. The regions were Arica, O'Higgins, Los Ríos and Magallanes, which were chosen seeking the utmost heterogeneity possible (two are on either geographic end of the country and two are in the centre; two were created some years ago — 1974 — and two are new — 2007). Of the total participants, 418 were males (37.7%) and 692 females (62.3%), which can be explained by the composition of the degrees chosen (social sciences and humanities, health sciences, education, business, engineering and basic sciences). The mean age was 22.2, with a range between 18 and 50. The vast majority of the participants were born in the region where they responded to the questionnaire (70.6%), while the majority of the 327 subjects who were born elsewhere had been living in the region where they responded for five or more years ( $M = 8.4$  years).

#### *Procedure*

The degrees taught in each region were listed, grouped by field of knowledge. Ten degrees per region were randomly chosen. The authorities in charge of each degree were contacted and told the objectives of the study, and their authorization to administer the questionnaire to any course was requested. The total sample was comprised of eight universities and 25 different degree programmes. The questionnaire was self-administered in groups of approximately 25 students. One researcher read the instructions and

answered questions. The respondents were told that participation was voluntary and anonymous. The instrument was only administered to students who provided their express informed consent. The questionnaire took an average of 20 minutes to be administered.

### *Instruments*

*RIS.* A 33-item version with responses on a five-choice Likert scale was administered, with a response range from 1, ‘strongly disagree’, to 5, ‘strongly agree’.

*Other measures.* To get evidence of validity, questions were included on the region where the subject and their parents had been born, how many years they had been living in the region if they had not been born there, and what region they consider themselves from. Furthermore, the degree of identification with the neighbourhood, commune, province, region, country and Latin America was measured via six seven-point numerical self-assignment scales whose ends were labelled ‘a lot’ and ‘not at all’.

### **Statistical analysis**

#### *Classical item analysis*

The mean, standard deviation and asymmetry of the items were calculated.

#### *Confirmatory factor analysis*

To determine the fit of the theoretical model proposed, we used the tetrachoric correlation matrix and the estimation by ULS (Forero & Maydeu-Olivares, 2009) as sources of information, which are appropriate for ordinal data.

#### *Correlations and differences in means*

The association between the RIS and other variables was calculated in order to provide convergent and divergent evidence of validity.

#### *Internal consistency*

To estimate the reliability of the scale and its dimensions, the internal consistency was calculated using the alpha for ordinal data (McDonald, 1985).

The program Lisrel 8.8 (Jöreskog & Sörbom, 2006) and SPSS 19 (SPSS, 2010) were used.

### **Results**

#### *Classic item analysis*

As shown in the columns corresponding to Study 1 in Table 1, none of the items has an extreme mean or overly low standard deviation, since on a scale from 1 to

Table 1. Descriptive statistics on the items in the Regional Identity Scale (RIS-2).

Item	Study 1			Study 2		
	Mean	Standard deviation	Asymmetry	Mean	Standard deviation	Asymmetry
1	3.2	1.3	-0.07	*	*	*
2	4.0	1.0	-0.89	4.3	0.8	-1.25
3	3.7	1.2	-0.69	4.1	1.0	-1.29
4	3.1	1.2	-0.05	3.9	1.0	-1.01
5	3.8	1.2	-0.85	4.2	0.8	-1.35
6	3.8	1.0	-0.69	4.2	0.8	-1.08
7	4.0	1.1	-0.95	4.3	0.8	-1.34
8	3.1	1.3	-0.16	*	*	*
9	3.8	1.0	-0.66	*	*	*
10	3.2	1.0	-0.08	*	*	*
11	2.9	1.2	0.03	*	*	*
12	3.6	1.0	-0.64	*	*	*
13	2.7	1.3	0.31	3.4	1.3	-0.47
14	3.0	1.1	-0.07	*	*	*
15	3.7	1.1	-0.62	3.9	1.0	-0.91
16	3.3	1.1	-0.35	*	*	*
17	3.0	1.1	-0.11	3.8	1.0	-0.80
18	3.8	1.1	-0.67	4.1	0.8	-1.10
19	4.1	1.1	-1.13	4.3	0.8	-1.35
20	2.6	1.2	0.20	*	*	*
21	3.9	1.0	-0.73	4.2	0.8	-1.05
22	3.6	1.0	-0.43	4.1	0.9	-1.14
23	3.8	1.0	-0.58	4.2	0.8	-1.05
24	3.8	1.1	-0.69	4.1	0.9	-1.24
25	3.1	1.1	-0.02	*	*	*
26	4.0	0.9	-0.97	*	*	*
27	3.5	1.3	-0.30	3.8	1.2	-0.70
28	4.2	0.9	-1.11	*	*	*
29	3.7	1.1	-0.54	*	*	*
30	3.3	1.1	-0.29	*	*	*
31	3.6	1.3	-0.51	*	*	*
32	3.0	1.1	-0.04	*	*	*
33	3.3	1.0	-0.21	4.0	0.9	-1.04

Note: response range 1 to 5; \* = item eliminated

5, the minimum mean was 2.6 and the maximum was 4.2, while the minimum heterogeneity was 0.9 and the maximum dispersion 1.3. This enables us to conclude that all the items are adequate for distinguishing the participants' responses. This is confirmed by the distribution of frequencies of the response alternatives, since no item had more than 85% of the responses concentrated at the extreme alternatives ('strongly agree' and 'agree' or 'strongly disagree' and 'disagree'). This is also reflected by the fact that the asymmetry was low for the majority of items (the only exceptions were items 19 and 28, which had a slightly higher asymmetry than 1 in absolute terms).



*Evidence of construct validity*

A confirmatory factor analysis was performed with the hypothesized six-factor structure and 33 items. This structure showed a good fit ( $\chi^2_{480} = 2,763.79$ ;  $RMSEA = .07$ ;  $TLI = .97$ ;  $CFI = .97$ ;  $SRMR = .06$ ), but some dimensions were highly correlated, even reaching  $r = .99$  between some of them. In order to explore the possibility of a simpler structure, an exploratory factor analysis was performed which revealed that the three-factor structure had an optimal fit ( $\chi^2_{432} = 2,141.21$ ;  $RMSEA = .06$ ;  $TLI = .93$ ;  $CFI = .94$ ;  $SRMR = .04$ ). In consequence, it was decided to test a three-factor model with 33 items by merging the dimensions that were the most highly correlated and modifying the category of three items that initially loaded in a factor different than the one originally assumed. The fit of this model was adequate ( $\chi^2_{492} = 3,592.56$ ;  $RMSEA = .08$ ;  $TLI = .92$ ;  $CFI = .91$ ;  $SRMR = .05$ ), but seven items had factor loads that were not optimal with their factor ( $\lambda < .45$ ), so it was decided to eliminate them.

The above meant estimating a three-factor model with 26 items. This model's fit was perfectly acceptable ( $\chi^2_{296} = 1,683.23$ ;  $RMSEA = .07$ ;  $TFI = .98$ ;  $CFI = .98$ ;  $SRMR = .05$ ). However, to achieve a briefer scale, it was decided to eliminate the items with  $\lambda < .5$  with their factor in order to have a shorter instrument that was optimal in its measures.

All of this generated a final instrument with three factors and 17 items (RIS-2), which showed very good fit ( $\chi^2_{116} = 664.51$ ;  $RMSEA = .07$ ;  $TLI = .98$ ;  $CFI = .99$ ;  $SRMR = .04$ ) and in which all the items had optimal factor loads ( $\lambda > .5$ ). However, because the three factors are all highly correlated with each other (from .83 to .94), it was possible that the structure was simpler, so we tested one- and two-factor models (the latter by merging the two factors that correlated the most with each other), nested inside the three-factor model. We found that both models showed very good fit (the one-factor model:  $\chi^2_{119} = 829.95$ ;  $RMSEA = .08$ ;  $TFI = .98$ ;  $CFI = .98$ ;  $SRMR = .05$ ; the two-factor model:  $\chi^2_{118} = 741.83$ ;  $RMSEA = .07$ ;  $TFI = .98$ ;  $CFI = .98$ ;  $SRMR = .04$ ). Nonetheless, both the nested two-factor model ( $\chi^2_{\text{dif}} = 77.32$ ;  $gl = 2$ ;  $p < .01$ ) and the one-factor model ( $\chi^2_{\text{dif}} = 165.4$ ;  $gl = 3$ ;  $p < .01$ ) showed significantly lower fit than the three-factor model, so we determined that despite the fact that the one-dimensional and two-dimensional representations may be considered good representations of the data, the three-factor structure is optimal for the data available, even if the factors identified share most of their variance.

We should stress that the retained factors correspond exactly to the three dimensions on the original version of the instrument (Awareness of Belonging, Identification with the Regional Territory and Identification with the Regional Culture), rendering it possible to confirm the validity and stability of this structure, which is enriched with a better delimitation of the subthemes that comprise each of its factors. Likewise, this rejects the existence of a more complex structure, such as the one cited in the hypothesis of this study. Figure 1 shows the final three-factor model.

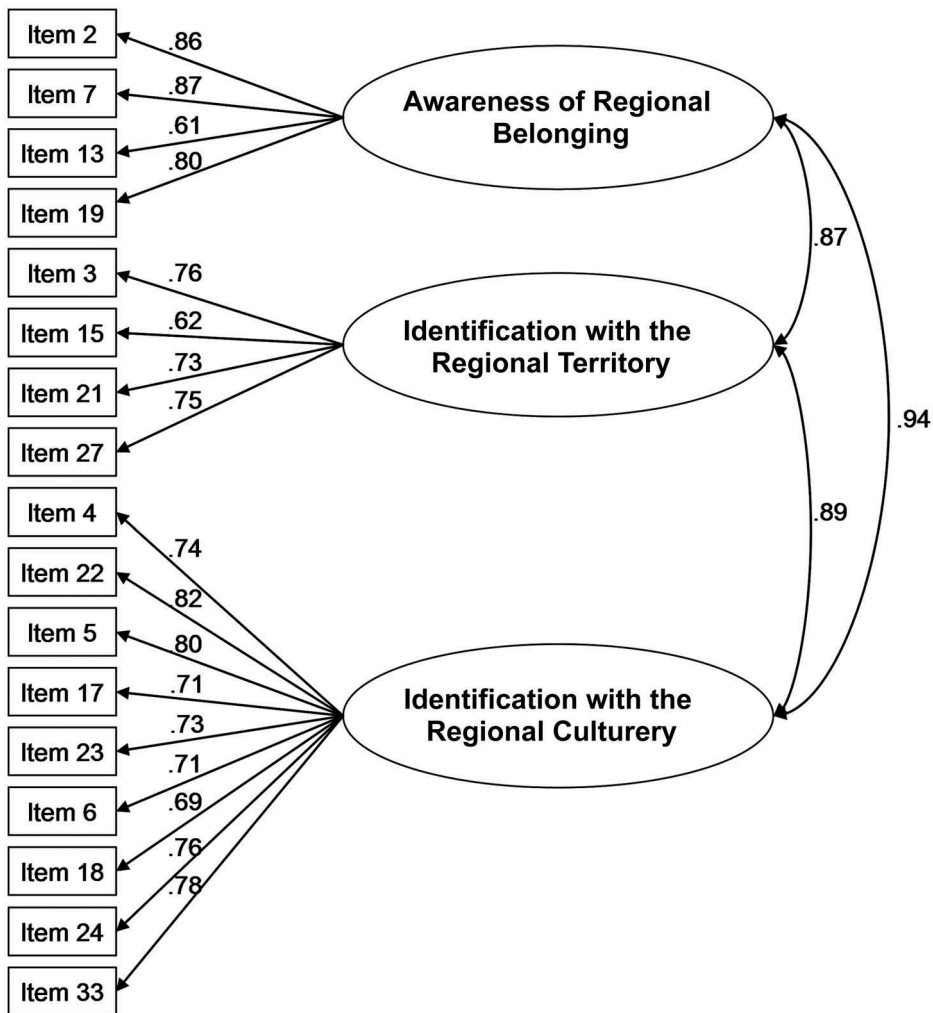


Figure 1. Final factor model of the RIS-2 scale.

#### *Evidence of convergent and discriminant validity*

As shown by the row corresponding to Study 1 in Table 2, the highest correlation between the RIS-2 and different regional identifications came with Identification with the Region, as the magnitude of difference between this correlation ( $p < .001$ ) and the others is significant, which indicates that the scale effectively measures a construct different to other regional identities.

Other evidence of the instrument's validity comes from its association with sociodemographic variables: the scores on the RIS-2 are strongly associated with having been born in the region ( $t_{492} = 13.8$ ;  $p < .001$ ) and considering oneself part of the region ( $t_{364} = 14.3$ ;  $p < .001$ ). We also found a significant association between the RIS-2 and the parents having been born in the region (father:  $t_{1,064} = 6.4$ ;  $p < .001$ ; mother:  $t_{1,028} = 14.3$ ;  $p < .001$ ). For the participants who

Table 2. Relation (Spearman's rho) between the RIS and other territorial identifications.

	Region	Neighbourhood	City	Province	Chile	Latin America
Study 1	.64	.16	.51	.51	.20	.14
Study 2	.37	.33	.37	.36	.14	.11

Note: all significant with  $p < .01$

were not born in the region, we found a high, significant correlation between the RIS-2 and the amount of time they had been living in the region ( $r = .35$ ;  $p < .001$ ). All of these results reinforce the evidence in favour of the validity of the RIS-2.

### Reliability

The column corresponding to the first study in Table 3 shows that the RIS-2 scale has very acceptable internal consistency both overall and for each subscale.

As a comparison, we used the procedure described by Postmes et al. (2013) to estimate the reliability of the question of identification with the region, obtaining a value of .43, which shows that it is not appropriate to use a single-item scale in this case.

### Conclusion

This study demonstrates that the RIS-2 shows theoretical solidity and empirical evidence of validity, which is maintained when it is administered to the university population in different regions than where it was originally validated. This new 17-item version can be used as a three-dimensional instrument with highly correlated dimensions or as a one-dimensional instrument.

### Study 2. General population

Given that the RIS was validated in university students when self-administered, before administering the RIS-2 to the general population, a pre-test was conducted in a small sample of urban and rural zones ( $n = 50$ ) in order to evaluate

Table 3. Reliability of the RIS-2 and its dimensions.

Factor	Alpha	
	Study 1	Study 2
Awareness of Regional Belonging	.84	.80
Identification with the Regional Territory	.81	.75
Identification with the Regional Culture	.92	.93
Scale Total	.95	.95

comprehension of the items and the administration method with interviewer. Cards were used with the response alternatives, so the administrator read the items and the subject identified the response on the card. Since no difficulties were found, the definitive administration of the RIS-2 was conducted.

## ***Method***

### *Participants*

This study encompassed 1,200 persons over the age of 18 chosen by a poly-stage probability sample design, in the same four regions as in Study 1 (300 cases per region).

Two towns were chosen in each region, including urban and rural sectors, to capture the maximum intra-regional heterogeneity. The intra-regional sample error was 5.7% and 3% for the four regions.

The age range was 25 to 91 years old, with a mean of 44. The sample was very balanced by sex (49.3% males), job and socioeconomic level. The majority of participants were born in the region where they were surveyed (68.4%), while most of those who had been born in another region had been living there for five years or more (83.9%, mean length of time living in the region = 25.2 years).

### *Procedure*

The sample design considered three stages of random selection: city blocks, homes and individual. Once the home was chosen, the survey administrator recorded the names of all the individuals present over the age of 18 and applied a table with random numbers to choose the participant. This person was asked to voluntarily cooperate, was informed of the objectives of the study and was assured anonymity and confidentiality. Additionally, they were given an informed consent form and asked to sign it.

### *Instruments*

The RIS-2 plus the same questions for convergent and discriminant validation as in Study 1 were administered. The numbering of the items was maintained in order to facilitate comparison.

### *Analysis*

The same analyses were performed as in Study 1.

## ***Results***

### *Item analysis*

As seen in the columns corresponding to Study 2 in [Table 1](#), none of the items has an extreme mean or overly low standard deviation, since on a scale from 1 to 5,

the minimum mean was 3.4 and the maximum was 4.3, while the range of dispersion was between .9 and 1.3. This enables us to conclude that all the items adequately differentiate the participants' responses. Nonetheless, the item means were higher than in the sample of students, generating a higher concentration of responses on the positive pole (in seven items, the extreme alternatives got more than 85% of the responses). This is reflected in the greater asymmetry of the items in this sample (the highest absolute value was 1.35).

This higher level of regional identity in the general population than in students may be explained by two differences between the samples observed: (a) the mean age (44 versus 22.2), given that a correlation of .30 ( $p < .001$ ) was found between the age of the participants and their level of regional identity; and (b) the average amount of time they had been living in the region among those who had not been born there (25 years versus 8.40;  $t = 16.5$ ;  $p < .001$ ), which implies a significantly different percentage ( $t = 9.3$ ;  $p < .001$ ) among those who consider themselves from the region where they were surveyed (91.1% in the general population and 77.1% in students). Therefore, if we compare only those who were born in the region or consider themselves from there, the differences between both groups decrease.

#### *Evidence of construct validity*

We evaluated the fit of the three-factor, 17-item model via a confirmatory factor analysis, with very good results ( $\chi^2_{116} = 367.98$ ;  $RMSEA = .04$ ;  $NNFI = .99$ ;  $CFI = .99$ ;  $AGFI = .99$ ;  $SRMR = .04$ ). However, the same degree of fit was found for the one-factor model ( $\chi^2_{119} = 370.77$ ;  $RMSEA = .04$ ;  $NNFI = .99$ ;  $CFI = .99$ ;  $AGFI = .99$ ;  $SRMR = .04$ ), which could mean that the most parsimonious representation of the data in this population is one-dimensional. The fact that the difference in fit between both nested models was not significant ( $\chi^2_{\text{dif}} = 2.79$ ;  $gl = 2$ ;  $p = .421$ ) and that the correlations among the factors were very high (fluctuating between .96 and .98) just reinforces this. Finally, all the factor loads were high ( $\lambda > .49$ ), which indicates that the items are good indicators of the latent variable.

#### *Evidence of convergent and discriminant validity*

As can be seen in the row corresponding to Study 2 in Table 2, in this population the RIS-2 is highly associated not only with identification with the region but also with identification with the neighbourhood, the city and the province, that is, with all the lower-order identities, which seem to be subsumed within identification with the region. The differences in magnitude between these correlations are not significant ( $p > .05$ ).

On the other hand, the RIS-2 has significantly lower correlations ( $p < .001$ ) with the higher-order entities, such as country and Latin America. In consequence, we could hypothesize that in the general population, the region is the home to

people's everyday lives and may serve as the boundary between these everyday experiences and more abstract territorial categories.

Regarding the evidence of validity of the instrument due to its relation with sociodemographic variables, we find that the RIS-2 is associated with having been born in the region ( $t_{492} = 5.1$ ;  $p < .001$ ) and considering oneself part of it ( $t_{364} = 11.9$ ;  $p < .001$ ). A significant association was also found between the RIS-2 and the parents having been born in the region (father:  $t_{1,064} = 3.1$ ;  $p = .002$ ; mother:  $t_{1,028} = 4.0$ ;  $p < .001$ ), while for the participants who were not born in the region, a high, significant correlation was found between the RIS-2 and the amount of time they had been living in the region ( $r = .43$ ;  $p < .001$ ).

All of these results reinforce the evidence in favour of the validity of the instrument when administered to the general population.

### *Reliability*

The column corresponding to Study 2 in [Table 3](#) shows the suitable internal consistency of the overall scale and each subscale.

In this case, the reliability of the question on identification with the region (calculated following the proposals set forth by Postmes et al., 2013) was even lower, .14, confirming the fact that using a one-item scale is not recommended.

### **Conclusion**

The RIS-2, constructed and validated in university students with self-administered application, showed appropriate psychometric properties when administered in the general population face-to-face with an interviewer. The three-factor solution shows very good fit with the data, but the three dimensions are highly correlated, so in this case the one-dimensional representation seems more suitable. The [Appendix](#) presents the final version of the RIS-2.

### **Discussion**

The results of both studies show the satisfactory psychometric properties of a scale that enables us to measure the intensity of a particular kind of social identity, which has been proven to be extremely relevant in participation in collective action, namely regional identity (Paasi, 2003).

The RIS-2 has a more coherent and easier to interpret internal structure that better fits the data than its first version, which fully justifies its redesign using statistical and psychometric techniques that are more updated and better fit the ordinal nature of the data on a Likert scale. It has been validated in Chile for both university students and the general population in self-administered and face-to-face administration. It also shows high reliability and has shown solid evidence of validity estimated via construct, convergent and discriminant procedures. Furthermore, its content validity was improved by including items related to different aspects of regional identity.

Even though new dimensions were proposed to be included in the scale, it was found that the original structure best fit the data, so a three-dimensional model was retained, made up of Awareness of Belonging (cognitive component of identification, that is, categorizing oneself as a member of the regional ingroup), Identification with the Regional Territory (evaluative and emotional meaning associated with belonging to a given habitat, with its geographic and climatic features) and Identification with the Regional Culture and History (evaluative and emotional meaning associated with the regional ways of life and customs; with the entire set of historical, political and social deeds or events; and with the members of the ingroup).

This structure resembles, at least superficially, those proposed by Ellemers, Kortekaas, and Ouwerkerk (1999), Jackson (2002) and Cameron (2004), who also consider three dimensions and include cognitive, evaluative and affective components, which indicates some degree of conceptual and operational convergence (Cameron, 2004).

However, there are some differences. Just as in the study by Hinkle et al. (1989), in the RIS-2 the evaluative aspects do not emerge as a differentiated factor and are grouped with the emotional aspects according to specific contents of regional identity, such as territory and culture. On the other hand, unlike what Karasawa (1991) and Cameron (2004) found, identification with members of the ingroup is not an independent dimension but instead is included in Identification with the Regional Culture. This latter can be explained by the specific content of the identity studied, given that the culture encompasses the way of life of the members of a society, with their habits and customs (Giddens, 1993), and it is understandable that even though these elements may be conceptually distinguishable, for the participants they comprise just a single aspect of their regional identity.

Likewise, Awareness of Regional Belonging remains an independent dimension which corresponds to the cognitive aspects of group belonging, which could be compared to the dimension of centrality in Leach et al. (2008) and Cameron (2004).

Therefore, we can claim that this study is both a confirmation of the multidimensional nature of the construct of regional identity and an explanation of why the debate on the dimensional structure of social identity persists, since it has shown the presence of highly correlated dimensions. In applied terms, we can therefore state that both a three-factor and a one-factor structure are coherent with the data, so the scale can be used either way depending on the objectives of the measurement. That is, if a detailed description of the regional identity of a specific group is required, a multidimensional approach is recommended, since it allows the area in which the identification of the group is higher or lower to be identified. To the contrary, if a general evaluation of regional identity is required in order to compare different groups, determine the association between this social identity and other variables or study its usefulness in understanding psychological processes related to wellbeing or the connection between individual and group

behaviours, among others, using a one-factor perspective may be more parsimonious.

In terms of the particular identity studied, the high mean scores of the participants in both studies (students: 3.7; general population: 4.1, on a scale of 1 to 5, for those who were born in the region or have lived there for five years or more) suggest the existence of a social identity rooted in regional belonging, which is meaningful for the participants and is part of their self-concept. In this way, the scale has been shown to be a useful tool for studying a belonging that occupies a core place in the concept of the self, along with other more classic social identities, such as national identity. Indeed, based on the results of this study, regional identity should be clearly distinguished from national identity.

Regarding the fact that the inter-factor correlation is higher in the general population than in university students, it is essential to consider that social identities are tied to different processes, such as cognitions, motivations and emotions, among others. One possible hypothesis is that there is greater elaboration and analysis in university students, while the general population makes a more primary evaluation where emotion dominates the other processes. Another possible explanation is that in the presence of higher levels of regional identity, it is not easy to distinguish among dimensions, since they are all equally high. These hypotheses may also enable us to explain why in the general population the RIS-2 is also associated with all the regional entities subsumed within the region and can only be distinguished from the more abstract, distant entities, such as country and Latin America.

These results reveal that when psychosocial constructs are studied, major differences can be found between the sub-population of university students and the general population in the same regions, an issue which should be given greater consideration when validating psychometric instruments.

Regarding the limitations of these studies, it is necessary to reiterate a warning which was issued with the publication of the first version of the RIS, namely that it was designed in a context in which regional identities do not include references to language as an element that promotes identification, since there are no differences in language or dialect on this territorial scale. The only official language in Chile is Spanish, and even though a few heritage languages are spoken, they are not in the majority in any region in the country. Therefore, given that language is a basic element of feelings of cultural attachment (Salazar, 1996), if the RIS-2 is used in populations where this is a distinctive feature of the region, researchers should consider including items that report on this component.



## Diseño y validación de la Escala de Identidad Regional revisada (RIS-2)

La identidad social se refiere al sentido de sí mismo que las personas derivan de su pertenencia a grupos sociales, y refleja el hecho de que al pensar en lo que somos, podemos definirnos a nosotros mismos no sólo aludiendo al *yo* o al *mí*, sino también, y muchas veces más importante, al *nosotros* (Jetten, Haslam, & Haslam, 2012).

Diversas visiones concuerdan en que el mundo, al menos el occidental, se está moviendo hacia una individualización ‘forzada’, es decir, que la vida de las personas se está dejando bajo su propia responsabilidad, por lo que estaríamos dando sentido a nuestras vidas más a través de identidades personales que de pertenencias sociales (Beck & Beck-Gernsheim, 2001). Sin embargo, según Castells (1997), la conciencia de ser parte de un mundo globalizado habría generado la búsqueda de nuevos puntos de orientación, por lo que el proceso de globalización habría derivado, paradójicamente, en el reforzamiento de identidades vinculadas a entidades geográficas más reducidas y más cercanas a los individuos, poseedoras de una historia, un paisaje y un modo de vida más homogéneo (Salazar, 1996).

Según Paasi (2003), una de las identidades sociales que más se estaría fortaleciendo en este proceso, es la identidad regional, ya que las expresiones de esta identidad se observan hoy en todo el mundo y se apoyan en elementos muy diversos, como ideas sobre el paisaje, la cultura, el éxito o las dificultades económicas, la relación periferia-centro, los estereotipos (de *nosotros* y de *ellos*) e historias reales o inventadas.

La identidad regional ha sido reconocida además, como un elemento clave en la transformación de espacios físicos en espacios sociopolíticos (Paasi, 2003), ya que como sostiene Harvey (1993), las identidades localizadas son algunas de las bases más dinámicas para la acción política. Y es que, como ha demostrado largamente la psicología social, categorizarse uno mismo en función de la pertenencia a un grupo social puede tener importantes efectos motivacionales (Oyserman, 2007), y la identificación con el grupo parece ser uno de los principales motivos que impulsan a los individuos a participar en la acción colectiva (Van Stekelenburg & Klandermans, 2007).

No obstante, como sostiene Huddy (2001), no es la identificación en sí misma, sino la fuerza de ésta, lo que determina la disposición de los miembros del grupo para verse a sí mismos, y para actuar, en función de su pertenencia grupal. Por ello critica a la tradición de la identidad social el no tomar en cuenta que en el mundo real las identidades varían en la fuerza de la identificación, y que identificarse más

o menos con un grupo, puede tener importantes consecuencias, sobre todo en contextos políticos. En una línea similar, Deaux (2000) señala que la teoría de la identidad social (TIS) ha tendido a homogeneizar el concepto, asumiendo que todas las identidades sociales operan según los mismos principios básicos, y que los determinantes, operaciones y consecuencias establecidas con una identidad determinada, se presumen generalizables sin considerar las cualidades únicas y los significados idiosincráticos que los casos particulares puedan tener.

De esto se deriva, que para poder comprender adecuadamente el rol de la identificación en el comportamiento de los individuos, es necesario contar con herramientas de medición de la identidad social, diseñadas para contenidos específicos de esta identidad, que nos permitan determinar la intensidad o fuerza de la identificación y su relación con otras variables de interés, en contextos sociopolíticos reales, a modo de poder profundizar en algunos de los múltiples aspectos de la identidad social que aún requieren ser estudiados.

Para contribuir a este objetivo, Zúñiga y Asún propusieron en el año 2004 la Escala de Identidad Regional (RIS) basada conceptualmente en la TIS (Tajfel, 1984; Tajfel & Turner, 1989). Desde esta perspectiva definen identidad regional como aquella parte del autoconcepto de un individuo que deriva del conocimiento de su pertenencia a un grupo regional, junto con el significado valorativo y emocional asociado a dicha pertenencia. Entendiendo por grupo regional, un grupo humano que habita un determinado territorio y, por tanto, comparte un determinado hábitat (base ecológica), tiene una continuidad histórica (base histórica) y una continuidad social (base cultural) (Lisón, 1997). Así, proponen una estructura multidimensional compuesta por tres dimensiones: Conciencia de Pertenencia a la Región, Identificación con el Territorio Regional e Identificación con la Cultura y la Historia Regionales.

No obstante, la dimensionalidad de la identificación social es un tema aún no resuelto, ya que aunque suele operacionalizarse como una escala unidimensional, este enfoque parece ser inadecuado tanto conceptual como empíricamente (Leach et al., 2008). De acuerdo con Cameron (2004), existe numerosa evidencia a favor de una aproximación multidimensional, aunque no hay acuerdo respecto a cuáles serían las dimensiones que la componen.

La propia definición de Tajfel (1984) sugiere una naturaleza multidimensional con tres componentes: los aspectos cognitivos de la pertenencia grupal; los aspectos evaluativos de dicha pertenencia; y los aspectos afectivos asociados al hecho de pertenecer al grupo. Si bien se ha puesto a prueba esta estructura (Brown, Condor, Mathews, Wade, & Williams, 1986), las altas correlaciones interfactoriales parecieran indicar una estructura unidimensional. Curiosamente, Hinkle, Taylor, Fox-Cardamone, y Crook (1989) interpretan estas mismas correlaciones como modestas y defienden una estructura multidimensional. Por ello, adaptan y aplican la escala de Brown et al. (1986), confirmando la presencia de tres factores, aunque sólo dos son esperados (componentes Cognitivo y Emocional), reemplazándose los aspectos evaluativos por un factor que opone las necesidades individuales a la dinámica grupal.

El trabajo de Roccas, Sagiv, Schwartz, Halevy, y Eidelson (2008), recoge ocho distintos modelos multidimensionales de la identificación con un grupo, derivados de la TIS. Todos incluyen una dimensión que estos autores describen como la percepción de que el grupo es una parte importante del autoconcepto (lo que correspondería al componente cognitivo); y siete de ellos contienen la dimensión que los autores denominan compromiso, y que considera tanto el sentir afecto positivo por el grupo como el estar dispuesto a contribuir al grupo. Sin embargo, respecto al resto de las dimensiones, no hay acuerdo entre los distintos modelos. Turner (1982) plantea que la identificación grupal puede distinguirse de la identificación interpersonal, por lo que los miembros del grupo podrían identificarse con la categoría regional o verse más influidos por un vínculo interpersonal con otros miembros del endogrupo. En este supuesto se basa la escala de identificación de Karasawa (1991) compuesta por tres componentes. Los dos primeros refieren al nivel grupal, y serían los elementos cognitivos (conciencia de pertenencia) y afectivos (significado valorativo y emocional asociado a dicha pertenencia) de la definición de Tajfel (1984), y el tercero corresponde a la identificación con los miembros del endogrupo. No obstante, los resultados sólo distinguieron dos factores, la identificación con el grupo y la identificación con sus miembros.

Por su parte, Cameron (2004) propone una escala tridimensional de la identificación social compuesta por la centralidad, los afectos y los lazos hacia el endogrupo. Los resultados en diferentes identidades sociales muestran un mejor ajuste del modelo tridimensional que de los modelos uni y bidimensionales, aunque los índices de ajuste son más bien modestos.

Finalmente, Leach et al. (2008) proponen un modelo jerárquico de la identificación, con dos dimensiones que agrupan cinco componentes. Estas dimensiones serían: Autodefinición Grupal (Autoestereotipia Individual y Homogeneidad Endogrupal) e Inversión del Yo (Solidaridad, Satisfacción y Centralidad). Los datos obtenidos con dos muestras de estudiantes universitarios apoyan la estructura propuesta para diferentes identidades sociales, pero esa estructura no ha sido validada en población general.

El conjunto de trabajos descritos ha permitido avanzar en el desarrollo de instrumentos más sofisticados para medir diferentes aspectos de la identificación social con una precisión cada vez mayor, aunque para ello tienden a ser extensos. Abordando este problema, Postmes, Haslam, y Jans (2013) demuestran que una medida de identificación social de un solo ítem (SISI) puede tener también buena validez y fiabilidad. Sin embargo, aunque este tipo de medidas permite una aproximación global a un constructo homogéneo, no permite el reconocimiento de las especificidades propias de los casos particulares.

La RIS (Zúñiga & Asún, 2004), con una estructura multidimensional, ha demostrado satisfactorias propiedades psicométricas en distintas muestras, destacando una alta discriminación de los ítems y muy buena fiabilidad y validez (Asún & Zúñiga, 2013; Zúñiga & Asún, 2010). Además, la RIS tiene la ventaja de no ser un instrumento genérico de identidad social, sino recoger las especificidades de la identidad regional. Sin embargo, su validación original tuvo dos

limitaciones: se trabajó con una muestra restringida (estudiantes universitarios de una región de Chile) y su estructura factorial no incluyó dimensiones que teóricamente parecen relevantes hoy en día.

Por ello, creemos que, a más de 10 años de su primera versión, se hace necesaria su revisión y actualización. El objetivo del presente trabajo, por tanto, es dar cuenta de dicha actualización, que permitirá disponer de un instrumento conceptualmente más amplio que la versión precedente y validado en estudiantes universitarios (Estudio 1) y población general (Estudio 2). Nuestra hipótesis es que la identidad regional puede estar compuesta por hasta seis dimensiones. Por ello se elaboró una propuesta que consistió en mantener sin cambios dos de las dimensiones del instrumento original (Conciencia de Pertenencia a la Región y Significado de la Pertenencia al Territorio Regional); evaluar la posibilidad de que la tercera dimensión (Pertenencia a la Cultura y la Historia Regional) pueda dividirse en dos dimensiones autónomas; y agregar dos nuevos componentes al instrumento, que podrían constituir o no factores independientes (Significado Valorativo y Emocional de la Pertenencia Regional y la Identificación con el Endogrupo).

Se hipotetiza también que la nueva versión de la RIS mostrará las mismas evidencias de validez que la versión original, así como una buena fiabilidad, la que será muy superior a la obtenida por una medida de identificación regional de un solo ítem.

Para la formulación de ítems que permitieran medir las nuevas dimensiones se utilizó el siguiente procedimiento: (a) se realizaron 12 grupos focales con estudiantes universitarios y 16 grupos con población general (segmentados por edad y nivel socioeconómico), de cuatro regiones chilenas que permitieron determinar la forma en que la población habla de su identificación con el endogrupo regional, su pertenencia a su cultura e historia y el significado valorativo-emocional de su pertenencia regional; (b) se propusieron 30 nuevos ítems, que fueron evaluados por dos jueces expertos en TIS, quienes seleccionaron 20 de éstos en función de su pertinencia y calidad, los que se agregaron a la escala original de 13 ítems, produciendo una nueva versión de la escala compuesta por 33 ítems agrupados en seis dimensiones, la que fue puesta a prueba en los estudios que se describen a continuación.

## **Estudio 1. Estudiantes Universitarios**

### ***Método***

#### *Participantes*

La muestra estuvo compuesta por 1,113 estudiantes universitarios de cuatro regiones chilenas distintas a donde se realizó la validación original, seleccionados a través de un muestreo probabilístico polietápico proporcional, con un error muestral de 2.5%. Las regiones fueron Arica, O'Higgins, Los Ríos y Magallanes, elegidas buscando la mayor heterogeneidad posible (dos son regiones geográficamente extremas y dos centrales, dos son de creación antigua — 1974 —

y dos nuevas — 2007). Del total de participantes, 418 eran varones (37.7%) y 692 mujeres (62.3%), lo que se explica por la composición de las carreras seleccionadas (ciencias sociales y humanidades, ciencias de la salud, educación, ciencias empresariales, ingeniería y ciencias básicas). La media de edad fue 22.2 años, con un rango entre 18 y 50 años. La gran mayoría de los participantes nació en la región en la que respondió el cuestionario (70.6%), mientras que de los 327 sujetos que nacieron en otro lugar, la mayoría de ellos llevaba cinco o más años residiendo en ésta ( $M = 8.4$  años).

### *Procedimiento*

Se listaron las carreras impartidas en cada región, agrupadas por área del conocimiento. Se escogieron aleatoriamente 10 carreras por región. Se contactó a las autoridades de cada carrera, se explicaron los objetivos del estudio y se solicitó su autorización para la aplicación del cuestionario a un curso cualquiera. La muestra total estuvo conformada por ocho universidades y 25 carreras. La aplicación fue autoadministrada a grupos de aproximadamente 25 estudiantes. Un investigador leyó las instrucciones y respondió consultas. Se explicitó que la encuesta era voluntaria y anónima. Sólo se aplicó el instrumento a los estudiantes que dieron consentimiento informado expreso. La aplicación tardó en promedio 20 minutos.

### *Instrumentos*

*RIS.* Se aplicó una versión de 33 ítems tipo Likert con cinco alternativas y un rango de respuesta de 1, ‘muy en desacuerdo’, a 5, ‘muy de acuerdo’.

*Otras medidas.* Para obtener evidencias de la validez, se incluyeron preguntas sobre la región de nacimiento del sujeto y de sus padres, los años que lleva viviendo en la región en caso de no haber nacido en ella, y de qué región se considera. Además, se midió el grado de identificación con el barrio, comuna, provincia, región, país y América Latina, a través de seis escalas de autoasignación numérica de siete puntos que tenían como etiquetas extremas ‘mucho’ y ‘nada’.

### *Análisis Estadístico*

#### *Análisis clásico de ítems*

Se calculó media, desviación típica y asimetría de los ítems.

#### *Análisis factorial confirmatorio*

Para determinar el ajuste del modelo teórico propuesto se utilizó como fuente de información la matriz de correlaciones tetracóricas y la estimación por ULS (Forero & Maydeu-Olivares, 2009), adecuada para datos ordinales.

*Correlaciones y diferencias de medias*

Se calculó la asociación entre la RIS y otras variables, con el fin de aportar evidencias convergentes y divergentes de validez.

*Consistencia interna*

Para estimar la confiabilidad de la escala y sus dimensiones, se calculó la consistencia interna por medio del alpha para datos ordinales (McDonald, 1985).

Se utilizaron los programas Lisrel 8.8 (Jöreskog & Sörbom, 2006) y SPSS 19 (SPSS, 2010).

**Resultados***Análisis clásico de ítems*

Como se observa en las columnas correspondientes al Estudio 1 de la [Tabla 1](#), ninguno de los ítems posee una media extrema o una desviación estándar demasiado baja, ya que en una escala de 1 a 5, la media mínima fue de 2.6 y la máxima 4.2, mientras que la mínima heterogeneidad fue de 0.9 y la máxima dispersión de 1.3. Esto permite concluir que todos los ítems son adecuados para diferenciar las respuestas de los participantes, lo que se confirma por la distribución de frecuencias de las alternativas de respuesta, ya que ningún ítem concentró más del 85% de las respuestas en las alternativas extremas ('muy de acuerdo' y 'de acuerdo' o 'muy en desacuerdo' y 'en desacuerdo'). Lo anterior también se refleja en que la asimetría fue baja para la mayoría de los ítems (las únicas excepciones fueron los ítems 19 y 28 que tuvieron una asimetría ligeramente mayor que 1 en términos absolutos).

*Evidencias de validez de constructo*

Se realizó un análisis factorial confirmatorio con la estructura hipotetizada de seis factores y 33 ítems. Esta estructura mostró un buen ajuste ( $\chi^2_{480} = 2,763.79$ ;  $RMSEA = .07$ ;  $TLI = .97$ ;  $CFI = .97$ ;  $SRMR = .06$ ), pero algunas dimensiones estaban muy correlacionadas, llegando incluso a  $r = .99$  entre algunas de ellas. Con el fin de explorar la posibilidad de una estructura más simple, se realizó un AFE, donde se evidenció que una estructura de tres factores tenía un ajuste óptimo ( $\chi^2_{432} = 2,141.21$ ;  $RMSEA = .06$ ;  $TLI = .93$ ;  $CFI = .94$ ;  $SRMR = .04$ ). En consecuencia, se decidió poner a prueba un modelo de tres factores y 33 ítems, fusionando aquellas dimensiones que aparecían más correlacionadas y modificando la pertenencia de tres ítems que cargaban principalmente en un factor distinto al supuesto inicialmente. El ajuste de este modelo fue adecuado ( $\chi^2_{492} = 3,592.56$ ;  $RMSEA = .08$ ;  $TLI = .92$ ;  $CFI = .91$ ;  $SRMR = .05$ ), pero siete ítems tuvieron cargas factoriales no óptimas con su factor ( $\lambda < .45$ ), por lo que se decidió eliminarlos.

Lo anterior implicó estimar un modelo de tres factores y 26 ítems. El ajuste de este modelo fue perfectamente aceptable ( $\chi^2_{296} = 1,683.23$ ;  $RMSEA = .07$ ;

Tabla 1. Descriptivos de los ítems de la Escala de Identidad Regional (RIS-2).

Ítem	Estudio 1			Estudio 2		
	Media	Desviación típica	Asimetría	Media	Desviación típica	Asimetría
1	3.2	1.3	-0.07	*	*	*
2	4.0	1.0	-0.89	4.3	0.8	-1.25
3	3.7	1.2	-0.69	4.1	1.0	-1.29
4	3.1	1.2	-0.05	3.9	1.0	-1.01
5	3.8	1.2	-0.85	4.2	0.8	-1.35
6	3.8	1.0	-0.69	4.2	0.8	-1.08
7	4.0	1.1	-0.95	4.3	0.8	-1.34
8	3.1	1.3	-0.16	*	*	*
9	3.8	1.0	-0.66	*	*	*
10	3.2	1.0	-0.08	*	*	*
11	2.9	1.2	0.03	*	*	*
12	3.6	1.0	-0.64	*	*	*
13	2.7	1.3	0.31	3.4	1.3	-0.47
14	3.0	1.1	-0.07	*	*	*
15	3.7	1.1	-0.62	3.9	1.0	-0.91
16	3.3	1.1	-0.35	*	*	*
17	3.0	1.1	-0.11	3.8	1.0	-0.80
18	3.8	1.1	-0.67	4.1	0.8	-1.10
19	4.1	1.1	-1.13	4.3	0.8	-1.35
20	2.6	1.2	0.20	*	*	*
21	3.9	1.0	-0.73	4.2	0.8	-1.05
22	3.6	1.0	-0.43	4.1	0.9	-1.14
23	3.8	1.0	-0.58	4.2	0.8	-1.05
24	3.8	1.1	-0.69	4.1	0.9	-1.24
25	3.1	1.1	-0.02	*	*	*
26	4.0	0.9	-0.97	*	*	*
27	3.5	1.3	-0.30	3.8	1.2	-0.70
28	4.2	0.9	-1.11	*	*	*
29	3.7	1.1	-0.54	*	*	*
30	3.3	1.1	-0.29	*	*	*
31	3.6	1.3	-0.51	*	*	*
32	3.0	1.1	-0.04	*	*	*
33	3.3	1.0	-0.21	4.0	0.9	-1.04

Nota: rango de respuestas 1 a 5; \* = ítem eliminado

$TFI = .98$ ;  $CFI = .98$ ;  $SRMR = .05$ ). No obstante, para lograr una escala más breve se decidió eliminar los ítems con  $\lambda < .5$  con su factor, para así contar con un instrumento de menor tamaño y óptimo en sus medidas.

Todo ello generó un instrumento final de tres factores con 17 ítems (RIS-2), que obtuvo un muy buen ajuste ( $\chi^2_{116} = 664.51$ ;  $RMSEA = .07$ ;  $TLI = .98$ ;  $CFI = .99$ ;  $SRMR = .04$ ) con todos los ítems con cargas factoriales óptimas ( $\lambda > .5$ ). No obstante, debido a que los tres factores tienen altas correlaciones entre sí (desde .83 a .94), existía la posibilidad de que la estructura fuera más simple, por lo que se pusieron a prueba modelos de 1 y 2 factores (este último

fusionando los dos factores más correlacionados entre sí), anidados en el de tres factores. Se encontró que ambos modelos tienen un muy buen ajuste (para el caso unifactorial:  $\chi^2_{119} = 829.95$ ;  $RMSEA = .08$ ;  $TFI = .98$ ;  $CFI = .98$ ;  $SRMR = .05$ ; para el caso bifactorial:  $\chi^2_{118} = 741.83$ ;  $RMSEA = .07$ ;  $TFI = .98$ ;  $CFI = .98$ ;  $SRMR = .04$ ). No obstante, tanto el modelo anidado de dos factores ( $\chi^2_{dif} = 77.32$ ;  $gl = 2$ ;  $p < .01$ ) como el de un factor ( $\chi^2_{dif} = 165.4$ ;  $gl = 3$ ;  $p < .01$ ), tuvieron ajustes significativamente inferiores al de tres factores, por lo que se considera que, pese a que las representaciones unidimensional y bidimensional pueden ser consideradas buenas representaciones de los datos, la estructura trifactorial es la óptima para los datos disponibles, aunque los factores identificados compartan una parte importante de su varianza.

Cabe destacar que los factores retenidos corresponden exactamente a las tres dimensiones de la versión original del instrumento (Conciencia de Pertenencia, Identificación con el Territorio Regional e Identificación con la Cultura Regional), por lo que es posible confirmar la validez y estabilidad de dicha estructura, que se enriquece con la mejor delimitación de los subtemas que constituyen cada uno de sus factores y se rechaza la existencia de una estructura más compleja, como la que constituía la hipótesis del presente trabajo. La [Figura 1](#) representa el modelo trifactorial final.

#### *Evidencias de validez convergente y discriminante*

Como muestra la fila correspondiente al Estudio 1 de la [Tabla 2](#), la correlación más alta entre la RIS-2 y distintas identificaciones territoriales se obtuvo con la identificación con la región, siendo significativa ( $p < .001$ ) la magnitud de la diferencia entre esta correlación y el resto, lo que indica que la escala efectivamente estaría midiendo un constructo distinto a otras identidades territoriales.

Otras evidencias de validez del instrumento provienen de su asociación con variables sociodemográficas: las puntuaciones en la RIS-2 están fuertemente asociadas a haber nacido en la región ( $t_{492} = 13.8$ ;  $p < .001$ ) y a considerarse parte de la región ( $t_{364} = 14.3$ ;  $p < .001$ ). También se encuentra asociación significativa entre la RIS-2 y el que los padres hayan nacido en la región (padre:  $t_{1,064} = 6.4$ ;  $p < .001$ ; madre:  $t_{1,028} = 14.3$ ;  $p < .001$ ). Para los participantes que no nacieron en la región, se encontró una correlación alta y significativa entre la RIS-2 y el tiempo que se lleva viviendo en la región ( $r = .35$ ;  $p < .001$ ). Todos estos resultados refuerzan la evidencia a favor de la validez de la RIS-2.

#### *Fiabilidad*

La columna correspondiente al primer estudio de la [Tabla 3](#) muestra que la escala RIS-2 posee una muy adecuada consistencia interna, tanto a nivel global como para cada subescala.

Como comparación, utilizamos el procedimiento descrito por Postmes et al. (2013) para estimar la fiabilidad de la pregunta de identificación con la región, obteniendo un valor de .43, demostrándose, en este caso, la inadecuación del empleo de escalas de un solo ítem.



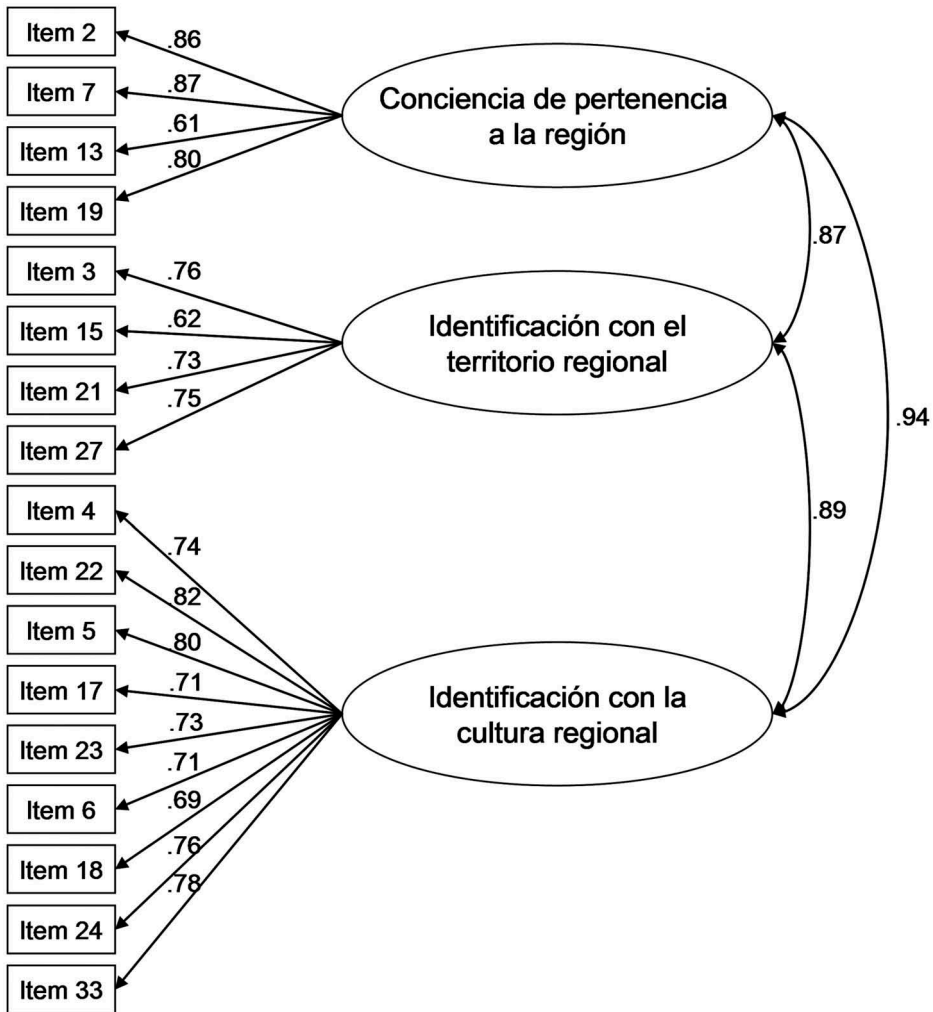


Figura 1. Modelo factorial final de la escala RIS-2.

Tabla 2. Relación (rho de Spearman) entre la RIS y otras identificaciones territoriales.

	Región	Barrio	Ciudad	Provincia	Chile	Latinoamérica
Estudio 1	.64	.16	.51	.51	.20	.14
Estudio 2	.37	.33	.37	.36	.14	.11

Nota: todas significativas con  $p < .01$

### Conclusión

Este estudio demuestra que la RIS-2 tiene solidez teórica y evidencias empíricas de validez, que se mantienen en su aplicación a población universitaria en regiones diferentes a aquella en la que fue validada originalmente. Esta nueva

Tabla 3. Fiabilidad de la RIS-V2 y sus dimensiones.

Factor	Alpha	
	Estudio 1	Estudio 2
Conciencia de pertenencia a la región	.84	.80
Identificación con el territorio regional	.81	.75
Identificación con la cultura regional	.92	.93
Escala Total	.95	.95

versión de 17 ítems puede ser utilizada como un instrumento tridimensional con dimensiones altamente correlacionadas, o como un instrumento unidimensional.

## Estudio 2. Población General

Dado que la RIS fue validada en estudiantes universitarios con aplicación auto-administrada, antes de aplicar la RIS-2 a población general, se realizó un pretest a una muestra reducida de zonas urbanas y rurales ( $n = 50$ ), con el fin de evaluar la comprensión de los ítems y el formato de aplicación con encuestador. Se utilizaron tarjetas con las alternativas de respuesta, de modo que el encuestador leía los ítems y el sujeto identificaba la respuesta en la tarjeta. Al no encontrarse dificultades, se llevó a cabo la aplicación definitiva.

### Método

#### Participantes

1,200 personas mayores de 18 años, seleccionadas por medio de un diseño muestral probabilístico polietápico, en las mismas cuatro regiones en las que se realizó el Estudio 1 (300 casos por región).

En cada región se seleccionaron dos localidades, incluyendo sectores urbanos y rurales, con el fin de capturar el máximo de heterogeneidad intrarregional. El error muestral intraregional fue 5.7% y 3% para las cuatro regiones.

El rango de edad fue de 25 a 91 años, con una media de 44. La muestra está muy equilibrada por sexo (49.2% varones), por actividad laboral y nivel socio económico. La mayoría de los participantes nació en la región en que fue encuestado (68.4%), mientras que los que nacieron en otra región llevaban mayoritariamente cinco o más años residiendo allí (83.9%, media de tiempo viviendo en la región = 25.2 años).

#### Procedimiento

El diseño muestral consideró tres etapas de selección aleatoria: manzanas, viviendas e individuo. Una vez seleccionada la vivienda, el encuestador registró el nombre de todos los individuos presentes mayores de 18 años y aplicó una tabla de números aleatorios para seleccionar al participante. A este se le pidió

su colaboración voluntaria, se le informaron los objetivos del estudio, asegurando anonimato y confidencialidad. Adicionalmente, se le entregó un consentimiento informado y se solicitó su firma.

### *Instrumentos*

Se aplicó la RIS-2, más las mismas preguntas para validación convergente y discriminante que en el Estudio 1. Se mantuvo la numeración de los ítems para facilitar su comparación.

### *Análisis*

Se realizaron los mismos análisis que en el Estudio 1.

## **Resultados**

### *Análisis de ítems*

Como se observa en las columnas correspondientes al Estudio 2 de la [Tabla 1](#), ninguno de los ítems posee una media extrema o una desviación estándar demasiado baja, ya que en una escala de 1 a 5, la media mínima fue de 3.4 y la máxima 4.3, mientras que el rango de dispersión estuvo entre .8 y 1.3. Esto permite concluir que todos los ítems son adecuados para diferenciar las respuestas de las participantes. No obstante, las medias por ítem fueron más altas que en la muestra de estudiantes, generándose mayor concentración de respuestas en el polo positivo (en siete ítems las alternativas extremas obtuvieron más del 85% de las respuestas). Esto se refleja en la mayor asimetría de los ítems en esta muestra (el mayor valor absoluto fue 1.35).

Este mayor nivel de identidad regional en población general que en estudiantes podría explicarse por dos diferencias observadas entre las muestras: (a) la media de edad (44 años versus 22.2), puesto que se encontró una correlación de .30 ( $p < .001$ ) entre la edad de los participantes y su nivel de identidad regional; y (b) el tiempo promedio que llevan viviendo en la región quienes no nacieron en ella (25 años versus 8.40;  $t = 16.5$ ;  $p < .001$ ), lo que implica un porcentaje significativamente diferente ( $t = 9.3$ ;  $p < .001$ ) de quienes se consideran de la región en la que fueron encuestados (91.1% en población general y 77.1% en estudiantes). Por ello, comparando sólo a quienes nacieron en la región o se consideran de ella, las diferencias entre ambos grupos disminuyen.

### *Evidencias de validez de constructo*

Se evaluó el ajuste del modelo de tres factores y 17 ítems, a través de un análisis factorial confirmatorio, obteniéndose muy buenos resultados ( $\chi^2_{116} = 367.98$ ;  $RMSEA = .04$ ;  $NNFI = .99$ ;  $CFI = .99$ ;  $AGFI = .99$ ;  $SRMR = .04$ ). No obstante, se obtuvo el mismo nivel de ajuste para el modelo unifactorial ( $\chi^2_{119} = 370.77$ ;  $RMSEA = .04$ ;  $NNFI = .99$ ;  $CFI = .99$ ;  $AGFI = .99$ ;  $SRMR = .04$ ), lo que podría

significar que en esta población, la representación más parsimoniosa de los datos es unidimensional. Refuerza lo anterior el que la diferencia de ajuste entre ambos modelos anidados no fue significativa ( $\chi^2_{\text{dif}} = 2.79$ ;  $gl = 2$ ;  $p = .421$ ) y que las correlaciones entre los factores fue muy alta (fluctuando entre .96 y .98). Finalmente, todas las cargas factoriales fueron altas ( $\lambda > .49$ ), lo que indica que los ítems son buenos indicadores de la variable latente.

### *Evidencias de validez convergente y discriminante*

Como puede observarse en la fila correspondiente al Estudio 2 de la [Tabla 2](#), en esta población la RIS-2 aparece altamente asociada no solo a la identificación con la región, sino también a la identificación con el barrio, la ciudad y la provincia. Es decir, con todas las entidades de orden inferior, que parecieran estar subsumidas en la identificación con la región. La diferencias de magnitud entre esas correlaciones no son significativas ( $p > .05$ ).

Por otro lado, la RIS-2 tiene correlaciones significativamente inferiores ( $p < .001$ ) con las entidades de orden superior, como el país y Latinoamérica. En consecuencia, podría hipotetizarse que en población general la región aglutinaría la vida cotidiana de las personas, y sería el límite entre estas experiencias cotidianas y las categorías territoriales más abstractas.

Respecto a las evidencias de validez del instrumento por su relación con variables sociodemográficas, se observa que la RIS-2 se asocia al haber nacido en la región ( $t_{492} = 5.1$ ;  $p < .001$ ), y a considerarse parte de ella ( $t_{364} = 11.9$ ;  $p < .001$ ). También se encuentra asociación significativa entre la RIS-2 y el que los padres hayan nacido en la región (padre:  $t_{1,064} = 3.1$ ;  $p = .002$ ; madre:  $t_{1,028} = 4.0$ ;  $p < .001$ ), mientras que para los participantes que no nacieron en la región se encontró una correlación alta y significativa entre la RIS-2 y el tiempo que se lleva viviendo en la región ( $r = .43$ ;  $p < .001$ ).

Todos estos resultados refuerzan la evidencia a favor de la validez del instrumento para su aplicación en población general.

### *Fiabilidad*

La columna correspondiente al Estudio 2 de la [Tabla 3](#), muestra la adecuada consistencia interna de la escala global y de cada subescala. En este caso, la fiabilidad de la pregunta de identificación con la región (calculada según el procedimiento propuesto por Postmes et al., 2013) fue aún más baja: .14, confirmando lo poco recomendable de usar una escala de un solo ítem.

### **Conclusión**

La RIS-2, construida y validada en estudiantes universitarios con aplicación auto-administrada, ha demostrado adecuadas propiedades psicométricas al ser aplicada en población general, en formato de aplicación cara a cara con encuestador. La solución de tres factores presenta un muy buen ajuste a los datos, pero las tres dimensiones

están altamente correlacionadas, por lo que, en este caso la representación unidimensional parece más adecuada. En el [Apéndice](#) se presenta la versión final de la RIS-2.

## Discusión

Los resultados de ambos estudios dan cuenta de las satisfactorias propiedades psicométricas de una escala que permite medir la intensidad de un tipo particular de identidad social, que ha demostrado tener alta relevancia para la participación en la acción colectiva, como es la identidad regional (Paasi, 2003).

La RIS-2 posee una estructura interna más coherente, fácil de interpretar y ajustada a los datos que su primera versión, lo que justifica plenamente su rediseño por medio del uso de técnicas estadísticas y psicométricas más actuales y adecuadas a la naturaleza ordinal de los datos de una escala tipo Likert. Ha sido validada en Chile tanto para estudiantes universitarios como para población general, en aplicación autoadministrada y cara a cara. Tiene alta fiabilidad y ha presentado sólidas evidencias de validez, estimada a través de procedimientos de constructo, convergente y discriminante. Además, se ha mejorado su validez de contenido al incluir ítems relacionados con distintos aspectos de la identidad regional.

Si bien se propuso incorporar nuevas dimensiones a la escala, se ha constatado que es la estructura original la que mejor ajusta a los datos, por lo que se mantiene un modelo tridimensional conformado por Conciencia de Pertenencia (componente cognitivo de la identificación, es decir, categorizarse uno mismo como un miembro del endogrupo regional); Identificación con el Territorio (significado valorativo y emocional asociado a la pertenencia a un hábitat determinado, con sus características geográficas y climáticas), e Identificación con la Cultura y la Historia Regional (significado valorativo y emocional asociado a los modos de vida y las costumbres regionales; al conjunto de sucesos o hechos históricos, políticos y sociales; y a los miembros del endogrupo).

Esta estructura se asemeja, al menos superficialmente, a las propuestas de Ellemers, Kortekaas, y Ouwerkerk (1999), Jackson (2002) y Cameron (2004), que consideran también tres dimensiones, e incluyen componentes cognitivos, evaluativos y afectivos, lo que indica algún grado de convergencia conceptual y operacional (Cameron, 2004).

Sin embargo, podemos observar varias diferencias. Al igual que en el estudio de Hinkle et al. (1989), en la RIS-2 los aspectos evaluativos no surgen como un factor diferenciado, y se agrupan con los aspectos emocionales en función de contenidos específicos de la identidad regional, como son el territorio y la cultura. Por otro lado, y a diferencia de lo observado por Karasawa (1991) y Cameron (2004), la identificación con los miembros del endogrupo, no constituye una dimensión independiente, sino que se incluye en la Identificación con la Cultura Regional. Esto último puede explicarse por el contenido específico de la identidad estudiada, puesto que la cultura incluye el modo de vida de los miembros de una sociedad, con sus hábitos y costumbres (Giddens, 1993) y es comprensible que, aunque conceptualmente estos elementos puedan distinguirse, para los participantes conformen un solo aspecto de su identidad regional.

Por su parte, la Conciencia de Pertenencia a la región se mantiene como una dimensión independiente, que corresponde a los aspectos cognitivos de la pertenencia grupal, y que podría asimilarse a la dimensión de centralidad de Leach et al. (2008) y Cameron (2004).

Podemos sostener, por tanto, que esta investigación constituye tanto una confirmación del carácter multidimensional del constructo de identidad regional como una explicación de por qué persiste el debate respecto a la estructura dimensional de la identidad social, ya que se ha podido constatar la presencia de dimensiones altamente correlacionadas. En términos aplicados, se puede sostener entonces, que tanto una estructura trifactorial como una unifactorial son coherentes con los datos, por lo que se podría emplear la escala de una forma u otra según los objetivos de la medición. Es decir, si se requiere la descripción detallada de la identidad regional de un grupo particular, se recomienda un enfoque multidimensional, pues permite determinar el área en que la identificación del grupo es mayor o menor. Por el contrario, si se requiere una evaluación general de la identidad regional para comparar entre grupos, determinar la asociación entre esta identidad social y otras variables, estudiar su utilidad en la comprensión de procesos psicológicos relacionados con el bienestar o la conexión entre las conductas individuales y las grupales — entre otras — puede ser más parsimonioso emplear una perspectiva unifactorial.

En cuanto a la particular identidad estudiada, la elevada puntuación promedio de los participantes de ambos estudios (estudiantes: 3.7; población general: 4.1; en una escala de 1 a 5, para quienes nacieron en la región o llevan viviendo en ella cinco o más años), sugiere la existencia de una identidad social enraizada en la pertenencia regional, que tiene un sentido para los participantes y que forma parte de su auto-concepto. De este modo, la escala se revela como una herramienta útil para el estudio de una pertenencia que ocuparía un lugar importante dentro del concepto del yo, junto a otras identidades sociales más clásicas, como la identidad nacional, por ejemplo, de la que claramente se diferencia a tenor de los resultados obtenidos.

Respecto a que la correlación interfactorial sea mayor en población general que en universitarios, es necesario considerar que las identidades sociales llevan aparejados distintos procesos, como cogniciones, motivaciones, emociones, entre otros. Una posible hipótesis es que en universitarios exista mayor elaboración y análisis, y en población general, en cambio, se realice una evaluación más primaria, donde la emoción inunde los demás procesos. Otra posible explicación es que en presencia de mayores niveles de identidad regional no es fácil distinguir entre dimensiones, pues todas son igualmente altas. Estas hipótesis podrían permitir explicar también por qué en población general la RIS-2 aparece igualmente asociada a todas las entidades territoriales subsumidas en la región y sólo se distingue de las entidades más abstractas y lejanas, como el país y Latinoamérica.

Estos resultados dejan en evidencia las importantes diferencias que pueden encontrarse entre la subpoblación de estudiantes universitarios y la población general de los mismos territorios, cuando se estudian constructos psicosociales, tema al que debería darse mayor consideración al validar instrumentos psicométricos.

En cuanto a las limitaciones del estudio, es necesario reiterar una advertencia que se hace ya en la publicación de la primera versión de la RIS, y es que ésta ha sido diseñada en un contexto en que las identidades regionales no incluyen referencias a la lengua como elemento promotor de la identificación, ya que no existen diferencias de idioma o dialecto a esta escala territorial. En Chile el único idioma oficial es el castellano y aunque se hablan algunas lenguas originarias, éstas no son mayoritarias en ninguna región del país. Por tanto, considerando que el lenguaje es un elemento básico de los sentimientos de apego cultural (Salazar, 1996), en caso de usar la RIS-2 en poblaciones donde éste sea un elemento distintivo de la región, deberá evaluarse la incorporación de ítems que den cuenta de este componente.

### Acknowledgements / Agradecimientos

This research was conducted within the framework of project Fondecyt No. 1140815 funded by the National Science and Technology Research Commission of Chile. / *Esta investigación se ha realizado en el marco del proyecto Fondecyt N° 1140815 financiado por la Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica de Chile.*

### Disclosure statement

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

### References / Referencias

- Asún, R., & Zúñiga, C. (2013). Identidad nacional e identidades regionales en el Chile de hoy ¿complementariedad o conflicto? *Estudios de Psicología*, 34, 95–100. doi:10.1174/021093913805403183
- Beck, U., & Beck-Gernsheim, E. (2001). *Individualization: Institutionalized individualism and its social and political consequences*. London: Sage.
- Brown, R. J., Condor, F., Mathews, A., Wade, C., & Williams, J. A. (1986). Explaining intergroup differentiation in an industrial organization. *Journal of Occupational Psychology*, 22, 78–92. doi:10.1111/j.2044-8325.1986.tb00230.x
- Cameron, J. (2004). A three-factor model of social identity. *Self and Identity*, 3, 239–262. doi:10.1080/13576500444000047
- Castells, M. (1997). *The power of identity*. Oxford: Blackwell.
- Deaux, K. (2000). Models, meanings and motivations. In D. Capozza & R. Brown (Eds.), *Social identity process. Trends in theory and research* (pp. 1–14). London: SAGE.
- Ellemers, N., Kortekaas, P., & Ouwerkerk, J. W. (1999). Self-categorisation, commitment to the group and group self-esteem as related but distinct aspects of social identity. *European Journal of Social Psychology*, 29, 371–389. doi:10.1002/(SICI)1099-0992(199903/05)29:2/3<371::AID-EJSP932>3.0.CO;2-U
- Forero, C., & Maydeu-Olivares, A. (2009). Estimation of IRT graded response models: Limited versus full information methods. *Psychological Methods*, 14, 275–299. doi:10.1037/a0015825
- Giddens, A. (1993). *Sociología*. Madrid: Alianza.
- Harvey, D. (1993). From space to place and back again: Reflections on the condition of postmodernity. In J. Bird, B. Curtis, T. Putnam, G. Robertson, & L. Tickner (Eds.), *Mapping the futures* (pp. 3–29). London: Routledge.

- Hinkle, S. W., Taylor, L. A., Fox-Cardamone, D. L., & Crook, K. F. (1989). Intragroup identification and intergroup differentiation: A multicomponent approach. *British Journal of Social Psychology*, 28, 305–317. doi:10.1111/j.2044-8309.1989.tb00874.x
- Huddy, L. (2001). From social to political identity: A critical examination of social identity theory. *Political Psychology*, 22, 127–156. doi:10.1111/0162-895X.00230
- Jackson, J. W. (2002). Intergroup attitudes as a function of different dimensions of group identification and perceived intergroup conflict. *Self and Identity*, 1, 11–33. doi:10.1080/152988602317232777
- Jetten, J., Haslam, C., & Haslam, S. A. (Eds.). (2012). *The social cure: Identity, health and well-being*. New York, NY: Psychology Press.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.8*. Lincolnwood: SSI.
- Karasawa, M. (1991). Toward an assessment of social identity: The structure of group identification and its effects on ingroup evaluations. *British Journal of Social Psychology*, 30, 293–307. doi:10.1111/j.2044-8309.1991.tb00947.x
- Leach, C. W., Van Zomeren, M., Zebel, S., Vliek, M., Pennekamp, S. F., Doosje, B., ... Spears, R. (2008). Group-level self-definition and self-investment: A hierarchical (multi-component) model of in-group identification. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95, 144–165. doi:10.1037/0022-3514.95.1.144
- Lisón, C. (1997). *Las máscaras de la identidad. Claves antropológicas*. Barcelona: Ariel.
- McDonald, R. P. (1985). *Factor analysis and related methods*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Oyserman, D. (2007). Social Identity and Self-Regulation. In A.W. Kruglanski & E.T. Higgins (Eds.), *Social Psychology: Handbook of Basic Principles*, 2nd Edition, (pp. 432–453). New York, NY: The Guilford Press
- Paasi, A. (2003). Region and place: Regional identity in question. *Progress in Human Geography*, 27, 475–485. doi:10.1191/0309132503ph439pr
- Postmes, T., Haslam, S. A., & Jans, L. (2013). A single-item measure of social identification: Reliability, validity, and utility. *British Journal of Social Psychology*, 52, 597–617. doi:10.1111/bjso.12006
- Roccas, S., Sagiv, L., Schwartz, S. H., Halevy, N., & Eidelson, R. (2008). Toward a unifying model of identification with groups: Integrating theoretical perspectives. *Personality and Social Psychology Review*, 12, 280–306. doi:10.1177/1088868308319225
- Salazar, J. M. (1996). Identidad social e identidad nacional. In J. F. Morales, D. Páez, & J. C. Deschamps (Eds.), *Identidad Social. Aproximaciones psicosociales a los grupos y a las relaciones entre grupos* (pp. 495–515). Valencia: Promolibro.
- SPSS Inc. (2010). *Spss para Windows, versión 19*. Chicago: Author.
- Tajfel, H. (1984). *Grupos Humanos y Categorías Sociales*. Barcelona: Herder.
- Tajfel, H., & Turner, J. (1989). La teoría de la identidad social de la conducta intergrupar. In J. F. Morales & C. Huici (Eds.), *Lecturas de psicología social* (pp. 41–87). Madrid: Universidad Nacional de Educación a Distancia.
- Turner, J. (1982). Towards a cognitive redefinition of the social group. In H. Tajfel (Ed.), *Social identity and intergroup relations* (pp. 15–40). Cambridge: Cambridge University Press.
- Van Stekelenburg, J., & Klandermans, B. (2007). Individuals in movements: A social psychology of contention. In B. Klandermans & C. M. Roggeband (Eds.), *The handbook of social movements across disciplines* (pp. 157–204). New York: Springer.
- Zúñiga, C., & Asún, R. (2004). Diseño y Validación de una Escala de Identidad Regional. *Revista de Psicología Social*, 19, 35–49. doi:10.1174/021347404322726544
- Zúñiga, C., & Asún, R. (2010). Identidad social y discriminación intergrupar ¿Una relación inevitable? El caso de las identidades regionales en Chile. *Revista de Psicología Social*, 25, 215–230. doi:10.1174/021347410791063778



## Appendix

### RIS-2 Scale

Subscale / Themes		Item
Awareness of Regional Belonging dimension		2 I feel proud to be part of this region
		7 I feel like part of this region
		13 I would like to live in another region in the near future (-)
		19 If I had to live away from this region for any reason, I'd try to return one day
Identification with the Regional Territory dimension		3 If I'm outside this region for a long time, I begin to miss the landscape and climate, as if the region were part of me*
		15 If someone says something unpleasant about the landscape of this region in conversations with family members, friends or acquaintances, I will most likely be upset*
		21 I feel important ties with the landscape of this region*
		27 I think this region is the most beautiful one in the country*
Identification with the Regional Culture dimension	History	4 I feel like part of the history of this region*
		22 It is a privilege to be heir to the history of this region
	Customs and traditions	5 With all its good and bad, this is the region and culture to which I belong*
		17 I am somehow a reflection of the culture of this region*
Inhabitants		23 I feel proud to live in a region with the folklore, customs and traditions that this one has*
		6 I somehow feel connected to the people of this region
		18 When someone speaks well of the inhabitants of my region, I take it as a personal compliment
		24 When I talk about the people of this region, I often say "we" instead of "they"
		33 I would feel good if someone described me as a typical person from this region

Note: \* = Items on the original scale; (-) = Inverse item

**Apéndice**

## Escala RIS-2

Subescala / Temas	Ítem
Dimensión Conciencia de pertenencia a la región	2 Me siento orgulloso/a de ser parte de esta región
	7 Yo me siento parte de esta región
	13 Me gustaría ir a vivir a otra región en los próximos años (-)
	19 Si por alguna razón tuviera que irme a vivir fuera de la región, intentaría volver algún día
Dimensión Identificación con el territorio regional	3 Si estoy mucho tiempo fuera de la región empiezo a extrañar el paisaje y el clima, como si esta región fuera parte de mí*
	15 Si en conversaciones con familiares, amigos o conocidos alguien dijera algo desagradable acerca del paisaje de esta región, lo más probable es que yo me molestaría*
	21 Yo siento importantes vínculos con el paisaje de esta región*
	27 Para mí esta región es la más hermosa del país*
	4 Yo me siento parte de la historia de esta región*
Historia	22 Es un privilegio ser heredero de la historia de esta región
Costumbres y tradiciones	5 Con sus cosas buenas y malas, esta es la región y la cultura a la que pertenezco*
	17 Yo soy, en cierto modo, un reflejo de la cultura de esta región*
Dimensión Identificación con la cultura regional	23 Me siento orgulloso(a) de vivir en una región con el folklore, las costumbres y las tradiciones que ésta tiene*
	6 Me siento unido(a) de algún modo a la gente de esta región
	18 Cuando alguien habla bien de los habitantes de mi región lo siento como un halago personal
	Habitantes
	33 Me sentiría bien si alguien me describiera como una persona típica de esta región

Nota: \* = Ítems de la escala original; (-) = Ítem inverso