



# Spanish validation of the Servant Leadership Short Scale for young adults and adolescents / Validación de la Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada en español para jóvenes adultos y adolescentes

Reynaldo G. Rivera, David Santos & Manuel Martín-Fernández

To cite this article: Reynaldo G. Rivera, David Santos & Manuel Martín-Fernández (2017): Spanish validation of the Servant Leadership Short Scale for young adults and adolescents / Validación de la Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada en español para jóvenes adultos y adolescentes, *Revista de Psicología Social*, DOI: [10.1080/02134748.2017.1292701](https://doi.org/10.1080/02134748.2017.1292701)

To link to this article: <http://dx.doi.org/10.1080/02134748.2017.1292701>



Published online: 24 Mar 2017.



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



Article views: 2



View related articles [↗](#)



View Crossmark data [↗](#)

## Spanish validation of the Servant Leadership Short Scale for young adults and adolescents / *Validación de la Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada en español para jóvenes adultos y adolescentes*

Reynaldo G. Rivera<sup>a</sup>, David Santos <sup>b</sup>, and Manuel Martín-Fernández <sup>c</sup>

<sup>a</sup>Universidad de Navarra; <sup>b</sup>Universidad Autónoma de Madrid; <sup>c</sup>Universidad de Valencia  
(Received 25 February 2016; accepted 12 June 2016)

**Abstract:** The aim of the current study was to validate a shortened Spanish version of the Servant Leadership Profile (SLP). In Study 1, a number of experts evaluated and reduced the original scale to 14 items and named the revised version the Servant Leadership Short Scale (SLSS). An exploratory factor analysis conducted with a sample of 1,001 students revealed two possible structure solutions, a one-factor solution and a two-correlated factor solution. Study 2 used a different sample of 456 students to examine the explored structures using confirmatory factor analysis. A one-factor solution was proposed ( $\chi^2/df = 3.4$ ,  $CFI = .91$ ,  $TLI = .90$ ,  $RMSEA = .07$ ,  $SRMR = .06$ ). Finally, in Study 3, servant leadership was used as a predictor of self-efficacy ( $b = .685$ ,  $p < .001$ ) and demonstrated good predictive validity. This model explained 41.55% of the variance on self-efficacy. Reliability analyses of the three studies showed that this 14-item Spanish version had high internal consistency. Together, the results of the three studies support the application of the SLSS in future research.

**Keywords:** confirmatory factor analysis; exploratory factor analysis; leadership; reliability; servant leadership

**Resumen:** El objetivo del presente estudio fue validar una versión abreviada de la escala Perfil de Liderazgo de Servicio (*Servant Leadership Profile* o SLP). En el Estudio 1, diversos expertos evaluaron y redujeron la escala original a 14 ítems, y la denominaron Escala de Liderazgo de Servicio — Versión Abreviada (ELSVA). El análisis factorial exploratorio realizado con una muestra de 1001 estudiantes reveló dos modelos estructurales posibles, una estructura unifactorial y una estructura de dos factores correlacionados. En el Estudio 2 se utilizó una muestra diferente de 456

---

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

English version: pp. 1–13 / *Versión en español:* pp. 14–27

References / *Referencias:* pp. 27–30

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

Authors' Address / *Correspondencia con los autores:* David Santos, Departamento de Psicología Social y Metodología, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Madrid, Campus de Cantoblanco., Crta. Colmenar km. 15, 28049 Madrid, España.

E-mail: [david.santos@uam.es](mailto:david.santos@uam.es)

estudiantes para analizar dichas estructuras a través de un análisis factorial confirmatorio, por el que se propuso una solución unifactorial ( $\chi^2/gl = 3.4$ ,  $CFI = .91$ ,  $TLI = .90$ ,  $RMSEA = .07$ ,  $SRMR = .06$ ). Por último, en el Estudio 3, incluimos el liderazgo de servicio como predictor de la autoeficacia ( $b = .685$ ,  $p < .001$ ) y demostramos su validez predictiva. Este modelo explica el 41.55% de la varianza en autoeficacia. Los análisis de fiabilidad de los tres estudios demostraron que la versión española de 14 ítems tiene una consistencia interna elevada. En conjunto, los resultados de los tres estudios apoyan el uso de la ELSVA en futuras investigaciones.

**Palabras clave:** análisis factorial confirmatorio; análisis factorial exploratorio; liderazgo; fiabilidad; liderazgo de servicio

Measuring leadership abilities has always been a core topic in social psychology journals (Cattell, 1951; Eagly & Karau, 1991; García-Guiu, Molero, & Moriano, 2015; Ross & Offermann, 1997). As there are different scales that attempt to measure personal leadership styles, several scales have been built using different leadership concepts and paradigms such as transformational leadership (Bass & Riggio, 2006; Lowe, Kroeck, & Sivasubramaniam, 1996), transactional leadership (Judge & Piccolo, 2004; Molero, Cuadrado, Navas, & Morales, 2007), charismatic leadership (Conger & Kanungo, 1994; Howell & Frost, 1989), laissez-faire leadership (Eagly, Johannesen-Schmidt, & Van Engen, 2003), authentic leadership (Avolio & Gardner, 2005) or servant leadership (Greenleaf, 1977), to mention only a few examples. While many of the studies on leadership are focused on young professionals and adults, servant leadership is recognized as an important issue for promoting resiliency, positive networking, participation and community stewardship among adolescents and young people (Grothaus, 2004; Libby, Sedonaen, & Bliss, 2006).

The servant leadership style (Greenleaf, 1977) is a research-based model characterized by the natural inclination that serving others is the highest priority (Parris & Peachey, 2013; Sendjaya & Sarros, 2002). That is, a person is a 'servant leader' if his/her decisions benefit the entire group or organization (Libby et al., 2006). Listening, healing, awareness, conceptualization, stewardship and seeking to build a community are the key characteristics of a servant leader (Greenleaf & Spears, 1998). The decision processes and the service orientations of servant leaders are vehicles for invoking organizational egalitarianism, which is described as the conjunction of applied knowledge and informed experience to make both optimal and altruistic choices (Bierly, Kessler, & Christensen, 2000).

Servant leadership differs from the other types of leadership mentioned (Stone, Russell, & Patterson, 2004). For instance, though Graham (1991) suggested that transformational leaders are focused on the organization, this alone is insufficient to explain behaviour that is altruistic in nature or that is focused on team members. Consistent with this thinking, Sendjaya, Sarros, and Santora (2008) reviewed four types of leadership (i.e., transformational, spiritual, authentic and servant) and concluded that servant leaders are unique as they are more likely than transformational leaders to demonstrate the natural inclination to serve marginalized people and to prioritize the needs of the followers. Furthermore, they also

contend that servant leaders are more likely than authentic leaders to emphasize a spiritual orientation. However, both concepts, servant and authentic leadership, can be included in what is called positive leadership, characterized by the combination of both positive psychology and healthy organizations (Antino, Gil-Rodríguez, Rodríguez-Muñoz, & Borzillo, 2014; Avolio & Gardner, 2005; Van Dierendonck, 2011).

Moreover, servant leadership is important because it is related to other important constructs such as self-efficacy (Cerit, 2009; Poon, 2006). For instance, though Walumbwa, Hartnell, and Oke (2010) found that servant leadership has an impact on organizational citizenship behaviour, they also noted that this relationship was mediated by self-efficacy (i.e., servant leadership influenced individual levels of self-efficacy). Similarly, Poon's model suggests that servant leadership behaviours positively impact self-efficacy. Following this line of research, we hypothesized that higher levels of servant leadership are associated with higher levels of self-efficacy. Study 3 tested this specific hypothesis. We have focused on the relationship between servant leadership and self-efficacy because previous research has found the very same relationship for other leadership scales such as transformational leadership (Gong, Huang, & Farh, 2009), charismatic leadership (Shamir, House, & Arthur, 1993) or self-leadership (Prussia, Anderson, & Manz, 1998).

Several measures have been constructed to measure servant leadership: the Servant Leadership Profile (SLP; Dennis & Winston, 2003; Page & Wong, 2000), which is comprised of 99 items and 12 dimensions (integrity, humility, servanthood, caring for others, empowering others, developing others, visioning, goal-setting, leading, modelling, team-building and shared decision making); the Executive Servant Leadership Scale (ESLS; Reed, Vidaver-Cohen, & Colwell, 2011), which is composed of 25 items and five dimensions (employee support, community building, altruism, egalitarianism and moral integrity); The Servant Leadership Survey (SLS, Van Dierendonck & Nuijten, 2011), which is composed of 30 items and eight dimensions (standing back, forgiveness, courage, empowerment, accountability, authenticity, humility, and stewardship); the Servant Leadership Behaviour Scale (SLBS; Sendjaya et al., 2008), which is composed of 35 items and six dimensions (covenantal relationship, transforming influence, authentic self, responsible morality, voluntary subordination and transcendental spirituality); the Servant Leadership Questionnaire (SLQ; Barbuto & Wheeler, 2006), which is composed of 23 items and five dimensions (altruistic calling, emotional healing, wisdom, persuasive mapping and organizational stewardship); and the SL-28, a 28-item scale proposed by Linden, Wayne, Zhao, and Henderson (2008), which assumes seven underlying factors based on the Greenleaf (1977) and Barbuto and Wheeler (2006) theoretical models (emotional healing, creating value for the community, conceptual skills, empowering, helping subordinates grow and succeed, putting subordinates first and behaving ethically). Although previous research has used many items (i.e., a minimum of 23) and dimensions (i.e., a minimum of five) to measure servant leadership, we only found a single and recent study addressing the need for a brief and concise measure of servant leadership (Liden et al., 2015). Moreover, we only

found one article reporting an adaptation of a servant leadership scale to Spanish (Servant Leadership Survey, SLS; Rodríguez-Carvajal, De Rivas, Herrero, Moreno-Jiménez, & Van Dierendonck, 2014), which has used 30 items and the evaluation of the supervisor instead of the self-reported servant leadership. Therefore, it is worth considering a more parsimonious study of the latent structure underlying servant leadership using the up-to-date psychometric recommendations for self-reported scales (Izquierdo, Olea, & Abad, 2014). Accordingly, in this study, we depart from one of the first servant leadership measures, the original scale proposed by Page and Wong (2000), which has been reduced and adapted into Spanish.

It is worth noting that the present scale uses a self-report method to obtain participants' scores in the evaluated construct. This method is different than other evaluation methods employed in the servant leadership domain, in which the employee evaluates his/her supervisor. However, the present scale employs the self-report method for two main reasons: (1) the original scale employs this method; and (2) self-reported scales allow us to obtain a single score on servant leadership for each adolescent, which in turn permits us to predict other important constructs from this single score.

The novelty of the current research is that it presents a reduced version of the servant leadership scale and an adaptation of the scale into a language that almost lacks servant leadership scales: the Spanish language. Hence, the purpose of this research is threefold: (a) exploring the latent structure and obtaining reliability measures of the scale; (b) testing the latent structures in different samples; and (c) addressing the relationships of servant leadership with other relevant constructs.

## STUDY 1

The main aim of Study 1 was to assess the construct validity and the item selection strategy as well as to explore the factor structure and reliability (i.e., internal consistency) of the Spanish short version of the Servant Leadership Profile (SLP).

### *Method*

#### *Participants*

One thousand and one (1,001) school students (471 male and 530 female) from Mexico participated anonymously in this study. The age of the participants ranged from 9 to 20 years old ( $M_{\text{age}} = 15.52$ ,  $SD = 2.23$ ). The sampling procedure was intentional (León & Montero, 2003), attending to the availability of the students at each centre.

#### *Instrument*

The Servant Leadership Short Scale (SLSS) is comprised of 14 items extracted from the original English version of the SLP, which is composed of 99 items (Dennis & Winston, 2003; Page & Wong, 2000). The response options ranged

from 1 ('strongly disagree') to 7 ('strongly agree'). Some examples of items were 'I am willing to make personal sacrifices in serving others', 'I am motivated by a sense of a higher calling' and 'I value everyone on my team' ([Appendix](#)).

### *Procedure*

First, in order to ease the use of the scale in applied settings, an expert in servant leadership<sup>1</sup> selected one or two items per theoretical dimension from the original scale of Page and Wong (2000) that were thought to best theoretically represent each dimension, resulting in a total of 14 items (for a similar reduction logic, see Paredes, Stavradi, Díaz, Gandarillas, & Briñol, 2015). The dimensions were Integrity (1), Humility (1), Servanthood (2), Caring for others (1), Empowering others (1), Developing others (1), Visioning (1), Goal-setting (1), Leading (1), Modelling (1), Team-building (2) and Shared decision making (1). These items were then translated into Spanish following the backward translation strategy (Van De Vijver & Hambleton, 1996) in which a bilingual person translated the English scale into Spanish and another bilingual person translated the scale back to English. Two psychometricians evaluated the similarities of the two English versions and reached a consensus regarding the best version. Finally, the obtained items were assessed by a committee of experts in management, which included eight professionals from various high-profile business firms and business schools who evaluated the appropriateness of each item to measure the construct using a Likert-type scale ranging from 1 ('very inappropriate') to 7 ('very appropriate')<sup>2</sup>. Thus, the Spanish version of the scale was shortened and was named the Servant Leadership Short Scale (SLSS).

The researchers contacted four schools that agreed with the research conditions, and the researchers obtained informed consent from participants. School teachers were then trained in the administration of the survey by the researchers. After the online surveys were completed in the schools' computer rooms, principals and teachers participated in a course that focused on adolescent lifestyles as this study is part of a larger research project on adolescent lifestyles.

### *Statistical analysis*

The analyses were conducted using the free statistical software R (R Development Core Team, 2015). Exploratory factor analysis, reliability analysis and descriptive statistics were computed using the psych package (Revelle, 2015) and the FACTOR software (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006).

## **Results**

### *Descriptive statistics and reliability*

The mean, standard deviation and other descriptive statistics of each item are displayed in [Table 1](#). The method used to estimate the factors was unweighted least squares (ULS) as all the items presented a negative skewness and the mean

Table 1. Descriptive statistics.

	Mean	SD	Skewness	Kurtosis	SE	$r_{\text{item-test}}$
SLSS1	5.37	1.37	-0.92	0.94	.04	.49
SLSS2	5.46	1.33	-0.98	1.14	.04	.51
SLSS3	5.72	1.35	-1.24	1.7	.04	.49
SLSS4	5.02	1.42	-0.57	0.17	.04	.56
SLSS5	5.50	1.34	-0.86	0.69	.04	.58
SLSS6	6.16	1.29	-1.77	3.1	.04	.47
SLSS7	5.21	1.39	-0.76	0.5	.04	.56
SLSS8	5.27	1.35	-0.85	0.61	.04	.49
SLSS9	4.89	1.65	-0.52	-0.38	.05	.43
SLSS10	5.34	1.41	-0.88	0.63	.04	.53
SLSS11	5.41	1.29	-0.79	0.67	.04	.52
SLSS12	4.81	1.69	-0.61	-0.25	.05	.38
SLSS13	5.12	1.65	-0.73	-0.11	.05	.46
SLSS14	5.43	1.31	-0.82	0.67	.04	.54

was slightly displaced to the high category responses (see Table 1). Table 1 also shows the results of the homogeneity indexes or adjusted item-test correlations. The values ranged between a minimum of .38 (item 12) and a maximum of .58 (item 5). The internal consistency of the scale was good ( $\alpha = .85$ ). Deleting none of the 14 items resulted in a better Cronbach's alpha.

### Exploratory factor analysis

Before exploring the factor structure, the psychometric adequacy of the items was explored following the recommendations of Dziuban and Shirkey (1974). Bartlett's sphericity test indicated that the items were dependent ( $p < .001$ ), whereas the Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) index was higher than the recommended value of .50 ( $KMO = .912$ ). Therefore, the data showed good sample adequacy and suitable correlations of the items, which indicates that they were appropriate for factor analysis. To determine the number of factors that are needed for extraction, the MAP Velicer criterion (Velicer, 1976) and a parallel analysis (Horn, 1965) were conducted on the total sample ( $N = 1,001$ ). Previous investigation has indicated that these methods are reliable for determining the number of factors for extraction (Zwick & Velicer, 1986). The MAP criterion indicated that two factors should be extracted, whereas the parallel analysis suggested that only one should be extracted. The two different models were then explored (i.e., one factor solution and two correlated factors solution), and the estimation method was unweighted least squares (ULS) in all cases. The one-factor solution accounted for 35.02% of the total variance of the scale, and the fit indices were  $CFI = .89$ ,  $TLI = .87$  and  $SRMR = .050$ . Item factor loadings were all above .41 (see Table 2 for factor loadings). The two-factor solution accounted for 43.16% of the total variance of the scale, and the fit indices were  $CFI = .94$ ,  $TLI = .92$  and  $SRMR = .036$ . We selected a promin rotation as the rotation method. This solution



Table 2. Exploratory factor analysis.

Item	1-Factor Solution		2-Factor Solution	
	<i>F</i> 1		<i>F</i> 1	<i>F</i> 2
SLSS1	.528		-.247	<b>.802</b>
SLSS2	.560		.283	<b>.297</b>
SLSS3	.531		<b>.75</b>	-.179
SLSS4	.609		-.240	<b>.884</b>
SLSS5	.637		.024	<b>.639</b>
SLSS6	.514		<b>.657</b>	-.11
SLSS7	.621		<b>.413</b>	.233
SLSS8	.528		<b>.836</b>	-.265
SLSS9	.466		<b>.323</b>	.163
SLSS10	.573		.229	<b>.366</b>
SLSS11	.569		<b>.472</b>	.123
SLSS12	.415		<b>.223</b>	.209
SLSS13	.497		-.161	<b>.679</b>
SLSS14	.590		.265	<b>.347</b>
Cronbach's alpha	.86		.80	.82

Note: **In bold**, item loadings either in factor 1 or factor 2.

**Factor 1:** Goal-Orientation Leadership.

**Factor 2:** Character-Orientation Leadership.

yielded item factor loadings above .30 except for items two and 12. The reliability estimation (Mislevy & Bock, 1990) for the factors of both solutions was relatively high, above .75 (see Table 2 for factor loadings and alpha indices). The correlation between factors was .83 ( $p < .001$ ).

## Discussion

The Servant Leadership Short Scale showed good internal consistency, indicating that the measure is reliable. The interpretability of the factor structures obtained with the two models suggested that both solutions (i.e., the one-factor and the two-factor models) are provisionally viable. While fit indices and residuals indicate that the two-factor solution is more adequate than the one-factor solution, item factor loadings for the two-factor solution are less interpretable than those for the one-factor solution as two items (2 and 12) are loading in both factors with a similar weight. Therefore, this study is considered a preliminary test of the factor structure. To further explore the factor structure we conducted a second study.

## STUDY 2

The main aim of Study 2 was to evaluate the factor structures that were explored in Study 1 using a different sample of students from a different Spanish-speaking country.



## **Method**

### *Participants*

Four hundred and fifty-six (456) Spanish students, selected from an international course on an unrelated topic, participated anonymously in the present study (165 males and 291 females). Ages ranged from 14 to 25 years old ( $M_{\text{age}} = 20.49$ ,  $SD = 2.40$ ). Participation in this study was voluntary, following an intentional sampling procedure (León & Montero, 2003).

### *Instrument*

The Servant Leadership Short Scale (SLSS), the same scale as described in Study 1, was employed. The internal consistency of the scale for this sample was good ( $\alpha = .85$ ).

### *Procedure*

Participants were volunteers enrolled in an Erasmus + European programme (youth exchange) on an unrelated topic and were contacted in-person by the researchers. After obtaining informed consent, the participants completed the survey online using QuestionPro for data collection. To incentivize students to participate, a raffle with two tablets as prizes was conducted.

### *Statistical analysis*

All of the analyses were conducted using the free statistical software program R (R Development Core Team, 2015). Reliability analysis was computed using the psych package (Revelle, 2015), and confirmatory factor analysis was computed using the lavaan package (Rosseel, 2012).

## **Results**

### *Confirmatory factor analysis*

To determine the model fit of the factor structure, three different models were tested using confirmatory factor analysis. The estimation method was unweighted least squares mean-robust (ULSM; Asparouhov & Muthén, 2010). The criterion used to evaluate goodness of fit was a combination of indices, as recommended by Hu and Bentler (1999): values of the comparative fit index (*CFI*) and the Tucker-Lewis index (*TLI*) above .90; values of the root mean square error of approximation (*RMSEA*) lower than .05 for good fit, .08 for acceptable fit and .10 for marginal fit (MacCallum, Browne, & Sugawara, 1996); and values less than 4 of the ratio of chi-squared divided by the degrees of freedom ( $\chi^2/df$ ). The first model tested the one-factor solution, whereas the second model tested the two-factor solution, and the third model tested a bi-factor solution with two specific factors — one for each of the factors of the previous model and one general factor of servant leadership (see Table 3 for factor loadings).

Table 3. Standardized loadings corresponding to the CFA models.

Item	One-Factor Model	Two-Correlated Factors Model		Bi-factor model		
	<i>F</i> 1	<i>F</i> 1	<i>F</i> 2	<i>F</i> 1	<i>F</i> 2	<i>G F</i>
SLSS1	.570(.059)	.000(—)	.579(.060)	.000(—)	.576(.099)	.511(.065)
SLSS2	.637(.059)	.000(—)	.645(.059)	.000(—)	-.230(.081)	.688(.062)
SLSS3	.556(.068)	.556(.068)	.000(—)	.219(.083)	.000(—)	.525(.071)
SLSS4	.672(.062)	.000(—)	.684(.062)	.000(—)	.359(.096)	.662(.067)
SLSS5	.577(.059)	.000(—)	.585(.059)	.000(—)	.170(.072)	.565(.062)
SLSS6	.482(.071)	.488(.072)	.000(—)	.343(.097)	.000(—)	.423(.073)
SLSS7	.750(.055)	.764(.055)	.000(—)	.311(.093)	.000(—)	.708(.057)
SLSS8	.486(.057)	.496(.057)	.000(—)	.799(.173)	.000(—)	.389(.063)
SLSS9	.627(.072)	.635(.073)	.000(—)	.009(.082)	.000(—)	.639(.074)
SLSS10	.553(.055)	.000(—)	.559(.056)	.000(—)	.241(.077)	.535(.058)
SLSS11	.642(.059)	.652(.060)	.000(—)	.094(.073)	.000(—)	.633(.058)
SLSS12	.564(.068)	.572(.069)	.000(—)	.020(.077)	.000(—)	.571(.070)
SLSS13	.721(.057)	.000(—)	.733(.057)	.000(—)	-.026(.090)	.747(.057)
SLSS14	.498(.055)	.000(—)	.503(.056)	.000(—)	-.188(.086)	.535(.057)

Note: Each cell contains the loading standardized estimate and their standard error (in brackets).

As shown in Table 4, the three models yielded similar goodness of fit indices. However, in terms of cut-off criteria ( $CFI$ ,  $TLI > .90$ ,  $RMSEA < .08$  and  $\chi^2/df < 4$ ), only the one-factor and the bi-factor models showed adequate fit. The two-factor solution is almost identical in terms of fit indices to the one-factor solution, but its latent structure is slightly more complex. Therefore, the more appropriate models are the one-factor and the bi-factor models.

Though the bi-factor model exhibited better fit indices than the one-factor model, the slight improvement was not substantive. Taking into account the residuals, we were unable to affirm with a 95% interval of confidence that the  $RMSEA$  estimate for the bi-factor model differs from that of the  $RMSEA$  estimate for the one-factor model. Therefore, we applied the principle of parsimony and retained the simplest model, that is, the one-factor solution.

Table 4. Comparison of goodness-of-fit indices across models.

Model	$\chi^2$	<i>df</i>	Ratio						
			$\chi^2/df$	<i>TLI</i>	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>RMSEA</i> _05	<i>RMSEA</i> _95	<i>SRMR</i>
One Factor	263.753	77	3.425	.90	.91	.073	.065	.082	.062
Two Factors	199.300	53	3.760	.89	.91	.078	.068	.088	.060
Bi-factor	180.287	63	2.862	.92	.94	.064	.054	.074	.050

Note:  $\chi^2$  = Chi-square; *df* = degrees of freedom; *TLI* = Tucker-Lewis Index; *CFI* = Comparative Fit Index; *RMSEA* = Root Mean Square Error of Approximation; *SRMR* = Standardized Root Mean Residual.

## ***Discussion***

This study showed that two models obtained appropriate goodness of fit indices. Comparing the one-factor model and the bi-factor model, it appears that the bi-factor solution offered a better fit than the one-factor model. However, the bi-factor solution complicates the interpretation of the person parameter estimates; furthermore, these fit improvements were too slight to be considered. Therefore, the one factor solution was deemed most appropriate for the servant leadership scale because it fits well and simplifies the interpretation of the latent scores.

## **STUDY 3**

The aim of this study was to explore the concurrent validity of the construct. Thus, the relationship of servant leadership with other constructs that have been found to correlate (i.e., self-efficacy) was tested (Xu, Stewart, & Haber-Curran, 2015).

## ***Method***

### *Participants*

Two hundred and two (202) students, 101 male and 101 female, from Costa Rica participated anonymously in this study, selected by an intentional sampling procedure (León & Montero, 2003). The age of the participants ranged from 11 to 18 years old ( $M_{\text{age}} = 14$ ,  $SD = 1.70$ ). Two schools were randomly selected and contacted by the researchers. Informed consent was obtained, and the two schools agreed to participate in a course related to adolescent lifestyles.

### *Instruments*

The Servant Leadership Short Scale (SLSS), the same scale as described in Study 1, was employed. The internal consistency of the scale for this sample was good ( $\alpha = .84$ ). The total score for each participant in this variable is the factorial score of the one-factor model from Study 2, which was obtained by applying the factor loadings to the participants' responses.

This study used the Generalized Self-Efficacy Scale (GSE), which is comprised of 10 items (Schwarzer & Jerusalem, 1995). The scale has been previously validated in Spanish (Scholz, Doña, Sud, & Schwarzer, 2002). An example of an item is 'Due to my resourcefulness, I can handle unforeseen situations'. Item responses ranged from (1) 'not at all true' to (7) 'exactly true'. The internal consistency of the scale for this sample was good ( $\alpha = .86$ ). The total score was the average mean of the items, thus higher values represented higher perceived self-efficacy.

### *Procedure*

The procedure was largely the same as that applied in Study 1, with the only exception being that this study included, in addition to the SLSS, another measure: self-efficacy.

### *Statistical analysis*

All the analyses were conducted using the free statistical software program R (R Development Core Team, 2015).

## **Results**

### *Predictive validity*

To explore the concurrent validity of the scale, a simple linear regression was computed following the recommendations of Aiken and West (1991). Servant Leadership Short Scale scores were used as predictors of self-efficacy. This model explained 41.55% of the variance on self-efficacy. As expected, servant leadership was positively associated with self-efficacy,  $b = .685$ ,  $t(199) = 11.994$ ,  $p < .001$ . The constant was also significant,  $a = 1.815$ ,  $t(199) = 6.114$ ,  $p < .001$ .

## **Discussion**

The results indicated that students' servant leadership predicts self-efficacy. Previous research has shown that servant leadership and self-efficacy are two related constructs. Specifically, Wallumba and colleagues (2010) found that servant leadership was positively associated with employees' levels of self-efficacy.

## **General discussion**

Servant leadership is an important leadership model that emphasizes serving followers and colleagues as an objective rather than pursuing personal well-being or profit for an organization, a cause or a group of people (Stone et al., 2004). Several measures have become available since Greenleaf defined the construct (1977), but most of them are large-scale and contain a considerable number of items and factors. The main purpose of this research was thus to adapt a reduced, reliable and valid version of the original servant leadership profile (Page & Wong, 2000) to the Spanish language across different samples of Spanish native speakers.

Because an SLSS was needed to evaluate briefly and accurately servant leadership in educational and organizational contexts, such as NGOs, we reduced the original large-scale survey to its most fundamental core and synthesized it into a single measure composed of only 14 items as administering a large exhaustive scale can be counterproductive, especially among teenagers and youth. Taken together, the results of the three studies support the application of the SLSS in

future research on youth leadership competences, a key factor in their positive development.

Across three studies, the obtained measure presented similar reliability, and the factorial analyses indicated a one-dimensional latent structure. Although previous studies considered several factors to explain servant leadership (Barbuto & Wheeler, 2006; Dennis & Winston, 2003; Page & Wong, 2000; Reed et al., 2011; Sendjaya et al., 2008), to our knowledge, this is the first study in which the analysis of the dimensionality of the scale has used the parallel analysis to determine the number of factors to be extracted. Our research examined the dimensionality by applying current psychometric recommendations, including the examination of the latent structure using exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis across different studies. Accordingly, the SLSS structure can be accounted for using a single dimension, thereby simplifying the evaluation of servant leadership. Regarding evidence of validity, expert evaluation of the item content and the relation of the participants' factorial scores with self-efficacy (Walumbwa et al., 2010; Xu et al., 2015) highlighted that the SLSS measure could be a good approximation for the assessment of servant leadership (Hambleton, Sireci, & Zumbo, 2013).

One limitation of these studies is the assumed multicultural characteristics of the SLSS. Although we selected samples from different Spanish-speaking countries for each study, we have not tested the possible influence of culture on the SLSS scores. Hence, further research is needed in this area to determine if there are substantive differences in the factorial structure among the different Spanish-speaking countries. Similarly, another question for further investigation is whether the factorial structure remains invariant when gender is considered in the factorial model.

Another limitation is the range age used for the three studies. Participants are adolescents and young adults who are not in charge of employees yet. For this reason, one future avenue of research would be to test the validity and reliability of the SLSS on real employers.

In sum, we presented here in the SLSS, the first short scale of servant leadership adapted to Spanish. This scale, applied from within the framework of psychology, allows for a brief and precise evaluation of servant leadership in important contexts such as firms, private organizations, non-governmental organizations and social ventures.

## Notas

1. El experto cuenta con una trayectoria sólida en el sector terciario. Es Director General de una organización sin ánimo de lucro dedicada a la innovación social y ha participado en más de 12 proyectos de evaluación y desarrollo de las competencias sociales de los niños, tales como el liderazgo de servicio y sus estilos de vida.
2. La media de todos los ítems se situaba por encima del punto medio (4), excepto en el ítem ELSVA13 ( $M_{\text{ELSVA13}} = 3.57$ ).

## **Validación de la Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada en español para jóvenes adultos y adolescentes**

La medición de la capacidad de liderazgo ha sido siempre un tema central en las revistas de psicología social (Cattell, 1951; Eagly & Karau, 1991; García-Guiu, Molero, & Moriano, 2015; Ross & Offermann, 1997). Existen diversas escalas que tratan de medir los distintos estilos de liderazgo personal, basadas en distintos conceptos y paradigmas de liderazgo, como el liderazgo transformacional (Bass & Riggio, 2006; Lowe, Kroeck, & Sivasubramaniam, 1996), el liderazgo transaccional (Judge & Piccolo, 2004; Molero, Cuadrado, Navas, & Morales, 2007), el liderazgo carismático (Conger & Kanungo, 1994; Howell & Frost, 1989), el liderazgo *laissez-faire* (Eagly, Johannesen-Schmidt, & Van Engen, 2003), el liderazgo auténtico (Avolio & Gardner, 2005) o el liderazgo de servicio (Greenleaf, 1977), por mencionar solo algunos ejemplos. Mientras que un gran número de estudios sobre liderazgo se centra en profesionales y adultos jóvenes, el liderazgo de servicio se considera una cuestión de gran importancia en el fomento de la resiliencia, la creación de redes sociales positivas, y en la participación y gestión comunitarias entre adolescentes y jóvenes (Grothaus, 2004; Libby, Sedonaen, & Bliss, 2006).

El estilo de liderazgo de servicio (Greenleaf, 1977) es un modelo basado en la investigación que se caracteriza por la inclinación natural a servir a los demás como una prioridad máxima (Parris & Peachey, 2013; Sendjaya & Sarros, 2002). Es decir, la persona es un 'líder de servicio' si sus decisiones benefician a la totalidad del grupo u organización (Libby et al., 2006). Saber escuchar, cuidar, comprender, conceptualizar, gestionar y tratar de construir una comunidad son las características principales de un líder de servicio (Greenleaf & Spears, 1998). Los procesos de toma de decisiones y las distintas inclinaciones de este tipo de líderes hacia el servicio constituyen vehículos de igualitarismo organizativo, que se describe como la conjunción del conocimiento aplicado y la experiencia informada para tomar decisiones a la vez óptimas y altruistas (Bierly, Kessler, & Christensen, 2000).

El liderazgo de servicio es diferente de otros tipos de liderazgo (Stone, Russell, & Patterson, 2004). Por ejemplo, si bien Graham (1991) sugirió que los líderes transformacionales se centran en la organización, este rasgo resulta insuficiente para explicar comportamientos de naturaleza altruista o que están centrados en los miembros del equipo. En línea con este pensamiento, Sendjaya, Sarros, y Santora (2008) revisaron cuatro tipos de liderazgo (i.e., transformacional, espiritual, auténtico y de servicio) y concluyeron que los líderes de servicio eran mucho más propensos a mostrar su inclinación natural a servir a las personas

marginalizadas y a priorizar las necesidades de sus seguidores que los líderes transformacionales. Además, estos autores defienden que los líderes de servicio muestran mayor tendencia que los líderes auténticos a empatizar con una orientación espiritual. No obstante, ambos conceptos, el liderazgo de servicio y el liderazgo auténtico, pueden incluirse en lo que denominamos liderazgo positivo, caracterizado por la combinación de una psicología positiva y organizaciones saludables (Antino, Gil-Rodríguez, Rodríguez-Muñoz, & Borzillo, 2014; Avolio & Gardner, 2005; Van Dierendonck, 2011).

Además, el liderazgo de servicio es importante porque está relacionado con otros constructos relevantes como la autoeficacia (Cerit, 2009; Poon, 2006). Por ejemplo, aunque Walumbwa, Hartnell, y Oke (2010) descubrieron que el liderazgo de servicio influye en el comportamiento organizativo de los ciudadanos, también observaron que esta relación estaba mediada por la autoeficacia (es decir, el liderazgo de servicio influyó en los niveles individuales de autoeficacia). Del mismo modo, el modelo de Poon sugiere que los comportamientos de liderazgo de servicio ejercen un impacto positivo en la autoeficacia. De acuerdo con esta línea de investigación, planteamos la hipótesis de que un nivel elevado de liderazgo de servicio está relacionado con un nivel elevado de autoeficacia. En el Estudio 3, comprobamos esta hipótesis particular. Nos hemos centrado en la relación entre liderazgo de servicio y autoeficacia porque en investigaciones anteriores se ha observado esta misma relación en otras escalas de liderazgo, como la de liderazgo transformacional (Gong, Huang, & Farh, 2009), liderazgo carismático (Shamir, House, & Arthur, 1993), o auto-liderazgo (Prussia, Anderson, & Manz, 1998).

Existen varios instrumentos para medir el liderazgo de servicio: el Perfil de Liderazgo de Servicio (SLP; Dennis & Winston, 2003; Page & Wong, 2000), que consta de 99 ítems y 12 dimensiones (integridad, humildad, servidumbre, cuidado de los demás, empoderamiento de los demás, desarrollo de los demás, visión, establecimiento de metas, dirección, modelado, formación de equipos y toma de decisiones compartidas); la Escala de liderazgo de servicio ejecutivo (*Executive Servant Leadership Scale* o ESLS; Reed, Vidaver-Cohen, & Colwell, 2011), compuesta por 25 ítems y cinco dimensiones (apoyo al empleado, construcción de comunidades, altruismo, igualitarismo e integridad moral); la Encuesta de liderazgo de servicio (*Servant Leadership Survey* o SLS; Van Dierendonck & Nuijten, 2011), compuesta por 30 ítems y ocho dimensiones (contención, perdón, valentía, empoderamiento, responsabilidad, autenticidad, humildad y atención a los demás); la Escala de comportamiento de liderazgo de servicio (*Servant Leadership Behaviour Scale* o SLBS; Sendjava et al.; 2008), formada por 35 ítems y seis dimensiones (relación de alianza, influencia transformadora, autenticidad del yo, responsabilidad moral, subordinación voluntaria y espiritualidad transcendental); el Cuestionario de liderazgo de servicio (*Servant Leadership Questionnaire* o SLQ; Barbuto & Wheeler, 2006), compuesto por 23 ítems y cinco dimensiones (vocación altruista, reparación emocional, sabiduría, mapeo persuasivo y tutela de la organización); y la escala SL-28, una escala de 28 ítems propuesta por Linden, Wayne, Zhao y Henderson (2008), que asume siete factores subyacentes basados en los modelos teóricos de Greenleaf (1977) y Barbuto y



Wheeler (2006): reparación emocional, creación de valor para la comunidad, capacidad conceptual, empoderamiento, ayudar a los subordinados a crecer y tener éxito, dar prioridad a los subordinados y comportarse de manera ética. Si bien algunas investigaciones anteriores han utilizado un número elevado de ítems (i.e., un mínimo de 23) y de dimensiones (un mínimo de cinco) para medir el liderazgo de servicio, solo hemos encontrado un único estudio reciente que menciona la necesidad de un instrumento de medición breve y conciso (Liden et al., 2015). Asimismo, hemos encontrado un único artículo en el que se informa sobre la adaptación de una escala de liderazgo de servicio al español (Cuestionario de liderazgo de servicio o Servant Leadership Questionnaire, SLQ; Rodríguez-Carvajal, de Rivas, Herrero, Moreno-Jimenez, & Van Dierendonck, 2014), que incluye una evaluación del supervisor por parte de un supervisado en 30 ítems en lugar de una escala autoinformada. Por tanto, merece la pena emprender un estudio más parsimonioso de la estructura latente que subyace al liderazgo de servicio, utilizando las recomendaciones psicométricas actuales para las escalas autoinformadas (Izquierdo, Olea, & Abad, 2014). En consecuencia, en este estudio adaptamos una de las primeras medidas del liderazgo de servicio, la escala original propuesta por Page y Wong (2000), reducida y traducida al español.

Cabe mencionar que la escala actual hace uso del método de auto-informe para obtener las puntuaciones de los participantes sobre el constructo evaluado. Este método difiere de otros utilizados en el campo del liderazgo de servicio en los que los empleados evalúan a sus respectivos supervisores. Sin embargo, la presente escala utiliza el auto-informe por dos motivos principales: (1) la escala original usa este mismo método, y (2) las escalas autoinformadas nos permiten obtener una puntuación única de liderazgo de servicio para cada adolescente, lo que, a su vez, nos permite predecir otros constructos importantes a partir de esa puntuación única.

La novedad de esta investigación es que presenta una versión reducida de la escala de liderazgo de servicio, así como una adaptación de la escala a un lenguaje como el español, que prácticamente carece de escalas de liderazgo de servicio. Por lo tanto, el objetivo de este estudio es triple: (a) explorar la estructura latente y obtener medidas fiables de la escala, (b) comprobar las estructuras latentes en distintas muestras y (c) estudiar las relaciones entre el liderazgo de servicio y otros constructos relevantes.

## **ESTUDIO 1**

El objetivo del Estudio 1 fue evaluar la validez de constructo y de la estrategia de selección de ítems, además de analizar la estructura factorial y la fiabilidad (consistencia interna) de la versión abreviada en español del Perfil de liderazgo de servicio (SLP).

## ***Método***

### *Participantes*

En el estudio participaron 1,001 estudiantes mejicanos (471 hombres y 530 mujeres), todos ellos de manera voluntaria, con edades comprendidas entre nueve y 20 años ( $M_{\text{edad}} = 15.52$ ,  $DT = 2.23$ ). El procedimiento de muestreo fue intencional (León & Montero, 2003), en función de la disponibilidad de los estudiantes en cada centro.

### *Instrumento*

La Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada (ELSVA) está formada por 14 ítems extraídos de la versión original inglesa, que consta de 99 ítems (Dennis & Winston, 2003; Page & Wong, 2000). Las opciones de respuesta van de 1 ('totalmente en desacuerdo') a 7 ('totalmente de acuerdo'). Algunos ejemplos de ítems son: 'Estoy dispuesto a realizar sacrificios personales para prestar servicios a otros/as', 'Siento que estoy llamado a hacer algo grande con mi vida', o 'Cuando formo parte de un equipo, valoro a cada uno de sus miembros' (Apéndice).

### *Procedimiento*

En primer lugar, para facilitar el uso de la escala en contextos prácticos, un experto en liderazgo de servicio<sup>1</sup> seleccionó uno o dos ítems por cada dimensión teórica de la escala original de Page y Wong (2000), los cuales fueron considerados como teóricamente más representativos de cada dimensión, hasta un total de 14 ítems finales (para un ejemplo similar de lógica reductora, véase Paredes et al., 2015). Las dimensiones eran: Integridad (1), Humildad (1), Solidaridad (2), Cuidado de los demás (1), Empoderamiento de los demás (1), Desarrollo de los demás (1), Visión (1), Planeamiento (1), Dirección (1), Modelado (1), *Team-building* (2) y Toma de decisiones compartidas (1). Después se tradujeron estos ítems al español aplicando la estrategia de retrotraducción (Van De Vijver & Hambleton, 1996) en la que una persona bilingüe traduce la escala del inglés al español y otra persona bilingüe traduce la escala española de nuevo al inglés. Dos psicómetras evaluaron las similitudes de las dos versiones inglesas y alcanzaron un consenso sobre la mejor versión. Por último, los ítems resultantes fueron evaluados por un comité de expertos en administración y dirección de empresas, entre los que se contó con ocho profesionales de diversas empresas y escuelas de negocios de nivel internacional, encargados de evaluar la adecuación de cada ítem para medir el constructo a través de una escala tipo Likert del 1 ('muy inadecuado') a 7 ('muy adecuado')<sup>2</sup>. Después, la versión española de la escala se redujo y se denominó Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada (ELSVA).

Los investigadores contactaron con cuatro centros educativos que aceptaron las condiciones de investigación, tras lo cual se obtuvo el consentimiento informado de los participantes. A continuación, los investigadores formaron a los

profesores de los respectivos centros para que administraran el cuestionario a sus alumnos. Después de que los estudiantes completaran los cuestionarios en línea desde las aulas de computadoras de sus respectivos centros, los profesores y directivos participaron en un curso centrado en los estilos de vida de los jóvenes adolescentes, dado que este estudio formaba parte de un proyecto de investigación más amplio sobre este tema.

### *Análisis estadísticos*

Los análisis estadísticos se realizaron utilizando el programa R (R Development Core Team, 2015). Tanto el análisis factorial exploratorio como el análisis de fiabilidad y los estadísticos descriptivos se calcularon utilizando el paquete psych (Revelle, 2015) y el programa FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006).

## **Resultados**

### *Estadísticos descriptivos y fiabilidad*

En la [Tabla 1](#) se presentan la media, desviación típica y mediana de cada ítem. Para estimar los factores se aplicó el método de mínimos cuadrados sin ponderar (ULS, por su nombre en inglés), ya que todos los ítems presentaban un sesgo negativo y la media se desplazaba ligeramente hacia las puntuaciones más altas (véase [Tabla 1](#)). En la [Tabla 1](#) también se muestran los resultados de los índices de homogeneidad corregida o correlaciones de los ítems con el resto del test. Los valores resultantes oscilaron entre un mínimo de .38 (ítem 12) y un máximo de .58 (ítem 5). La consistencia interna de la escala fue buena ( $\alpha = .85$ ). No eliminar ninguno de los 14 ítems servía para mejorar el alfa de Cronbach.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos.

	Media	DT	Asimetría	Curtosis	ET	$r_{\text{ítem-test}}$
ELSVA1	5.37	1.37	-0.92	0.94	.04	.49
ELSVA 2	5.46	1.33	-0.98	1.14	.04	.51
ELSVA 3	5.72	1.35	-1.24	1.7	.04	.49
ELSVA 4	5.02	1.42	-0.57	0.17	.04	.56
ELSVA 5	5.50	1.34	-0.86	0.69	.04	.58
ELSVA 6	6.16	1.29	-1.77	3.1	.04	.47
ELSVA 7	5.21	1.39	-0.76	0.5	.04	.56
ELSVA 8	5.27	1.35	-0.85	0.61	.04	.49
ELSVA 9	4.89	1.65	-0.52	-0.38	.05	.43
ELSVA 10	5.34	1.41	-0.88	0.63	.04	.53
ELSVA 11	5.41	1.29	-0.79	0.67	.04	.52
ELSVA 12	4.81	1.69	-0.61	-0.25	.05	.38
ELSVA 13	5.12	1.65	-0.73	-0.11	.05	.46
ELSVA 14	5.43	1.31	-0.82	0.67	.04	.54

*Análisis factorial exploratorio*

Antes de explorar la estructura factorial, se analizó la adecuación psicométrica de los ítems siguiendo las recomendaciones de Dziuban y Shirkey (1974). La prueba de esfericidad de Bartlett indicó que los ítems eran dependientes ( $p < .001$ ), mientras que el índice Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) superaba el valor recomendado de .50 ( $KMO = .912$ ). Por tanto, los datos mostraron una buena adecuación de la muestra y correlaciones adecuadas entre los ítems, lo que indica que eran apropiados para un análisis factorial. Para determinar el número de factores necesarios para la extracción se aplicó el criterio MAP de Velicer (Velicer, 1976) y se realizó un análisis paralelo (Horn, 1965) en la muestra total ( $N = 1,001$ ). Investigaciones previas han demostrado que estos métodos son fiables para determinar el número de factores a extraer (Zwick & Velicer, 1986). El criterio MAP indicó que se podían extraer dos factores, mientras que el análisis paralelo indicó que solo se debía extraer uno. A continuación, se exploraron los dos modelos (i.e. una solución unifactorial y una solución de dos factores correlacionados), y se aplicó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) en todos los casos. La solución unifactorial explicó un 35.02% de la varianza total de la escala, y los índices de ajuste fueron  $CFI = .89$ ,  $TLI = .87$  y  $SRMR = .050$ . Los pesos factoriales de los ítems fueron todos superiores a .41 (véase [Tabla 2](#) de pesos factoriales). La solución con dos factores correlacionados explicó un 43.16% de la varianza total de la escala y los índices de ajuste fueron  $CFI = .94$ ,  $TLI = .92$  y  $SRMR = .036$ . Se seleccionó una rotación promin como método de rotación. Esta solución arrojó pesos factoriales superiores a .30,

Tabla 2. Análisis factorial exploratorio.

Ítem	Solución unifactorial	Solución de 2 factores	
	<i>F</i> 1	<i>F</i> 1	<i>F</i> 2
ELSVA 1	.528	-.247	<b>.802</b>
ELSVA 2	.560	.283	<b>.297</b>
ELSVA 3	.531	<b>.75</b>	-.179
ELSVA 4	.609	-.240	<b>.884</b>
ELSVA 5	.637	.024	<b>.639</b>
ELSVA 6	.514	<b>.657</b>	-.11
ELSVA 7	.621	<b>.413</b>	.233
ELSVA 8	.528	<b>.836</b>	-.265
ELSVA 9	.466	<b>.323</b>	.163
ELSVA 10	.573	.229	<b>.366</b>
ELSVA 11	.569	<b>.472</b>	.123
ELSVA 12	.415	<b>.223</b>	.209
ELSVA 13	.497	-.161	<b>.679</b>
ELSVA 14	.590	.265	<b>.347</b>
Alfa de Cronbach	.86	.80	.82

Nota: **En negrita**, pesos factoriales en factor 1 o factor 2.

**Factor 1:** Liderazgo orientado a los resultados.

**Factor 2:** Liderazgo orientado a las personas.

excepto para los ítems 2 y 12. La fiabilidad (Mislevy & Bock, 1990) para los factores de ambas soluciones fue relativamente alta, por encima de .75 (véase [Tabla 2](#) de pesos factoriales e índices alfa). La correlación entre los factores fue de .83 ( $p < .001$ ).

### ***Discusión***

La Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada (ELSVa) demostró tener buena consistencia interna, lo que indica que la medida es fiable. La interpretación de las estructuras factoriales obtenidas con los dos modelos sugiere que ambas soluciones (i.e., el modelo unifactorial y el modelo de dos factores correlacionados) son provisionalmente viables. Si bien los índices de ajuste y los valores residuales indican que la solución de dos factores correlacionados es más adecuada que la unifactorial, los pesos factoriales de la primera son menos interpretables que los de la solución unifactorial, puesto que dos ítems (el 2 y el 12) presentan cargas en ambos factores con un peso similar. Por tanto, consideramos que este estudio constituyó una prueba preliminar de la estructura factorial. Para analizar en mayor profundidad la estructura factorial, se llevó a cabo un segundo estudio.

## **ESTUDIO 2**

El objetivo principal del Estudio 2 fue evaluar las estructuras factoriales exploradas en el Estudio 1, utilizando una muestra diferente de estudiantes de un país distinto de habla hispana.

### ***Método***

#### *Participantes*

En el estudio participaron de manera anónima 456 estudiantes españoles, seleccionados de un curso internacional sobre un tema no relacionado (165 hombres y 291 mujeres), cuyas edades oscilaron entre 14 y 25 años ( $M_{\text{edad}} = 20.49$ ,  $DT = 2.40$ ). La participación en el estudio fue totalmente voluntaria, según el procedimiento de muestreo intencional (León & Montero, 2003).

#### *Instrumento*

Se utilizó la Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada (ELSVa) descrita en el Estudio 1. La consistencia interna de la escala para esta muestra fue buena ( $\alpha = .85$ ).

#### *Procedimiento*

Los participantes fueron voluntarios que formaban parte de un programa europeo Erasmus + (intercambio y formación de estudiantes) sobre un tema no

relacionado, y fueron contactados personalmente por los investigadores. Tras obtener su consentimiento informado, los participantes completaron el cuestionario en línea utilizando el programa QuestionPro de recopilación de datos. Para incentivar la participación de los estudiantes se realizó un sorteo ofreciendo dos *tablets* como premio.

### *Análisis estadístico*

Todos los análisis se realizaron utilizando el programa estadístico gratuito R (R Development Core Team, 2015). El análisis de fiabilidad se calculó utilizando el paquete psych (Revelle, 2015), y el análisis factorial confirmatorio se realizó utilizando el paquete lavaan (Rosseel, 2012).

## **Resultados**

### *Análisis factorial confirmatorio*

Para determinar el ajuste del modelo a la estructura factorial se comprobaron tres modelos diferentes utilizando un análisis factorial confirmatorio. El método de estimación aplicado fue mínimos cuadrados no ponderados con medias ajustadas (ULSM, por su nombre en inglés; Asparouhov & Muthén, 2010). El criterio utilizado para evaluar la bondad de ajuste fue una combinación de índices, siguiendo las recomendaciones de Hu and Bentler (1999): valores del índice de ajuste comparativo (*CFI*) y del índice de Tucker-Lewis (*TLI*) superiores a .90; valores de la raíz del error cuadrático medio de aproximación (*RMSEA*) inferiores a .05 para un buen ajuste, .08 para un ajuste aceptable y .10 para un ajuste marginal (MacCallum, Browne, & Sugawara, 1996); y valores inferiores a 4 de la relación Chi cuadrado dividido entre los grados de libertad ( $\chi^2/df$ ). Con el primer modelo se comprobó la solución unifactorial, mientras que con el segundo modelo comprobamos la solución de dos factores correlacionados y, con el tercero, comprobamos una solución bifactorial con dos factores específicos, uno para cada uno de los factores del modelo previo y un factor general de liderazgo de servicio (véase [Tabla 3](#) de pesos factoriales).

Tal y como se muestra en la [Tabla 4](#), los tres modelos arrojaron índices de bondad de ajuste similares. No obstante, en términos de criterios de inclusión (*CFI*, *TLI* > .90, *RMSEA* < .08 and  $\chi^2/df$  < 4), solo los modelos unifactorial y bifactorial mostraron un ajuste adecuado. En términos de índices de ajuste, la solución de dos factores correlacionados es casi idéntica a la unifactorial, pero su estructura latente es ligeramente más compleja. Por tanto, los modelos más apropiados son el modelo unifactorial y el modelo bifactorial.

Aunque el modelo bifactorial reveló mejores índices de ajuste que el modelo unifactorial, esa ligera mejora no fue sustancial. Teniendo en cuenta los valores residuales, no conseguimos afirmar con un intervalo de confianza de 95% que la estimación de *RMSEA* para el modelo bifactorial fuese distinto de la estimación de *RMSEA* para el modelo unifactorial. Por tanto, se aplicó el principio de parsimonia y se adoptó el modelo más sencillo, es decir, el de la solución unifactorial.

Tabla 3. Pesos estandarizados correspondientes a los modelos del AFC.

Ítem	Modelo unifactorial	Modelo de 2 factores correlacionados		Modelo bifactorial		
	<i>F</i> 1	<i>F</i> 1	<i>F</i> 2	<i>F</i> 1	<i>F</i> 2	<i>G F</i>
ELSVA 1	.570(.059)	.000(—)	.579(.060)	.000(—)	.576(.099)	.511(.065)
ELSVA 2	.637(.059)	.000(—)	.645(.059)	.000(—)	-.230(.081)	.688(.062)
ELSVA 3	.556(.068)	.556(.068)	.000(—)	.219(.083)	.000(—)	.525(.071)
ELSVA 4	.672(.062)	.000(—)	.684(.062)	.000(—)	.359(.096)	.662(.067)
ELSVA 5	.577(.059)	.000(—)	.585(.059)	.000(—)	.170(.072)	.565(.062)
ELSVA 6	.482(.071)	.488(.072)	.000(—)	.343(.097)	.000(—)	.423(.073)
ELSVA 7	.750(.055)	.764(.055)	.000(—)	.311(.093)	.000(—)	.708(.057)
ELSVA 8	.486(.057)	.496(.057)	.000(—)	.799(.173)	.000(—)	.389(.063)
ELSVA 9	.627(.072)	.635(.073)	.000(—)	.009(.082)	.000(—)	.639(.074)
ELSVA 10	.553(.055)	.000(—)	.559(.056)	.000(—)	.241(.077)	.535(.058)
ELSVA 11	.642(.059)	.652(.060)	.000(—)	.094(.073)	.000(—)	.633(.058)
ELSVA 12	.564(.068)	.572(.069)	.000(—)	.020(.077)	.000(—)	.571(.070)
ELSVA 13	.721(.057)	.000(—)	.733(.057)	.000(—)	-.026(.090)	.747(.057)
ELSVA 14	.498(.055)	.000(—)	.503(.056)	.000(—)	-.188(.086)	.535(.057)

Nota: Cada una de las celdas contiene los pesos estandarizados estimados y su error típico (entre paréntesis).

### Discusión

Este estudio demostró que los dos modelos obtuvieron índices de bondad de ajuste apropiados. Cuando comparamos el modelo unifactorial y el bifactorial, parecía que este último ofreció un mejor ajuste que el primero. Sin embargo, la solución bifactorial complicaba la interpretación de las estimaciones de los parámetros de las personas. Además, las mejoras de ajuste fueron demasiado leves para ser consideradas. Por tanto, se decidió que la solución unifactorial era la más apropiada para la escala de liderazgo de servicio, puesto que se ajustaba bien a los datos y simplificaba la interpretación de las puntuaciones latentes.

### ESTUDIO 3

El objetivo de este estudio fue explorar la validez concurrente del constructo. Por tanto, se comprobó la relación del liderazgo de servicio con otros constructos con los que se ha encontrado previamente que correlaciona (i.e., autoeficacia; Xu, Stewart, & Haber-Curran, 2015).

### Método

#### Participantes

En este estudio participaron de manera anónima 202 estudiantes, 101 hombres y 101 mujeres de Costa Rica, seleccionados a través de un procedimiento de muestreo intencional (León & Montero, 2003) y de edades comprendidas entre



Tabla 4. Comparativa de los índices de bondad de ajuste de todos los modelos.

Modelo	$\chi^2$	gl	$\chi^2/df$	TLI	CFI	RMSEA	RMSEA_05	RMSEA_95	SRMR
Unifactorial	263.753	77	3.425	.90	.91	.073	.065	.082	.062
Dos factores	199.300	53	3.760	.89	.91	.078	.068	.088	.060
Bifactorial	180.287	63	2.862	.92	.94	.064	.054	.074	.050

Nota:  $\chi^2$  = Chi cuadrado; *gl* = grados de libertad; *TLI* = Índice de Tucker-Lewis; *CFI* = Índice de ajuste comparativo; *RMSEA* = Raíz del error cuadrático medio de aproximación; *SRMR* = Residuo cuadrático medio estandarizado.

11 y 18 años ( $M_{\text{edad}} = 14$ ,  $DT = 1.70$ ). Dos centros escolares fueron seleccionados de forma aleatoria y contactados por los investigadores. Se obtuvo el correspondiente consentimiento informado y los dos centros aceptaron participar en un curso relacionado con los estilos de vida de los adolescentes.

### *Instrumentos*

Se utilizó la Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada (ELSVA) descrita en el Estudio 1. La consistencia interna de la escala para esta muestra fue buena ( $\alpha = .84$ ). La puntuación total para cada participante en esta variable fue la puntuación factorial del modelo unifactorial descrito en el Estudio 2, obtenida aplicando los pesos factoriales a las respuestas de los participantes.

En este estudio se utilizó la Escala de autoeficacia general (EAG), que está formada por 10 ítems (Schwarzer & Jerusalem, 1995). Esta escala ha sido validada previamente en español (Scholz et al., 2002). Un ítem de ejemplo es ‘Gracias a mis cualidades y recursos, puedo superar situaciones imprevistas’. Las respuestas a los ítems abarcaron desde (1) ‘totalmente falso’ a (7) ‘totalmente cierto’. La escala demostró tener buena consistencia interna para esta muestra ( $\alpha = .86$ ). La puntuación total correspondió a la puntuación media de los ítems, por lo que los valores más elevados representaron un nivel elevado de autoeficacia percibida.

### *Procedimiento*

El procedimiento aplicado fue prácticamente el mismo que en el Estudio 1, con la excepción de que este estudio incluyó otra medida, además de la ELSVA: la autoeficacia.

### *Análisis estadísticos*

Todos los análisis se realizaron utilizando el programa estadístico R (R Development Core Team, 2015).

## **Resultados**

### *Validez predictiva*

Para explorar la validez concurrente de la escala se llevó a cabo un análisis de regresión múltiple siguiendo las recomendaciones de Aiken y West (1991). Utilizamos las puntuaciones de la ELSVA como predictores de la autoeficacia. Este modelo explicó un 41.55% de la varianza en autoeficacia. Tal y como esperábamos, el liderazgo de servicio estuvo asociado positivamente con la autoeficacia,  $b = .685$ ,  $t(199) = 11.994$ ,  $p < .001$ . La constante también fue significativa,  $a = 1.815$ ,  $t(199) = 6.114$ ,  $p < .001$ .

## **Discusión**

Los resultados de los análisis indicaron que el liderazgo de servicio de los estudiantes predice su autoeficacia. Investigaciones anteriores han demostrado que el liderazgo de servicio y la autoeficacia son constructos relacionados. En particular, Wallumba y su equipo (2010) observaron que el liderazgo de servicio estaba relacionado positivamente con los niveles de autoeficacia de los empleados.

## **Discusión general**

El liderazgo de servicio es un modelo de liderazgo importante que prioriza el servicio a los compañeros y subordinados como objetivo, en lugar de buscar el bienestar personal o el beneficio para la organización, una causa o un grupo de personas (Stone et al., 2004). Se han realizado diversas mediciones desde que Greenleaf definió el constructo (1977), pero la mayor parte de ellas son de gran extensión y contienen un número elevado de ítems y factores. El principal objetivo de esta investigación fue adaptar al español una versión reducida, fiable y válida del perfil de liderazgo de servicio original (Page & Wong, 2000) utilizando diversas muestras de hispanohablantes nativos.

Puesto que se requería una Escala de Liderazgo de Servicio — Versión Abreviada (ELSVa) para evaluar brevemente y con exactitud el liderazgo de servicio en contextos educativos y organizativos como las ONG, redujimos la escala original a su esencia fundamental y la sintetizamos en una medida única formada por solo 14 ítems, dado que administrar una escala amplia y exhaustiva puede resultar contraproducente, especialmente entre adolescentes y adultos jóvenes. En su conjunto, los resultados de estos tres estudios respaldan la aplicación de la ELSVA en futuras investigaciones sobre las competencias de liderazgo de los jóvenes, un factor clave en su desarrollo positivo.

En los tres estudios realizados, las medidas obtenidas presentaron una fiabilidad similar, y los análisis factoriales señalaron una estructura latente unidimensional. Aunque algunos estudios anteriores han considerado diversos factores para explicar el liderazgo de servicio (Barbuto & Wheeler, 2006; Dennis & Winston, 2003; Page & Wong, 2000; Reed et al., 2011; Sendjaya et al., 2008), por lo que conocemos, este es el primer estudio en el que el análisis de la dimensionalidad de la escala se ha realizado utilizando un análisis paralelo para determinar el número

de factores a extraer. Nuestra investigación analizó la dimensionalidad aplicando las recomendaciones psicométricas actuales, incluido el análisis de la estructura latente utilizando un análisis factorial exploratorio y otro confirmatorio en los tres estudios. De ese modo, la estructura de la ELSVA puede explicarse utilizando una única dimensión, simplificando de esta manera la evaluación del constructo. Por lo que respecta a la evidencia de validez, la evaluación experta del contenido de los ítems y la relación de las puntuaciones factoriales de los participantes con la autoeficacia (Walumbwa et al., 2010; Xu et al., 2015) pusieron de manifiesto que las mediciones de la ELSVA podrían ofrecer una buena aproximación a la evaluación del liderazgo de servicio (Hambleton, Sireci, & Zumbo, 2013).

Una de las limitaciones de este trabajo se encuentra en las características multiculturales que se asumen en la ELSVA. A pesar de que seleccionamos muestras de distintos países de habla hispana para cada estudio, no hemos comprobado la posible influencia de las respectivas culturas en las puntuaciones de la ELSVA. Por tanto, es necesario realizar investigaciones adicionales en este campo para determinar si existen diferencias significativas en la estructura factorial entre los distintos países de habla hispana. Del mismo modo, otra cuestión para futuras investigaciones es comprobar si la estructura factorial permanece invariable cuando se tiene en cuenta el sexo del participante en el modelo factorial.

Otra limitación es el rango de edad abarcado en los tres estudios. Los participantes son adolescentes y jóvenes adultos que todavía no tienen empleados a su cargo. Por este motivo, una posible vía de investigación en el futuro sería comprobar la validez y fiabilidad de la ELSVA en empleados reales.

En resumen, en este artículo presentamos la ELSVA, la primera escala abreviada de liderazgo de servicio adaptada al español. Esta escala, aplicada en el marco de la psicología, nos permite realizar una evaluación breve y precisa del liderazgo de servicio en contextos de relevancia tales como empresas, organizaciones privadas, organizaciones no gubernamentales e iniciativas sociales.

## Notas

1. El experto cuenta con una trayectoria sólida en el sector terciario. Es Director General de una organización sin ánimo de lucro dedicada a la innovación social y ha participado en más de 12 proyectos de evaluación y desarrollo de las competencias sociales de los niños, tales como el liderazgo de servicio y sus estilos de vida.
2. La media de todos los ítems se situaba por encima del punto medio (4), excepto en el ítem ELSVA13 ( $M_{\text{ELSVA13}} = 3.57$ ).

## 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.*

## Acknowledgements / Agradecimientos

This research was partially funded by the European Commission Erasmus & KA2 Cooperation for Innovation and the Exchange of Good Practices: Capacity Building in the field of Youth (Grant number 2014-1-ES02-KA105-000155) and Intermedia Social Innovation NGO. / *Esta investigación se ha financiado parcialmente a través del programa de la Comisión Europea Erasmus & KA2 Cooperación para la innovación y el intercambio de nuevas prácticas: desarrollo de las capacidades en el campo de la juventud (Capacity building in the field of youth; beca n° 2014-1-ES02-KA105-000155) y de la ONG Intermedia Social Innovation.*

## ORCID

David Santos  <http://orcid.org/0000-0001-9786-5219>

Manuel Martín-Fernández  <http://orcid.org/0000-0003-3606-3559>

## References / Referencias

- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Antino, M., Gil-Rodríguez, F., Rodríguez-Muñoz, A., & Borzillo, S. (2014). Evaluating positive leadership: Pilot study on the psychometric properties of a reduced version of the Positive Leadership Assessment Scale/Evaluando el liderazgo positivo: Estudio piloto de las propiedades psicométricas de una versión reducida del Positive Leadership Assessment Scale. *Revista de Psicología Social/ International Journal of Social Psychology*, 29, 589–608.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2010). Computing the strictly positive Satorra-Bentler chi-square test in Mplus. *Mplus Web Notes*, 12. Retrieved from <https://www.statmodel.com/examples/webnotes/webnote12.pdf>
- Avolio, B. J., & Gardner, W. L. (2005). Authentic leadership development: Getting to the root of positive forms of leadership. *The Leadership Quarterly*, 16, 315–338. doi:10.1016/j.leaqua.2005.03.001
- Barbuto, J. E., & Wheeler, D. W. (2006). Scale development and construct clarification of servant leadership. *Group & Organization Management*, 31, 300–326. doi:10.1177/1059601106287091
- Bass, B. M., & Riggio, R. E. (2006). *Transformational leadership*. New York, NY: Psychology Press.
- Bierly, P. E., Kessler, E. H., & Christensen, E. W. (2000). Organizational learning, knowledge and wisdom. *Journal of Organizational Change Management*, 13, 595–618. doi:10.1108/09534810010378605
- Cattell, R. B. (1951). New concepts for measuring leadership in terms of group syntality. *Human Relations*, 4, 161–184. doi:10.1177/001872675100400203
- Cerit, Y. (2009). The effects of servant leadership behaviours of school principals on teachers' job satisfaction. *Educational Management Administration & Leadership*, 37, 600–623. doi:10.1177/1741143209339650
- Conger, J. A., & Kanungo, R. N. (1994). Charismatic leadership in organizations: Perceived behavioral attributes and their measurement. *Journal of Organizational Behavior*, 15, 439–452. doi:10.1002/job.4030150508
- Dennis, R., & Winston, B. E. (2003). A factor analysis of Page and Wong's servant leadership instrument. *Leadership & Organization Development Journal*, 24, 455–459. doi:10.1108/01437730310505885

- Dziuban, C. D., & Shirkey, E. C. (1974). When is a correlation matrix appropriate for factor analysis? Some decision rules. *Psychological Bulletin*, *81*, 358–361. doi:10.1037/h0036316
- Eagly, A. H., Johannesen-Schmidt, M. C., & Van Engen, M. L. (2003). Transformational, transactional, and laissez-faire leadership styles: A meta-analysis comparing women and men. *Psychological Bulletin*, *129*, 569–591. doi:10.1037/0033-2909.129.4.569
- Eagly, A. H., & Karau, S. J. (1991). Gender and the emergence of leaders: A meta-analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, *60*, 685–710. doi:10.1037/0022-3514.60.5.685
- García-Guiu, C., Molero, F., & Moriano, J. A. (2015). Authentic leadership and its influence on group cohesion and organizational identification: The role of organizational justice as a mediating variable/El liderazgo auténtico y su influencia sobre la cohesión grupal y la identificación organizacional: el papel de la justicia organizacional como variable mediadora. *Revista de Psicología Social/ International Journal of Social Psychology*, *30*, 60–88.
- Gong, Y., Huang, J.-C., & Farh, J.-L. (2009). Employee learning orientation, transformational leadership, and employee creativity: The mediating role of employee creative self-efficacy. *Academy of Management Journal*, *52*, 765–778. doi:10.5465/AMJ.2009.43670890
- Graham, J. W. (1991). Servant-leadership in organizations: Inspirational and moral. *The Leadership Quarterly*, *2*, 105–119. doi:10.1016/1048-9843(91)90025-W
- Greenleaf, R. K. (1977). *Servant leadership*. Mahwah, NJ: Paulist Press.
- Greenleaf, R. K., & Spears, L. C. (1998). *The power of servant-leadership: Essays*. Oakland, CA: Berrett-Koehler Publishers.
- Grothaus, T. (2004). Empowering adolescents as servant-leaders: Promoting resiliency, positive networking, and community stewardship. *Reclaiming Children and Youth*, *12*, 228–231. Retrieved from <http://search.proquest.com/docview/214193732?accountid=14478>
- Hambleton, R. K., Sireci, S. G., & Zumbo, B. D. (2013). *Psychometric methods and practices*. New York, NY: Routledge.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, *30*, 179–185. doi:10.1007/BF02289447
- Howell, J. M., & Frost, P. J. (1989). A laboratory study of charismatic leadership. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *43*, 243–269. doi:10.1016/0749-5978(89)90052-6
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*, 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, *26*, 395–400. doi:10.7334/psicothema2013.349j.leaqua.2008.01.006/
- Judge, T. A., & Piccolo, R. F. (2004). Transformational and transactional leadership: A meta-analytic test of their relative validity. *Journal of Applied Psychology*, *89*, 755–768. doi:10.1037/0021-9010.89.5.755
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation little jiffy. *Psychometrika*, *35*, 401–415. doi:10.1007/BF02291817
- León, O. G., & Montero, I. (2003). *Métodos de investigación en psicología y educación* (3rd ed.). Madrid: McGraw-Hill.
- Libby, M., Sedonaen, M., & Bliss, S. (2006). The mystery of youth leadership development: The path to just communities. *New Directions for Student Leadership*, *2006* (109), 13–25. doi:10.1002/yd.152

- Liden, R. C., Wayne, S. J., Meuser, J. D., Hu, J., Wu, J., & Liao, C. (2015). Servant leadership: Validation of a short form of the SL-28. *The Leadership Quarterly*, *26*, 254–269. doi:10.1016/j.leafqua.2014.12.002
- Liden, R. C., Wayne, S. J., Zhao, H., & Henderson, D. (2008). Servant leadership: Development of a multidimensional measure and multi-level assessment. *The Leadership Quarterly*, *19*, 161–177. doi:10.1016/j.leafqua.2008.01.006
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, *38*, 88–91. doi:10.3758/BF03192753
- Lowe, K. B., Kroeck, K. G., & Sivasubramaniam, N. (1996). Effectiveness correlates of transformational and transactional leadership: A meta-analytic review of the MLQ literature. *The Leadership Quarterly*, *7*, 385–425. doi:10.1016/S1048-9843(96)90027-2
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, *1*, 130–149. doi:10.1037/1082-989X.1.2.130
- Mislevy, R. J., & Bock, R. D. (1990). *BILOG 3: Item analysis and test scoring with binary logistic models*. Mooresville, IN: Scientific Software.
- Molero, F., Cuadrado, I., Navas, M., & Morales, J. (2007). Relations and effects of transformational leadership: A comparative analysis with traditional leadership styles. *The Spanish Journal of Psychology*, *10*, 358–368. doi:10.1017/S1138741600006624
- Page, D., & Wong, T. P. (2000). A conceptual framework for measuring servant-leadership. In S. D. K. Adjibolosoo (Ed.), *The human factor in shaping the course of history and development* (pp. 69–110). Washington, DC: American University Press.
- Paredes, B., Stavradi, M., Díaz, D., Gandarillas, B., & Briñol, P. (2015). Validity and reliability of the Spanish Version of the Revised Self-Monitoring Scale. *The Spanish Journal of Psychology*, *18*, 1–11. doi:10.1017/sjp.2015.64
- Parris, D. L., & Peachey, J. W. (2013). A systematic literature review of servant leadership theory in organizational contexts. *Journal of Business Ethics*, *113*, 377–393. doi:10.1007/s10551-012-1322-6
- Poon, R. (2006, August). *A model for servant leadership, self-efficacy, and mentorship*. *Servant Leadership Research Roundtable*. Retrieved August 14, 2011, from [http://www.regent.edu/acad/sls/publications/conference\\_proceedings/servant\\_leadership\\_roundtable/2006/pdf/poon.pdf](http://www.regent.edu/acad/sls/publications/conference_proceedings/servant_leadership_roundtable/2006/pdf/poon.pdf)
- Prussia, G. E., Anderson, J. S., & Manz, C. C. (1998). Self-leadership and performance outcomes: The mediating influence of self-efficacy. *Journal of Organizational Behavior*, *19*, 523–538. doi:10.1002/(ISSN)1099-1379
- R Development Core Team. (2015). R: A language and environment for statistical computing. *R foundation for Statistical Computing*. Retrieved from <https://www.R-project.org/>
- Reed, L. L., Vidaver-Cohen, D., & Colwell, S. R. (2011). A new scale to measure executive servant leadership: Development, analysis, and implications for research. *Journal of Business Ethics*, *101*, 415–434. doi:10.1007/s10551-010-0729-1
- Revelle, W. (2015). *Psych: Procedures for personality and psychological research*. Evanston, IL: Northwestern University. Retrieved from <http://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.5.4.
- Rodríguez-Carvajal, R., De Rivas, S., Herrero, M., Moreno-Jiménez, B., & Van Dierendonck, D. (2014). Leading people positively: Cross-cultural validation of the Servant Leadership Survey (SLS). *The Spanish Journal of Psychology*, *17*. doi:10.1017/sjp.2014.73
- Ross, S. M., & Offermann, L. R. (1997). Transformational leaders: Measurement of personality attributes and work group performance. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *23*, 1078–1086. doi:10.1177/01461672972310008



- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. doi:10.18637/jss.v048.i02
- Scholz, U., Doña, B. G., Sud, S., & Schwarzer, R. (2002). Is general self-efficacy a universal construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18, 242–251. doi:10.1027//1015-5759.18.3.242
- Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized Self-Efficacy Scale. In J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston (Eds.), *Measures in health psychology: A users portfolio. Causal and control beliefs* (pp. 35–37). Windsor, UK: Nfer-Nelson.
- Sendjaya, S., & Sarros, J. C. (2002). Servant leadership: Its origin, development, and application in organizations. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, 9, 57–64. doi:10.1177/107179190200900205
- Sendjaya, S., Sarros, J. C., & Santora, J. C. (2008). Defining and measuring servant leadership behaviour in organizations. *Journal of Management Studies*, 45, 402–424. doi:10.1111/j.1467-6486.2007.00761.x
- Shamir, B., House, R. J., & Arthur, M. B. (1993). The motivational effects of charismatic leadership: A self-concept based theory. *Organization Science*, 4, 577–594. doi:10.1287/orsc.4.4.577
- Stone, A., Russell, R. F., & Patterson, K. (2004). Transformational versus servant leadership: A difference in leader focus. *Leadership & Organization Development Journal*, 25, 349–361. doi:10.1108/01437730410538671
- Van De Vijver, F., & Hambleton, R. K. (1996). Translating tests. *European Psychologist*, 1, 89–99. doi:10.1027/1016-9040.1.2.89
- Van Dierendonck, D. (2011). Servant leadership: A review and synthesis. *Journal of Management*, 37, 1228–1261. doi:10.1177/0149206310380462
- Van Dierendonck, D., & Nuijten, I. (2011). The servant leadership survey: Development and validation of a multidimensional measure. *Journal of Business and Psychology*, 26, 249–267. doi:10.1007/s10869-010-9194-1
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321–327. doi:10.1007/BF02293557
- Walumbwa, F. O., Hartnell, C. A., & Oke, A. (2010). Servant leadership, procedural justice climate, service climate, employee attitudes, and organizational citizenship behavior: A cross-level investigation. *Journal of Applied Psychology*, 95, 517–529. doi:10.1037/a0018867
- Xu, L., Stewart, T., & Haber-Curran, P. (2015). Measurement invariance of the Servant Leadership Questionnaire across K-12 principal gender. *School Leadership & Management*, 35, 202–214. doi:10.1080/13632434.2015.1010502
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432–442. doi:10.1037/0033-2909.99.3.432

### **Appendix. The Servant Leadership Short Scale (Spanish version)**

- SLSS1. Siempre mantengo mis promesas y compromisos con los demás
- SLSS2. Tengo el valor de hacer las cosas que están bien moralmente, incluso cuando eso me pueda perjudicar
- SLSS3. No busco reconocimiento ni recompensas por servir a otros
- SLSS4. Estoy dispuesto a realizar sacrificios personales para prestar servicios a otros
- SLSS5. Busco servir en lugar de ser servido
- SLSS6. Escucho activa y receptivamente lo que los demás tienen que decir
- SLSS7. Me produce una gran satisfacción ayudar a que los demás desarrollen sus habilidades lo mejor posible
- SLSS8. Siento que estoy llamado a hacer algo grande con mi vida



SLSS9. Me marco metas realistas y claras

SLSS10. Normalmente tengo ideas que son aceptadas por los demás como útiles y efectivas

SLSS11. Nunca pido a los demás que hagan algo que no estoy dispuesto a hacer por mí mismo

SLSS12. Cuando formo parte de un equipo, valoro a cada uno de sus miembros

SLSS13. Cuando formo parte de un equipo, busco la manera de que las diferencias de la gente sirvan para algo

SLSS14. Estoy dispuesto a que mis ideas sean puestas en duda por mis amigos

### **Apéndice. Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada (versión española)**

ELSVA 1. Siempre cumplo mis promesas y compromisos con los demás

ELSVA 2. Tengo el valor de hacer las cosas que están bien moralmente, incluso cuando eso me pueda perjudicar

ELSVA 3. No busco reconocimiento ni recompensas por servir a otros/as

ELSVA 4. Estoy dispuesto a realizar sacrificios personales para prestar servicios a otros/as

ELSVA 5. Busco servir en lugar de ser servido/a

ELSVA 6. Escucho activa y receptivamente lo que los demás tienen que decir

ELSVA 7. Me produce una gran satisfacción ayudar a que los demás desarrollen sus habilidades lo mejor posible

ELSVA 8. Siento que estoy llamado/a a hacer algo grande con mi vida

ELSVA 9. Me marco metas realistas y claras

ELSVA 10. Normalmente tengo ideas que son aceptadas por los demás como útiles y efectivas

ELSVA 11. Nunca pido a los demás que hagan algo que no estoy dispuesto a hacer por mí mismo/a

ELSVA 12. Cuando formo parte de un equipo, valoro a cada uno de sus miembros

ELSVA 13. Cuando formo parte de un equipo, busco la manera de que las diferencias de la gente sirvan para algo

ELSVA 14. Estoy dispuesto a que mis ideas sean puestas en duda por mis amigos/as