



Repositorio Institucional de la Universidad Autónoma de Madrid

<https://repositorio.uam.es>

Esta es la **versión de autor** del artículo publicado en:

This is an **author produced version** of a paper published in:

Revista de Psicología Social 32.2 (2017): 395–423

DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/02134748.2017.1292701>

Copyright: © 2017 Fundación Infancia y Aprendizaje

El acceso a la versión del editor puede requerir la suscripción del recurso
Access to the published version may require subscription

Spanish validation of the Servant Leadership Short Scale for young adults and adolescents

Reynaldo G. Rivera^a, David Santos^b and Manuel Martín-Fernández^c

^aUniversidad de Navarra; ^bUniversidad Autónoma de Madrid; ^cUniversidad de Valencia

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 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.

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 Behavior 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-items scale proposed by Linden, Wayne, Zhao and Henderson (2008), which assumes 7 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 of a

brief and concise measure of servant leadership (Liden, Wayne, Meuser, Hu, Wu, & Liao, 2015). Moreover, we only found one article reporting an adaptation of a servant leadership scale to Spanish (Servant Leadership Survey, SLP; Rodriguez-Carvajal, de Rivas, Herrero, Moreno-Jimenez, & 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-evaluation 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 employees evaluate his/her supervisor. However, Besides that the original present scale employs the self-evaluation report method for two main reasons:, 1) the original scale employs this method, and 2) there is one big difference with the other evaluation methods.^[MRR1] Self-reported scales allow us to obtain a single score on servant leadership for each adolescent, which in turn permits 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 ($M_{age} = 15.52$, $SD = 2.23$). The sampling procedure was intentional (León & Montero, 2003), attending to the availability of the students of each center.

Instrument

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’, or ‘I value everyone on my team.’

Procedure

First, in order to ease the use of the scale in applied settings, an expert in servant leadership¹ 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 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 8 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)². 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 consents 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 program *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 median of each item are displayed in Table I. The method used to estimate the factors was unweighted least squares (ULS) as all the

items presented a negatively skewness and the mean was lightly displaced to the high category responses (see Table I). Table I 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.

[Insert Table I around here]

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 (1950) 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 II 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 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 II for factor loadings and alpha indices). The correlation between factors was .83 ($p < .001$).

[Insert Table II about here]

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-one (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 ($M_{age} = 20.49$,

$SD = 2.40$). Participation in this study was voluntary, following an intentional sampling procedure (León & Montero, 2003).

Instrument

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 & Bentler (1999): values of the comparative fit index (CFI) and the Tucker-Lewis index (TLI) above 0.90; values of the root mean square error of approximation (RMSEA) lower than 0.05 for good fit, 0.08 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 (χ^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 III for factor loadings).

[Insert Table III about here]

As shown in Table IV, the three models yielded similar goodness of fit indices. However, in terms of cut-off criteria (CFI, TLI > .90, RMSEA < .08 and χ^2/df < 4), only the one factor and the bifactor 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 bifactor models.

Though the bifactor model exhibits exhibited better fit indices than the one factor model, the slight improvement is 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 bifactor 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.

[Insert Table IV about here]

Discussion

This study showed that two models obtained appropriate goodness of fit indices. Comparing the one factor model and the bifactor model, it appears that the bifactor solution offered a better fit than the one factor model. However, the bifactor 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 with (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 ($M_{age} = 14$, $SD = 1.70$). 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

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 is 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 multiple regression was computed following the recommendations of Aiken and West (1991). Servant Leadership Short Scale scores were used as predictor 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, Vidaver-Cohen, & Colwell, 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), highlighting highlighted [MRR2]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 the research would be to test the validity and reliability of the SLSS on real employers.

In sum, we presented herein 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.

Notes

¹ The expert has a strong background in the third sector. He is the CEO of a non-profit organization devoted to social innovation and has participated in more than 12 projects

evaluating and developing children's soft-skills such as servant leadership or relational lifestyles.

² The mean of all the items was above the mid-point (4) except for item SL13 ($M_{SL13} = 3.57$).

Table I. Descriptive Statistics

	Mean	SD	Skewness	Kurtosis	SE	r _{item-test}
SLSS1	5.37	1.37	-0.92	0.94	0.04	0.49
SLSS2	5.46	1.33	-0.98	1.14	0.04	0.51
SLSS3	5.72	1.35	-1.24	1.7	0.04	0.49
SLSS4	5.02	1.42	-0.57	0.17	0.04	0.56
SLSS5	5.50	1.34	-0.86	0.69	0.04	0.58
SLSS6	6.16	1.29	-1.77	3.1	0.04	0.47
SLSS7	5.21	1.39	-0.76	0.5	0.04	0.56
SLSS8	5.27	1.35	-0.85	0.61	0.04	0.49
SLSS9	4.89	1.65	-0.52	-0.38	0.05	0.43
SLSS10	5.34	1.41	-0.88	0.63	0.04	0.53
SLSS11	5.41	1.29	-0.79	0.67	0.04	0.52
SLSS12	4.81	1.69	-0.61	-0.25	0.05	0.38
SLSS13	5.12	1.65	-0.73	-0.11	0.05	0.46
SLSS14	5.43	1.31	-0.82	0.67	0.04	0.54

Table II. Exploratory Factor Analysis

Item	1 Factor Solution	2 Factors Solution	
	F 1	F 1	F 2
SLSS1	0.528	-0.247	0.802
SLSS2	0.560	0.283	0.297
SLSS3	0.531	0.75	-0.179
SLSS4	0.609	-0.240	0.884
SLSS5	0.637	0.024	0.639
SLSS6	0.514	0.657	-0.11
SLSS7	0.621	0.413	0.233
SLSS8	0.528	0.836	-0.265
SLSS9	0.466	0.323	0.163
SLSS10	0.573	0.229	0.366
SLSS11	0.569	0.472	0.123
SLSS12	0.415	0.223	0.209
SLSS13	0.497	-0.161	0.679
SLSS14	0.590	0.265	0.347
Cronbach's			
Alpha	.86	.80	.82

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

Factor 1: Goal-Orientation Leadership.

Factor 2: Character-Orientation Leadership.

Table III. Standardized loadings corresponding to the CFA models

Item	One Factor Model	Two Correlated Factors Model		Bifactor model		
	F1	F 1	F 2	F 1	F 2	G F
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).

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

Model	χ^2	df	Ratio χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA	RMSEA_05	RMSEA_95	SRMR
One Factor	263.753	77	3.425	0.90	0.91	0.073	0.065	0.082	.062
Two Factors	199.300	53	3.760	0.89	0.91	0.078	0.068	0.088	.060
Bi-factor	180.287	63	2.862	0.92	0.94	0.064	0.054	0.074	.050

Note: χ^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.

Annex 1. 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
-

Spanish validation of the Servant Leadership Short Scale for young adults and adolescents

Validación de la Eescala abreviada de Liderazgo de Sservicio Versión Abreviada en español para jóvenes adultos y adolescentes

Reynaldo G. Rivera^a, David Santos^b and Manuel Martín-Fernández^c

^aUniversidad de Navarra; ^bUniversidad Autónoma de Madrid; ^cUniversidad de Valencia

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 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 de nuestro presente estudio era 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 abreviada Abreviada de liderazgo Liderazgo de servicio Servicio – Versión Abreviada (EALSVA [MRR2]). 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 [MRR3] correlacionados. En el Estudio 2 se utilizó una muestra diferente de 456 estudiantes para analizar dichas estructuras a través de un análisis factorial confirmatorio, tras 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 mantiene una consistencia interna elevada. En conjunto, los resultados de los tres estudios apoyan el uso de la EALS ELSVA en futuras investigaciones.

Palabras clave: análisis factorial confirmatorio, análisis factorial exploratorio, liderazgo, fiabilidad, liderazgo de servicio.

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 alrededor deen distintos conceptos y paradigmas del 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 el 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^[MRR4], 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 una 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. Es más, además, los 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 importantes 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 influía 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. Siguiendo 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 Behavior Scale* o SLBS; Sendjaja 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, curación 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 adopta asume 7 factores subyacentes basados en los modelos teóricos de Greenleaf (1977) y Barbutto y Wheeler (2006): curación 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). Aunque 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, Wayne, Meuser, Hu, Wu, & Liao, 2015). Además 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; RodríguezRodríguez-Carvajal, de Rivas, Herrero, Moreno-Jimenez, & Van Dierendonck, 2014), que incluye una evaluación del supervisor por parte de un supervisado en 30 ítems, además de la evaluación del supervisor, en lugar de una escala autoinformadaal liderazgo de servicio auto-informado. Por tanto, merece la pena emprender un estudio más frugal parsimonioso de la estructura latente bajo que subyace el 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-evaluación 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, Además, la escala presente original utiliza la el auto-evaluación informe, lo que supone una gran diferencia con el resto de métodos de evaluación. por dos motivos principales: 1) la escala original usa este mismo método, y 2) [MRR5] 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 casi carece de escalas de liderazgo de servicio. Por lo tanto, el objetivo de este estudio es triple: a) explorar la estructura latente y obtener herramientas de medidas fiables a través 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 es fue evaluar la validez del 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 1001 estudiantes mejicanos (471 hombres y 530 mujeres), todos ellos de manera voluntaria, con edades comprendidas entre 9 y 20 años ($M_{edad} = 15.52$, $DT = 2.23$). El procedimiento de muestreo fue intencional (León & Montero, 2003), en función de la disponibilidad de los estudiantes en cada centro.

Instrumento

La Eescala abreviada de Lliderazgo de Sservicio Versión Abreviada (EALSELSVA) 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 vidaMe siento motivado por un sentido de una vocación superior”, o “Cuando formo parte de un equipo, valoro a cada uno de sus miembrosValoro a todos los miembros de mi equipo.”

Procedimiento

En primer lugar, para facilitar el uso de la escala en contextos prácticos, un experto en liderazgo de servicio¹ seleccionó uno o dos ítems por cada dimensión teórica de la escala original de Page y Wong (2000), los que consideró quecuales fueron considerados como teóricamente representaban mejormás representativos de cada dimensión, hasta un total de 14 ítems finales (para un ejemplo similar de lógica reductora, véase Paredes, Stavradi, Díaz, Gandarillas, & Briñol, 2015). Las dimensiones eran: Integridad (1), Humildad (1), Servidumbre Solidaridad [MRR6](2), Cuidado de los demás (1), Empoderamiento de los demás (1), Desarrollo de los demás (1), Visión (1), Fijación Establecimiento de metasPlaneamiento (1), Dirección (1), Modelado (1), Construcción de equiposTeam-building (2) y Toma de decisiones compartidas (1). Después se tradujeron estos ítems al español aplicando la estrategia de retro-traducción (Van de Vijver & Hambleton, 1996) en la que una persona bilingüe traduce la escala en del inglés al español y otra persona bilingüe traduce la escala española de nuevo al inglés. Dos psicometristas 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 8 profesionales de diversas empresas y escuelas de administración de empresasnegocios de alto nivelnivel 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)². Después, la versión española de la escala se redujo y se denominó Escala abreviada de liderazgo de servicio (EALS)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/las participantes. A continuación, los investigadores formaron a los profesores de los respectivos centros para que administraran el cuestionario a sus alumnos/as. Después de que los/las estudiantes completaran los cuestionarios en línea desde las aulas de computadoras de sus respectivos centros, los profesores y directores 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), dado 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 ítem* corregidas. Los valores resultantes oscilaban entre un mínimo de .38 (ítem 12) y un máximo de .58 (ítem 5). La consistencia interna de la escala era buena ($\alpha = .85$). Sin eliminar ninguno de los 14 ítems, se mejoró para mejorar el alfa de Cronbach.

[Insert Table I around here]

Análisis factorial exploratorio

Antes de explorar la estructura factorial, se analizó la adecuación psicométrica de los ítems siguiendo las recomendaciones de Dziuban and y Shirkey (1974). La prueba de esfericidad de Bartlett (1950) 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 ya 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 sugería 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 explicaba un 35.02% de la varianza total de la escala, y los índices de ajuste fueron $CFI = .89$, $TLI = .87$, and $SRMR = .050$. Las cargasLos pesos factoriales de los ítems eran todos

superiores a .41 (véase Tabla 2 de cargas pesos factoriales). La solución con dos factores correlacionados explicaba explicó el un 43.16% de la varianza total de la escala, y los índices de ajuste eran fueron CFI = .94, TLI = .92, and SRMR = .036. Seleccionamos unSe seleccionó una rotación *promin* como método de rotación. Esta solución arrojó cargas pesos factoriales superiores a .30, excepto en para los ítems 2 y 12. La estimación de fiabilidad (Mislevy & Bock, 1990) para los factores de ambas soluciones era fue relativamente alta, por encima de .75 (véase Tabla 2 de cargas pesos factoriales e índices alfa). La correlación interfactorial entre los factores era fue de .83 ($p < .001$).

[Insert Table II about here]

Discusión

La Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada (ELSVA)abreviada de liderazgo de servicio demostró tener buena consistencia interna, lo que indica que la medida es fiable. La *interpretabilidad* interpretación [MRR8]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 con de dos factores correlacionados es más adecuada que la unifactorial, las los cargas pesos factoriales de la primera son menos interpretables que las 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 constituía constiuyó una prueba preliminar de la estructura factorial. Para analizar en mayor profundidad la estructura factorial, realizamos se llevó a cabo un segundo estudio.

ESTUDIO 2

El objetivo principal del Estudio 2 era 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 en de un curso internacional de sobre un tema no relacionado (165 hombres y 291 mujeres), cuyas edades oscilaban oscilaron entre 14 y 25 años ($M_{edad} = 20.49$, $DT = 2.40$). La participación en el estudio era fue totalmente voluntaria, según el procedimiento de muestreo internacional intencional (León & Montero, 2003).

Instrumento

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

Procedimiento

Los participantes eran fueron voluntarios que formaban parte de un programa europeo Erasmus + Europa (intercambio y formación de estudiantes) sobre un tema no relacionado, y fueron contactados personalmente por los investigadores. Tras obtener su consentimiento informado, los/as participantes completaron el cuestionario en línea utilizando el programa *QuestionPro* de recopilación de datos. Para incentivar la participación de los/as estudiantes, se realizó un sorteo ofreciendo dos *tabletas* 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 computó 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, probamos se comprobaron tres modelos diferentes utilizando un análisis factorial confirmatorio. El método de estimación aplicado era el de mínimos cuadrados no ponderados con medias robustas 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 & 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 medio 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 (χ^2/gl). 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 cargas pesos factoriales).

[Insert Table III about here]

Como 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 $\chi^2/gl < 4$), 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, aplicamos se aplicó el principio de parsimonia y adoptamos se adoptó el modelo más sencillo, es decir, el de la solución unifactorial.

[Insert Table IV about here]

Discusión

Este estudio demostró que los dos modelos conseguían obtuvieron índices de bondad de ajuste apropiados. Cuando comparamos el modelo unifactorial y el bifactorial, parecía que este último ofrecía ofreció un mejor ajuste que el primero. Sin embargo, la solución bifactorial complicaba la interpretación de las estimaciones de los parámetros personalesde las personas. Además, las mejoras de ajuste eran 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 los valoreslas puntuaciones latentes.

ESTUDIO 3

El objetivo de este estudio era 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 internacional intencional (León & Montero, 2003) y de edades comprendidas entre 11 y 18 años ($M_{edad} = 14$, $DT = 1.70$). 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 abreviada de liderazgo de servicio (EALS) Escala de Liderazgo de Servicio Versión Abreviada (ELSVA) descrita en el Estudio 1. La consistencia interna de la escala para esta muestra era buena ($\alpha = .84$). La puntuación total para cada participante en esta variable era la puntuación factorial del modelo unifactorial descrito en el Estudio 2, obtenida aplicando las cargas 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, Doña, Sud, & Schwarzer, 2002). Un ítem ilustrativo de ejemplo es “Gracias a mis cualidades y recursos, puedo superar situaciones imprevistas.” Las respuestas a los ítems abarcaban abarcaron desde (1) totalmente falso a (7) totalmente cierto. La escala demostró tener buena consistencia interna para esta muestra ($\alpha = .86$). La puntuación total corresponde 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 EALSELSVA: la autoeficacia.

Análisis estadísticos

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

Resultados

Validez de predicción^[MRR9] 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 EALS ELSVA como predictores de la autoeficacia. Este modelo explicó un 41.55% de la varianza en autoeficacia. Como Tal y como esperábamos, el liderazgo de servicio estaba asociado positivamente con la autoeficacia, $b = .685$, $t(199) = 11.994$, $p < .001$. La constante también era 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 enfatiza 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 a gran escala de gran extensión [M10] y contienen un número elevado de ítems y factores. El principal objetivo de esta investigación era 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 abreviada de liderazgo de servicio (EALS) 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 EALS 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 presentaban presentaron una fiabilidad similar, y los análisis factoriales señalaban señalaron una estructura latente unidimensional. Aunque algunos estudios anteriores han considerado diversos factores para explicar el liderazgo de servicio (Barbutto & Wheeler, 2006; Dennis & Winston, 2003; Page & Wong, 2000; Reed, Vidaver-Cohen, & Colwell, 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 extraída 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 EALS 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 relieve manifiesto que las mediciones de la EALS 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 EALSELSVA. 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 EALSELSVA. 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 empleos a su cargo. Por este motivo, una posible vía de investigación en el futuro sería comprobar la validez y fiabilidad de la EALS ELSVA en empleados reales.

En resumen, en este artículo presentamos la EALSELSVA, 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 sólidaⁱ en el sector terciario. Es Director General de una organización no sin ánimo de lucrativa 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 EALSELSVA13 ($M_{EALLSVAS13} [MRR11] = 3.57$).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos

	Media	DT	SkewnessAsimetría	KurtosisCurtosis	ET	r _{ítem-test}
EALS1ELSVA1	5.37	1.37	-0.92	0.94	0.04	0.49
EALS ELSVA 2	5.46	1.33	-0.98	1.14	0.04	0.51
ELSVA EALS3	5.72	1.35	-1.24	1.7	0.04	0.49
ELSVA EALS4	5.02	1.42	-0.57	0.17	0.04	0.56
ELSVA EALS5	5.50	1.34	-0.86	0.69	0.04	0.58
ELSVA EALS6	6.16	1.29	-1.77	3.1	0.04	0.47
ELSVA EALS7	5.21	1.39	-0.76	0.5	0.04	0.56
ELSVA EALS8	5.27	1.35	-0.85	0.61	0.04	0.49
ELSVA EALS9	4.89	1.65	-0.52	-0.38	0.05	0.43
ELSVA EALS10	5.34	1.41	-0.88	0.63	0.04	0.53
ELSVA EALS11	5.41	1.29	-0.79	0.67	0.04	0.52
ELSVA EALS12	4.81	1.69	-0.61	-0.25	0.05	0.38
ELSVA EALS13	5.12	1.65	-0.73	-0.11	0.05	0.46
ELSVA EALS14	5.43	1.31	-0.82	0.67	0.04	0.54

Tabla 2. Análisis factorial exploratorio

	Solución unifactorial	Solución de 2 factores	
Ítem	F 1	F 1	F 2
ELSVA			
EALS1	0.528	-0.247	0.802
ELSVA			
EALS2	0.560	0.283	0.297
ELSVA			
EALS3	0.531	0.75	-0.179
ELSVA			
EALS4	0.609	-0.240	0.884
ELSVA			
EALS5	0.637	0.024	0.639
ELSVA			
EALS6	0.514	0.657	-0.11
ELSVA			
EALS7	0.621	0.413	0.233
ELSVA			
EALS8	0.528	0.836	-0.265
ELSVA			
EALS9	0.466	0.323	0.163
ELSVA			
EALS10	0.573	0.229	0.366
ELSVA			
EALS11	0.569	0.472	0.123
ELSVA			
EALS12	0.415	0.223	0.209
ELSVA			
EALS13	0.497	-0.161	0.679
ELSVA			
EALS14	0.590	0.265	0.347
Alfa de Cronbach	.86	.80	.82

En negrita, cargas pesos factoriales en factor 1 o factor 2.

Factor 1: Liderazgo orientado a los resultados.

Factor 2: Liderazgo orientado a las personas.

Tabla 3. Cargas estándaresPesos estandarizados correspondientes a los modelos del AFC

Ítem	Modelo unifactorial	Modelo de 2 factores correlacionados		Modelo bifactorial		
	F1	F 1	F 2	F 1	F 2	G F
ELSVA						
EALS1	.570(.059)	.000(—)	.579(.060)	.000(—)	.576(.099)	.511(.065)
ELSVA						
EALS2	.637(.059)	.000(—)	.645(.059)	.000(—)	-.230(.081)	.688(.062)
ELSVA						
EALS3	.556(.068)	.556(.068)	.000(—)	.219(.083)	.000(—)	.525(.071)
ELSVA						
EALS4	.672(.062)	.000(—)	.684(.062)	.000(—)	.359(.096)	.662(.067)
ELSVA						
EALS5	.577(.059)	.000(—)	.585(.059)	.000(—)	.170(.072)	.565(.062)
ELSVA						
EALS6	.482(.071)	.488(.072)	.000(—)	.343(.097)	.000(—)	.423(.073)
ELSVA						
EALS7	.750(.055)	.764(.055)	.000(—)	.311(.093)	.000(—)	.708(.057)
ELSVA						
EALS8	.486(.057)	.496(.057)	.000(—)	.799(.173)	.000(—)	.389(.063)
ELSVA						
EALS9	.627(.072)	.635(.073)	.000(—)	.009(.082)	.000(—)	.639(.074)
ELSVA						
EALS10	.553(.055)	.000(—)	.559(.056)	.000(—)	.241(.077)	.535(.058)
ELSVA						
EALS11	.642(.059)	.652(.060)	.000(—)	.094(.073)	.000(—)	.633(.058)
ELSVA						
EALS12	.564(.068)	.572(.069)	.000(—)	.020(.077)	.000(—)	.571(.070)
ELSVA						
EALS13	.721(.057)	.000(—)	.733(.057)	.000(—)	-.026(.090)	.747(.057)
ELSVA						
EALS14	.498(.055)	.000(—)	.503(.056)	.000(—)	-.188(.086)	.535(.057)

Nota: cada una de las celdas contiene las cargas estandarizadaslos pesos estandarizados estimadas estimados y su error típico (entre paréntesis).

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

Modelo	χ^2	gl	Índice χ^2/gl	TLI	CFI	RMSEA	RMSEA_05	RMSEA_01
Unifactorial	263.753	77	3.425	0.90	0.91	0.073	0.065	0.082
Bifactorial Dos factores correlacionado	199.300	53	3.760	0.89	0.91	0.078	0.068	0.088
Bifactorial	180.287	63	2.862	0.92	0.94	0.064	0.054	0.074

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

Anexo 1. Escala abreviada de liderazgo Liderazgo de servicio Servicio Versión
Abreviada (versión española)

ELSVA EALS1. Siempre mantengo cumpla mis promesas y compromisos con los demás

ELSVA EALS2. Tengo el valor de hacer las cosas que están bien moralmente, incluso cuando eso me pueda perjudicar

ELSVA EALS3. No busco reconocimiento ni recompensas por servir a otros/as

ELSVA EALS4. Estoy dispuesto a realizar sacrificios personales para prestar servicios a otros/as

ELSVA EALS5. Busco servir en lugar de ser servido/a

ELSVA EALS6. Escucho activa y receptivamente lo que los demás tienen que decir

ELSVA EALS7. Me produce una gran satisfacción ayudar a que los demás desarrollen sus habilidades lo mejor posible

ELSVA EALS8. Siento que estoy llamado/a a hacer algo grande con mi vida

ELSVA EALS9. Me marco metas realistas y claras

ELSVA EALS10. Normalmente tengo ideas que son aceptadas por los demás como útiles y efectivas

ELSVA EALS11. Nunca pido a los demás que hagan algo que no estoy dispuesto a hacer por mí mismo/a

ELSVA EALS12. Cuando formo parte de un equipo, valoro a cada uno de sus miembros

ELSVA EALS13. Cuando formo parte de un equipo, busco la manera de que las diferencias de la gente sirvan para algo

ELSVA EALS14. Estoy dispuesto a que mis ideas sean puestas en duda por mis amigos/as
