

# Measurement of Political Calling Based on the Adaptation and Validation of the Calling Scale

*Medición de la vocación política a partir de la adaptación y validación de la escala Calling*

**Francisco Javier Alarcón González and José Manuel Trujillo**

## Key words

- Reliability
- Calling Scale
- Measurement
- Validation
- Political Vocation

## Palabras clave

- Adaptación
- Escala *calling*
- Medición
- Validación de escalas
- Vocación política

## Abstract

Despite the importance of vocation in the exercise of politics, social sciences have not been equipped with an element that allows them to work empirically with it. This article aims to present the whole process to set up and validate the political vocation scale from the calling scale of Dobrow and Tosti-Kharas (2011). The analysis of psychometric properties is carried out on a sample of members of Spanish youth political sections. Two adaptations were completed – professional politics field and Spanish cultural context –, and later, a validation of psychometric properties. In this way, the internal structure of the scale is analysed: dimensionality, reliability and validity; in this last point a distinction is made between discriminant and nomological validity. The scale has a good configuration with allows its use in future research.

## Resumen

A pesar de la importancia de la vocación en el ejercicio de la política, las ciencias sociales no disponen de un instrumento que permita trabajar empíricamente con dicho concepto. Ante ello, el objetivo principal de este trabajo es presentar el proceso completado para la adaptación y validación de una escala de vocación política a partir de la escala *calling* de Dobrow y Tosti-Kharas (2011). Este se llevó a cabo en el marco de una investigación a miembros de organizaciones políticas juveniles, implicando primero una doble adaptación –al ámbito de la política y al contexto cultural español– y, posteriormente, una validación respecto a las principales propiedades psicométricas mostradas. En este último aspecto, el trabajo analiza la estructura interna de la escala respecto a su dimensionalidad, fiabilidad y validez, distinguiendo en esta última vertiente entre validez discriminante y nomológica. Los resultados ponen de manifiesto una buena capacidad de la herramienta que permite su uso en futuras investigaciones.

## Citation

Alarcón González, Francisco Javier and Trujillo, José Manuel (2020). "Measurement of Political Calling Based on the Adaptation and Validation of the Calling Scale". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 171: 3-22. (<http://dx.doi.org/doi:10.5477/cis/reis.171.3>)

**Francisco Javier Alarcón González:** Universidad de Jaén | [falarcon@ujaen.es](mailto:falarcon@ujaen.es)

**José Manuel Trujillo:** Universidad Pablo de Olavide, de Sevilla | [jmtrujillo@upo.es](mailto:jmtrujillo@upo.es)

## INTRODUCTION<sup>1</sup>

Despite the importance given to the concept of political vocation, no instruments have been available in social science research for operationalising the concept of vocation and measuring it empirically since the publication of *Politik als Beruf* by Max Weber (2009 [1919]). Studies have partially addressed or used concepts related to elite theory, with approaches based on politicians' professionalisation or professional career. Political vocation operates within the realm of political motivation, and has impact on both political attitudes, and on the level of commitment to and involvement in political activity. According to Uriarte (2000: 103), the term vocation has two meanings. One relates to a religious calling (God's calling) and is currently linked to a sense of social duty or seeking collective goals, and the second one expresses an attraction to an activity or profession. The most important aspect to explore in this second definition is that referred to a calling<sup>2</sup> to political work, in order to help explain the role of politicians and to further the existing literature, and knowledge about the dynamics that influence high-intensity political commitment and political career. The starting point is a general consensus (by both society and academia) on the positive effects that vocation has on professional political activity<sup>3</sup>.

<sup>1</sup> The authors are grateful for the comments received during the peer-review process.

<sup>2</sup> In this study the terms vocation and calling are regarded as synonyms, unless otherwise specified in the text.

<sup>3</sup> Beyond the possible benefits derived from public management, Wrzesniewski (2002) noted a number of effects of perceiving work as a vocation: (i) there is a more rewarding relationship to work linked to spending more time in the workplace, as well as higher levels of enjoyment and job satisfaction; (ii) people continue to do their work even if they are no longer paid a salary

This article presents a scale for measuring political vocation based on an adaptation of the Calling Scale designed by Dobrow and Tosti-Kharas (2011). This adaptation process had two parts; firstly, it involved transferring the construct from other professional fields to that of politics; and, secondly, translating the scale into Spanish and bringing it in line with Spanish culture. In addition to explaining this process, the article analyses the main psychometric properties of the scale, following its implementation within a study of members of youth political organisations in Spain. Specifically, it examines the internal structure of the scale regarding its dimensionality, reliability and validity. This article is therefore organised into two areas. The first section is structured around politics as a professional activity and political vocation. A literature review is conducted of research on these concepts and the Calling Scale is introduced. The second section describes the process for the implementation, adaptation and validation of the Calling Scale, with a subsection focused on each of those aspects, including its dimensionality. The study ends with a discussion of the results and some concluding notes.

## POLITICS AS A PROFESSIONAL ACTIVITY: POLITICAL VOCATION AND ITS MEASUREMENT

According to Weber, "the term 'occupation' will be applied to the mode of specialisation, specification and combination of the functions of an individual so far as it constitutes for him the basis of a continuous opportunity for income or earnings" (2002: 111). Weber also de-

or wage; (iii) people spend more time at work; and (iv) people are more satisfied with life compared to those who have a different focus.

defined the term “politician” in his famous *The Vocation Lectures: Science as a vocation and Politics as a Vocation*: “Anyone who engages in politics is seeking power, whether it be power as a mean to achieve other goals -idealist or egoistic- or power ‘for its own sake’, in other words, in order to enjoy the feelings of prestige that it gives” (Weber, 2009: 84). Bringing both definitions together leads to identifying politicians as citizens who regularly carry out a position in political institutions as their main activity. Over time, these citizens may seek to remain in public office, either by election, being freely appointed or within the structure of the political party, where they occupy a series of positions and turn political activity into their way of life. However, in Weber’s view: “There are two ways of making a vocation out of politics. Either one lives ‘for’ politics, or one lives ‘from’ politics. These are by no means mutually exclusive alternatives. As a rule, at least ideally [ideell], but mostly materially as well, one does both. Whoever lives ‘for’ politics ‘makes it his life’, in the inward sense. He either enjoys the naked possession of the power he exercises, or he nourishes his inward equilibrium and self-esteem with the consciousness of giving meaning to his life by serving a ‘cause’. Probably every serious person who lives for a cause, also lives from this cause. The distinction therefore refers to a far more weighty aspect of the matter: the economic” (2009: 95-96). Professional politicians have acquired increasing prominence. This characterises them as being political specialists both in the sphere of representation and of a given party<sup>4</sup>. Political activity is the main source

of income for many of them and they view politics as their specialism. This results in them having to make a living from politics, which is their permanent source of income. Within this rationale of specialism being linked to pay, the average time spent on political activity as a way of life is lengthened and sometimes becomes the only occupation<sup>5</sup>.

There is a lack of studies that have attempted to measure vocation in political terms. In general, these can be grouped around two approaches that share their *ad hoc* construction, according to the needs of each study. The first approach has conceptualised vocation as a binary construct that is opposed to profession and has presented it as a choice between being either a vocational or a professional politician (Bargel, 2011; Alcántara, 2012; Galais, 2016). This dichotomous way of understanding political practice has even been perceived by politicians, who portray vocation as being in opposition to professionalisation. This has led to equating political vocation to political commitment and to *amateur* political practice, while politicians who have a more professional profile are shown in a negative light (López Nieto, 2004: 38, 42 and 55). The second, less popular approach, focuses on a vision where political profession and calling complement each other. Calling is perceived as motivation driven by a commitment to society, to an ideology or to social objectives derived from being attracted to political activity (Uriarte, 2000: 103). This has been operationalised as a response option in a multiple-choice question, or as a response to an open question that attempts to clarify politicians’ motivations

<sup>4</sup> The analysis carried out by Best and Cotta (2000) showed that the more traditional political profiles (aristocracy, landowners, military, etc.) were gradually replaced with more professional profiles in European parliaments between 1848 and 2000.

<sup>5</sup> When politicians have no education or work experience outside of political activity, they find it difficult to shift to another employment sector, which makes them dependent on the selectorates of political parties (López Nieto, 2004: 35).

for engaging in or devoting themselves to politics (López Nieto, 2004: 38). In this approach political vocation is conceived as an individual motivation that drives joining, remaining, and being involved in this profession. Politics was once vocational and has now become an activity that leads to professionalisation. This situation is more in line with Weber's assumptions and with the position taken as a basis for this study.

The relationship between the individual and the workplace has been widely discussed in disciplines such as psychology and business management (Wrzesniewski *et al.*, 1997; Hall and Chandler, 2005; Berg *et al.*, 2010). In this literature the concept of calling has had different interpretations, be it focused on work, as work in itself, or as an external attraction to pursue a certain career (Wrzesniewski *et al.*, 1997; Hall and Chandler, 2005; Duffy and Sedlacek, 2007; Bunderson and Thompson, 2009; Dik and Duffy, 2009; Duffy *et al.*, 2012). The study by Wrzesniewski *et al.* (1997: 22) was an advancement in this area, since it established that the relationship between the person and their employment falls into one of three possible types: job, career and calling. When one is only interested in the material benefits of their work and does not look for another incentive or reward, there is a job relationship. Employment is the means to earn a salary that provides the ability to enjoy free time, but it is not seen as an end in itself. The second relationship involves strong personal investment and motivation (social prestige, power, high self-esteem, etc.) to progress and to succeed in the occupational hierarchical structure. Finally, when employment is a calling, it is inseparably linked to life, and is seen as a source of satisfaction that has nothing to do with financial benefits, remuneration, income, or career advancement. The distinction made by Wrzesniewski *et al.* (1997) be-

tween job, career and calling is not linked to any specific occupation; each individual may perceive their work as a calling<sup>6</sup>.

Under these theoretical perspectives, Dobrow and Tosti-Kharas interpreted a calling as 'a consuming, meaningful passion people experience towards a domain' (2011: 1003). To do this, they operationalised the concept using a 12-items 7-point Likert type scale that they validated, yielding adequate results among students of music, art, business and management. This scale can be applied to other work areas, and even its proponents have noted that it does not need to be applied to one's work. Even though a person does a work to earn a living, their vocation may lie in a different professional field. This particularity makes the scale very appealing, since it can be applied to individuals who are not engaged in paid employment in a specific domain. In light of the above, it was decided to adapt the scale to the political sphere to obtain an operational indicator and be able to use it empirically<sup>7</sup>.

## THE CALLING SCALE: ADAPTATION AND VALIDATION FOR THE POLITICAL SPHERE

The adaptation and validation process followed the main guidelines provided by the literature (Churchill, 1979;

<sup>6</sup> A more classical vision of calling can be found in Bunderson and Thompson (2009: 38), who pointed out that a calling is an occupational place in the division of labour in society, for which one feels destined by virtue of certain capacities, talent and idiosyncratic opportunities in life.

<sup>7</sup> Furthermore, Hilton and Skrutkowski (2002) pointed out that adapting a scale to a different culture is more efficient than creating a new one. In addition, this means that a conceptually equivalent version of the original version can be used, which makes it possible to conduct studies using a cross-cultural approach.

Hui and Triandis, 1985), as detailed in the following sections. The first subsection focuses on the adaptation and inclusion in the questionnaire, and the second subsection is devoted to the different validation dimensions in statistical terms.

### Initial adaptation and validation

Two important points were considered in adapting the scale. The first was that the scale had to be suitable to measure calling in politics. As the scale was developed to measure vocation in different professional domains, it was essential to ensure that it could be conceptually transferred to the political sphere. The second point that was considered was that its Spanish translation should match the original meaning, while also being adapted to the Spanish culture. The initial adaptation of the scale to politics was carried out by three researchers in social sciences who read and commented on various definitions and propositions of the different items on the Calling Scale. The outcome was a version adapted to the professional field of politics (see Table 1)<sup>8</sup>. Subsequently, three separate translations into Spanish were prepared for each of the items. Two bilingual people (one person whose native language was Spanish, and another person with English as a native tongue) proposed an additional version each one. They gave priority to finding concepts that were equivalent in meaning to the original version (rather than a literal translation of the source text) and to providing natural expressions for the various terms. A third translation (the

most literal one) was done by the main author of this paper. The three versions were submitted to a panel of experts. Specifically, 12 specialists in the social, economic, and legal sciences were selected through intentional sampling<sup>9</sup>. Based on the responses obtained, the three researchers who proposed the scale in English agreed on the final version. This version was used in the validation phase. First, the question was included in a broader questionnaire, which comprised other aspects related to the study of youth sections of political parties, as well as other indicators for the metric validation of the scale. A pretest was carried out under the supervision of a researcher<sup>10</sup>. As there was no indication that it would be necessary to make changes, the scale was considered suitable for application to the population under study.

---

<sup>9</sup> This panel was composed by the same number of men and women, of whom 66.7% had a PhD degree. Good competence in the English language was also demonstrated in all cases. They were informed about the aims of the study and invited to participate on a voluntary and free basis. The final objective was to collect opinions on each of the variants offered for each item and identify the most suitable in each case. Documentation and instructions were provided individually via email. This group did not include any members of political parties. These profiles were reserved for the pretest.

<sup>10</sup> Several people from the theoretical population under study completed the questionnaire under conditions comparable to its real subsequent application (online self-administered format), although a member of the research team was available in person should any questions arise. Once the participants had finished answering the questionnaire, they were asked to give some information about their understanding and interpretation of the questions, whether they had encountered any difficulties in understanding them, and whether they had held their interest and attention.

---

<sup>8</sup> Approved by the main author of the original instrument through a personal communication (10 May 2017).

**TABLE 1.** *Calling Scale items, Scale's adaptation to the area of politics and to the Spanish context*

Item	Calling Scale	Political Vocation Scale	Spanish version
Voc_1	I am passionate about <i>playing my instrument/ singing/ engaging in my artistic specialty/business /being a manager</i>	I am passionate about being a politician	Me apasiona poder ocuparme de cuestiones políticas
Voc_2	I enjoy <i>playing music /engaging in my artistic specialty/ business / being a manager</i> more than anything else	I enjoy being a politician more than anything else	Disfruto en política más que con cualquier otra cosa
Voc_3	<i>Playing music/ engaging in my artistic specialty/ business /being a manager</i> gives me immense personal satisfaction	Being a politician gives me immense personal satisfaction	Mi dedicación a la política supone una inmensa satisfacción personal
Voc_4	I would sacrifice everything to be a <i>musician/ an artist/ in business /a manager</i>	I would sacrifice everything to be a politician	Podría sacrificarlo todo para dedicarme a la política
Voc_5	The first thing I often think about when I describe myself to others is that I'm a <i>musician/ an artist/ in business / a manager</i>	The first thing I often think about when I describe myself to others is that I'm a politician	Lo primero que pienso cuando me defino es que soy un político
Voc_6	I would continue being a <i>musician/ an artist/ in business / a manager</i> even in the face of severe obstacles	I would continue being a politician even in the face of severe obstacles	Seguiría estando en política aunque tuviera que afrontar grandes obstáculos
Voc_7	I know that being a <i>musician – either professionally or as an amateur-/ an artist- either professionally or as an amateur- in business / a manager</i> will always be par of my life	I know that being a politician will always be part of my life	Sé que la política será parte de mi vida, ya sea como profesional o amateur
Voc_8	I feel a sense of destiny about being a <i>musician -either amateur or professional/ an artist- either professionally or as an amateur /in business / a manager</i>	I feel a sense of destiny about being a politician	Siento que estoy predeterminado para la política
Voc_9	<i>Music/ my artistic specialty/ business/ being a manager</i> is always in my mind in some way	Politics is always in my mind in some way	De algún modo la política está siempre en mi cabeza
Voc_10	Even when not <i>playing music or practicing/ engaging in my artistic specialty/ doing business activities/acting as a manager</i> , I often think about <i>music/my artistic specialty/business/being a manager</i>	Even when not acting as a politician, I often think about politics	A menudo, incluso cuando no estoy haciendo política, pienso en política
Voc_11	My existence would be much less meaningful without <i>my involvement in music/ my involvement in my artistic specialty /my involvement in business /my being a manager</i>	My existence would be much less meaningful without my involvement in politics	Mi vida sería menos satisfactoria si no estuviera implicado en política
Voc_12	<i>Playing music/engaging in my artistic specialty/being in business /being a manager</i> is a deeply moving and gratifying experience for me	Being a politician is a deeply moving and gratifying experience for me	Participar activamente en política es una experiencia altamente emocionante y gratificante

The question for the Spanish version was formulated as follows: “¿Podrías indicar tu grado de acuerdo con las siguientes afirmaciones? Utiliza la siguiente escala que oscila entre 1, completamente en desacuerdo hasta 7, completamente de acuerdo”.

Source: Own elaboration based on Dobrow and Tosti-Kharas (2011).

## Psychometric properties

This subsection focuses on the last stage of the validation process, once it had been applied to the study population. Specifically, its main objective is to present and discuss the main psychometric properties associated with the scale, in order to provide empirical evidence about its dimensionality, reliability and validity. The data were obtained from a survey conducted within a study of members of Spanish youth political organisations. The fieldwork was carried out between 20 April and 17 November 2016 by using a self-administered online questionnaire<sup>11</sup>. Through a filtering process, a large number of questionnaires were eliminated, including incomplete ones, those that provided the same answer to all the questions, and those with responses that had atypical patterns. In addition, a final specific filtering was carried out for this study, resulting in a total sample of 2,009 people<sup>12</sup>. These data were also divided into four subgroups or subsamples with respect to the main political groupings: Juventudes Socialistas de España (JSE), linked to the Partido Socialista Obrero Español; Nuevas Generaciones (NN.GG.),

linked to the Partido Popular; youth sections linked to Izquierda Unida (IU youth sections); and members of other youth political organisations<sup>13</sup>. The sample size was much greater than scholars recommended in the literature for this type of procedure (Martínez *et al.*, 2013; Hair *et al.*, 2014). The methodology used to process the information involved carrying out various statistical analyses on the overall sample and, in some cases, also on different subgroups in order to obtain a greater volume of evidence. The characteristics and results of the analyses carried out are presented below<sup>14</sup>.

### General characteristics

Table 2 includes the mean values and the standard deviation for the different items (on the overall sample and on each subgroup). Table 3 shows the matrix of bivariate correlations obtained for the overall sample. Similar behaviour was observed in the segmented descriptive data for the items in the different samples. Yet, some nuances were observed in some variables such as Voc\_4 or Voc\_5, which showed more accentuated differences between groups. The correlation analysis revealed positive relationships

<sup>11</sup> The *Limesurvey* platform was used to administer the questionnaire and collect the responses. These were obtained, to a large extent, thanks to the collaboration of the internal structure of the organisations, which redistributed the form among their members by email - a fact that explains the unequal number of responses between organisations; in some cases they were sent to the mailing list of youth section, while in other cases they were only sent to a sample. In any case, this was taken into consideration, on the understanding that it provided a significant degree of anonymity, confidentiality and data protection.

<sup>12</sup> In order to ensure the proper functioning of the statistical models used for the calculations carried out on the set of items, those in which an item on the scale had not been answered were eliminated (taking as reference the valid total according to the list). Atypical cases with respect to the overall scale were also excluded (procedure based on the calculation of Mahalanobis distances).

<sup>13</sup> JSE also included the members of Joventut Socialista de Catalunya. IU youth sections includes IU Jóvenes, Unión de Juventudes Comunistas de España (UJCE) linked to the Partido Comunista de España (PCE) and Jovés d'Esquerra Verda of Iniciativa per Catalunya-Verds. The sample of other groups was composed by members of the following youth sections of Spanish political parties: Choventut Aragonésista, Euzko Gaztedi Indarra, Foro Asturias Jóvenes, Galiza Nova, Gazte Abertzaleak, Gazteok Bai, Joventuts d'Esquerra Republicana de Catalunya, Joventut Nacionalista de Catalunya, Joves amb Iniciativa, Joves del País Valencià, Juventudes Andalucistas, Juventudes Navarras, Juventudes Regionalistas, Rolde Choben, Juventudes Leonesistas, Juventudes Riojanas, Juventudes de Extremadura Unida, Unió de Joves, and Jóvenes de Ciudadanos.

<sup>14</sup> IBM-SPSS Statistics (version 23) and FACTOR (version 10.09.02; Ferrando and Lorenzo-Seva, 2017) were used for these.

and slightly high coefficients for the vast majority of the crosses. This implied the possible existence of common factors and, consequently, the ability to use strategies associated with Exploratory Factor Analysis (EFA) for part of the evaluation of their scale properties (Hair *et al.*, 2014; Lloret-Segura *et al.*, 2014). The starting condi-

tions identified both for the overall sample and for all the subgroups were those noted by the literature to consider goodness-of-fit: according to the Kayser-Meyer-Olkin test was used to assess sample adequacy ( $KMO > 0.9$ ) and Bartlett's sphericity test was employed for the rejection of the null hypothesis ( $p < 0.001$ ).

**TABLE 2.** *Univariate descriptive statistics*

	All		JSE		NN.GG.		IU youth sections		Others	
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
Voc_1	5.74	1.535	5.67	1.613	5.74	1.615	5.81	1.436	5.81	1.377
Voc_2	4.71	1.694	4.65	1.772	4.93	1.717	4.70	1.561	4.59	1.617
Voc_3	5.23	1.634	5.14	1.719	5.36	1.684	5.24	1.492	5.25	1.528
Voc_4	3.72	1.998	3.74	2.049	4.03	2.052	3.69	1.859	3.43	1.920
Voc_5	3.13	1.916	3.24	1.916	3.38	1.959	3.00	1.947	2.81	1.796
Voc_6	4.91	1.861	4.70	1.931	5.09	1.867	5.22	1.720	4.85	1.792
Voc_7	5.29	1.820	5.15	1.875	5.24	1.863	5.66	1.663	5.27	1.760
Voc_8	4.28	1.944	4.40	1.941	4.64	1.888	3.81	1.961	4.10	1.903
Voc_9	5.33	1.801	5.27	1.844	5.29	1.826	5.70	1.645	5.20	1.787
Voc_10	4.95	1.949	4.83	2.008	4.81	1.980	5.54	1.719	4.84	1.904
Voc_11	4.47	1.992	4.28	2.069	4.42	2.048	5.00	1.818	4.44	1.858
Voc_12	5.53	1.675	5.42	1.761	5.62	1.750	5.57	1.553	5.62	1.522
<b>Scale</b>	4.77	1.400	4.70	1.504	4.87	1.495	4.91	1.192	4.68	1.285
<b>N</b>	2,009		783		437		353		436	

M (Mean). SD (Standar Deviation).

Source: Own elaboration.



**TABLE 3.** *Correlation matrix*

	Voc_1	Voc_2	Voc_3	Voc_4	Voc_5	Voc_6	Voc_7	Voc_8	Voc_9	Voc_10	Voc_11
Voc_1	1										
Voc_2	0.712*	1									
Voc_3	0.747*	0.740*	1								
Voc_4	0.440*	0.589*	0.552*	1							
Voc_5	0.280*	0.471*	0.382*	0.598*	1						
Voc_6	0.620*	0.604*	0.665*	0.604*	0.478*	1					
Voc_7	0.655*	0.607*	0.653*	0.494*	0.386*	0.705*	1				
Voc_8	0.519*	0.596*	0.560*	0.566*	0.586*	0.571*	0.640*	1			
Voc_9	0.681*	0.638*	0.654*	0.477*	0.377*	0.630*	0.723*	0.605*	1		
Voc_10	0.610*	0.608*	0.597*	0.472*	0.408*	0.594*	0.670*	0.568*	0.847*	1	
Voc_11	0.479*	0.535*	0.550*	0.462*	0.395*	0.511*	0.542*	0.460*	0.550*	0.571*	1
Voc_12	0.708*	0.625*	0.739*	0.417*	0.268*	0.613*	0.648*	0.497*	0.640*	0.563*	0.528*

\*  $p < 0,01$  (bilateral).

Source: Own elaboration.

### Dimensionality

The dimensionality of the scale was one of the first aspects to be considered by analysing the number of latent factors. The indications on the unidimensional structure of the original Calling Scale were also taken into account<sup>15</sup>. The EFA was designed to be applied both to the overall dataset and to each subsample. It applied the main recommendations regarding the type of correlation matrix and the most appropriate estimation and rotation methods according to the technical needs and the software used (Finney and DiStefano, 2006; Hair *et al.*, 2014; Lloret-Segura *et al.*, 2014). Specifically, EFA was conducted with polychoric correlations and robust unweighted least squares es-

timation<sup>16</sup>. Regarding extraction, the single-factor solution was explored for each case and the unidimensional structure was evaluated (12 item scale, E12).

The literature on the criteria to test dimensionality is extensive, since it is necessary to consider objective aspects related to the statistical techniques that can be used, as well as the need to obtain substantive dimensions for the study in question, and the theoretical assumptions used as a starting point (Garrido *et al.*, 2013; Lloret-Segura *et al.*, 2014; Ferrando and Lorenzo-Seva, 2018). Regarding the technique used, while at first it was decided to prioritise the classic criteria linked to the number of eigenval-

<sup>15</sup> In that study, both the scree plot and other confirmatory analyses provided evidence of its unidimensional structure, which led the authors to conclude that the scale measured a single construct (Dobrow and Tosti-Khara, 2011: 1014).

<sup>16</sup> The decision was based on the level of ordinal measurement of the items and the analysis of the multivariate normality of the data. The Mardia test was significant for kurtosis ( $p < 0.001$ ), for both the overall sample and all subgroups. All matrices resulting from the different analyses have been omitted. These met the different fit conditions, on the terms indicated above.

ues and the percentage of variance explained (Reckase, 1979, Carmines and Zeller, 1979), additional strategies were eventually applied; specifically, a Parallel Analysis based on minimum rank factor analysis (PA-MRFA) and the calculation of a series of fit indices for the unidimensional model (Ferrando and Lorenzo-Seva, 2017, 2018)<sup>17</sup>. Table 4 shows the results obtained. As can be seen, most of the E12 saturations were in the range of 0.6 to 0.9, which can be interpreted as a favourable indicator regarding the validity of the expectations about the construct (Hair *et al.*, 2014). In all cases, the variance explained by the dimension was reasonable, with a range of between 60% and 72%, with the exception of the IU youth subsample. Based on the PA-MRFA results, the advised number of dimensions was one in all cases. In all the groups the evidence regarding the evaluation of the unidimensional structure was consistent with the use of that structure<sup>18</sup>.

However, a careful consideration of the results to the items showed some indication of a possible better specification for the model. Firstly, the item Voc\_5 showed some especially low loadings in the first model (0.4-0.5). Furthermore, the unidimensionality indicators associated with the items indicated that Voc\_5 and the Voc\_4 were far from the recommended value, even considering the confidence intervals. Some standardised residuals between variables were above the recommended value ( $\pm 4$ ) (Hair *et al.*, 2014). Finally, given that a robust estimation method was chosen, the software

used for the calculation provided some additional data on the goodness-of-fit, similar to those usually employed in confirmatory factor analysis (Hair *et al.*, 2014 ; Lloret-Segura *et al.*, 2014). These similarly suggested there may be room for improvement in the estimation of the model; particularly the RMSEA indicator, which moved slightly away from the recommended limit<sup>19</sup>. For all these reasons, the possibility was considered that either there could be a structure with more latent dimensions or, as an alternative, that ultimately it might be necessary to eliminate items from the construct to improve its specification. Both options were tested, and the solution using more than one factor was discarded<sup>20</sup>. Table 4 includes a second model that omitted a series of variables based on their lower contribution to the unidimensional model, which shows a final proposal of 7-items scale (E7)<sup>21</sup>. As expected, all the tests showed a slight increase in the explained variance (between 6 and 8 points) and, in general

<sup>19</sup> These included the RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), CFI (Comparative Fit Index) and BIC (Schwarz Information Criterion or Bayesian Information Criterion). Beyond the controversies that these generate, RMSEA <0.05 is considered particularly adequate, although <0.1 may be considered acceptable; and, in the same way, CFI >0.95 is recommended, although >0.9 can also be accepted. Finally, the BIC was used as a comparative criterion between models (Browne and Cudeck 1993; Burnham and Anderson 1998; Barret 2007; Westland, 2015).

<sup>20</sup> Specifically, the EFAs of all samples were modelled, which made it possible to extract more than one factor and different oblique rotations. In addition to the fact that a coherent alternative structure was not found, the high correlation between extracted factors, the difficulty involved in its interpretation and the absence of a substantive improvement with respect to the alternative of eliminating items in the general fit of the model, all led to making the other decision. It is recalled that the test results indicated a consistent unidimensional structure for all groups.

<sup>21</sup> In order to discard items, it was considered that they should be involved in high standardised residuals and that the individual values of the unidimensional indices should move away from the recommended values in some of the samples, including confidence intervals at 95%.

<sup>17</sup> Specifically: UniCo (total or item Unidimensional Congruence), ECV (total or item Explained Common Variance) and REAL (mean of item -MI- or item residuals absolute loadings). The values suggested to treat the data as essentially unidimensional are: UniCo >0.95; ECV >0.85 and REAL <0.30 (Ferrando and Lorenzo-Seva, 2017; 2018).

<sup>18</sup> Only the sub-samples of the IU youth group, and other groups showed a second eigenvalue >1.

**TABLE 4.** EFA results: item saturations, explained variance and evaluation of unidimensional structure

	All			JSE			NN.GG.			IU youth sections			Others			
	12 items	7 items	12 items	7 items	12 items	7 items	12 items	7 items	12 items	7 items	12 items	7 items	12 items	7 items	12 items	
Voc_1	0.837	0.877	0.853	0.898	0.875	0.919	0.875	0.919	0.765	0.775	0.802	0.850	0.802	0.850	0.802	
Voc_2	0.838	0.845	0.855	0.867	0.876	0.896	0.876	0.896	0.751	0.738	0.809	0.816	0.809	0.816	0.809	
Voc_3	0.856	0.895	0.873	0.904	0.879	0.921	0.879	0.921	0.796	0.847	0.837	0.886	0.837	0.886	0.837	
Voc_4	0.718	—	0.721	—	0.751	—	0.751	—	0.654	—	0.721	—	0.721	—	0.721	
Voc_5	0.601	—	0.653	—	0.691	—	0.691	—	0.412	—	0.543	—	0.543	—	0.543	
Voc_6	0.825	0.792	0.856	0.821	0.878	0.861	0.878	0.861	0.753	0.712	0.738	0.690	0.738	0.690	0.738	
Voc_7	0.847	—	0.870	—	0.885	—	0.885	—	0.772	—	0.809	—	0.809	—	0.809	
Voc_8	0.775	—	0.836	—	0.848	—	0.848	—	0.604	—	0.742	—	0.742	—	0.742	
Voc_9	0.861	0.821	0.869	0.837	0.883	0.836	0.883	0.836	0.836	0.788	0.848	0.802	0.848	0.802	0.848	
Voc_10	0.819	—	0.855	—	0.815	—	0.815	—	0.755	—	0.821	—	0.821	—	0.821	
Voc_11	0.709	0.694	0.766	0.748	0.726	0.698	0.726	0.698	0.586	0.611	0.665	0.642	0.665	0.642	0.665	
Voc_12	0.794	0.840	0.836	0.870	0.835	0.879	0.835	0.879	0.705	0.753	0.714	0.788	0.753	0.714	0.788	
%Variance	65.97	72.53	70.29	76.18	71.54	77.69	71.54	77.69	53.90	62.20	60.91	66.96	60.91	66.96	60.91	
Total unid.																
UniCo	0.972 (0.964;0.918)	0.998 (0.997;0.999)	0.981 (0.971;0.990)	0.999 (0.996;0.999)	0.987 (0.974;0.996)	0.974 (0.949;0.997)	0.987 (0.974;0.996)	0.974 (0.949;0.997)	0.945 (0.926;0.983)	0.994 (0.991;0.998)	0.960 (0.941;0.980)	0.993 (0.987;0.998)	0.960 (0.941;0.980)	0.993 (0.987;0.998)	0.960 (0.941;0.980)	0.993 (0.987;0.998)
ECV	0.908 (0.898;0.919)	0.961 (0.955;0.967)	0.920 (0.907;0.937)	0.963 (0.954;0.973)	0.922 (0.903;0.940)	0.916 (0.889;0.952)	0.922 (0.903;0.940)	0.916 (0.889;0.952)	0.872 (0.853;0.897)	0.931 (0.918;0.951)	0.880 (0.857;0.913)	0.937 (0.929;0.954)	0.880 (0.857;0.913)	0.937 (0.929;0.954)	0.880 (0.857;0.913)	0.937 (0.929;0.954)
MIREAL	0.196 (0.179;0.206)	0.156 (0.136;0.174)	0.198 (0.175;0.214)	0.144 (0.112;0.163)	0.194 (0.158;0.220)	0.170 (0.139;0.195)	0.194 (0.158;0.220)	0.170 (0.139;0.195)	0.226 (0.181;0.248)	0.186 (0.149;0.211)	0.217 (0.179;0.242)	0.185 (0.135;0.209)	0.217 (0.179;0.242)	0.185 (0.135;0.209)	0.217 (0.179;0.242)	0.185 (0.135;0.209)
RMSEA	0.120 (0.109;0.128)	0.066 (0.052;0.075)	0.114 (0.092;0.129)	0.068 (0.025;0.083)	0.106 (0.075;0.127)	0.069 (0.031;0.088)	0.106 (0.075;0.127)	0.069 (0.031;0.088)	0.105 (0.085;0.116)	0.063 (0.022;0.082)	0.116 (0.083;0.133)	0.083 (0.051;0.100)	0.116 (0.083;0.133)	0.083 (0.051;0.100)	0.116 (0.083;0.133)	0.083 (0.051;0.100)
CFI	0.971 (0.965;0.976)	0.994 (0.992;0.996)	0.977 (0.962;0.982)	0.994 (0.991;0.999)	0.981 (0.970;0.988)	0.994 (0.990;0.999)	0.981 (0.970;0.988)	0.994 (0.990;0.999)	0.964 (0.954;0.968)	0.992 (0.985;0.999)	0.967 (0.953;0.983)	0.988 (0.981;0.996)	0.967 (0.953;0.983)	0.988 (0.981;0.996)	0.967 (0.953;0.983)	0.988 (0.981;0.996)
BIC	1,785.02 (1,532.66; 2,036.91)	241.74 (196.86; 281.62)	759.10 (569.20; 922.75)	158.18 (113.87; 183.31)	462.78 (333.04; 583.46)	128.24 (104.85; 145.95)	462.78 (333.04; 583.46)	128.24 (104.85; 145.95)	406.20 (322.53; 451.15)	115.42 (98.53; 129.20)	514.83 (359.40; 815.66)	141.16 (115.00; 160.18)	514.83 (359.40; 815.66)	141.16 (115.00; 160.18)	514.83 (359.40; 815.66)	141.16 (115.00; 160.18)
N	2,009		783		437		437		353		436		436		436	

Bootstrapping produced 95% confidence intervals, as shown below the values of the indicators, in brackets (500 samples).

For UniCo, ECV and MIREAL, see footnote 17; for RMSEA, CFI and BIC, footnote 19.

Source: Own elaboration.

terms, the loadings remained similar. But, in this case, all of the goodness-of-fit indicators were within more acceptable ranges, with RMSEA ranging between 0.062 and 0.083 in the different models. Based on an overview, this approach highlighted two important questions: that the scale with all the items maintained a unidimensional structure on calling; and that, regarding the samples on which its properties were tested, a variant with fewer indicators provides a better fit to the data. These results will be discussed further later. However, the two variants are also shown for the rest of the analyses.

#### Reliability

The most widely used indicator to check internal consistency is Cronbach's alpha (Sánchez and Sarabia, 1999). In psychological scales, the reliability coefficient should ideally be high, since this indicates that there are expected differences between subjects. The resulting statistic was more than acceptable for both variants, ranging from 0.88 to 0.95 according to the sample. This is consid-

ered excellent by many authors (Nunnally and Bernstein, 1994; George and Mallery, 2003; Gliem and Gliem, 2003). Split-half reliability allows the stability of a scale to be investigated; in other words, whether the values would be repeated in the same circumstances given the impossibility of repeating the survey under the same conditions and for the cost involved. The results for the two variants were similar and maintained high reliability for each group of items, as shown in Table 5. This confirmed that there was a relationship between the two groups and that therefore, the scale maintained its stability. A Spearman-Brown reliability coefficient of around 0.9 was obtained, with similar values in the different samples in both scales.

TABLE 5. Cronbach's Alpha

	All	JSE	NN.GG.	IU youth sections	Others
E12	0.938	0.949	0.950	0.905	0.925
E7	0.918	0.930	0.934	0.885	0.893

Source: Own elaboration.

TABLE 6. Split-half reliability values

	E12					E7					
	All	JSE	NN.GG.	IU	Others	All	JSE	NN.GG.	IU	Others	
Cronbach's Alpha	Part 1*	0.882	0.898	0.907	0.829	0.853	0.882	0.904	0.927	0.844	0.851
	Part 2	0.900	0.921	0.917	0.845	0.877	0.796	0.820	0.810	0.755	0.754
Correlation Between Forms		0.841	0.860	0.862	0.772	0.829	0.841	0.860	0.843	0.749	0.788
Spearman-Brown Coefficient	Equal length	0.914	0.925	0.926	0.871	0.907	0.905	0.925	0.915	0.856	0.882
	Unequal length	0.914	0.925	0.926	0.871	0.907	0.906	0.926	0.916	0.858	0.883
Guttman Split-Half Coefficient		0.912	0.923	0.925	0.871	0.904	0.912	0.910	0.898	0.844	0.870

\* In E12, part 1 includes items 1 to 6 and part 2 includes items 7 to 12. In E7, items 1, 2, 3 and 6 are in the first half, and 6, 9, 11 and 12 are in the second half.

Source: Own elaboration.

*Validity*<sup>22</sup>

The validity of the instrument indicates that it is scientifically useful for measuring the theoretical construct that it was designed to measure; in other words, the degree of accuracy of the measurement with respect to the reality that it was intended to capture (Nunnally and Bernstein, 1994). There are different types of validity, notably including convergent, discriminant and nomological validity. *Convergent validity* is established with other instruments that measure the same latent feature. The absence of properly validated scales adapted to the Spanish language meant that made their application unfeasible; therefore, this study adopted the convergent validity derived from the Calling Scale (Dobrow and Tosti Kharas, 2011). *Discriminant validity* is established by the relationship between different concepts that are unrelated to each other, so these variables are expected to have either no correlation or a very weak correlation between them. Dobrow and Tosti-Kharas used demographic variables and religiosity, amongst others. In addition to religiosity, gender was included in this study. As for the relationship of calling with religion, the concept of vocation has been traditionally related to a 'calling', normally a sense of God's calling to pastoral ministry. However, it is currently perceived in a more secular way, with little or no connection to religiosity (Dobrow and Tosti-Kharas, 2011). As could be expected, the data in Table 7 showed the absence of significant differences in political vocation with respect to religiosity. As for gender, the absence of a relationship may be more questionable, as politics has been perceived as being a male profession belonging to the public sphere, whereas women have traditionally been relegated to the private sphere. The lower presence of women in political offices could mean that

girls do not view politics as a profession, and they tend to seek other types of roles (Campbell and Wolbrech, 2006). The analysis of these two variables suggested the presence of significant differences in political vocation due to gender. However, in the sample of young people associated with IU, this relationship did not appear to be statistically relevant.

Finally, *nomological validity* involves the relationship of political vocation with other theoretically different but related constructs, which may be either antecedents or consequences (Diamantopoulos and Winklhofer, 2001: 273). In this case, this included six indicators: self-perception of qualification for politics, two indicators of political activism, age at the time of affiliation, individual political effectiveness and selective outcome incentives. The first variable was the subjective perception of one's own qualification for engaging in politics. Political vocation could be expected to relate to a high self-assessment: the more prepared individuals believe they are for engaging in politics, the greater their calling to politics. Thus, those who perceived themselves to be highly qualified for engaging in politics presented higher levels of political vocation. The relationship between political calling and activism may have been determined by the fact that a member of a youth political organisation with high levels of political vocation would be attracted to the activities of the political party, becoming involved and participating in those activities. In contrast, if that individual ranked lower in vocation, this could lead to more limited and less intense levels of activism. Two indicators were used in this validation, the number of actions and the weekly time spent on political activities (Whiteley and Seyd, 2002). Therefore, a high positive correlation with both was expected. Time of affiliation represented a milestone in the life of youth political organisation members. However, the circumstances of their joining differed among young people. An af-

<sup>22</sup> See Annex 1 for the coding and characteristics of the indicators used in this section.

**TABLE 7.** *Discriminant validity*

	All	JSE	NN.GG.	IU youth sections	Others
<b>E12</b>					
<b>Gender</b>	383,924.500*	63,207.500*	16,290.500*	12,533.500	15,568.500*
<b>Religiosity</b>	503,026.500	72,156.000	7,626.500	6,273.000	22,867.000
<b>E7</b>					
<b>Gender</b>	390,896.000*	63,606.500*	16,565.000*	11,930.000	16,161.500*
<b>Religiosity</b>	493,532.000	71,035.500	7,640.500	6,215.000	22,347.000
<b>N</b>	2,009	783	437	353	436

Mann-Whitney U statistic. \* p <0.05.

Source: Own elaboration.

filiation at an early age could be consistent with having a strong innate calling to politics. Dogan (1999) identified an early calling to politics as a characteristic of a professional politician. It was expected, therefore, that there would be a significant negative relationship between age at the time of affiliation and political vocation, in the sense that those young people who joined a youth political organisation would have higher levels of political vocation. Individual political effectiveness indicated the young person's rating of their own competence in political matters; that is, it was a subjective evaluation of their abilities or skills related to the resources for involvement in politics (Whiteley and Seyd, 2002). The expectation was that there would be a moderately high positive relationship between individual political effectiveness and political vocation, so as political effectiveness increased, political vocation would also increase. Selective outcome incentives were found to be related to political practice, and pointed to participation in order to obtain a position as elected office or building a career in politics (Whiteley and Seyd, 2002). A positive relationship between these constructs could also be assumed. Table 8 shows that political vocation maintained a statistically significant relationship with the six variables in the overall sample and in the JSE subsam-

ple, and all of them consistent with expectations. These expectations were also fulfilled in the rest of the subsamples: in the NN.GG., IU youth and the other youth sections, no statistical relationship was found to time of affiliation; and in the IU youth group, there was no relationship to one's assessment of being qualified for politics and actions related to political activism (in both versions of the scale), nor to (reduced scale) outcome incentives<sup>23</sup>. However, it can be stated that the validity of scale was adequate and consistent with expectations.

## DISCUSSION AND CONCLUDING REMARKS

This study pursues the line of research that links vocation to positive effects on an individual's political career (Bunderson and Thompson, 2009; Dik *et al.*, 2012; Dobrow and Heller, 2015). Specifically, it is focused on the area of politics as an occupation, where political vocation has been conceptualised as being opposed to the profes-

<sup>23</sup> To a large extent, these nuances can also be linked to the organisational and/or participative culture of different organisations.

**TABLE 8.** *Nomological validity*

	High self-assessment	Actions (activism)	Time (activism)	Outcome incentives	Personal political effectiveness	Age at the time of joining
<b>All</b>						
E12 correlation	0.248**	0.187**	0.325**	0.276**	0.303**	-0.110**
E7 correlation	0.229**	0.214**	0.330**	0.237**	0.290**	-0.104**
M	2.86	4.18	3.11	7.23	24.07	19.19
SD	0.704	1.591	1.939	1.901	3.804	3.199
N	1,916	2,009	2,009	1,747	1,678	1,999
<b>JSE</b>						
E12 correlation	0.269**	0.236**	0.391**	0.340**	0.321**	-0.179**
E7 correlation	0.264**	0.286**	0.385**	0.316**	0.313**	-0.176*
M	2.88	4.27	2.96	7.60	24.12	19.64
SD	0.685	1.561	1.938	1.821	3.843	3.543
N	742	783	783	689	653	782
<b>NN.GG.</b>						
E12 correlation	0.381**	0.262**	0.366**	0.331**	0.317**	-0.054
E7 correlation	0.378**	0.283**	0.379**	0.298**	0.306**	-0.049
M	2.95	3.64	2.68	7.72	24.37	18.54
SD	0.717	1.650	1.916	1.756	4.124	2.276
N	411	437	437	392	375	432
<b>IU youth sections</b>						
E12 correlation	0.076	-0.006	0.117*	0.124*	0.208**	-0.036
E7 correlation	0.049	0.028	0.121*	0.088	0.186**	-0.008
M	2.69	4.26	3.71	6.12	23.60	19.23
SD	0.729	1.559	1.818	1.896	3.602	3.236
N	340	353	353	302	292	353
<b>Other groups</b>						
E12 correlation	0.214**	0.144**	0.313**	0.264**	0.327**	-0.041
E7 correlation	0.168**	0.173**	0.309**	0.214**	0.315**	-0.460
M	2.87	4.05	3.31	6.92	24.07	18.98
SD	0.682	1.481	1.920	1.784	3.509	3.184
N	423	436	436	364	358	432

Pearson's bivariate correlation coefficient. \*\* $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$  (two-tailed). M (Mean). SD (Standard Deviation).

Source: Own elaboration.

sional activity of politics. The development of a scale to measure vocation within organisational behaviour means that it can be adapted to Spanish politics, language and culture, and that this valid tool would be available for use and further development in the future. Therefore, the aim of adapting and validating the Calling Scale proposed by Dobrow and Tosti-Kharas (2011) can be deemed to have been successfully achieved.

Regarding the results of the process, the scale maintains reasonable psychometric properties. The initial indices (KMO and Bartlett's Sphericity Test) showed evidence that an EFA could be implemented for the scale's validation. As to its dimensionality and the underlying factors, this analysis has provided evidence of a fairly consistent unidimensional structure. However, this study has also pointed to the possibility of eliminating several of the items that appeared in the original version, based on the goodness-of-fit tests of the model and the behaviour of the items. Beyond the technical questions applied, in terms of a substantive explanation of the fit, some aspects may have influenced or limited the results which are linked more to the context in which data were obtained than to the analysis itself. First, as has been argued, there are studies in Spain that have shown negative symbolic associations regarding politics as a profession (López-Nieto, 2004). As both the original form and the adaptation of the scale sought to encompass a broad concept of calling beyond the realm of work, it is feasible to think that the results in some items that showed stronger perceptions regarding this dimension (such as Voc\_5 and Voc\_7) were influenced by this fact. Secondly, it cannot be ignored that the sample was made up of young people under the age of thirty. Following the arguments presented in the theoretical review, the latent construct involved in vocation could have a different impact according to the life

stage (Baruch and Bozionelos 2011), particularly in certain manifestations. Thus, its empirical testing could also imply different nuances for other types of population. Although in this study the broad scale presented some specification problems, it would be interesting to re-examine all the items on other political actors (parliamentarians, public officials, etc.). For this reason, it was preferred to present the results for both variants of the construct (original and reduced) for all the analyses, although the second one had a better fit to the sample data. Regarding reliability, the interpretation of the values produced by the different calculations means that the scale can be used with great accuracy; whereas in relation to its discriminant and nomological validity, this adaptation (as the original scale) has significant relationships with other constructs theoretically related to political vocation. For all these reasons, despite the different nuances and limitations expressed, the instrument captures the construct (calling/vocation) in a valid and reliable way according to the purpose for which it was intended; and the objections identified encourage further analysis rather than rejection of the proposed instrument.

The existence of this validated instrument opens the door to its use in other studies on politicians or public representatives. And as claimed by Lagroye (1994: 9), it makes it possible to "*comparer le métier politique et d'autres métiers, notamment ceux qui sont présentés comme résultant d'une vocation*" (compare the political profession and other professions, in particular those resulting from a vocation). In his opinion, this was advisable for Political Science and for the advancement of studies on political activity. For example, there is no doubt that the population under study (young people who are involved in politics) are interesting *per se*, but also in terms of exploring how their vocation may relate to other dynamics of political behaviour. It is also pos-



sible to think that the adaptation of the scale allows it to be transferred to studies on vocation in other disciplines such as psychology, sociology or business. In this sense, it should be noted that there has been little application of the scale to certain fields of the social sciences, despite the extensive conceptual and methodological developments available in other disciplines to adapt and validate questionnaires, tests and scales. To a large extent, this study has also sought to highlight the importance of constructing these types of instruments to further empirical research.

## BIBLIOGRAPHY

- Alcántara, Manuel (2012). *El oficio del Político*. Madrid: Tecnos.
- Amabile, Teresa; Hill, Karl; Hennessey, Beth and Tighe, Elizabeth (1994). "The work preference inventory: Assessing intrinsic and extrinsic motivational orientations". *Journal of Personality and Social Psychology*, 66(5): 950-967.
- Bargel, Lucie (2011). "S'attacher à la politique. Carrières des jeunes socialistes professionnels". *Sociétés contemporaines*, 84(4): 79-102.
- Barrett, Paul T. (2007). "Structural equation modeling: Adjudging model fit". *Personality and Individual Differences*, 42(5): 815-824.
- Bartlett, Maurice S. (1950). "Test of significance in factor analysis". *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 3(2): 77-85.
- Baruch, Yehuda and Bozionelos, Nikos (2011). "Career Issues". In: Zedeck, Sheldon (ed.). *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*. Washington: American Psychological Association.
- Berg, Justin; Grant, Adam and Johnson, Victoria (2010). "When Callings Are Calling: Crafting Work and Leisure in Pursuit of Unanswered Occupational Callings". *Organization Science*, 21(5): 973-994.
- Best, Heinrich and Cotta, Maurizio (2000). *Parliamentary Representatives in Europe, 1848-2000: Legislative recruitment and careers in eleven countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Browne, MW. and Cudeck Robert (1993): "Alternative Ways of Assessing Model Fit". In: Bollen, K. and Long, J. (eds). *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park: Sage.
- Bunderson, J. Stuard and Thompson, Jeffery A. (2009). "The call of the wild: Zookeepers, callings, and the double-edged sword of deeply meaningful work". *Administrative Science Quarterly*, 54(1): 32-57.
- Burke, Cheryl; Mackenzie, Scott B. and Podsakoff, Philip M. (2003). "A critical review of construct indicators and Measurement Model Misspecification in Marketing and Consumer Research". *Journal of Consumer Research*, 30(2): 199-218
- Burnham, Kenneth and Anderson, David (1998). *Model selection and multimodel inference*. New York: Springer-Verlag
- Campbell, David E. and Wolbrech, Cristina (2006). "See Jane run: Women politicians as role models for adolescents". *Journal of politics*, 68: 233-147.
- Campbell, Donald and Fiske, Donald (1959). "Convergent and discriminant validation the multitrait-multimethod matrix". *Psychological Bulletin*, 56(2): 81-105.
- Carmines, Edward and Zeller, Richard (1979). "Reliability and validity assessment". California: Sage.
- Churchill, Gilbert (1979). "A paradigm for developing better measures of marketing constructs". *Journal of Marketing Research*, 16(1): 64-73.
- Cronbach, Lee (1951). "Coefficient alpha and the internal structure of tests". *Psychometrika*, 16(3): 297-334.
- Cronbach, Lee and Meehl, Paul (1955). "Construct validity in psychological tests". *Psychological Bulletin*, 52(4): 281-302.
- Diamantopoulos, Adamantios and Winklhofer, Heidi (2001). "Index Construction with Formative Indicators: An Alternative to Scale Development". *Journal of Marketing Research*, 38(2): 269-277.
- Dik, Bryan and Duffy, Ryan (2009). "Calling and vocation at work: Definitions and prospects for research and practice". *The Counseling Psychologist*, 37(3): 424-450.
- Dik, Bryan; Brandy, Eldridge; Steger, Michael and Duffy, Ryan (2012). "Development and Validation of the Calling and Vocation Questionnaire (CVQ) and Brief Calling Scale (BCS)". *Journal of Career Assessment*, 20(3): 242 -263.

- Duffy, Ryan and Bryan, Dick (2012). "Research on Work as a Calling: Introduction to the Special Issue". *Journal of Career Assessment*, 20(3): 239-241
- Duffy, Ryan and Sedlacek, Willian (2007). "The presence of and search for a calling: Connections to career development". *Journal of Vocational Behavior*, 70(3): 590-601.
- Dobrow, Shoshana (2013). "Dynamic of calling: A longitudinal study of musicians". *Journal of Organizational Behavior*, 34(4): 431-452.
- Dobrow, Shoshana; Ganzach, Yoav and Liu, Yihao (2018). "Time and job satisfaction: a longitudinal study of the differential roles of age and tenure". *Journal of Management*, 44(7): 2558-2579.
- Dobrow, Shoshana and Heller, Daniel (2015). "Follow your heart or your head? A longitudinal study of the facilitating role of calling and ability in the pursuit of a challenging career". *Journal of Applied Psychology*, 100(3): 695-712.
- Dobrow, Shoshana and Tosti-Kharas, Jennifer (2011). "Calling: The Development of a Scale of Measure". *Personnel Psychology*, 64(3): 1001-1049.
- Dobrow, Shoshana and Tosti-Kharas, Jennifer (2012). "Listen to Your Heart? Calling and Receptivity to Career Advice". *Journal of Career Assessment*, 20(3): 264-280.
- Dogan, Mattei (1999): "Les professions propices a la carriere politique: Osmoses, Filières et Viviers". In: Offerlé, Michelle (ed.). *La Profession Politique, XIX<sup>e</sup>-XX<sup>e</sup> siècles*. Paris: Belin.
- Ferrando, Pere and Lorenzo-Seva, Urbano (2017). "Program FACTOR at 10: origins, development and future directions". *Psicothema*, 29(2): 236-241.
- Ferrando, Pere and Lorenzo-Seva, Urbano (2018): "Assessing the Quality and Appropriateness of Factor Solutions and Factor Score Estimates in Exploratory Item Factor Analysis". *Educational and Psychological Measurement*, 78(5): 762-780.
- Finney, Sara J. and DiStefano, Christine (2006). "Non-normal and categorical data in structural equation modeling". In: Hancock, G. R. and Mueller, R. O. (eds.). *Structural equation modeling: A second course*. Charlotte: Information Age Publishing.
- Galais, Carol (2016). "Socialización y motivación para la política". In: Coller, Xavier; Jaime, Antonio and Mota, Fabiola (eds.). *El poder político en España: parlamentarios y Ciudadana*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Garrido, Luis Eduardo; Abad, Francisco J. and Ponsoda, Vicente (2013). "A new look at Horn's parallel analysis with ordinal variables". *Psychological methods*, 18(4): 454-474.
- George, Darren and Mallery, Paul (2003). *SPSS for Windows step by step: A Simple Guide and Reference*. Boston: Allyn & Bacon.
- Gliem, Joseph and Gliem, Rosemary (2003). "Calculating, Interpreting, and Reporting Cronbach's Alpha Reliability Coefficient for Likert-Type Scales". *Midwest Research To Practice Conference in Adult, Continuing, and Community Education*. Columbus, Ohio: Ohio State University.
- Hair, Joseph; Black, William; Babin, Barry and Anderson, Rolph (2014). *Multivariate Data Analysis*. Edimburg: Pearson.
- Hall, Douglas and Chandler, Dawn (2005). "Psychological success: When the career is a calling". *Journal of Organizational Behaviour*, 26(2): 155-176.
- Hattie, John (1985). "Methodology Review: Assessing Unidimensionality of Tests and Items". *Applied Psychological Measurement*, 9(2): 139-164.
- Hilton, Ann and Skrutkowski, Myriam (2002). "Translating Instruments Into Other Languages. Development and Testing Processes". *Cancer Nursing*, 25(1): 1-7.
- Hui, Harry and Triandis, Harry (1985). "Measurement in Cross-Cultural Psychology: A Review and Comparison of Strategies". *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 16(2): 131-152.
- Kanungo, Rabindra (1982). "Measurement of Job and Work Involvement". *Journal of Applied Psychology*, 67(3): 341-349.
- Lagroye, Jacques (1994). "Être du métier". *Politix*, 7(28): 5-15.
- Lloret-Segura, Susana; Ferreres-Traver, Adoración; Hernández-Baeza, Ana; and Tomás-Marco, Inés (2014). "El Análisis Factorial Exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada". *Anales de Psicología*, 30(3): 1151-1169.
- López Nieto, Lourdes (2004). "Trayectorias, profesionalización y vocación políticas. Ventajas y alternativas". In: López Nieto, Lourdes (coord.) *Entre el deseo y la realidad. ¿Políticos profesionales o vocacionales? Opiniones de los ex parlamentarios españoles*. Madrid: UNED.
- Luque, Teodoro (1997). *Investigación en marketing*. Barcelona: Ariel.

- Martínez-Lopez, Francisco J.; Gázquez-Abad, Juan C. and Sousa, Carlos M. P. (2013). "Structural equation modelling in marketing and practical recommendations". *European Journal of Marketing*, 47(1/2):115-152.
- Nunnally, Jum C. and Bernstein, Ira H. (1994). *Psychometric Theory*. New York: McGraw Hill.
- Recchi, Ettore (1999). "Politics as Occupational Choice: Youth Self-Selection for Party Careers in Italy". *European Sociological Review*, 15(1): 107-124.
- Reckase, Mark (1979). "Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: Results and implications". *Journal of Educational Statistics*, 4(3): 207-230.
- Sánchez, Manuel and Sarabia, Francisco J. (1999). "Validez y fiabilidad de escalas". In: Sarabia, Francisco J. and Sánchez, Manuel (eds.). *Metodología para la investigación en marketing y dirección de empresas*. Madrid: Pirámide.
- Schaufeli, Wilmar B.; Bakker, Arnold B. and Salanova, Marisa (2006). "The Measurement of Work Engagement With a Short Questionnaire". *Educational and Psychological Measurement*, 66(4): 701-716.
- Timmerman, Marieke and Lorenzo-Seva, Urbano. (2011). "Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis". *Psychological Methods*, 16: 209-220.
- Uriarte, Edurne (2000). "La política como vocación y profesión: análisis de las motivaciones y de la carrera de los diputados españoles". *Revista Española de Ciencia Política*, 3: 97-124.
- Weber, Max (2002 [1922]). *Economía y Sociedad*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Weber, Max (2009 [1919]). *El político y el científico*. Madrid: Alianza.
- Westland, J. Christopher (2015): *Structural Equation Models. From Paths to Networks*. New York: Springer.
- Whiteley, Paul and Seyd, Paul (2002). *High intensity participation. The dynamics of Party activism in Britain*. An Arbor: University Michigan.
- Wrzesniewski, Amy (2002). "'It's not just a Job': Shifting Meaning of Work in the Wake of 9/11". *Journal of Management Inquiry*, 11(3): 230-234.
- Wrzesniewski, Amy; McCauley, Clark R.; Rozon, Paul and Schwartz, Barry (1997). "Jobs, careers, and callings: People's relations to their work". *Journal of Research in Personality*, 31(1): 21-33.

**RECEPTION:** November 5, 2018

**REVIEW:** May 17, 2019

**ACCEPTANCE:** October 30, 2019

## ANNEX 1. CODING AND CHARACTERISTICS OF THE VARIABLES USED

Variable	Range*	Mean	SD	Coding
Gender	0-1	0.35	0.477	1 Woman, 0 Man
Age at the time of joining	14-30	19.17	3.199	Age of young person at the time of joining the youth section
High self-assessment	1-4	2.86	0.704	Scale of perceived personal qualification for engaging in politics, where 1 means not qualified, and 4 means highly qualified
Religiosity	0-1	0.52	0.499	1 means non-believer, 0 other
Personal political effectiveness	6-30	24.07	3.804	Sum of the following six statements, measured on a 5-point Likert scale. (1) Sometimes politics seems so complicated that is difficult for a person like me to understand what is going on. (2) I am better informed about politics (reversed) than most people (3) People like me can have a real influence on politics if they get involved (4) "Name of organisation" would be more successful if people like me had more influence in the organisation (5) I can easily understand most of the political issues (6) When people discuss about political issues, I always have something to say
Outcome incentives	2-10	7.23	1.901	Sum of the following two items measured on a 5-point Likert-type scale, the higher the values, the better the perception of the incentives 1) Somebody like me could do a good job as a public representative 2) The party would be more successful if more people like me were elected to parliament
Actions (activism)	0-7	4.18	1.591	Scale made up of adding up the following actions: paying membership fee, participating in activities, giving money, doing work, recruiting young members, executive position, and candidate.
Time (activism)	0-7	3.11	1.939	Scale of time spent, ranging from "0" = "I do not spend much time", to 7 = "I spend more than 40 hours a week"

\*Scores for the overall sample. SD (Standard Deviation).

Source: Own elaboration.

# Medición de la vocación política a partir de la adaptación y validación de la escala *Calling*

## *Measurement of Political Calling Based on the Adaptation and Validation of the Calling Scale*

Francisco Javier Alarcón González y José Manuel Trujillo

### Palabras clave

- Adaptación
- Escala *calling*
- Medición
- Validación de escalas
- Vocación política

### Key words

- Reliability
- Calling Scale
- Measurement
- Validation
- Political Vocation

### Resumen

A pesar de la importancia de la vocación en el ejercicio de la política, las ciencias sociales no disponen de un instrumento que permita trabajar empíricamente con dicho concepto. Ante ello, el objetivo principal de este trabajo es presentar el proceso completado para la adaptación y validación de una escala de vocación política a partir de la escala *calling* de Dobrow y Tosti-Kharas (2011). Este se llevó a cabo en el marco de una investigación a miembros de organizaciones políticas juveniles, implicando primero una doble adaptación —al ámbito de la política y al contexto cultural español— y, posteriormente, una validación respecto a las principales propiedades psicométricas mostradas. En este último aspecto, el trabajo analiza la estructura interna de la escala respecto a su dimensionalidad, fiabilidad y validez, distinguiendo en esta última vertiente entre validez discriminante y nomológica. Los resultados ponen de manifiesto una buena capacidad de la herramienta que permite su uso en futuras investigaciones.

### Abstract

Despite the importance of vocation in the exercise of politics, social sciences have not been equipped with an element that allows them to work empirically with it. This article aims to present the whole process to set up and validate the political vocation scale from the calling scale of Dobrow and Tosti-Kharas (2011). The analysis of psychometric properties is carried out on a sample of members of Spanish youth political sections. Two adaptations were completed – professional politics field and Spanish cultural context –, and later, a validation of psychometric properties. In this way, the internal structure of the scale is analysed: dimensionality, reliability and validity; in this last point a distinction is made between discriminant and nomological validity. The scale has a good configuration with allows its use in future research.

### Cómo citar

Alarcón González, Francisco Javier y Trujillo, José Manuel (2020). «Medición de la vocación política a partir de la adaptación y validación de la escala *Calling*». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 171: 3-22. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.171.3>)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es>

**Francisco Javier Alarcón González:** Universidad de Jaén | [falarcon@ujaen.es](mailto:falarcon@ujaen.es)

**José Manuel Trujillo:** Universidad Pablo de Olavide, de Sevilla | [jmtrujillo@upo.es](mailto:jmtrujillo@upo.es)

## INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

A pesar de la relevancia otorgada al concepto de vocación política desde la publicación de *El político y el científico*, de Max Weber (2009 [1919]), la investigación social no se ha dotado de un instrumento que permita poder operacionalizarlo y medirlo empíricamente. Los estudios lo han abordado parcialmente, o han trabajado conceptos relacionados con la teoría de las élites basándose en enfoques sustentados en la profesionalización y la carrera de los políticos. Así, la vocación política puede operar dentro de las motivaciones para esta actividad, con efectos sobre las actitudes y el nivel de compromiso o implicación. Según Uriarte (2000: 103), el término vocación tiene en español dos acepciones: una que responde al llamamiento con una base de carácter religioso —llamada de Dios— y que en la actualidad se vincula con una actitud de deber social o búsqueda de objetivos colectivos, y otra que expresa la atracción hacia una actividad o profesión. Asumiendo esta segunda acepción, la faceta que en mayor medida está por explorar es la vocación<sup>2</sup> hacia el oficio político que, por un lado, ayude a comprender y explicar la figura del político y, por otro lado, ayude a completar la literatura existente y el conocimiento sobre las dinámicas que influyen en el compromiso político de alta intensidad y en la carrera política. A tal fin, se parte del consenso generalizado, tanto en la sociedad como en la academia, de los efectos positivos que puede tener la vocación en el ejercicio profesional de la política<sup>3</sup>.

Para ello, este artículo realiza una propuesta de escala de vocación política basada en una doble adaptación del instrumento *calling* de Dobrow y Tosti-Kharas (2011). Este proceso adaptativo incluyó, en primer lugar, la traslación del constructo desde otros ámbitos profesionales al de la política; y, en segundo lugar, la traducción y asimilación al ámbito idiomático y cultural español. Además de explicar dicho proceso, el artículo presenta el examen de las principales propiedades psicométricas de la escala una vez se produjo su implementación en el marco de una investigación a miembros de organizaciones políticas juveniles en España. En concreto, el escrutinio se focalizó en la estructura interna de la escala respecto a su dimensionalidad, fiabilidad y validez. Así, este artículo se organiza en dos bloques. El primero, tras esta introducción, se estructura en torno a la política como actividad profesional y la vocación política. En él se hace un repaso a la literatura que ha trabajado estos conceptos y se introduce la citada escala. El segundo bloque dedica su contenido al proceso implementado para la adaptación y validación de la escala *calling*, dedicando un subapartado a cada uno, incluyendo su dimensionalidad. Por último, el trabajo finaliza con una discusión de los resultados obtenidos y unas breves notas conclusivas.

## LA POLÍTICA COMO ACTIVIDAD PROFESIONAL: LA VOCACIÓN POLÍTICA Y SU MEDICIÓN

Según Weber, «por profesión se entiende la peculiar especificación, espe-

más gratificantes con el trabajo ligadas a dedicar más tiempo, así como altos niveles de disfrute y satisfacción laboral; 2) continuación del trabajo incluso si ya no se recibe un salario; 3) dedicación de más tiempo a la actividad; y 4) manifestación de niveles más altos de satisfacción con la vida en relación a aquellos que tienen una orientación distinta.

<sup>1</sup> Los autores quieren hacer constar su agradecimiento por las sugerencias planteadas en el proceso de revisión anónima.

<sup>2</sup> Este trabajo interpreta como sinónimos los términos vocación y *calling*, si no se expresa lo contrario.

<sup>3</sup> Más allá de posibles beneficios derivados de la gestión de lo público, se asumen las implicaciones que Wrzesniewski (2002) vincula a la vocación: 1) relaciones

cialización y coordinación que muestran los servicios prestados por una persona, fundamento para la misma de una probabilidad duradera de subsistencia o de ganancias» (2002 [1922]: 111). Este mismo autor, también ofrece una definición de político en su célebre *El político y el científico*: «Quien hace política aspira al poder; al poder como medio para la consecución de otros fines —idealistas o egoístas— o al poder “por el poder”, para gozar del sentimiento de prestigio que él confiere» (Weber, 2009: 84). La conjunción de ambas definiciones supone poder identificar a un político como un ciudadano que desempeña regularmente como actividad principal una posición en las instituciones políticas. Con el tiempo, este puede buscar perpetuarse en cargos públicos —por elección, por libre designación o dentro de la estructura del partido—, convirtiendo la actividad política en su forma de vida. No obstante, y según el propio Weber, «hay dos formas de hacer de la política una profesión. O se vive “para” la política o se vive “de” la política. La oposición no es en absoluto excluyente. Por el contrario, generalmente se hacen las dos cosas, al menos idealmente; y, en la mayoría de los casos también materialmente. (...) La diferencia entre el vivir para y el vivir de se sitúa, pues, en un nivel mucho más grosero, en el nivel económico» (2009: 95-96). Así, el perfil del profesional de la política adquiere cada vez mayor protagonismo, propio de una especialización en actividades de este ámbito en la esfera de la representación y los partidos políticos<sup>4</sup>. Muchos asumen la actividad política como principal y adquieren dicha especialización, lo que desemboca en tener que vivir de la

política y que esta sea su fuente permanente de ingresos. En esta lógica de especialización-remuneración, el tiempo medio de dedicación a la actividad política como forma de vida se alarga, siendo en algunos casos la única actividad laboral<sup>5</sup>.

Existen escasos trabajos que han intentado medir la vocación en términos políticos. En líneas generales, estos pueden agruparse en torno a dos fórmulas que, por otra parte, comparten su construcción *ad hoc* de acuerdo con las necesidades concretas de cada investigación. En el primer caso se conceptualiza como un constructo binario, opuesto a la profesión, y supone elegir entre ser político vocacional o profesional (Bargel, 2011; Alcántara, 2012; Galais, 2016). Esta forma dicotómica de entender la práctica política es incluso percibida por los políticos, que en sus opiniones oponen vocación a profesionalización. Así, asimilan vocación con compromiso político y con la práctica *amateur*, mientras que asignan una visión negativa a aquellos que tienen un perfil más profesional (López Nieto, 2004: 38, 42 y 55). La segunda visión, más minoritaria, parte de una visión complementaria entre la profesión política y la vocación. Asimila esta última a una motivación que toma un compromiso con la sociedad, con una ideología o con unos objetivos sociales derivados de la atracción por la actividad política (Uriarte, 2000: 103). Concretamente, se operacionaliza como una opción de respuesta entre un conjunto, o como una respuesta abierta a una pregunta que intenta dilucidar las motivaciones para su entrada o dedicación a esta actividad (López Nieto, 2004: 38). En este planteamiento, la vocación política se concibe como una motivación

<sup>4</sup> El análisis de Best y Cotta (2000) demuestra la progresiva sustitución de los perfiles más tradicionales —nobles, terratenientes, militares, etc.— por unos más profesionales en los parlamentos europeos entre 1848 y 2000.

<sup>5</sup> En ausencia de formación y experiencia laboral fuera de la actividad política, se complica una eventual salida hacia otro sector, lo que convierte a estos políticos en dependientes de los *selectorados* de los partidos (López Nieto, 2004: 35).

individual que impulsa la entrada, la permanencia y la implicación. Así, lo que una vez fue vocacional se convierte en la actividad profesional principal y deriva en una profesionalización. Esta situación es más acorde con los presupuestos de Weber y la que asume este trabajo.

En disciplinas como la psicología o la organización de empresas, la relación entre una persona y el ámbito laboral ha sido abordada ampliamente (Wrzesniewski *et al.*, 1997; Hall y Chandler, 2005; Berg *et al.*, 2010). En esta literatura, el concepto de *calling* es interpretado con diferentes matices, ya sea una orientación hacia el trabajo, como el trabajo en sí, o como una atracción externa para seguir una determinada carrera (Wrzesniewski *et al.*, 1997; Hall y Chandler, 2005; Duffy y Sedlacek, 2007; Bunderson y Thompson, 2009; Dik y Duffy, 2009; Duffy *et al.*, 2012). El trabajo de Wrzesniewski *et al.* (1997: 22) supone un avance ya que establece que la relación entre la persona y su empleo se encuadra en uno de tres posibles tipos: trabajo (*job*), carrera (*career*) y vocación (*calling*). Cuando solo se está interesado en los beneficios materiales de ese empleo y no se busca otro tipo de incentivo o recompensa, la relación se define como trabajo. En ella el empleo es el camino por el cual se obtienen recursos en términos de salario que permiten disfrutar del tiempo libre, sin percibirse como un fin en sí mismo. La segunda relación supone una fuerte inversión personal y hay una motivación —prestigio social, poder, alta autoestima, etc.— hacia el avance y éxito en la estructura jerárquica ocupacional. Por último, en la vocación, el empleo está ligado a la vida de forma inseparable, es visto como una satisfacción y no tiene nada que ver con beneficios financieros, salarios, ingresos o con avanzar profesionalmente. La distinción de Wrzesniewski *et al.* (1997) entre trabajo, carrera y vocación no está ligada

a ninguna ocupación concreta; cada individuo puede percibir su trabajo como una vocación<sup>6</sup>.

Bajo estas perspectivas teóricas, Dobrow y Tosti-Kharas interpretan el *calling* como «una pasión incontenible y significativa que las personas experimentan hacia un dominio» (2011: 1003)<sup>7</sup>. Para ello, operacionalizan el concepto mediante una escala de 12 ítems de 7 puntos tipo *Likert* que validan, arrojando resultados adecuados entre estudiantes de música, de arte, de economía y de dirección de empresas. Dicha escala puede ser aplicada hacia otros ámbitos laborales e incluso sus proponentes señalan que no necesariamente hacia el trabajo que se realice. Puede que una persona se encuentre realizando una actividad laboral necesaria para vivir y que su vocación corresponda a otro ámbito profesional. Esta particularidad confiere a la escala un gran atractivo, ya que puede utilizarse con individuos que no tienen por qué estar realizando una actividad remunerada en un dominio concreto. Por todo ello, se decidió realizar una adaptación al ámbito de la política con el objetivo de obtener un indicador operativo y poder aplicarlo empíricamente<sup>8</sup>.

<sup>6</sup> Una visión más clásica de la vocación la podemos encontrar en Bunderson y Thompson (2009: 38), quienes señalan que el *calling* es un lugar ocupacional en la división del trabajo en la sociedad para el que uno siente estar destinado en virtud de ciertas capacidades, talento y oportunidades idiosincrásicas de la vida.

<sup>7</sup> Traducción propia.

<sup>8</sup> Además, Hilton y Skrutkowski (2002) señalan que la adaptación de una escala a una cultura diferente es más eficiente que crear una nueva. Además, de esta forma se tiene acceso a una versión conceptualmente equivalente a la versión original y se permite la realización de estudios con un enfoque *cross-cultural*.



## LA ADAPTACIÓN Y VALIDACIÓN DE LA ESCALA DE VOCACIÓN EN EL ÁMBITO DE LA POLÍTICA

El proceso implementado sigue las principales pautas señaladas por la literatura (Churchill, 1979; Hui y Triandis, 1985), y que se detallan en los epígrafes siguientes, centrándose el primero de ellos en la adaptación e inclusión en el cuestionario y el segundo en las distintas dimensiones de la validación en términos estadísticos.

### Adaptación y validación inicial

La adaptación de la escala se realizó bajo dos importantes consideraciones. La primera, la previsión de que aquella resultara adecuada para medir la vocación en el ámbito de la política. En tanto la escala fue desarrollada para medir la vocación en espacios profesionales distintos a este, resultó imprescindible en un primer momento trazar su equivalencia conceptual al campo de esta actividad. La segunda, que su traducción se correspondiera con el sentido originario y su adecuación cultural. Así, la adaptación inicial de la escala al ámbito político se llevó a cabo por tres investigadores en ciencias sociales que leyeron y comentaron diversas definiciones y proposiciones de los diferentes ítems de la escala *calling*. Este trabajo tuvo como resultado la obtención de una versión adaptada al ámbito profesional de la política —véase tabla 1—<sup>9</sup>. Posteriormente, se elaboraron tres traducciones al español, de manera independiente, para cada uno de los ítems. Dos personas bilingües —una de ellas de lengua materna española y la otra inglesa, conocedoras de ambas culturas— propusieron cada una una versión primando la equivalencia de conceptos con la versión

original y no la traducción literal, teniendo en cuenta las expresiones naturales de los términos. Una tercera traducción, la más literal, fue realizada por el autor principal de este trabajo. Las tres versiones se sometieron a evaluación del juicio de personas expertas. En concreto, se seleccionaron 12 especialistas en ciencias sociales, económicas y jurídicas mediante un muestreo intencional<sup>10</sup>. Sobre la base de las respuestas obtenidas, los tres investigadores, que propusieron la escala en inglés, consensuaron la versión definitiva. A partir de esta versión comenzó la fase de validación del instrumento. En primer lugar, la pregunta se incluyó en un cuestionario más amplio —que comprendía otros aspectos referidos al estudio sobre jóvenes militantes, así como otros indicadores para la validación métrica de la propia escala— y se realizó un *pretest* bajo la supervisión de un investigador<sup>11</sup>. Tras este, no se detectó ninguna cuestión que sugiriera la introducción de modificaciones por lo que, en consecuencia, la escala se consideró apta para ser aplicada a la población objeto de estudio.

<sup>10</sup> Este panel se compuso por el mismo número de hombres y mujeres, contando el 66,7 % con el título de doctorado. En todos los casos se acreditaba además una buena competencia en lengua inglesa. Todas estas personas fueron informadas sobre los objetivos del estudio e invitadas a participar a título voluntario y gratuito. El objetivo final era recabar opiniones sobre cada una de las variantes ofrecidas en cada ítem e identificar las más idóneas en cada caso. La documentación e instrucciones fueron suministradas *vía email* individualmente. Hay que reseñar que, en este grupo, no se incluyó a miembros de partidos políticos, reservando estos perfiles para el *pretest*.

<sup>11</sup> Concretamente, varias personas conformantes de la población teórica objeto de estudio se sometieron al cuestionario en condiciones equiparables a su aplicación real posterior —formato autoadministrado *online*—, si bien un miembro del equipo investigador se encontraba a disposición presencial de aquellas por si surgía alguna duda o comentario. Una vez que los participantes habían terminado de responder al cuestionario se les solicitaba información sobre la comprensión e interpretación de las preguntas, si habían tenido dificultad con estas, así como del interés y atención hacia las preguntas y respuestas.

<sup>9</sup> Aprobada por la autora principal del instrumento original mediante comunicación personal (10 de mayo de 2017).

**TABLA 1.** *Ítems de la escala calling, adaptación a la política y al contexto español*

Ítem	Escala <i>calling</i>	Escala <i>vocación política</i>	Versión española
<b>Voc_1</b>	I am passionate about <i>playing my instrument/ singing/ engaging in my artistic specialty/business /being a manager</i>	I am passionate about being a politician	Me apasiona poder ocuparme de cuestiones políticas
<b>Voc_2</b>	I enjoy playing <i>music /engaging in my artistic specialty/ business / being a manager</i> more than anything else	I enjoy being a politician more than anything else	Disfruto en política más que con cualquier otra cosa
<b>Voc_3</b>	<i>Playing music/ engaging in my artistic specialty/ business /being a manager</i> gives me immense personal satisfaction	Being a politician gives me immense personal satisfaction	Mi dedicación a la política supone una inmensa satisfacción personal
<b>Voc_4</b>	I would sacrifice everything to be a <i>musician/ an artist/ in business /a manager</i>	I would sacrifice everything to be a politician	Podría sacrificarlo todo para dedicarme a la política
<b>Voc_5</b>	The first thing I often think about when I describe myself to others is that I'm a <i>musician/ an artist/ in business / a manager</i>	The first thing I often think about when I describe myself to others is that I'm a politician	Lo primero que pienso cuando me defino es que soy un político
<b>Voc_6</b>	I would continue being a <i>musician/ an artist/ in business / a manager</i> even in the face of severe obstacles	I would continue being a politician even in the face of severe obstacles	Seguiría estando en política aunque tuviera que afrontar grandes obstáculos
<b>Voc_7</b>	I know that being a <i>musician – either professionally or as an amateur-/ an artist- either professionally or as an amateur- in business / a manager</i> will always be par of my life	I know that being a politician will always be part of my life	Sé que la política será parte de mi vida, ya sea como profesional o amateur
<b>Voc_8</b>	I feel a sense of destiny about being a <i>musician -either amateur or professional/ an artist- either professionally or as an amateur /in business / a manager</i>	I feel a sense of destiny about being a politician	Siento que estoy predeterminado para la política
<b>Voc_9</b>	<i>Music/ my artistic specialty/ business/ being a manager</i> is always in my mind in some way	Politics is always in my mind in some way	De algún modo la política está siempre en mi cabeza
<b>Voc_10</b>	Even when not playing <i>music or practicing/ engaging in my artistic specialty/ doing business activities/acting as a manager</i> , I often think about <i>music/my artistic specialty/business/being a manager</i>	Even when not acting as a politician, I often think about politics	A menudo, incluso cuando no estoy haciendo política, pienso en política
<b>Voc_11</b>	My existence would be much less meaningful without <i>my involvement in music/ my involvement in my artistic specialty /my involvement in business /my being a manager</i>	My existence would be much less meaningful without my involvement in politics	Mi vida sería menos satisfactoria si no estuviera implicado en política
<b>Voc_12</b>	<i>Playing music/engaging in my artistic specialty/being in business /being a manager</i> is a deeply moving and gratifying experience for me	Being a politician is a deeply moving and gratifying experience for me	Participar activamente en política es una experiencia altamente emocionante y gratificante

La pregunta para la versión española quedó formulada así: «¿Podrías indicar tu grado de acuerdo con las siguientes afirmaciones? Utiliza la siguiente escala que oscila entre 1, completamente en desacuerdo hasta 7, completamente de acuerdo».

Fuente: Dobrow y Tosti-Kharas (2011) y elaboración propia.

## Evaluación de las propiedades psicométricas

Este subapartado se centra en la última etapa del proceso de validación, una vez se produjo su aplicación a la población objeto de estudio. En concreto, su principal objetivo es presentar y discutir las principales propiedades psicométricas asociadas a la escala, con la finalidad de ofrecer evidencias empíricas acerca de la dimensionalidad, fiabilidad y validez. Para ello se utilizan los datos procedentes de la encuesta realizada en el marco de una investigación a militantes de organizaciones políticas juveniles españolas. El trabajo de campo se realizó entre el 20 de abril y el 17 de noviembre de 2016 mediante un formato autoadministrado *online*<sup>12</sup>. Tras un proceso de depuración, se eliminaron un gran número de cuestionarios incompletos, los que respondían con la misma respuesta a todas las preguntas, así como las respuestas con patrones atípicos. Además, se hizo una última depuración específica para esta investigación, dando como resultado una muestra total de 2.009 personas<sup>13</sup>. Estos datos tam-

bién se han dividido en cuatro subgrupos o submuestras respecto a las principales formaciones políticas: Juventudes Socialistas de España (JSE), vinculadas al Partido Socialista Obrero Español; Nuevas Generaciones (NN.GG.) del Partido Popular; jóvenes vinculados a Izquierda Unida (IU); y, por último, miembros de otras organizaciones políticas juveniles<sup>14</sup>. En cualquier caso, el tamaño es muy superior al que se recomienda en la literatura especializada para la realización de este tipo de procedimientos (Martínez *et al.*, 2013; Hair *et al.*, 2014). La metodología que se emplea para el tratamiento de la información ha implicado la realización de diversos análisis estadísticos sobre el conjunto de la muestra y, en algunos casos, también sobre diferentes subgrupos, a fin de obtener un mayor volumen de evidencias. A continuación, se presentan las características y los resultados de los análisis realizados<sup>15</sup>.

### *Características generales*

La tabla 2 incluye los valores medios y la desviación típica que tomaron los diferentes ítems —sobre el conjunto muestral y en cada subgrupo—, mientras que la tabla 3 refleja la matriz de correlaciones bivariadas obtenida para el conjunto. Respecto a los datos descriptivos seg-

<sup>12</sup> Se utilizó la plataforma *Limesurvey* para incluir el cuestionario y recoger las respuestas. Estas se obtuvieron, en gran parte, gracias a la colaboración de la estructura interna de las organizaciones, que redistribuyeron el formulario entre sus miembros mediante correo electrónico —hecho que explica el desigual número de respuestas entre organizaciones; en algunos casos enviado al conjunto de la militancia mientras que en otros casos solo a una muestra—. Sea como fuere, se tomó en consideración este tipo de proceso entendiendo que posibilitaba un importante grado de anonimato, confidencialidad y protección de datos.

<sup>13</sup> En aras de garantizar el buen funcionamiento de los modelos estadísticos empleados, para los cálculos realizados sobre el conjunto de los ítems se han eliminado, en primer lugar, aquellos en los que no se había respondido algún ítem de la escala, tomando como referencia el total válido según lista; y, en segundo lugar, se excluyeron también los casos atípicos respecto al conjunto de la escala (procedimiento basado en el cálculo de las distancias de Mahalanobis).

<sup>14</sup> JSE engloba también a los miembros Joventut Socialista de Catalunya. IU incluye a IU Jóvenes, la Unión de Juventudes Comunistas de España y Jovés d'Esquerra Verda de Iniciativa per Catalunya-Vers. La muestra de otras formaciones la componen militantes de Choventut Aragonesista, Euzko Gaztedi Indarra, Foro Asturias Jóvenes, Galiza Nova, Gazte Abertzaleak, Gazteok Bai, Joventuts d'Esquerra Republicana de Catalunya, Joventut Nacionalista de Catalunya, Joves amb Iniciativa, Joves del País Valencià, Juventudes Andalucistas, Juventudes Navarras, Juventudes Regionalistas, Rolde Choben, Juventudes Leonesistas, Juventudes Riojanas, Juventudes de Extremadura Unida, Unió de Joves y Jóvenes de Ciudadanos.

<sup>15</sup> Para estos se utilizaron los programas IBM-SPSS Statistics (versión 23) y FACTOR (versión 10.09.02) (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017).

mentados, se observa una alta similitud en el comportamiento de los ítems en las distintas muestras. Aún así, pueden observarse también algunos matices en algunas variables como la Voc\_4 o la Voc\_5, que se alejan más del resto o presentan diferencias más acuciadas entre grupos. En lo que concierne al análisis de correlación, este indicó relaciones positivas y con coeficientes ligeramente altos para la gran mayoría de los cruces, lo que implicaba la posible existencia de factores comunes y, en consecuencia, poder efectuar parte de la evaluación

de sus propiedades escalares mediante estrategias asociadas al Análisis Factorial Exploratorio (AFE) (Hair *et al.*, 2014; Lloret-Segura *et al.*, 2014). En el examen de las condiciones de partida para poder adoptar estas, tanto para el conjunto de la muestra como para todos los subgrupos, se hallaron las que son apuntadas por la literatura para considerar la bondad del ajuste: correcta adecuación muestral según el estadístico Kayser-Meyer-Olkin ( $KMO > 0,9$ ) y rechazo de la hipótesis nula en la prueba de esfericidad de Bartlett ( $p < 0,001$ ).

**TABLA 2.** Estadísticos descriptivos univariados

	Todos		JSE		NN.GG.		Jóvenes IU		Otras	
	M	DT	M	DT	M	DT	M	DT	M	DT
Voc_1	5,74	1,535	5,67	1,613	5,74	1,615	5,81	1,436	5,81	1,377
Voc_2	4,71	1,694	4,65	1,772	4,93	1,717	4,70	1,561	4,59	1,617
Voc_3	5,23	1,634	5,14	1,719	5,36	1,684	5,24	1,492	5,25	1,528
Voc_4	3,72	1,998	3,74	2,049	4,03	2,052	3,69	1,859	3,43	1,920
Voc_5	3,13	1,916	3,24	1,916	3,38	1,959	3,00	1,947	2,81	1,796
Voc_6	4,91	1,861	4,70	1,931	5,09	1,867	5,22	1,720	4,85	1,792
Voc_7	5,29	1,820	5,15	1,875	5,24	1,863	5,66	1,663	5,27	1,760
Voc_8	4,28	1,944	4,40	1,941	4,64	1,888	3,81	1,961	4,10	1,903
Voc_9	5,33	1,801	5,27	1,844	5,29	1,826	5,70	1,645	5,20	1,787
Voc_10	4,95	1,949	4,83	2,008	4,81	1,980	5,54	1,719	4,84	1,904
Voc_11	4,47	1,992	4,28	2,069	4,42	2,048	5,00	1,818	4,44	1,858
Voc_12	5,53	1,675	5,42	1,761	5,62	1,750	5,57	1,553	5,62	1,522
<b>Escala</b>	4,77	1,400	4,70	1,504	4,87	1,495	4,91	1,192	4,68	1,285
<b>N</b>	2.009		783		437		353		436	

M (Media). DT (Desviación Típica).

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 3. Matriz de correlaciones

	Voc_1	Voc_2	Voc_3	Voc_4	Voc_5	Voc_6	Voc_7	Voc_8	Voc_9	Voc_10	Voc_11
Voc_1	1										
Voc_2	0,712*	1									
Voc_3	0,747*	0,740*	1								
Voc_4	0,440*	0,589*	0,552*	1							
Voc_5	0,280*	0,471*	0,382*	0,598*	1						
Voc_6	0,620*	0,604*	0,665*	0,604*	0,478*	1					
Voc_7	0,655*	0,607*	0,653*	0,494*	0,386*	0,705*	1				
Voc_8	0,519*	0,596*	0,560*	0,566*	0,586*	0,571*	0,640*	1			
Voc_9	0,681*	0,638*	0,654*	0,477*	0,377*	0,630*	0,723*	0,605*	1		
Voc_10	0,610*	0,608*	0,597*	0,472*	0,408*	0,594*	0,670*	0,568*	0,847*	1	
Voc_11	0,479*	0,535*	0,550*	0,462*	0,395*	0,511*	0,542*	0,460*	0,550*	0,571*	1
Voc_12	0,708*	0,625*	0,739*	0,417*	0,268*	0,613*	0,648*	0,497*	0,640*	0,563*	0,528*

\*  $p < 0,01$  (bilateral).

Fuente: Elaboración propia.

### Dimensionalidad

El examen de la dimensionalidad de la escala es uno de los primeros aspectos a considerar, indagando cuál es el número de factores latentes. Considerando, además, los indicios previos sobre la unidimensionalidad de la escala *calling* original<sup>16</sup>, se procedió al diseño del AFE para su aplicación al conjunto de los datos y a cada submuestra. Este tuvo en cuenta las principales recomendaciones respecto al tipo de matriz de correlación y a los métodos de estimación y rotación más adecuados según las necesidades técnicas y el *software* utilizado (Finney y DiStefano, 2006; Hair *et al.*, 2014; Lloret-Segura *et al.*, 2014). Concretamente, se decidió usar una matriz de correlaciones policóricas y realizar la estimación mediante mínimos cuadrados no ponderados —*Unweighted Least Squares*— en su va-

riante robusta<sup>17</sup>. Respecto a la extracción, se exploró para cada caso la solución de un único factor y se evaluó la estructura unidimensional —escala 12 ítems (E12)—.

La literatura sobre los criterios que han de considerarse para contrastar la dimensionalidad es amplia, pues hay que tener en cuenta aspectos objetivos vinculados a las técnicas estadísticas que pueden emplearse, así como la necesidad de obtener dimensiones con sentido sustantivo respecto a la investigación que se realiza o la teoría de que se parta (Garrido *et al.*, 2013; Lloret-Segura *et al.*, 2014; Ferrando y Lorenzo-Seva, 2018). Respecto a la técnica empleada, si bien en un primer momento se decidió priorizar los criterios clásicos vinculados al número de autovalores o el porcentaje de varianza explicado (Rec-

<sup>16</sup> En esa investigación tanto el gráfico de sedimentación como otros análisis confirmatorios ofrecían evidencias sobre su unidimensionalidad, concluyendo las autoras que la escala media un único constructo (Dobrow y Tosti-Khara, 2011: 1014).

<sup>17</sup> La decisión se fundamenta en torno al nivel de medición ordinal de los ítems y el análisis de la normalidad multivariante de los datos. En concreto, el test de Mardia resultó significativo respecto a la curtosis ( $p < 0,001$ ), para la muestra total y todos los subgrupos. Se omiten todas las matrices resultantes de los diferentes análisis. Estas cumplieron con las distintas condiciones de adecuación, en los mismos términos antes expresados.

kase, 1979, Carmines y Zeller, 1979), finalmente se aplicaron estrategias adicionales; concretamente, el análisis paralelo basado en el análisis factorial de rango mínimo (AP-MRFA) y el cómputo de una serie de índices sobre el ajuste de la solución unidimensional (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017, 2018)<sup>18</sup>. En la tabla 4 se presentan los resultados obtenidos. Tal y como puede observarse, la mayoría de las saturaciones de la E12 se insertan en un intervalo de 0,6 a 0,9, lo que puede interpretarse como un indicativo favorable respecto a las expectativas sobre el constructo (Hair *et al.*, 2014). En todos los casos, la varianza explicada por la dimensión resultaba razonable, con un rango entre el 60 % y el 72 %, a excepción de la submuestra de jóvenes de IU. Por su parte, los resultados de los AP-MRFA recomendaron en todos los casos una única dimensión; y, además, en todos los grupos las evidencias respecto a la evaluación de la unidimensionalidad fueron consistentes con la asunción de dicha estructura<sup>19</sup>.

No obstante, un examen minucioso de los resultados respecto a los ítems mostraba algunos indicios de una posible mejor especificación del modelo. En primer lugar, el ítem *Voc\_5*, tal y como se puede observar, mostró algunas cargas especialmente bajas en esta primera solución (0,4-0,5). Además, los indicadores de unidimensionalidad asociados a los ítems apuntaban a que este o la *Voc\_4* se situaban lejos del valor recomendado —incluso considerando los intervalos de confianza—. Por otra parte, algunos residuos estandarizados entre variables se situaban por encima del valor recomendado ( $\pm 4$ ) (Hair *et al.*, 2014). Por último, dado que se optó por un método de

estimación robusto, el *software* utilizado para el cálculo facilita algunos datos adicionales sobre la bondad del ajuste, similares a los que se emplean usualmente en el análisis factorial confirmatorio (Hair *et al.*, 2014; Lloret-Segura *et al.*, 2014), incidiendo también estos en el mismo sentido de posible margen de mejora en la estimación del modelo; particularmente el indicador RMSEA, alejándose ligeramente del extremo recomendado<sup>20</sup>. Por todo ello, se estimó la posibilidad, bien de que pudiera existir una estructura de más dimensiones latentes o, como alternativa, una eventual necesidad de eliminar ítems del constructo para mejorar la especificación. Se testaron las dos opciones, descartándose finalmente la solución de más de un factor<sup>21</sup>. Así, la tabla 5 incluye un segundo modelo que omite una serie de variables en función de su menor aporte a la solución unidimensional y que refleja una propuesta final de 7 ítems —escala de 7 ítems (E7)—<sup>22</sup>. Como cabía esperar, en todos los análisis se produjo un ligero incremento de la varianza explicada —entre 6 y 8 puntos— y,

<sup>20</sup> Entre estos, se han recogido el ya mencionado RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), CFI (Comparative Fit Index) y BIC (Schwarz Criterion o Bayesian Information Criterion). Más allá de las controversias que estos generan, se considera especialmente adecuado un RMSEA < 0,05, si bien puede considerarse aceptable un RMSEA < 0,1; y, de la misma forma, se recomienda un CFI > 0,95, si bien, CFI > 0,9 también puede asumirse. Por último, el BIC se utiliza como criterio comparativo entre modelos (Browne y Cudeck, 1993; Burnham y Anderson, 1998; Barret, 2007; Westland, 2015).

<sup>21</sup> Concretamente, se modelaron AFE de todas las muestras, posibilitando la extracción de más de un factor y diferentes rotaciones oblicuas. Además de que no se encontró una estructura alternativa coherente, aspectos como la alta correlación entre factores extraídos, su difícil interpretación y la no existencia de una mejora sustantiva respecto a la alternativa de eliminar ítems en los ajustes generales del modelo, llevaron a optar por la otra decisión. Recuérdese además que, para todos los grupos, los resultados de las pruebas indicaban una consistente unidimensionalidad.

<sup>22</sup> Para el descarte de los ítems se consideró, en la línea de lo apuntado, que estuvieran implicados en residuos estandarizados altos y que los valores individuales de los índices de unidimensionalidad, en alguna de las muestras, se alejaran de los valores recomendados incluyendo los intervalos de confianza al 95 %.

<sup>18</sup> En concreto: UniCo (Congruencia Unidimensional, total o del ítem), ECV (varianza común explicada, total o del ítem) y REAL (cargas residuales absolutas, promedio del total —IM—, o del ítem). Los estándares recomendados para considerar adecuada la unidimensionalidad son: UniCo > 0,95; ECV > 0,85 y REAL < 0,30 (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017; 2018).

<sup>19</sup> Únicamente las submuestras de jóvenes de IU y de otras formaciones mostraron un segundo autovalor > 1.

TABLA 4. Resultados AFE: saturaciones de los ítems, varianzas explicada y evaluación de la unidimensionalidad

	Todos			JSE			NN.GG.			Jóvenes IU			Otras		
	12 ítems	7 ítems	12 ítems	7 ítems	12 ítems	7 ítems	12 ítems	7 ítems	12 ítems	7 ítems	12 ítems	7 ítems	12 ítems	7 ítems	
Voc_1	0,837	0,877	0,853	0,898	0,875	0,919	0,765	0,775	0,802	0,850					
Voc_2	0,838	0,845	0,855	0,867	0,876	0,896	0,751	0,738	0,809	0,816					
Voc_3	0,856	0,895	0,873	0,904	0,879	0,921	0,796	0,847	0,837	0,886					
Voc_4	0,718	—	0,721	—	0,751	—	0,654	—	0,721	—					
Voc_5	0,601	—	0,653	—	0,691	—	0,412	—	0,543	—					
Voc_6	0,825	0,792	0,856	0,821	0,878	0,861	0,753	0,712	0,738	0,690					
Voc_7	0,847	—	0,870	—	0,885	—	0,772	—	0,809	—					
Voc_8	0,775	—	0,836	—	0,848	—	0,604	—	0,742	—					
Voc_9	0,861	0,821	0,869	0,837	0,883	0,836	0,836	0,788	0,848	0,802					
Voc_10	0,819	—	0,855	—	0,815	—	0,755	—	0,821	—					
Voc_11	0,709	0,694	0,766	0,748	0,726	0,698	0,586	0,611	0,665	0,642					
Voc_12	0,794	0,840	0,836	0,870	0,835	0,879	0,705	0,753	0,714	0,788					
%Varianza	65,97	72,53	70,29	76,18	71,54	77,69	53,90	62,20	60,91	66,96					
Unid. total															
UniCo	0,972 (0,964;0,918)	0,998 (0,997;0,999)	0,981 (0,971;0,990)	0,999 (0,996;0,999)	0,987 (0,974;0,996)	0,974 (0,949;0,997)	0,945 (0,926;0,983)	0,994 (0,991;0,998)	0,960 (0,941;0,980)	0,993 (0,987;0,998)					
ECV	0,908 (0,898;0,919)	0,961 (0,955;0,967)	0,920 (0,907;0,937)	0,963 (0,954;0,973)	0,922 (0,903;0,940)	0,916 (0,889;0,952)	0,872 (0,853;0,897)	0,931 (0,918;0,951)	0,880 (0,857;0,913)	0,937 (0,929;0,954)					
MIREAL	0,196 (0,179;0,206)	0,156 (0,136;0,174)	0,198 (0,175;0,214)	0,144 (0,112;0,163)	0,194 (0,158;0,220)	0,170 (0,139;0,195)	0,226 (0,181;0,248)	0,186 (0,149;0,211)	0,217 (0,179;0,242)	0,185 (0,135;0,209)					
RMSEA	0,120 (0,109;0,128)	0,066 (0,052;0,075)	0,114 (0,092;0,129)	0,068 (0,025;0,083)	0,106 (0,075;0,127)	0,069 (0,031;0,088)	0,105 (0,085;0,116)	0,063 (0,022;0,082)	0,116 (0,083;0,133)	0,083 (0,051;0,100)					
CFI	0,971 (0,965;0,976)	0,994 (0,992;0,996)	0,977 (0,962;0,982)	0,994 (0,991;0,999)	0,981 (0,970;0,988)	0,994 (0,990;0,999)	0,964 (0,954;0,908)	0,992 (0,985;0,999)	0,967 (0,953;0,983)	0,988 (0,981;0,996)					
BIC	1.785,02 (1.532,66; 2.036,91)	241,74 (196,86; 281,62)	759,10 (569,20; 922,75)	158,18 (113,87; 183,31)	462,78 (333,04; 583,46)	128,24 (104,85; 145,95)	406,20 (322,53; 451,15)	115,42 (98,53; 129,20)	514,83 (359,40; 815,66)	141,16 (115,00; 160,18)					
N	2.009	783	437	353	436										

Debajo de los valores de los indicadores, entre paréntesis, se muestran los intervalos de confianza al 95% basados en un procedimiento de *Bootstrap* (500 muestras). Para UniCo, ECV y MIREAL, véase nota al pie 18; para RMSEA, CFI y BIC, nota al pie 20.

Fuente: Elaboración propia.

en términos generales, las cargas se mantuvieron en cifras similares. Pero, en este caso, todos los indicadores de bondad de ajuste se situaron dentro de márgenes más aceptables, oscilando el RMSEA entre 0,062 y 0,083 en los diferentes modelos. Así, en una visión de conjunto, esta aproximación puso de relieve dos cuestiones importantes: que la escala, con el conjunto de ítems, mantiene una estructura unidimensional sobre la vocación y que, respecto a las muestras sobre las que se probaron sus propiedades, cabe la opción de obtener una variante con menos indicadores que consigue un mejor ajuste a los datos. Más adelante se discutirá algo más sobre estos resultados. Con todo, para el resto de los análisis se presentan también las dos variantes.

#### Fiabilidad

El indicador utilizado para comprobar la consistencia interna más extendido es el coeficiente alfa de *Cronbach* (Sánchez y Sarabia, 1999). Ante escalas de carácter psicológico lo deseable es que el coeficiente sea alto ya que esto indica la existencia de diferencias que son esperadas entre los sujetos. El estadístico resultante fue más que aceptable, en ambas variantes, oscilando según la

muestra entre 0,88 y 0,95, lo que es considerado como excelente por un gran número de autores (Nunnally y Bernstein, 1994; George y Mallery, 2003; Gliem y Gliem, 2003). La fiabilidad *mitad y mitad* permite indagar en la estabilidad de la escala; es decir, si los valores se repetirían en las mismas circunstancias, ante la imposibilidad de repetir la encuesta bajo las mismas condiciones y por el coste que conlleva. Los resultados, recogidos en la tabla 5, fueron similares en las dos variantes y mantuvieron una alta fiabilidad para cada grupo de ítems. Ello permite confirmar que la relación entre un grupo y otro existe y que, por tanto, la escala mantiene su estabilidad. El coeficiente de fiabilidad de Spearman-Brown obtenido se situó en torno al 0,9, con valores similares en las diferentes muestras y en ambas escalas.

**TABLA 5.** Alfa de Cronbach

	Juventudes				
	Todos	JSE	NN.GG.	IU	Otros
E12	0,938	0,949	0,950	0,905	0,925
E7	0,918	0,930	0,934	0,885	0,893

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 6.** Valores de la fiabilidad *mitad-mitad*

		E12					E7					
		Todos	JSE	NN.GG.	IU	Otras	Todos	JSE	NN.GG.	IU	Otras	
		Alfa de Cronbach	Parte 1*	0,882	0,898	0,907	0,829	0,853	0,882	0,904	0,927	0,844
	Parte 2	0,900	0,921	0,917	0,845	0,877	0,796	0,820	0,810	0,755	0,754	
	Correlación entre formas	0,841	0,860	0,862	0,772	0,829	0,841	0,860	0,843	0,749	0,788	
	Coefficiente de Spearman-Brown	Longitud igual	0,914	0,925	0,926	0,871	0,907	0,905	0,925	0,915	0,856	0,882
	Longitud desigual	0,914	0,925	0,926	0,871	0,907	0,906	0,926	0,916	0,858	0,883	
	Dos mitades de Guttman	0,912	0,923	0,925	0,871	0,904	0,912	0,910	0,898	0,844	0,870	

\* En E12, parte 1 integra los ítems de 1 a 6 y en parte 2, de 7 a 12. En la E7 están en primera mitad los ítems 1, 2, 3 y 6, y en la segunda mitad, 6, 9, 11 y 12.

Fuente: Elaboración propia.



*Validez*<sup>23</sup>

La validez del instrumento señala la utilidad científica al medir el constructo teórico lo que debería medir o, dicho en otros términos, el grado de exactitud de la medición respecto a la realidad que se pretendía capturar (Nunnally y Bernstein, 1994). Se consideran diferentes tipos de validez y, entre estas, destacan la convergente, la discriminante y la nomológica. La *validez convergente* se establece con otros instrumentos que midan un mismo rasgo latente. La inexistencia de escalas validadas y adaptadas al español que permitieran un uso con total garantía hizo inviable su aplicación, asumiendo este trabajo, la validez convergente derivada de la escala *calling* (Dobrow y Tosti Kharas, 2011). La *validez discriminante* se establece por la relación entre conceptos diferentes no relacionados, de tal forma que se espera que esas variables presenten una nula o escasa correlación entre ellas. Dobrow y Tosti-Kharas recurrieron, entre otras, a variables demográficas y a la práctica religiosa. Además de la religión, se ha incluido en este trabajo el género. En primer lugar, en cuanto a la relación de la vocación con la religión, hay que apuntar que el concepto ha sido relacionado tradicionalmente con la «llamada», normalmente la llamada de Dios hacia el ejercicio pastoral. No obstante, en la actualidad, se percibe de forma más secular, con una escasa o nula vinculación con la religiosidad (Dobrow y Tosti-Kharas, 2011). Los datos presentes en la tabla 7 apuntaron, como cabría esperar, la ausencia de diferencias significativas de vocación política respecto a la religiosidad. En cuanto al género, la ausencia de relación puede ser más cuestionable, ya que, la política ha podido ser percibida como una profesión de hombres por la vinculación de lo público como algo «masculino». Así, la mujer ha

quedado tradicionalmente relegada al ámbito privado. La menor presencia de mujeres en cargos de representación política ha podido implicar que estas no visualicen esta actividad como una profesión y tiendan a desarrollar otro tipo de roles (Campbell y Wolbrech, 2006). El análisis de estas dos variables sugirió la presencia de diferencias significativas de vocación política por razón de género. No obstante, en la muestra de los jóvenes vinculados con IU esta relación no apareció como estadísticamente relevante.

Por último, la *validez nomológica* supone la relación de la vocación política con otros constructos teóricamente diferentes pero relacionados, bien antecedentes o consecuentes (Diamantopoulos y Winklhofer, 2001: 273). En este caso, se incluyeron seis variables: la autopercepción de la cualificación para la política, dos indicadores del activismo político, los incentivos selectivos de resultado, la eficacia política individual y la edad en el momento de la afiliación. La primera variable es la percepción subjetiva de la propia cualificación para el ejercicio de la política. Se puede prever que la vocación política se relacione con una alta autocualificación: a medida que aumente la percepción de mayor preparación para el ejercicio de la política, es de esperar mayores niveles de vocación política.

La relación entre la vocación política y el activismo puede venir determinada por el hecho de que un miembro de una organización política juvenil que presente altos niveles de vocación política se sienta atraído por las actividades del partido político, realizándolas y participando en ellas. En cambio, si la vocación es más baja, podrá implicar niveles de activismo más limitados y/o no tan intensos. Así, en esta validación se usaron dos indicadores: el número de acciones y el tiempo semanal dedicado a las diferentes actividades (Whiteley y Seyd, 2002). Se espera, por tanto, una alta corre-

<sup>23</sup> Véase anexo 1 para la codificación y características de los indicadores utilizados en este apartado.

TABLA 7. Validez discriminante

	Todos	JSE	NN.GG.	Jóvenes IU	Otras
<b>E12</b>					
<b>Género</b>	383.924,500*	63.207,500*	16.290,500*	12.533,500	15.568,500*
<b>Religiosidad</b>	503.026,500	72.156,000	7.626,500	6.273,000	22.867,000
<b>E7</b>					
<b>Género</b>	390.896,000*	63.606,500*	16.565,000*	11.930,000	16.161,500*
<b>Religiosidad</b>	493.532,000	71.035,500	7.640,500	6.215,000	22.347,000
<b>N</b>	2.009	783	437	353	436

Estadístico U de Mann-Whitney. \*p<0,05.

Fuente: Elaboración propia.

lación positiva con las dos. Por su parte, el momento de afiliación supone un hito en la vida del joven; a partir de ese momento se pertenece formalmente a una organización política juvenil. No obstante, hay diferentes tipos de entrada. Una afiliación a edad temprana puede corresponderse con una alta vocación política innata. Por ejemplo, Dogan (1999) establecía como característica del político profesional una vocación precoz por la política. Esperamos, pues, una relación significativa entre la edad en el momento de afiliación y la vocación política en sentido negativo: aquellos jóvenes que llegaran antes a la organización política juvenil presentarán mayores niveles de vocación. Respecto a la eficacia política, esta se refiere a la percepción del joven de su propia competencia política individual; es decir, es una evaluación subjetiva de sus capacidades o habilidades relacionadas con los recursos para la participación política (Whiteley y Seyd, 2002). La expectativa es una relación positiva moderadamente alta entre la eficacia política y la vocación política, de modo que a medida que aumente la eficacia también aumentará la vocación. Por último, los incentivos selectivos están relacionados con la práctica de la actividad política y suponen la participación con la

idea de la consecución de posiciones políticas como representante público o en una cámara legislativa (Whiteley y Seyd, 2002). También se puede presuponer una relación positiva entre estos constructos. Los resultados, contenidos en la tabla 8, muestran que la vocación política mantiene una relación estadísticamente significativa con las seis variables en la muestra general y en la submuestra de JSE; todas, además, en el sentido esperado. En el resto de submuestras también se comprobaron las expectativas, considerando los siguientes matices: en la de NN.GG., jóvenes de IU y del resto no se evidenció relación estadística con el momento de afiliación; y en la de jóvenes de IU, ni con la cualificación para la política y las acciones relacionadas con el activismo político —en las dos versiones de la escala—, ni con los incentivos de resultado, en su versión reducida<sup>24</sup>. Con todo, en una visión de conjunto, se puede afirmar que la escala presentó unos indicios adecuados respecto a la validez de constructo atendiendo a las expectativas planteadas.

<sup>24</sup> Matices que, en buen grado, se pueden vincular también a la cultura organizativa y/o participativa de las diferentes organizaciones.

TABLA 8. Validez nomológica

	Auto- cualificación	Acciones (activismo)	Tiempo (activismo)	Incentivos de resultado	Eficacia política personal	Edad de afiliación
<b>Todos</b>						
Correlación E12	0,248**	0,187**	0,325**	0,276**	0,303**	-0,110**
Correlación E7	0,229**	0,214**	0,330**	0,237**	0,290**	-0,104**
M	2,86	4,18	3,11	7,23	24,07	19,19
DT	0,704	1,591	1,939	1,901	3,804	3,199
N	1.916	2.009	2.009	1.747	1.678	1.999
<b>JSE</b>						
Correlación E12	0,269**	0,236**	0,391**	0,340**	0,321**	-0,179**
Correlación E7	0,264**	0,286**	0,385**	0,316**	0,313**	-0,173*
M	2,88	4,27	2,96	7,60	24,12	19,64
DT	0,685	1,561	1,938	1,821	3,843	3,543
N	742	783	783	689	653	782
<b>NN.GG.</b>						
Correlación E12	0,381**	0,262**	0,366**	0,331**	0,317**	-0,054
Correlación E7	0,378**	0,283**	0,379**	0,298**	0,306**	-0,049
M	2,95	3,64	2,68	7,72	24,37	18,54
DT	0,717	1,650	1,916	1,756	4,124	2,276
N	411	437	437	392	375	432
<b>Jóvenes IU</b>						
Correlación E12	0,076	-0,006	0,117*	0,124*	0,208**	-0,036
Correlación E7	0,049	0,028	0,121*	0,088	0,186**	-0,008
M	2,69	4,26	3,71	6,12	23,60	19,23
DT	0,729	1,559	1,818	1,896	3,602	3,236
N	340	353	353	302	292	353
<b>Otras formaciones</b>						
Correlación E12	0,214**	0,144**	0,313**	0,264**	0,327**	-0,041
Correlación E7	0,168**	0,173**	0,309**	0,214**	0,315**	-0,460
M	2,87	4,05	3,31	6,92	24,07	18,98
DT	0,682	1,481	1,920	1,784	3,509	3,184
N	423	436	436	364	358	432

Coefficiente de correlación bivariada de Pearson. \*\*  $p < 0,01$ ; \*  $p < 0,05$  (bilateral). M (Media). DT (Desviación Típica).

Fuente: Elaboración propia.

## DISCUSIÓN Y NOTAS CONCLUSIVAS

Este trabajo continúa con la línea de investigaciones que vinculan la vocación con efectos positivos en la carrera política (Bunderson y Thompson, 2009; Dik *et al.*, 2012; Dobrow y Heller, 2015). Concretamente, en el ámbito laboral de la política, donde la vocación política ha sido conceptualizada como algo opuesto a la dedicación política desde un punto de vista profesional. El desarrollo desde el ámbito del comportamiento organizativo de una escala para medir la vocación, ha permitido su adaptación a la política, a la lengua y cultura española y ofrecer un instrumento con garantías de uso y desarrollo futuro. Así, este objetivo de la adaptación y validación de la escala *calling* propuesta por Dobrow y Tosti-Kharas (2011), se considera cumplido.

Respecto a los resultados del proceso, hay que señalar que, en términos psicométricos, se puede afirmar que el instrumento mantiene unas propiedades razonables. Los índices de partida —KMO y prueba de esfericidad de Bartlett— mostraron evidencias para poder implementar un AFE en su validación. Respecto a su dimensionalidad y los factores subyacentes, este análisis ha aportado múltiples evidencias sobre una estructura bastante consistente de carácter unidimensional. Sin embargo, en este trabajo también se apunta a la posibilidad de eliminación de varios de los ítems respecto a la versión original, a tenor de las pruebas de ajuste del modelo estadístico o del comportamiento de los ítems. Más allá de las cuestiones técnicas aplicadas, respecto a la explicación substantiva sobre el trasfondo de este ajuste, tampoco se pueden obviar algunos aspectos que han podido incidir o limitar los resultados y que se pueden vincular al contexto de obtención de datos más que al análisis en sí. En primer lugar, tal y como se ha argumentado, en España existen estudios que muestran asociaciones simbólicas negativas respecto a la política como pro-

fesión (López-Nieto, 2004). En tanto que la escala, en su acepción originaria y su adaptación, intenta integrar un concepto vocacional amplio más allá de lo laboral, es factible pensar que los resultados en algún ítem más percibidos respecto a esta dimensión —como el Voc\_5 o el Voc\_7—, se vean influidos por este hecho. En segundo lugar, tampoco se puede obviar que la muestra estaba compuesta por personas jóvenes menores de treinta años. Siguiendo también los argumentos expuestos en la revisión teórica, el constructo latente que supone la vocación podría mostrar incidencia diferencial según la etapa vital (Baruch y Bozionelos, 2011), particularmente sobre ciertas manifestaciones. De este modo, su constatación empírica también podría implicar matices tratándose de otro tipo de población. Así, aunque en este estudio la escala amplia haya presentado algunos problemas de especificación, resultaría interesante reexaminar el conjunto de los ítems con otros actores políticos —parlamentarios, cargos públicos, etc.—. De ahí que para todos los análisis se haya preferido presentar los resultados para ambas variantes del constructo, original y reducido, aunque sea este último el que particularmente se adecua mejor a los datos muestrales utilizados. En cuanto a la fiabilidad, la interpretación de los valores arrojados por los diferentes cálculos implica poder asumir una alta precisión; mientras que, en relación con su validez discriminante y nomológica, al igual que la escala original, su adaptación presenta relaciones significativas con otros constructos relacionados teóricamente con la vocación política. Por todo ello, y pese a los diferentes matices y limitaciones expresadas, se considera probado que el instrumento acaba capturando de forma válida y fiable un constructo de vocación en el sentido para el que fue previsto; y que, en cualquier caso, las objeciones halladas animan a extender su análisis más que a rechazar el instrumento propuesto.

En su dimensión práctica, la validación realizada de este instrumento abre la puerta a su inclusión en otros trabajos sobre políticos o representantes públicos, y permite, como demandaba Lagroye, «*comparer le métier politique et d'autres métiers, notamment ceux qui sont présentés comme résultant d'une vocation*» (1994: 9). En su opinión, esto era algo aconsejable para la ciencia política y para el avance en los estudios sobre la actividad política. Por ejemplo, en el marco de la investigación sobre la población objeto de estudio en el que fue implementado, no cabe duda de su interés en sí mismo y en su eventual relación con otras dinámicas del comportamiento político de las personas más jóvenes que están implicadas en esta actividad. Sin embargo, es posible pensar también que la adaptación de la escala permite también su traslación en torno a trabajos sobre la vocación en disciplinas como la psicología, la sociología o la dirección de empresas. En ese sentido, hay que resaltar que, a pesar del amplio desarrollo conceptual y metodológico presente en otras disciplinas para adaptar y validar cuestionarios, test y escalas, su aplicación a ciertos campos de las ciencias sociales, sigue siendo muy escasa o minoritaria. En buena medida, este trabajo también ha pretendido incidir en la importancia de construir este tipo de instrumentos para profundizar en la investigación empírica.

## BIBLIOGRAFÍA

- Alcántara, Manuel (2012). *El oficio del político*. Madrid: Tecnos.
- Amabile, Teresa; Hill, Karl; Hennessey, Beth y Tighe, Elizabeth (1994). «The Work Preference Inventory: Assessing Intrinsic and Extrinsic Motivational Orientations». *Journal of Personality and Social Psychology*, 66(5): 950-967.
- Bargel, Lucie (2011). «S'attacher à la politique. Carrières des jeunes socialistes professionnels». *Sociétés contemporaines*, 84(4): 79-102.
- Barrett, Paul T. (2007). «Structural Equation Modeling: Adjudging Model Fit». *Personality and Individual Differences*, 42(5): 815-824.
- Bartlett, Maurice S. (1950). «Test of Significance in Factor Analysis». *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 3(2): 77-85.
- Baruch, Yehuda y Bozionelos, Nikos (2011). «Career Issues». En: Zedeck, S. (ed.). *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*. Washington: American Psychological Association.
- Berg, Justin; Grant, Adam y Johnson, Victoria (2010). «When Callings Are Calling: Crafting Work and Leisure in Pursuit of Unanswered Occupational Callings». *Organization Science*, 21(5): 973-994.
- Best, Heinrich y Cotta, Maurizio (2000). *Parliamentary Representatives in Europe, 1848-2000: Legislative Recruitment and Careers in Eleven Countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Browne, Michael W. y Cudeck, Robert (1993). «Alternative Ways of Assessing Model Fit». En: Bollen, K. y Long, J. (eds.). *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park: Sage.
- Bunderson, J. Stuard y Thompson, Jeffery A. (2009). «The Call of the Wild: Zookeepers, Callings, and the Double-Edged Sword of Deeply Meaningful Work». *Administrative Science Quarterly*, 54(1): 32-57.
- Burke, Chery L.; Mackenzie, Scott B. y Podsakoff, Philip M. (2003). «A Critical Review of Construct Indicators and Measurement Model Misspecification in Marketing and Consumer Research». *Journal of Consumer Research*, 30(2): 199-218.
- Burnham, Kenneth y Anderson, David (1998). *Model Selection and Multimodel Inference*. New York: Springer-Verlag.
- Campbell, David E. y Wolbrech, Cristina (2006). «See Jane Run: Women Politicians as Role Models for Adolescents». *Journal of Politics*, 68: 233-247.
- Campbell, Donald y Fiske, Donald (1959). «Convergent and Discriminant Validation the Multitrait-Multimethod Matrix». *Psychological Bulletin*, 56(2): 81-105.
- Carmines, Edward y Zeller, Richard (1979). «Reliability and Validity Assessment». California: Sage.
- Churchill, Gilbert (1979). «A Paradigm for Developing Better Measures of Marketing Constructs». *Journal of Marketing Research*, 16(1):64-73.
- Cronbach, Lee (1951). «Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests». *Psychometrika*, 16(3): 297-334.
- Cronbach, Lee y Meehl, Paul (1955). «Construct Validity in Psychological Tests». *Psychological Bulletin*, 52(4): 281-302.

- Diamantopoulos, Adamantios y Winklhofer, Heidi (2001). «Index Construction with Formative Indicators: An Alternative to Scale Development». *Journal of Marketing Research*, 38(2): 269-277.
- Dik, Bryan y Duffy, Ryan (2009). «Calling and Vocation at Work: Definitions and Prospects for Research and Practice». *The Counseling Psychologist*, 37(3): 424-450.
- Dik, Bryan; Brandy, Eldridge; Steger, Michael y Duffy, Ryan (2012). «Development and Validation of the Calling and Vocation Questionnaire (CVQ) and Brief Calling Scale (BCS)». *Journal of Career Assessment*, 20(3): 242-263.
- Duffy, Ryan y Bryan, Dick (2012). «Research on Work as a Calling: Introduction to the Special Issue». *Journal of Career Assessment*, 20(3): 239-241.
- Duffy, Ryan y Sedlacek, William (2007). «The Presence of and Search for a Calling: Connections to Career Development». *Journal of Vocational Behavior*, 70(3): 590-601.
- Dobrow, Shoshana (2013). «Dynamic of Calling: A Longitudinal Study of Musicians». *Journal of Organizational Behavior*, 34(4): 431-452.
- Dobrow, Shoshana y Tosti-Kharas, Jennifer (2011). «Calling: The Development of a Scale of Measure». *Personnel Psychology*, 64(3): 1001-1049.
- Dobrow, Shoshana y Tosti-Kharas, Jennifer (2012). «Listen to Your Heart? Calling and Receptivity to Career Advice». *Journal of Career Assessment*, 20(3): 264-280.
- Dobrow, Shoshana y Heller, Daniel (2015). «Follow Your Heart or Your Head? A Longitudinal Study of the Facilitating Role of Calling and Ability in the Pursuit of a Challenging Career». *Journal of Applied Psychology*, 100(3): 695-712.
- Dobrow, Shoshana; Ganzach, Yoav y Liu, Yihao (2018). «Time and Job Satisfaction: A Longitudinal Study of the Differential Roles of Age and Tenure». *Journal of Management*, 44(7): 2558-2579.
- Dogan, Mattei (1999). «Les professions propices a la carrière politique: Osmoses, Filières et Viviers». En: Offerlé, Michelle (ed.). *La Profession Politique, XIX<sup>e</sup>-XX<sup>e</sup> siècles*. Paris: Belin.
- Ferrando, Pere y Lorenzo-Seva, Urbano (2017). «Program FACTOR at 10: Origins, Development and Future Directions». *Psicothema*, 29(2): 236-241.
- Ferrando, Pere y Lorenzo-Seva, Urbano (2018). «Assessing the Quality and Appropriateness of Factor Solutions and Factor Score Estimates in Exploratory Item Factor Analysis». *Educational and Psychological Measurement*, 78(5): 762-780.
- Finney, Sara J. y DiStefano, Christine (2006). «Non-Normal and Categorical Data in Structural Equation Modeling». En: Hancock, G. R. y Mueller, R. O. (eds.). *Structural Equation Modeling: A Second Course*. Charlotte: Information Age Publishing.
- Galais, Carol (2016). «Socialización y motivación para la política». En: Coller, X.; Jaime, A. y Mota, F. (eds.). *El poder político en España: parlamentarios y ciudadanía*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Garrido, Luis Eduardo; Abad, Francisco José y Ponsoda, Vicente (2013). «A New Look at Horn's Parallel Analysis with Ordinal Variables». *Psychological methods* 18(4): 454-474.
- George, Darren y Mallery, Paul (2003). *SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference*. Boston: Allyn & Bacon.
- Gliem, Joseph y Gliem, Rosemary (2003). «Calculating, Interpreting, and Reporting Cronbach's Alpha Reliability Coefficient for Likert-Type Scales». *Midwest Research To Practice Conference in Adult, Continuing, and Community Education*. Columbus, Ohio: Ohio State University.
- Hair, Joseph; Black, William; Babin, Barry y Anderson, Rolph (2014). *Multivariate Data Analysis*. Edimburgo: Pearson.
- Hall, Douglas y Chandler, Dawn (2005). «Psychological Success: When the Career is a Calling». *Journal of Organizational Behaviour*, 26(2): 155-176.
- Hattie, John (1985). «Methodology Review: Assessing Unidimensionality of Tests and Items». *Applied Psychological Measurement*, 9(2): 139-164.
- Hilton, Ann y Skrutkowski, Myriam (2002). «Translating Instruments into Other Languages. Development and Testing Processes». *Cancer Nursing*, 25(1): 1-7.
- Hui, Harry y Triandis, Harry (1985). «Measurement in Cross-Cultural Psychology: A Review and Comparison of Strategies». *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 16(2): 131-152.
- Kanungo, Rabintra (1982). «Measurement of Job and Work Involvement». *Journal of Applied Psychology*, 67(3): 341-349.
- Lagroye, Jacques (1994). «Être du métier». *Politix*, 7(28): 5-15.
- Lloret-Segura, Susana; Ferreres-Traver, Adoración; Hernández-Baeza, Ana y Tomás-Marco, Inés (2014). «El Análisis Factorial Exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada». *Anales de Psicología*, 30(3): 1151-1169.

- López Nieto, Lourdes (2004). «Trayectorias, profesionalización y vocación políticas. Ventajas y alternativas». En: López Nieto, L. (coord.). *Entre el deseo y la realidad. ¿Políticos profesionales o vocacionales? Opiniones de los ex parlamentarios españoles*. Madrid: UNED.
- Luque, Teodoro (1997). *Investigación en marketing*. Barcelona: Ariel.
- Martínez-Lopez, Francisco J. ; Gázquez-Abad, Juan C. y Sousa, Carlos M. P. (2013). «Structural Equation Modelling in Marketing and Practical Recommendations». *European Journal of Marketing*, 47(1/2): 115-152.
- Nunnally, Jum C. y Bernstein, Ira H. (1994). *Psychometric Theory*. New York: McGraw Hill.
- Recchi, Ettore (1999). «Politics as Occupational Choice: Youth Self-Selection for Party Careers in Italy». *European Sociological Review*, 15(1): 107-124.
- Reckase, Mark (1979). «Unifactor Latent Trait Models Applied to Multifactor Tests: Results and Implications». *Journal of Educational Statistics*, 4(3): 207-230.
- Sánchez, Manuel y Sarabia, Francisco J. (1999). «Validez y fiabilidad de escalas». En: Sarabia, F. J. y Sánchez, M. (eds.). *Metodología para la investigación en marketing y dirección de empresas*. Madrid: Pirámide.
- Schaufeli, Wilmar B.; Bakker, Arnold B. y Salanova, Marisa (2006). «The Measurement of Work Engagement with a Short Questionnaire». *Educational and Psychological Measurement*, 66(4): 701-716.
- Timmerman, Marieke y Lorenzo-Seva, Urbano (2011). «Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis». *Psychological Methods*, 16: 209-220.
- Uriarte, Edurne (2000). «La política como vocación y profesión: análisis de las motivaciones y de la carrera de los diputados españoles». *Revista Española de Ciencia Política*, 3: 97-124.
- Weber, Max (2002 [1922]). *Economía y Sociedad*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Weber, Max (2009 [1919]). *El político y el científico*. Madrid: Alianza.
- Westland, J. Christopher (2015). *Structural Equation Models. From Paths to Networks*. New York: Springer.
- Whiteley, Paul y Seyd, Paul (2002). *High Intensity Participation. The Dynamics of Party Activism in Britain*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Wrzesniewski, Amy (2002). «“It’s not just a Job”: Shifting Meaning of Work in the Wake of 9/11». *Journal of Management Inquiry*, 11(3): 230-234.
- Wrzesniewski, Amy; McCauley, Clark R.; Rozon, Paul y Schwartz, Barry (1997). «Jobs, Careers, and Callings: People’s Relations to Their Work». *Journal of Research in Personality*, 31(1): 21-33.

**RECEPCIÓN:** 05/11/2018

**REVISIÓN:** 17/05/2019

**APROBACIÓN:** 30/10/2019

## ANEXO 1. CODIFICACIÓN Y CARACTERÍSTICAS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

Variable	Rango*	Media	DT	Codificación
Género	0,1	0,349	0,477	1 mujer, 0 hombre
Edad de afiliación	14-30	19,17	3,199	Edad cumplida del joven en el momento de la afiliación
Auto-cualificación	1-4	2,86	0,704	Escala de la percepción de la cualificación personal para la política, donde 1 indica nada cualificado y 4 muy cualificado
Religiosidad	0,1	0,52	0,499	1 no creyente , 0 otra situación
Eficacia política personal	6-30	24,07	3,804	Sumatorio de las 6 siguientes afirmaciones, medidas en una escala tipo <i>Likert</i> de 5 puntos; a mayor tasa, mayor percepción de la eficacia personal (1) Generalmente, la política es tan complicada que la gente como yo no puede entender lo que pasa (invertido) (2) Estoy mejor informado/a sobre política que la mayoría de la gente (3) La gente como yo puede influir realmente en la política si está dispuesta a participar (4) «Nombre organización» tendría más éxito si personas como yo tuviéramos más influencia en la organización (5) Soy capaz de entender fácilmente la mayoría de las cuestiones políticas (6) Cuando se discute sobre temas políticos siempre tengo algo que decir
Incentivos de resultado	2-10	7,23	1,901	Sumatorio de los siguientes 2 ítems medidos en una escala tipo <i>Likert</i> de 5 puntos; valores más altos indican mayor percepción de los incentivos (1) Alguien como yo podría hacer un buen trabajo como representante público (2) El partido tendría más éxito si más gente como yo fuéramos elegidos para el Parlamento
Acciones (activismo)	0-7	4,18	1,591	Escala compuesta del sumatorio de las siguientes acciones: pagar la cuota, participar en actividades, donar dinero, realizar trabajos, reclutar jóvenes, posición en ejecutiva, y candidato
Tiempo (activismo)	0-7	3,11	1,939	Escala de tiempo dedicado, oscila con 0 no dedica nada tiempo, hasta 7 que indica más de 40 horas semanales

\*Valores para el total de la muestra.