

# Attribution of Regional Responsibilities for Public Services and Citizen Support of Decentralisation: Evidence from Spain

*Atribución de responsabilidades sobre los servicios regionales y preferencia por la descentralización: evidencia para España*

**Julio López Laborda and Fernando Rodrigo Sauco**

## Key words

Regional Decentralisation  
 • Education  
 • Perception  
 • Political  
 Responsibility  
 • Health

## Palabras clave

Descentralización fiscal  
 • Educación  
 • Percepción  
 • Responsabilidad  
 política  
 • Sanidad

## Abstract

Probit/logit techniques are applied to the data from Barometer No. 2,829 published by the *Centro de Investigaciones Sociológicas* to examine three problems related with public sector decentralisation. The paper concludes, first, that citizens' perception of efficiency gains from decentralisation have a positive effect on their support for decentralised government. Second, that citizens are more likely to perceive the efficiency gains from decentralisation if they correctly ascribe responsibility for education and health services to regions. And third, that citizens who most accurately identify regional responsibility for the provision of those services tend to be better educated, older, engaged in paid work or public employment, concerned about regional politics and resident in one region with higher initial level of devolved powers.

## Resumen

A partir de la base de datos constituida por el Barómetro número 2.829 del CIS y utilizando técnicas de estimación probit/logit, en este artículo se analizan de manera conjunta tres problemas relacionados con la descentralización del sector público. Los principales resultados obtenidos son los siguientes. Primero, la percepción por los ciudadanos de las ganancias de eficiencia derivadas de la descentralización influye positivamente en su preferencia por la estructura descentralizada del Estado. Segundo, es más probable que los ciudadanos perciban esas ganancias de eficiencia si atribuyen correctamente a las regiones las competencias en materia de educación y sanidad. Y tercero, los ciudadanos que identifican correctamente la responsabilidad regional en esos servicios son los ciudadanos más educados, de más edad, que realizan un trabajo remunerado o en el sector público, preocupados por la política regional y residentes en las comunidades autónomas de nivel alto de competencias.

## Citation

López Laborda, Julio and Rodrigo Sauco, Fernando (2015). «Attribution of Regional Responsibilities for Public Services and Citizen Support of Decentralisation: Evidence from Spain». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 152: 65-86. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.152.65>)

**Julio López Laborda:** Universidad de Zaragoza | julio.lopez@unizar.es  
**Fernando Rodrigo Sauco:** Universidad de Zaragoza | frodrigo@unizar.es

## INTRODUCTION

Spain is today a highly decentralised country. The Autonomous Communities (ACs) manage almost 40% of all general public expenditure and provide a set of services that directly affect citizen welfare, e.g. health, education, housing, social services or infrastructure. Originally, and mainly for historical-political reasons, only a small group of ACs were given responsibilities in education and health services: Andalusia, the Canary Islands, Catalonia, Valencia, Galicia, Navarre, and the Basque Country. This led to a distinction between “high level” ACs (i.e. those with a high level of delegated responsibilities) and “low level” communities. Over time, all ACs have come to have basically the same responsibilities, although some minor asymmetries persist. Public employees at the service of the ACs represent over 50% of all civil servants. Finally, own and shared revenues (among them, shares in major taxes, such as Personal Income Tax, VAT or excises) raised by the so-called “common system” communities, account for approximately 70% of their total non-financial revenues, while this percentage is practically 100% for the “*foral* system” communities (Navarre and the Basque Country)<sup>1</sup>.

Literature on fiscal federalism has traditionally justified decentralisation in terms of the potential efficiency gains available (Oates, 1972). On the one hand, decentralisation promotes allocative efficiency because regional or local provision of subnational public goods and services are more in line with citizen preferences. Furthermore, this proximity between the administration and the citizens may stimulate citizen political participation and the creation of a sizeable stock of social capital. On the other hand, decentralisation

introduces competitive pressures into public activity, which favor the preservation of markets, the experimentation and innovation of governments, a decrease in corruption, and a reduction of the influence of interest groups. As a consequence, decentralisation promotes efficiency of delivery by governments of sub-central goods and services, that is, productive efficiency (Oates, 2005; Lockwood, 2009; Weingast, 2009). In the final analysis, the efficiency gains derived from decentralisation may also give rise to increased economic growth.

Although not conclusive, applied research from the past two decades has offered evidence that sustain the foregoing theoretical predictions<sup>2</sup>.

If the citizens of a sub-central jurisdiction perceive improvements in their well-being as a result of decentralised delivery of certain public goods and services, it would be reasonable to expect that they will favour decentralisation over a centrally organised state. This is precisely the first hypothesis we wish to examine in this study: the preference of Spanish citizens for regional decentralisation is directly conditioned by their recognition that the AC system generates efficiency gains.

However, in order for citizens to perceive the change in their well-being generated by decentralisation and, to therefore favor the regional organisation of the State, it is necessary for them to be capable of relating the costs and benefits of the activity of the ACs. To do this, they must be able to correctly identify the taxes that satisfy to their respective ACs and the services provided by them in exchange. Most specifically, the most important taxes and services are: IRPF (Personal Income Tax) or IVA (VAT); followed by, health or education services. Consequently,

<sup>1</sup> For a recent review of the Spanish devolution process, see López-Laborda et al. (2007), López-Laborda and Monasterio (2007), and Zabalza and López-Laborda (2011).

<sup>2</sup> See, for example, Ahmad and Brosio, eds. (2009), Blöchliger (2013), Blöchliger and Égert (2013) and Fredriksen (2013). For the case of Spain, see López-Laborda (2011).

the second hypothesis that we wish to test is that if citizens correctly ascribe responsibility for the provision of health care and education services to the ACs, it is more likely that they will recognise the potential efficiency gains derived from decentralisation.

Finally, our third objective consists of the empirical identification of the factors explaining the correct attribution of regional responsibility for providing healthcare and education services.

This paper is structured as follows: Section two reviews the literature on the topic of the attribution of responsibilities. Then, the three study objectives are discussed successively in sections three, four and five. Section six contains some brief concluding remarks.

## REVISION OF THE LITERATURE

Literature on these topics is recent and quite limited. Employing multilevel probit models, Rudolph (2003a, 2003b) investigates the extent to which individual responsibility judgments are shaped by institutional and individual-level factors in the US and how such judgments may in turn influence political evaluations. Using data from the same country, Arceneaux (2006) concludes that citizens seem to be able to identify which level of government is responsible for a specific public policy. However, these distinctions only affect their voting decisions when the attributed responsibility issue is highly accessible and when there is a coincidence between the level of government perceived to be responsible and that which is in fact responsible. Research included in Maestas, ed. (2008) analyses the attribution of governmental blame following Hurricane Katrina.

Based on the Canadian experience, Cutler (2004, 2008) concludes that attribution of responsibility is a necessary condition for issue voting and that federalism and intergovernmental policymaking may reduce voter ability to hold governments accountable.

Anderson (2006) also considers the effect of multilevel governance on economic voting. Results for 16 advanced industrial democracies demonstrate that economic voting is weakest in countries where multilevel governance is most salient. Anderson (2009) finds evidence that the 1993 introduction of a federal constitution in Belgium may weaken economic effects on central government support.

Rudolph (2006) considering the United States, and Marsch and Tilley (2010) considering the British and Irish cases, reveal the existence of a partisan bias in attributing responsibilities and evaluating public policy. As Marsh and Tilley (2010) argue, favoured parties are not blamed for poor policy evaluations, while opposition partisans do not credit government with policy successes. Tilley and Hobolt (2011) offer experimental evidence for the existence of this bias.

More recently, Hobolt and Tilley (2014) have extended this line of research to investigate which contextual and individual-level factors may influence citizen's attribution of responsibility in the European Union.

Spanish literature has already addressed the first and last of the objectives outlined above, drawing on data from a range of sources, but to our knowledge, the second objective has not been considered. This paper not only examines these three objectives, it does so using a single data source, the 2010 CIS Barometer, which is also more recent than the data analysed in existing published work, and it allows for the evaluation of the impact on citizen perceptions of the economic crisis that began in 2008. However, this study does not cover the attribution of tax responsibilities, not considered in the Barometer.

Based on data from Galicia for 1998 and 2006 (obtained from the CIS and the *Escola Galega de Administración Pública*), León-Alfonso and Ferrín (2007) concluded not only that citizen understanding of public compe-

tences has improved over time, but also that the learning process had been selective, occurring mainly in more educated individuals and those interested in regional politics. Meanwhile, León-Alfonso (2010) obtained evidence from CIS data referring to 1998 that citizens ascribe competences fairly clearly in ACs where powers over revenues and spending are high or low (i.e. the *foral* regions and the “low level” ACs, respectively). However, attributions tended to be blurred in regions where significant spending powers are devolved but not the power to raise revenues (i.e., the “high level” common system ACs). The author’s explanation for this is that one tier governments –central or regional- always stands out clearly from the others in the regions having either high or low levels of decentralisation, helping citizens to more clearly identify responsibility. At intermediate levels of decentralisation, however, competences are more intricately interwoven and citizens find it harder to identify those pertaining to each tier of government.

We first addressed the attribution of responsibility for taxes and regional services in López-Laborda and Rodrigo (2014). In that study, we applied Logit and Probit techniques to data from the “Spanish fiscal opinions and attitudes survey” (*Opiniones y actitudes fiscales de los españoles*) published by the *Instituto de Estudios Fiscales* for 2005, 2007 and 2010 in order to estimate the factors explaining the correct or incorrect identification by citizens of the tiers of government responsible for the provision of education and health services and for the collection of personal income tax and VAT. We then went on to examine their preferences for centralised taxation and provision of services. The results show that regional services and taxes are more likely to be correctly identified by educated citizens, individuals who live in large towns or cities and in the regions where decentralisation has been strongest (namely the *foral* ACs and those with a high initial level of devolution),

and for the identification of services, in individuals who are more interested in public affairs.

In López-Laborda and Rodrigo (2012), we tested the hypothesis that citizen preferences for decentralisation are positively influenced by their belief that decentralisation creates efficiency gains by estimating an ordered Probit model for the data obtained from CIS Barometer No. 2,610, of December 2005, which supported the studied hypothesis. If people believed that the Autonomic State had helped to bring the government closer to citizens without increasing public spending, they would be also more supportive of decentralisation. However, a negative view of regional infrastructure and health policies in fact increased the probability of citizens preferring increased decentralisation. Our interpretation of this unexpected outcome was that respondents could be linking deficiencies in the provided services with insufficient decentralisation.

## EFFICIENCY GAINS AND PREFERENCE FOR DECENTRALISATION

Our first objective is to test the hypothesis that citizen preference for decentralised government is directly conditioned by the recognition of efficiency gains resulting from decentralisation.

To this end, we estimate the following ordered Logit model for the data from CIS Barometer No. 2,829 of January-March 2010, which consists of 10,409 interviews:

$$DECENTR_i = X_i\beta + Z_i\gamma + u_i \quad (1)$$

Where  $X_i$  are the variables of interest and  $Z_i$  are the control variables. To the greatest extent possible, we have maintained the variables used by López-Laborda and Rodrigo (2012) to allow for comparison with the results from the previously described 2005 Barometer. Table 1 lists the variables

used in the model, showing their descriptive statistics.

- Value 1 if the survey respondent prefers a single central government in a State without ACs, or a system in which the ACs have less devolved powers than at present.
- Value 2 if the respondent prefers a decentralised State with ACs, such as the current system.
- Value 3 if the respondent prefers a system in which greater powers are designated to the ACs than at present.
- Value 4 if the respondent prefers recognition of the possibility of secession by the ACs in order to form independent nation states.

As seen in Table 1, the average value of this variable is 2.07, suggesting that the respondents are inclined to maintain the *status quo* with regards to the distribution of powers between the central government and the ACs. The average in 2005 was 2.37, which reflects a slight preference for greater decentralisation.

The variables of interest reflect citizen evaluations of the public affairs conduct in their respective ACs. They are proxies standing in for the respondents' perceptions of the allocative and productive efficiency gains or losses produced by decentralisation. We selected the following variables from the CIS Barometer:

*CLOSE*. This variable receives a value of 1 if the respondent indicates that the salient issue with respect to the ACs is the opportunity to maintain a closer delivery of services to citizens, and a 0 otherwise. The variable is expected to be positive.

*DIFFER*. This variable receives a value of 1 if the respondent agrees that each AC should be able to offer citizens differentiated services and transfers, and a 0 otherwise. We expect this variable to be positive.

*EFFECT*. This variable receives a value of 1 if the respondent believes that the government of his/her region has shown itself to be effective, and a 0 otherwise. Once again, this variable is expected to be positive<sup>3</sup>.

*EDUC, INFR, HEALTH*. The variables in this group evaluate the education, infrastructure and health policies implemented by regional government in the AC where the respondent lives. The variables receive a value of 1 if the respondent believes that the policy has been "very good" and a 5 if he/she believes it has been "very bad". These variables are expected to be negative.

The following control variables were used:

*IDENT*. This variable reflects how each individual identifies him/herself. It takes a value of 1 if the respondent feels only Spanish and a value of 5 if he/she feels only Andalusian, Aragonese, etc. Logically, this variable should be positive, since individuals with strong regional feelings will tend to prefer a decentralised model.

*NATPARTY*. This variable receives a value of 1 if the respondent voted for a national party in the last general election before the survey (March 2008), and a 0 otherwise. We expect this variable to be negative.

*REGPARTY*. This variable receives a value of 1 if the respondent voted for a nationalist or regionalist party in the last general election before the survey and 0 otherwise. This variable is expected to be positive<sup>4</sup>.

<sup>3</sup> The variables *DIFFER* and *EFFECT* were not included in the 2005 Barometer. In turn, it has not been possible to construct the variable *SPENDING* (which reflected opinions about rising public spending by the ACs without any concomitant improvement in public services) since this relevant question was not included in the 2010 Barometer.

<sup>4</sup> Statistical analysis of the data shows that the correlation between *NATPARTY* and *REGPARTY* is -0.3881. The question referring to how respondents voted in the last general election included other options like abstention, spoiled ballot and minority of the respondent, aside from the choice between national or nationalist/regionalist parties.

**TABLE 1.** Basic descriptive statistics for the variables included in the specification of the model of preferences for decentralisation

VARIABLE	DECENTR	POLSIT	DIFFER	CLOSE	EFFECT	EDUC	INFR	HEALTH	IDENT	IDEOLOG	COMPET	NATPARTY	REGPARTY	FEMALE	AGE	WORKER	PUBSECTOR	EDUCATED	ATRIBHEALTH	ATRIBEDUC	ATRIBHEALTH
Mean	2.07	3.87	0.26	0.52	0.32	3.04	2.81	2.93	2.95	4.51	0.63	0.64	0.08	0.47	45.42	0.49	0.17	0.21	0.53	0.48	0.39
Median	2	4	0	1	0	3	3	3	3	5	1	1	0	0	43	0	0	0	1	0	0
Max. value	4	5	1	1	1	5	5	5	5	10	1	1	1	1	93	1	1	1	1	1	1
Min. value	1	1	0	0	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	18	0	0	0	0	0	0
Standard deviation	0.87	0.89	0.44	0.50	0.47	0.93	0.89	0.90	0.94	1.99	0.48	0.48	0.27	0.50	16.57	0.50	0.37	0.41	0.50	0.50	0.49
Skewness	0.55	-0.24	1.07	-0.09	0.78	0.35	0.42	0.46	-0.29	0.08	-0.53	-0.60	3.18	0.13	0.41	0.05	1.80	1.41	-0.12	0.08	0.47
Kurtosis	2.66	2.21	2.15	1.01	1.61	2.42	2.75	2.54	3.40	3.28	1.28	1.36	11.12	1.02	2.32	1.00	4.26	2.98	1.01	1.01	1.22

*IDEOLOG*. This variable reflects where the respondents situate themselves on a conventional left-right political scale. Possible values range from 1 (left-wing) to 10 (right-wing). We expect this variable to be negative, reflecting a greater preference for centralisation in the majority right-wing party in Spain.

*COMPET*. This variable receives a value of 1 if the respondent lives in one of the ACs that achieved a high level of spending devolution early on, and a 0 otherwise. We believe that there is a greater demand for decentralisation among citizens living in these ACs than elsewhere, and therefore, we expect the variable to be positive.

*POLSIT*. This variable captures respondent opinions regarding the general political situation in Spain<sup>5</sup>. A value of 1 represents a “very good” opinion and 5 a represents a “very bad” opinion. We believe that respondents who believe that the political situation in Spain is negative will be unlikely to view the current system of territorial organisation in a positive light and will prefer a more centralised model. Hence, we expect this variable to be negative.

*FEMALE*. This variable receives a value of 1 if the respondent is female and a 0 otherwise. Its sign is indeterminate.

*AGE*, *AGE*<sup>2</sup>. These variables reflect the declared age of the respondent. We expect the effect to have an inverted U shape, and therefore we expect the *AGE* variable to be positive but its square to be negative, indicating that decentralisation will find greater support among relatively young individuals, since older respondents have lived less of their lives under the current Autonomic State, and will therefore find it more difficult to fit in and accept it.

*WORKER*. This variable receives a value of 1 if the respondent was a paid worker at the time of the survey and a 0 otherwise. Its sign is indeterminate.

*PUBSECTOR*. This variable receives a value of 1 if the respondent works in the public sector and a 0 otherwise. It is expected to be positive since the Autonomic State multiplies public sector job opportunities.

*EDUCATED*. This variable receives a value of 1 if the respondent has completed higher education and a 0 otherwise. We expect it to be positive.

Column 1 of table 2 shows the results obtained from estimation of equation (1). We did not detect any problems of endogeneity or multicollinearity.

With the exceptions indicated below, the results obtained from the 2010 Barometer do not differ substantially from those of the pre-crisis 2005 Barometer described in López-Laborda and Rodrigo (2012). Among the variables of interest, the probability that a respondent will prefer decentralised formulas increases if the individual believes that the ACs are able to offer their citizens differentiated services and transfers (*DIFFER*). Variables reflecting the effectiveness of regional governments (*EFFECT*) and their closeness to their citizens (*CLOSE*) were not found to be significant. As in the model estimated using the 2005 data, health policies (*HEALTH*) significantly affect citizen preferences only when the hierarchical structure of the data (discussed below) was considered. In contrast to the 2005 estimation, however, the decentralisation option was found to decrease significantly in accordance with individual dissatisfaction with regional education policy (*EDUC*).

Regarding the control variables, individuals who are paid employees, those who express predominantly regional feelings of belonging, live in a “high level” AC or voted for a nationalist or regionalist party at the last general election, are more likely to desire increased decentralisation.

<sup>5</sup> Citizen opinions regarding the country's economic situation are closely correlated with their opinions of the political situation.

Meanwhile, the probability decreases if the respondent believes that the political situation in Spain is very negative, situates him/herself on the right side of the political scale, voted for a national political party at the last general election, works in the public sector and is better educated. Only the last

two variables (*PUBSECTOR* and *EDUCATED*) reveal a different sign from the anticipated results. Age and gender do not influence preferences for decentralisation.

Columns 2 to 5 of Table 2 show the marginal effects of each explanatory variable on the probability that the dependent variable

**TABLE 2.** Results of the estimation of the model of preferences for decentralisation

	Coefficient (1)	$\partial P(\text{DECENTR} = 1) / \partial X_k$ (2)	$\partial P(\text{DECENTR} = 2) / \partial X_k$ (3)	$\partial P(\text{DECENTR} = 3) / \partial X_k$ (4)	$\partial P(\text{DECENTR} = 4) / \partial X_k$ (5)
<i>POLSIT</i>	-0.05*	0.01	0.0002	-0.01	-0.002
<i>DIFFER</i>	0.83***	-0.13	-0.03	0.12	0.04
<i>CLOSE</i>	0.06				
<i>EFFECT</i>	0.07				
<i>EDUC</i>	-0.17***	0.03	0.0005	-0.02	-0.007
<i>INFR</i>	-0.02				
<i>HEALTH</i>	0.05				
<i>IDENT</i>	0.66***	-0.12	-0.002	0.09	0.03
<i>IDEOLOG</i>	-0.19***	0.03	0.0006	-0.03	-0.01
<i>COMPET</i>	0.46***	-0.08	0.004	0.06	0.02
<i>NATPARTY</i>	-0.20***	0.03	0.002	-0.03	-0.01
<i>REGTPARTY</i>	1.06***	-0.14	-0.09	0.16	0.07
<i>FEMALE</i>	0.07				
<i>AGE</i>	-0.01				
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	0.00007				
<i>WORKER</i>	0.17***	-0.03	-0.001	0.02	0.01
<i>PUBSECTOR</i>	-0.13*	0.02	-0.001	-0.02	-0.01
<i>EDUCATED</i>	-0.15**	0.03	-0.001	-0.02	-0.01
Threshold values $c_1 = -0.63$ *** $c_2 = 1.82$ *** $c_3 = 3.72$ ***		Log-Likelihood function = -7,453.1251		McFadde $R^2$ n = 0.13	Number of observations = 6,996

\*\*\*Significant at 1 per cent; \*\* significant at 5 per cent; \* significant at 10 per cent.



will take each of the four values assigned. In general, the sign obtained from the estimation of each variable matches the sign reflected in the last two columns, representing values 3 and 4 of the endogenous variable (i.e. the options for greater decentralisation). The information provided in these columns, such as for the *DIFFER* variable, should be interpreted as follows: if citizens believe that regions should be allowed to differentiate the services and transfers provided, they will be less likely to prefer a centralised formula for the State (value 1) or –to a lesser extent– the current level of decentralisation (value 2), and they will be more likely to prefer a more decentralised State (value 3) or –to a lesser extent– to recognise the possibility of the ACs' forming independent nations (value 4). In all variables, the marginal effect is higher for greater decentralisation than for the independence option.

Given the hierarchical structure of the data, we may supplement the previous analysis by specifying and estimating a multi-level model, which allows us to quantify possible regional effects (where significant) in addition to individual effects. The aim, then, is to identify differences in preferences which are not controlled by the rest of the explanatory variables, which we can do by determining which part of the unexplained variability is attributable to the individual and which part to the region where he/she lives.

Based on expression (1), this structure is included in the model as follows:

$$DECENTR_{ij} = X_{ij}\beta + Z_{ij}\gamma + u_{ij} + \eta_j \quad (2)$$

where subscript  $i$  denotes the individual and  $j$  is the AC of residence, and where two error terms are included: one for the individual level ( $u_{ij}$ , which has a mean of 0 and a variance of  $\sigma_u^2$ ), and another for the regional level ( $\eta_j$ , which has a mean of 0 and a variance of  $\sigma_\eta^2$ ).

After confirming the utility of considering the hierarchical structure of the data<sup>6</sup>, we may go on to estimate equation (2) for two different models, consisting of Model 1, which is a random intercept model, and Model 2, which is a random intercept and coefficient model.

The last model introduces a random effect in the coefficient for the explanatory variable *DIFFER*, allowing this variable to have a different effect on the latent variable depending on the AC of residence. We have chosen this variable because its outstanding magnitude and significance revealed in Table 2 indicates that its explanatory power in determining preferences for decentralisation should be further examined. Thus, Table 3 shows how a favourable opinion about the possibility to enjoy a different provision of regional services according to the specific citizen preferences greatly favours the two more decentralised territorial options, roughly doubling the likelihood of choosing these options.

If it is posited, for example, that the coefficient  $\beta_k$  associated with *DIFFER* may vary randomly between ACs, then  $\beta_k = \beta_0 + v_j$ . This means that the coefficient includes a fixed component (common to all of the ACs) and a variable component (specific to AC  $j$ ), which in turn means that the random part of the new models is described by  $u_{ij} + \eta_j + v_j X_{kij}$ .

<sup>6</sup> In order to test whether or not the introduction of a hierarchical specification is worthwhile in our analytical context, it is sufficient to specify and estimate an empty model, which is to say expression (2) without the explanatory variables, and thereby determine the value of  $\sigma_\eta^2$ . This value will in turn allow us to determine  $\rho$ , or the intra-group correlation, which will reveal the unexplained percentage variability of the endogenous variable that is attributable to heterogeneity between the ACs. According to Rabe-Hesketh and Skrondal (2008), this correlation in an ordered logit model is  $\rho = \frac{\sigma_\eta^2}{(\pi^2/3 + \sigma_u^2)}$ . Logically, if  $\rho \equiv 0$ , there will be little sense to this exercise. In the case of our data,  $\sigma_\eta^2$  was found to equal 0.6174, and  $\rho$  is therefore equal to 0.1580. Hence, we may expect to quantify differentiated regional effects that will enrich our results.

**TABLE 3.** Predicted probabilities of the variable *DECENTR* based on the negative/positive opinion on the possibility to enjoy different provisions of regional services\*

	<i>DECENTR</i> =1	<i>DECENTR</i> =2	<i>DECENTR</i> =3	<i>DECENTR</i> =4
<i>DIFFER</i> = 0	0.2845	0.5361	0.1480	0.0314
<i>DIFFER</i> = 1	0.1477	0.5182	0.2648	0.0693

\* The table shows the predicted probabilities for the choice of one of the different options for territorial organisation depending whether the subject disagrees (*DIFFER* = 0) or agrees (*DIFFER* = 1) with the belief that each Autonomous Community should be able to offer its citizens differentiated services and transfers, considering the mean or modal values for the rest of the (respectively, continuous or discrete) explanatory variables.

So, our aim in estimating this intercept and random coefficient model is to establish whether or not the non-observable heterogeneity at the regional level may be explained in part by specific regional opinions on the possibility of offering different services in each of the ACs.

The results of these estimations are shown in Table 4. Based on the values of the log-likelihood function, each of the two multilevel models has a greater explanatory capacity than the model shown in Table 2, estimated without considering the hierarchical structure of the data. Based on the same criteria, Table 4 shows that the introduction of a random coefficient in the *DIFFER* variable improves the explanatory capacity of the random intercept Model 1.

The main differences between Tables 2 and 4 are, first, that the opinion regarding the Spanish political situation ceases to be a significant determinant, second, that the *EFFECT* variable is significant and takes the anticipated positive sign, and, third, that the *HEALTH* variable is also significant, although with the opposite sign than anticipated. Indeed, a negative assessment of health regional policy seems to favour citizen preference for decentralisation. In the following section we shall attempt to explain this unexpected a priori result.

Overall, the results obtained from the multilevel models support our hypothesis that citizen perceptions of efficiency gains from decentralisation significantly influence

their preferences for decentralised government.

Table 5 shows the mean random effects estimated in multilevel models 1 and 2 for each of Spain's seventeen ACs and the autonomous cities of Ceuta and Melilla. As in the 2005 Barometer, the highest positive regional effects were found in the Basque Country, Catalonia and the Balearic Islands (in addition to Melilla), underscoring local preferences for greater decentralisation. The highest negative regional effects were found in Galicia, again, as occurred in 2005, in Aragon, Asturias and Valencia. Interestingly enough, between 2005 and 2010, the regional effect switched from positive to negative in the latter two ACs. The regional effect favours a more centralised territorial model in ten of the ACs (nine in 2005). The strongest regional effects associated with the *DIFFER* variable (Model 2) are found in Catalonia and Melilla (positive) and in the Canary Islands and Galicia (negative).

### **ATTRIBUTION OF RESPONSIBILITIES AND PERCEPTION OF EFFICIENCY GAINS FROM DECENTRALISATION**

Opinion polls have repeatedly shown that most Spanish citizens are unable to accurately identify the tier of government (central, regional or local) responsible for providing

**TABLE 4.** Results of the estimation of the multilevel model of preferences for decentralisation

	Model 1: <i>random intercept model</i>		Model 2: <i>random intercept, and coefficient, (DIFFER) model</i>	
<i>POLSIT</i>		-0.08		-0.08
<i>DIFFER</i>		0.76***		0.73***
<i>CLOSE</i>		0.07		0.08
<i>EFFECT</i>		0.10*		0.10**
<i>EDUC</i>		-0.15***		-0.15***
<i>INFR</i>		-0.01		-0.01
<i>HEALTH</i>		0.08***		0.07***
<i>IDENT</i>		0.65***		0.64***
<i>IDEOLOG</i>		-0.17***		-0.17***
<i>COMPET</i>		0.51***		0.49***
<i>NATPARTY</i>		-0.12**		-0.12**
<i>REGTPARTY</i>		0.81***		0.80***
<i>FEMALE</i>		0.06		0.06
<i>AGE</i>		-0.01		-0.01
<i>AGE</i> <sup>2</sup>		0.0006		0.0001
<i>WORKER</i>		0.14**		0.14**
<i>PUBSECTOR</i>		-0.09**		-0.09**
<i>EDUCATED</i>		-0.17**		-0.19**
Threshold values	$c_1 = -0.55$	$c_2 = 1.96^{**}$ $c_3 = 3.98^{***}$	$c_1 = -0.63$	$c_2 = 1.88^{**}$ $c_3 = 3.92^{***}$
Variances and covariances of the random effect and correlation between regional error terms		$\hat{\sigma}_\eta^2 = 0.1804$ $\hat{S}_{\sigma_\eta^2} = 0.0432$		$\hat{\sigma}_\eta^2 = 0.1569$ $\hat{S}_{\sigma_\eta^2} = 0.0427$ $\hat{\sigma}_v^2 = 0.0648$ $\hat{S}_{\sigma_v^2} = 0.0326$ $corr(\eta_j, \nu_j) = 0.4734$
Log-Likelihood function		-7,302.3188		-7,294.63

\*\*\* Significant at 1 per cent; \*\* 5 per cent; \* 10 per cent.

**TABLE 5.** *Estimated values of regional effects*

	Model 1: <i>random intercept model</i>	Model 2: <i>random intercept and coefficient (DIFFER) model</i>	
	$\eta_j$	$\eta_j$	$\nu_j$
Andalusia	-0.23	-0.22	-0.07
Aragon	-0.55	-0.55	-0.006
Asturias	-0.30	-0.32	0.03
Balearic Islands	0.44	0.44	-0.07
Canary Islands	-0.27	-0.15	-0.33
Cantabria	-0.002	-0.03	0.06
Castile-La Mancha	0.07	0.04	-0.03
Castile and León	-0.19	-0.22	0.04
Catalonia	0.73	0.57	0.41
Valencia	-0.30	-0.31	0.001
Extremadura	0.33	0.31	-0.23
Galicia	-0.69	-0.60	-0.27
Madrid	-0.005	-0.03	-0.05
Murcia	0.25	0.23	-0.10
Navarre	-0.06	0.006	-0.23
Basque Country	0.62	0.58	0.16
Rioja	0.21	0.18	0.04
Ceuta	0.23	0.17	0.20
Melilla	0.68	0.57	0.42

public goods and services<sup>7</sup>. According to Table 1, only 53% of respondents in the 2010 CIS Barometer correctly believed that regional governments were primarily responsible for health services, and only 48% believed that they were responsible for education.

In López-Laborda and Rodrigo (2012), we conjectured that citizens' difficulties in correctly ascribing central and regional government competences may condition their views on the action of each tier, affecting preferences a specific system of territorial organisation<sup>8</sup>. Therefore, our goal in this section is

to empirically test the hypothesis that an accurate attribution of responsibility for the provision of health and education services to the ACs increases the probability that individuals shall recognise the potential efficiency gains of decentralisation. To the best of our knowledge, this issue has yet to be addressed in Spanish literature.

With this objective in mind, we estimate the following equation via a logit model:

$$CLOSE_i = ATRIB_i\delta + Z_i\gamma + u_i \quad (3)$$

The dependent variable, *CLOSE* was defined in the previous section. This variable reflects the recognition of the potential allocative efficiency gains associated with decentralisation. The variable receives a value

<sup>7</sup> See Área de Sociología Tributaria (2006, 2007, 2008, and 2011).

<sup>8</sup> See also Rudolph (2003a, 2003b).

of 1 if the respondent indicates that the salient issue with respect to the ACs is the opportunity to maintain a closer delivery of services to the citizen, and a value of 0 otherwise. The control variables,  $Z$ , are the same as in model (1). *ATRIB* is the variable of interest, and it is introduced in the specification in three alternative formulations:

*ATRIBHEALTH*: This is a dichotomous variable that receives a value of 1 if the respondent claims that the regional government is primarily responsible for good or bad health policy outcomes, and a zero otherwise<sup>9</sup>.

*ATRIBEDUC*: This variable receives a value of 1 if the respondent states that the regional government is primarily responsible for good or bad education policy outcomes, and a 0 otherwise.

*ATRIBHEALTHEDUC*: This variable receives a value of 1 if the respondent says that the regional government is primarily responsible for good or bad health and education policy outcomes, and a 0 otherwise.

The results of these estimations are presented in Table 6. The most important is that the three variables reflecting the attribution of competences to the ACs are significant, and with the expected positive sign. Thus, it may be claimed that correct attribution of responsibility increases the likelihood that citizens will recognise the potential allocative efficiency gains derived from decentralisation. As for the control variables, the negative evaluation of the political situation (*POLSIT*) and, in contrast to the expected results, support for nationalist or regionalist parties (*NATPARTY*) reduce the probability of recognising the efficiency advantages of decentralisation, while age (*AGE*) initially increases and subsequently reduces it.

To conclude this section, we shall attempt to determine if the unexpected sign obtained

in the previous section, that is, that a negative assessment of regional health policy favouring citizen preference for decentralisation, may be related to the citizen capacity to identify that ACs are responsible for health services.

For this purpose, once again we estimate equation (1), alternatively introducing the following variables:

*ATRIBHEALTH\*HEALTHGOOD*: This variable is constructed via the interaction of another two: *ATRIBHEALTH*, defined above, and *HEALTHGOOD*, a variable that receives the value of one if the individual believes that health policy is good or very good (values 1 and 2 in the survey) and a zero in other cases (values 3, 4 and 5). In summary, this interacted variable represents citizens who correctly identify regional responsibility for the health service and furthermore, evaluate health policy positively.

*ATRIBHEALTH\*HEALTHBAD*: In this case, *HEALTHBAD* is a variable that receives the value of one if the respondent believes that health policy is bad or very bad (values 4 and 5 in the survey) and a zero in other cases (values 1, 2 and 3). Thus, the interacted variable represents those individuals who correctly identify regional responsibility for the health service and who also evaluate health policy negatively.

The results of the new estimations appear in Table 7 and differ only slightly from those presented in Table 2 with regards to the sign and significance of the variables. For our current interests, it is most important that if individuals correctly identify regional responsibility for the health service and negatively evaluate the policy carried out in that service, then it is more likely that they shall favour decentralisation. In turn, the fact that the evaluation of the service is positive does not significantly affect preferences for decentralisation.

These results may help to better understand the results obtained in the previous section: in our opinion, demands for greater de-

<sup>9</sup> Note the somewhat ambiguous phrasing of the question.

**TABLE 6.** Results of the estimation of the model of perception of efficiency gains from decentralisation (dependent variable: CLOSE).

	Coefficient	Coefficient	Coefficient
<i>POLSIT</i>	-0.05*	-0.05*	-0.05*
<i>IDENT</i>	-0.05	-0.05	-0.05
<i>IDEOLOG</i>	0.01	0.01	0.01
<i>COMPET</i>	0.04	0.03	0.03
<i>NATPARTY</i>	0.09	0.09	0.09
<i>REGTPARTY</i>	-0.43***	-0.43***	-0.43***
<i>FEMALE</i>	0.05	0.05	0.05
<i>AGE</i>	0.03***	0.03***	0.03***
<i>AGE<sup>2</sup></i>	-0.0004***	-0.0004***	-0.0004***
<i>WORKER</i>	0.04	0.04	0.04
<i>PUBSECTOR</i>	0.01	0.01	0.01
<i>EDUCATED</i>	0.07	0.08	0.08
<i>ATRIBHEALTH</i>	0.20***		
<i>ATRIBEDUC</i>		0.19***	
<i>ATRIBHEALTHEDUC</i>			0.16***
Log-Likelihood function	-5,431.8737	-5,432.3498	-5,435.3584
Number of observations	8,050		

\*\*\* Significant at 1 per cent; \*\* significant at 5 per cent; \* significant at 10 per cent.

centralisation of healthcare provision are in fact based on judgments made by informed citizens that the decentralisation achieved in this policy is still insufficient, in light of the assessment currently made regarding this service. Upon relating this result with that obtained for education service, we may suggest that perhaps citizens do not question the degree of decentralisation of this last service.

## DETERMINANTS OF THE CORRECT ATTRIBUTION OF REGIONAL RESPONSIBILITIES

In this section we once again consider the issue addressed in López-Laborda and Rodrigo (2014), on identifying the factors that explain correct attribution of responsibility for the provision of regional services, this time

based on the data from the 2010 CIS Barometer, carrying out binomial Logit/Probit estimations for the following specifications:

$$ATRIB_i = X_i\beta + u_i \quad (4)$$

The dependent variable alternately reflects the correct identification of regional government responsibility for the provision of public health and education services (respectively, *ATRIBHEALTH* and *ATRIBEDUC*). The explanatory variables are denoted by  $X_i$ . We have also attempted to reproduce the variables used in López-Laborda and Rodrigo (2014) to allow for comparison of the results obtained. The independent variables are:

*FORAL*: This variable receives a value of 1 if the respondent lives in one of the ACs bene-

**TABLE 7.** Results of the estimation of the model of preferences for decentralisation considering respondents who correctly identify regional health responsibility

	Coefficient	Coefficient
<i>POLSIT</i>	-0.05*	-0.05
<i>DIFFER</i>	0.83***	0.83***
<i>CLOSE</i>	0.06	0.06
<i>EFFECT</i>	0.07	0.06
<i>EDUC</i>	-0.16**	-0.17***
<i>INFR</i>	-0.02	-0.01
<i>HEALTH</i>	0.06	0.01
<i>IDENT</i>	0.66***	0.66***
<i>IDEOLOG</i>	-0.18***	-0.18***
<i>COMPET</i>	0.46***	0.46***
<i>NATPARTY</i>	-0.20***	-0.20**
<i>REGTPARTY</i>	1.06***	1.06***
<i>FEMALE</i>	0.07	0.08
<i>AGE</i>	-0.01	-0.01
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	0.0001	0.0001
<i>WORKER</i>	0.17***	0.17**
<i>PUBSECTOR</i>	-0.14*	-0.13*
<i>EDUCATED</i>	-0.15**	-0.16**
<i>ATRIBHEALTH*HEALTHGOOD</i>	0.08	
<i>ATRIBHEALTH*HEALTHBAD</i>		0.18*
Threshold values	$c_1 = -0.56$ $c_2 = 1.88$ $c_3 = 3.79$	$c_1 = -0.71$ $c_2 = 1.74$ $c_3 = 3.65$
Log-Likelihood function	-7,452.4844	-7,450.8123
McFadden $R^2$	0.1303	0.1305
Number of observations	6,996	6,996

\*\*\* Significant at 1 per cent; \*\* significant at 5 per cent; \* significant at 10 per cent.

fitting from the *foral* funding system, and a 0 otherwise. The very high level of decentralisation in these ACs (specifically in regards to regional government revenues) suggests that residents are likely to be better aware of regional responsibilities.

*COMPET*: Having the same definition and expected sign as in section 3 above.

*COLOUR*: This variable receives a value of 1 if the respondent lives in one of the ACs run by the *Partido Socialista Obrero Español* (PSOE), either alone or in coalition, so that the political *colour* of the regional government was the same as that of the national government at the time of the survey (January-February 2010). Otherwise, the value is 0. We believe that this variable should

receive an indeterminate sign. Where regional governments belong to the same political camp as the national government, it is possible that either the distribution of powers between different tiers of government may become more visible, or that their respective responsibilities may become muddled.

*COAL*: This variable receives a value of 1 if, at the time of the survey, the respondent resides in one of the ACs governed by coalition, including a nationalist or regionalist party, and a 0 otherwise. The presence of a nationalist or regionalist party in the regional government should increase the visibility of regional responsibilities. The sign of this variable is then expected to be positive.

*DIFVOT*: This variable receives a value of 1 if the respondent asserts that he/she may vote for different parties in national, regional or local elections, and a 0 otherwise, reflecting differentiation by the citizen of the diverse fields of political action. Therefore, it may be expected to be positive.

*REGTV*: This variable receives a value of 1 if the respondent states that he/she prefers to watch a regional television station to follow political news, and a 0 otherwise. It reflects the citizen's interest in regional politics and it is expected to be positive.

*INVOLV*: This variable receives a value of 1 if the respondent claims to have voted at the last regional election for a party that was in government in the relevant AC at the time the survey was carried out. Otherwise it receives a value of 0. It is expected that citizens who voted for a governing party will be more involved in regional policy. The variable is therefore expected to be positive.

*EDUCLEVEL*: This variable reflects the respondent's highest level of educational attainment. It receives values ranging from 0 (no schooling) to 11 (postgraduate or doctoral studies). We understand that a higher level of education may be associated with a clearer awareness of government action.

*POPUL*: This variable receives a minimum value of 1 if the respondent lives in a village with a population of 2,000 inhabitants or less and a maximum of 7 if the respondent lives in a city with more than one million inhabitants. In López-Laborda and Rodrigo (2014), we found that people living in larger towns and cities ascribed responsibility for services more accurately. We therefore expect the variable to be positive.

In addition to the above, specification (4) also included certain variables utilised in the preceding sections of this study. These were, *IDEOLOG* (expected to be negative), *REGPARTY* (positive), *FEMALE* (indeterminate), *AGE* (positive), *AGE<sup>2</sup>* (negative), *WORKER* (indeterminate) and *PUBSECTOR* (positive).

Table 8 shows the descriptive statistics for the variables used, and Table 9 presents the results obtained from the estimation of the Probit or Logit model, selected based on the conventional criterion of those that displayed the highest value for the log-likelihood function.

The results obtained are largely consistent with the findings from existing research as summarised in section two. Among the institutional variables, the probability that citizens will correctly identify regional competences increases among the residents of the *foral* ACs (*FORAL*) and of those with a "high" initial level of devolved powers (*COMPET*, only for the education service).

Contrary to that expected, the presence of a nationalist or regionalist party in the regional government (*COAL*) does significantly affect, in a negative way, the probability that regional responsibilities for health will be correctly identified. In order to examine this result in greater detail, we have substituted *COAL* for another dichotomous variable (*PRES*), which receives a value of 1 if the respondent lives in an AC where the president belonged to a nationalist or regionalist political party, and a 0 otherwise. Specifically, these ACs were the Canary Islands, Cantabria



and Navarre. The new variable is significant for both services but, contrary to expectations, it is also negative. It would seem, therefore, that the presence of regionalist parties in the AC governments does not particularly favour the visibility of regional competences, even when they head the administration. In fact, this presence only increases confusion regarding the distribution of competences between the different tiers of government. Furthermore, when *PRES* variable is employed, the probability of correct attribution of healthcare responsibilities is significantly and negatively affected when the regional government is controlled by the same party as the national government (*COLOUR*). It should be recalled that in section four we also obtained an unexpected result regarding these: the support for nationalist or regionalist parties reduces the probability of recognising the efficiency gains from decentralisation.

In regards to the individual variables, interest in public affairs and specifically, in regional politics has some effect on the correct identification of responsibilities. Respondents who voted for a regionalist party (*REGPARTY*) or who preferred a regional television station to follow political affairs (*REGTV*), were more likely to correctly attribute services (specifically, education), while those who placed themselves to the right of the political scale (*IDEOL*) were less likely to do so. However, the belief that it may be appropriate to vote for different parties in different kinds of elections (*DIFVOT*) or the fact of having voted in the last regional elections for a party in government in the AC (*INVOLV*) were not significant. This last result does not seem to support the existence of partisan involvement.

Finally, the level of the respondent's education (*EDUCLEVEL*), being a paid worker (*WORKER*), working in the public sector (*PUBSECTOR*) and age (*AGE* and *AGE<sup>2</sup>* with the expected negative sign) increase the likelihood of correctly attributing regional competences for health and education, although

the probability was lower among women (*FEMALE*) for both services<sup>10</sup>. The variable representing the size of the town or city of residence (*POPUL*) is not significant in any case.

## CONCLUDING REMARKS

Probit/Logit techniques were applied to the database from Barometer No. 2,829, published by the Spanish *Centro de Investigaciones Sociológicas* to examine three related problems regarding public sector decentralisation: What factors determine individual support for a decentralised government? How do citizen perceptions of regional responsibility for education and health services affect their perceptions of efficiency gains resulting from decentralisation? And, what factors explain the correct attribution of regional responsibilities in those services? The literature in Spain has already addressed the first and third of these issues, based on data from a range of sources, however, the second issues is yet to be addressed, to the best of our knowledge. The main conclusions from our study are summarised in graph 1.

In the first place, citizen perceptions of efficiency gains from decentralisation have a positive effect on their support for decentralised government. If individuals agree that ACs should be able to offer their citizens differentiated services and benefits, they also favour a greater decentralisation. Citizen as-

<sup>10</sup> This is a rather counterintuitive result, since women, in their role as mothers, generally speaking, are more associated with these services than men. In order to clarify this result, we carried out additional estimations including interactions between the variable *FEMALE* and others, like *EDUCATED*, or *SIZE*, which receive a value of 1 if the respondent lives in a large town or city (defined as having 50,000 inhabitants or more) and a 0 otherwise. The new variables are not significant in any scenario, and it may therefore be inferred that the probability of correct attribution of health and educational competences is not even greater in the case of women who are educated or who reside in relatively large towns.

TABLE 8. Basic descriptive statistics for the variables used in the specification of the model of responsibility attribution

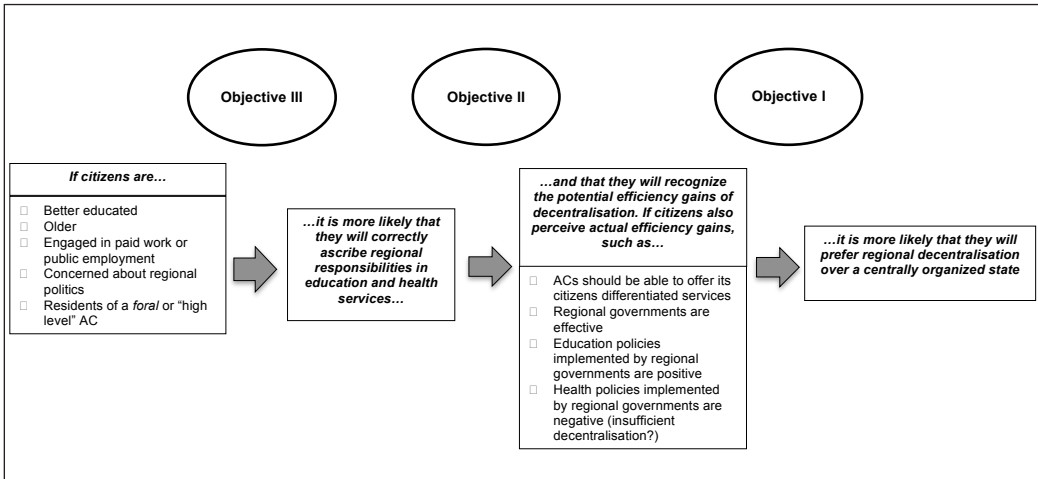
VARIABLE	ATTRIBHEALTH	ARTIBEDUC	POPUL	FORAL	COMPET	IDEOLOG	FEMALE	REGPARTY	AGE	WORKER	PUBSECTOR	COLOUR	PRES	COAL	DIVOT	EDUCLEVEL	INVOLV	REGTV
Mean	0.51	0.46	3.94	0.06	0.60	4.50	0.49	0.07	46.46	0.47	0.16	0.52	0.07	0.31	0.54	4.48	0.38	0.19
Median	1	0	4	0	0	5	0	0	44	0	0	1	0	0	1	3	0	0
Max. value	1	1	7	1	1	10	1	1	93	1	1	1	1	1	1	11	1	1
Min. value	0	0	1	0	0	0	0	0	18	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Standard deviation	0.50	0.50	1.7	0.24	0.49	1.98	0.50	0.26	17.24	0.50	0.36	0.50	0.25	0.48	0.50	2.75	0.49	0.39
Skewness	-0.03	0.17	0.20	3.73	0.24	0.07	0.04	3.33	0.36	0.13	1.87	-0.1	3.43	0.56	-0.17	0.67	0.48	1.59
Kurtosis	1.00	1.03	2.13	14.9	-0.41	3.31	1.00	12.10	2.21	1.02	4.51	1.01	12.77	1.31	1.03	2.54	1.23	3.53

TABLE 9. Results from the Probit/Logit estimations of the responsibility attribution model

	ATRIBHEALTH				ATRIBEDUC			
	Coefficient	$\frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X_j}$	Coefficient	$\frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X_j}$	Coefficient	$\frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X_j}$	Coefficient	$\frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X_j}$
FORAL	0.59***	0.22	0.65***	0.24	0.45***	0.11	0.55***	0.14
COMPET	-0.02		-0.003		0.13**	0.03	0.17***	0.04
COLOUR	-0.02		-0.07**	-0.03	0.001		-0.05	
COAL	-0.07*	-0.03			0.02			
PRES			-0.25***	-0.1			-0.54***	-0.13
DIFVOT	-0.03		-0.03		-0.07		-0.07	
REGTV	0.07		0.06		0.23***	0.06	0.21***	0.05
INVOLV	-0.02		-0.02		-0.07		-0.06	
EDUCLEVEL	0.07***	0.03	0.07***	0.03	0.07***	0.02	0.07***	0.02
POPUL	0.0002		-0.003		0.005		0.002	
IDEOLOG	-0.05***	-0.02	-0.05***	-0.02	-0.10***	-0.02	-0.10***	-0.02
REGPARTY	0.12*	0.05	0.11		0.34***	0.08	0.36***	0.09
FEMALE	-0.06*	-0.02	-0.06*	-0.02	-0.15***	-0.04	-0.15***	-0.04
AGE	0.02***	0.01	0.02***	0.01	0.04***	0.01	0.04***	0.01
AGE <sup>2</sup>	-0.0002***	-0.0001	-0.0002***	-0.0001	-0.0004***	-0.0001	-0.0004***	-0.0001
WORKER	0.15***	0.06	0.14***	0.06	0.21***	0.05	0.20***	0.05
PUBSECTOR	0.11**	0.04	0.12**	0.05	0.15**	0.04	0.16**	0.04
Intercept	-0.72***		-0.69***		-1.14***		-1.08***	
Number of observations	8,647		8,647		8,647		8,647	
LR $\chi^2$	430.83		446.09		329.54		360.16	
Prob > $\chi^2$	0.00		0.00		0.00		0.00	
Log-Likelihood function	-5,734.9688		-5,727.3338		-5,748.3277		-5,732.0274	

\*\*\* Significant at 1 per cent; \*\* significant at 5 per cent; \* significant at 10 per cent.

**GRAPH 1.** Relationships between objectives and main variables



assessments of regional performance in education and healthcare services also affects their support for decentralisation.

In the second place, an accurate attribution of responsibility for healthcare and education increases the likelihood that survey respondents will perceive the potential efficiency gains achieved by decentralisation.

Thirdly, the citizens who most accurately identify regional responsibility for the provision of health and education services tend to be better educated, older (to a certain degree), engaged in paid work or public employment, concerned with regional politics and residents of one of the *foral* system ACs and in ACs with higher initial levels of devolved powers.

Currently, Spain's territorial organisation is strongly questioned, as the ACs are held responsible for the crisis and its consequences on citizen wellbeing. This study offers various instruments so that citizens may correctly identify regional responsibility in the provision of certain services (acting on the previously summarized factors), and thus perceive the efficiency gains associated with decentralization, and favour the decentralised State structure.

Looking forward, it may be interesting to reproduce this research with more current data and with data from other federal countries that tend to be compared with Spain.

## BIBLIOGRAPHY

- Ahmad, Ehtisham and Brosio, Giorgio (eds.) (2009). *Does Decentralization Enhance Service Delivery and Poverty Reduction?* Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Anderson, Cameron D. (2006). "Economic Voting and Multilevel Governance: A Comparative Individual-Level Analysis". *American Journal of Political Science*, 50(2): 449-463.
- Anderson, Cameron D. (2009). "Institutional Change, Economic Conditions and Confidence in Government: Evidence from Belgium". *Acta Politica*, 44(1): 28-49.
- Arceneaux, Kevin (2006). "The Federal Face of Voting: Are Elected Officials Held Accountable for the Functions Relevant to their Office". *Political Psychology*, 27(5): 731-754.
- Área de Sociología Tributaria (2006). "Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2005". *Documentos*, 10/06. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Área de Sociología Tributaria (2007). "Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2006".

- Documentos*, 21/07. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Área de Sociología Tributaria (2008). "Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2007". *Documentos*, 15/08. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Área de Sociología Tributaria (2011). "Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2010". *Documentos*, 09/11. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Blöchliger, Hansjörg (2013). "Decentralisation and Economic Growth - Part 1: How Fiscal Federalism Affects Long-Term Development". *OECD Working Papers on Fiscal Federalism*, 14. Paris: OECD.
- Blöchliger, Hansjörg and Égert, Balász (2013). "Decentralisation and Economic Growth - Part 2: The Impact on Economic Activity, Productivity and Investment". *OECD Working Papers on Fiscal Federalism*, 15. Paris: OECD.
- Cutler, Fred (2004). "Government Responsibility and Electoral Accountability in Federations". *Publius. The Journal of Federalism*, 34(2): 19-38.
- Cutler, Fred (2008). "Whodunnit?: Voters and Responsibility in Canadian Federalism". *Canadian Journal of Political Science*, 41(3): 627-654.
- Fredriksen, Kaja (2013). "Decentralisation and Economic Growth - Part 3: Decentralisation, Infrastructure Investment and Educational Performance". *OECD Working Papers on Fiscal Federalism*, 16. Paris: OECD.
- Hobolt, Sara B. and Tilley, James (2014). "Who's in Charge? Voter Attribution of Responsibility in the European Union". *Comparative Political Studies*, 47(6): 795-819.
- León-Alfonso, Sandra (2010). "Who is Responsible for What? Clarity of Responsibilities in Multilevel States: The Case of Spain". *European Journal of Political Research*, 50: 80-109.
- León-Alfonso, Sandra and Ferrín, Mónica (2007). "La atribución de responsabilidades sobre las políticas públicas en un sistema de gobierno multinivel". *Administración & Ciudadanía, Revista da Escola Galega de Administración Pública*, 2(1): 49-75.
- Lockwood, Ben (2009). "Political Economy Approaches to Fiscal Decentralization". In: Ahmad, E. and Brosio, G. (eds.). *Does Decentralization Enhance Service Delivery and Poverty Reduction?* Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- López-Laborda, Julio (2011). "Beneficios y costes del Estado autonómico". *Cuadernos Manuel Giménez Abad*, 1: 34-42.
- López-Laborda, Julio; Martínez-Vázquez, Jorge and Monasterio, Carlos (2007). "Kingdom of Spain". In: Shah, A. (ed.). *The Practice of Fiscal Federalism: Comparative Perspectives*. Montreal / Kingston: McGill-Queen's University Press.
- López-Laborda, Julio and Monasterio, Carlos (2007). "Regional Governments: Vertical Imbalances and Revenue Assignments". In: Martínez-Vázquez, J. and Sanz Sanz, J. F. (eds.). *Fiscal Reform in Spain. Accomplishments and Challenges*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- López-Laborda, Julio and Rodrigo, Fernando (2012). "¿Por qué los españoles son (moderadamente) autonomistas?: ganancias regionales de eficiencia y preferencia por la autonomía". *Economiaz*, 81: 62-81.
- López-Laborda, Julio and Rodrigo, Fernando (2014). "Los ciudadanos ante las haciendas regionales: quién es y quién debería ser responsable de servicios e impuestos". *Revista de Economía Aplicada*, 66: 5-33.
- Maestas, Cherie D. (ed.) (2008). "Attribution of Governmental Blame in Time of Disaster". *Publius. The Journal of Federalism*, 38(4): 609-738.
- Marsh, Michael and Tilley, James (2010). "The Attribution of Credit and Blame to Governments and Its Impact on Vote Choice". *British Journal of Political Science*, 40(1): 115-134.
- Oates, Wallace E. (1972). *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Oates, Wallace E. (2005). "Toward a Second-Generation Theory of Fiscal Federalism". *International Tax and Public Finance*, 12: 349-373.
- Rabe-Hesketh, Sophia and Skrondal, Anders (2008). *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, 2ª ed. College Station, Texas: Stata Press Books.
- Rudolph, Thomas J. (2003a). "Institutional Context and the Assignment of Political Responsibility". *Journal of Politics*, 65: 190-215.
- Rudolph, Thomas J. (2003b). "Who's Responsible for the Economy? The Formation and Consequences of Responsibility Attributions". *American Journal of Political Science*, 47(4): 698-713.
- Rudolph, Thomas J. (2006). "Triangulating Political Responsibility: The Motivated Formation of Res-

ponsibility Judgements". *Political Psychology*, 27(1): 99-122.

Tilley, James and Hobolt, Sara B. (2011). "Is the Government to Blame? An Experimental Test of How Partisanship Shapes Perceptions of Performance and Responsibility". *The Journal of Politics*, 73(2): 316-330.

Weingast, Barry R. (2009): "Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives". *Journal of Urban Economics*, 65: 279-293.

Zabalza, Antoni and López-Laborda, Julio (2011). "The New Spanish System of Intergovernmental Transfers". *International Tax and Public Finance*, 18: 750-786.

**RECEPTION:** June 25, 2014

**REVIEW:** January 30, 2015

**APPROBANCE:** May 11, 2015

---

**ACKNOWLEDGEMENTS:**

The authors gratefully acknowledge the funding received from the Spanish Ministry of Economy and Competitiveness (project ECO2012-37572), the Regional Government of Aragon and the European Social Fund (Public Economics Research Group).

# Atribución de responsabilidades sobre los servicios regionales y preferencia por la descentralización: evidencia para España

*Attribution of Regional Responsibilities for Public Services and Citizen Support of Decentralisation: Evidence from Spain*

**Julio López Laborda y Fernando Rodrigo Sauco**

## Palabras clave

Descentralización fiscal

- Educación
- Percepción
- Responsabilidad política
- Sanidad

## Key words

Regional Decentralisation

- Education
- Perception
- Political Responsibility
- Health

## Resumen

A partir de la base de datos constituida por el Barómetro número 2.829 del CIS y utilizando técnicas de estimación probit/logit, en este artículo se analizan de manera conjunta tres problemas relacionados con la descentralización del sector público. Los principales resultados obtenidos son los siguientes. Primero, la percepción por los ciudadanos de las ganancias de eficiencia derivadas de la descentralización influye positivamente en su preferencia por la estructura descentralizada del Estado. Segundo, es más probable que los ciudadanos perciban esas ganancias de eficiencia si atribuyen correctamente a las regiones las competencias en materia de educación y sanidad. Y tercero, los ciudadanos que identifican correctamente la responsabilidad regional en esos servicios son los ciudadanos más educados, de más edad, que realizan un trabajo remunerado o en el sector público, preocupados por la política regional y residentes en las comunidades autónomas de nivel alto de competencias.

## Abstract

Probit/logit techniques are applied to the data from Barometer No. 2,829 published by the *Centro de Investigaciones Sociológicas* to examine three problems related with public sector decentralisation. The paper concludes, first, that citizens' perception of efficiency gains from decentralisation have a positive effect on their support for decentralised government. Second, that citizens are more likely to perceive the efficiency gains from decentralisation if they correctly ascribe responsibility for education and health services to regions. And third, that citizens who most accurately identify regional responsibility for the provision of those services tend to be better educated, older, engaged in paid work or public employment, concerned about regional politics and resident in one region with higher initial level of devolved powers.

## Cómo citar

López Laborda, Julio y Rodrigo Sauco, Fernando (2015). «Atribución de responsabilidades sobre los servicios regionales y preferencia por la descentralización: evidencia para España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 152: 65-86. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.152.65>)

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

**Julio López Laborda:** Universidad de Zaragoza | [julio.lopez@unizar.es](mailto:julio.lopez@unizar.es)

**Fernando Rodrigo Sauco:** Universidad de Zaragoza | [frodrigo@unizar.es](mailto:frodrigo@unizar.es)

## INTRODUCCIÓN

España es en la actualidad un país muy descentralizado. Las comunidades autónomas (CC.AA.) gestionan casi el 40% del gasto público total y proveen un conjunto de servicios que afectan directamente al bienestar de los ciudadanos, como educación, sanidad, vivienda, servicios sociales o infraestructuras. Inicialmente, y sobre todo por razones históricas, solo un grupo de CC.AA. pudo ejercer las competencias de educación y sanidad: Andalucía, Canarias, Cataluña, Comunidad Valenciana, Galicia, Navarra y País Vasco. Esto llevó a la distinción entre comunidades de nivel «alto» y «bajo» de competencias. Con el tiempo, todas las CC.AA. han llegado a ejercer sustancialmente las mismas competencias, aunque persisten algunas asimetrías no muy relevantes. Los empleados al servicio de las CC.AA. representan más del 50% del total de empleo público. Por último, los impuestos propios o compartidos (entre ellos, los más importantes, como el IRPF, el IVA o las accisas) representan para las comunidades de «régimen común» alrededor de un 70% de sus ingresos no financieros, mientras que para las comunidades de «régimen foral» (Navarra y País Vasco) ese porcentaje es prácticamente el 100%<sup>1</sup>.

La literatura del federalismo fiscal justifica tradicionalmente la descentralización con base en las ganancias de eficiencia que potencialmente comporta (Oates, 1972). Por un lado, la descentralización favorece la eficiencia asignativa, al aproximar la prestación de los bienes y servicios públicos subcentrales a las preferencias de los individuos que los van a consumir. Esta proximidad entre administración y ciudadanos puede estimular, adicionalmente, la participación

política y la creación de un *stock* considerable de capital social. Por otro lado, la descentralización introduce presiones competitivas en la actividad pública, que favorecen la preservación de los mercados, la experimentación e innovación de los gobiernos y la reducción de la corrupción y de la influencia de los grupos de interés. Consecuentemente, la descentralización promueve la eficiencia en la prestación por los gobiernos de los bienes y servicios subcentrales, es decir, la eficiencia productiva (Oates, 2005; Lockwood, 2009; Weingast, 2009). En última instancia, estas ganancias de eficiencia pueden traducirse también en un mayor crecimiento económico.

Aunque no de manera concluyente, la investigación aplicada de las dos últimas décadas ha encontrado evidencia que sostiene las anteriores predicciones teóricas<sup>2</sup>.

Si los ciudadanos de una jurisdicción subcentral perciben el aumento en su bienestar como consecuencia de la provisión descentralizada de algunos bienes y servicios públicos, cabe esperar que acojan favorablemente la organización descentralizada de su país, frente a la opción centralizadora. Esta es, precisamente, la primera hipótesis que se quiere contrastar en este trabajo: que la preferencia de los ciudadanos por la fórmula autonómica está directamente condicionada por el reconocimiento por los mismos de la existencia de ganancias de eficiencia derivadas de la descentralización.

Ahora bien, para que los ciudadanos perciban el cambio en su bienestar debido a la descentralización y, consecuentemente, favorezcan la organización autonómica del Estado, es necesario que sean capaces de relacionar los costes y beneficios de la actuación de las CC.AA. Para ello, los indivi-

<sup>1</sup> Para una revisión reciente del proceso de descentralización en España, véanse López-Laborda *et al.* (2007), López-Laborda y Monasterio (2007) y Zabalza y López-Laborda (2011).

<sup>2</sup> Véanse, por ejemplo, Ahmad y Brosio (eds.) (2009), Blöchliger (2013), Blöchliger y Égert (2013) y Fredriksen (2013). Para el caso español, véase López-Laborda (2011).



duos tienen que identificar correctamente los impuestos que satisfacen a sus respectivas CC.AA. y los servicios que reciben de estas a cambio. Por lo tanto, la segunda hipótesis que queremos contrastar es que si los ciudadanos atribuyen adecuadamente la responsabilidad de la prestación de los servicios de sanidad y educación a las CC.AA., es más probable que también reconozcan las ganancias potenciales de eficiencia derivadas de la descentralización.

Finalmente, nuestro tercer objetivo consiste en identificar empíricamente los factores que explican la atribución correcta de la responsabilidad autonómica en la prestación de los servicios fundamentales del Estado de bienestar, esto es, la sanidad y la educación.

La estructura del artículo es la siguiente. La segunda sección revisa la literatura sobre atribución de responsabilidades. Los tres objetivos perseguidos en el trabajo se abordan, sucesivamente, en la tercera, cuarta y quinta sección. La sexta sección resume las principales conclusiones.

## REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura en el ámbito de la asignación de responsabilidades es reciente, procede fundamentalmente de la ciencia política y se ocupa, habitualmente, de dos problemas relacionados: la atribución de responsabilidades a los diferentes niveles de gobierno y la emisión del voto económico. Rudolph (2003a, 2003b) investiga, para los Estados Unidos, en qué medida los juicios individuales de responsabilidad están determinados por factores individuales e institucionales y cómo, a su vez, tales juicios influyen en las evaluaciones políticas. Con datos del mismo país, Arceneaux (2006) concluye que los ciudadanos son capaces de identificar lo que hace cada nivel de gobierno y a quién atribuir responsabilidades por las políticas públicas. Sin embargo, esas distinciones solo afectan a sus decisiones de voto cuando se dirimen

materias fácilmente accesibles a los individuos y cuando el nivel de gobierno percibido como funcionalmente responsable coincide con el que lo es efectivamente. Por su parte, las contribuciones incluidas en Maestas (ed.) (2008) analizan la atribución de culpas al gobierno a consecuencia del huracán Katrina.

Basándose en la experiencia canadiense, Cutler (2004, 2008) concluye que la atribución de responsabilidad es una condición necesaria para la emisión del voto y que el federalismo y la adopción de políticas a varios niveles puede reducir la capacidad de los votantes para asegurar la responsabilidad de sus gobiernos.

Anderson (2006) también considera el efecto de la gobernanza multinivel en el voto económico. Sus resultados para 16 democracias industriales avanzadas muestran que el voto económico es más débil en los países donde la gobernanza multinivel es más patente. Anderson (2009) encuentra evidencia de que la introducción en 1993 de una constitución federal en Bélgica pudo debilitar el efecto de las condiciones económicas sobre el apoyo al gobierno central.

Rudolph (2006), para el caso estadounidense, y Marsh y Tilley (2010), para los casos británico e irlandés, ponen de manifiesto la existencia de un sesgo partidista a la hora de atribuir responsabilidades y evaluar las políticas públicas. Como afirman Marsh y Tilley (2010), los ciudadanos nunca responsabilizan a «su» partido de las malas políticas, ni atribuyen al partido «contrario» las buenas. Tilley y Hobolt (2011) encuentran evidencia experimental de la existencia de ese sesgo.

Más recientemente, Hobolt y Tilley (2014) han extendido esta línea de investigación para identificar qué factores individuales y de contexto influyen en la atribución por los individuos de responsabilidades en la Unión Europea.

La literatura de nuestro país se ha ocupado ya, utilizando fuentes de diversa procedencia, del primer y tercer problemas pero,

en lo que se nos alcanza, no lo ha hecho todavía del segundo. La principal aportación del presente trabajo es que aborda los tres objetivos señalados, y lo hace a partir de una única base de datos que, además, es más reciente que las empleadas en las investigaciones anteriores y permite evaluar el impacto de la crisis económica sobre las percepciones de los ciudadanos: el Barómetro 2829 del CIS, de enero-marzo de 2010. A cambio, debe quedar fuera de este estudio la investigación sobre la atribución de responsabilidades en materia impositiva, que no se considera en el Barómetro.

Con datos de Galicia para 1998 y 2006 (procedentes del CIS y de la Escola Galega de Administración Pública, respectivamente), León-Alfonso y Ferrín (2007) concluyen que los ciudadanos mejoran su conocimiento de la titularidad de las competencias públicas a lo largo del tiempo y que este aprendizaje es selectivo, pues afecta especialmente a los individuos más interesados por la política autonómica y con un nivel de formación más alto. Con datos del CIS de 1998, León-Alfonso (2010) obtiene evidencia de que la atribución de responsabilidades es más clara en las CC.AA. con un elevado o reducido nivel de descentralización de ingresos y gastos (respectivamente, las comunidades forales y las de nivel bajo de competencias), y es menos clara en las CC.AA. con elevada descentralización de gastos, pero baja de ingresos (comunidades de nivel alto). La explicación de la autora es que para niveles elevados o reducidos de descentralización, siempre hay un nivel de gobierno que predomina claramente sobre el otro, lo que facilita la atribución de responsabilidades. Para niveles intermedios de descentralización, la asignación de competencias está más entrelazada, y al ciudadano le cuesta más identificar las responsabilidades de cada nivel de gobierno.

En López-Laborda y Rodrigo (2014) llevamos a cabo una primera aproximación al problema de la atribución de responsabilidades en los impuestos y servicios regionales. Utili-

zando la base de datos de la encuesta de «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles» del Instituto de Estudios Fiscales de los años 2005, 2007 y 2010, y mediante modelos del tipo probit y logit, en ese trabajo se estiman los factores que explican, primero, la identificación correcta o incorrecta por parte de los ciudadanos de las administraciones que prestan los servicios de educación y sanidad y que perciben ingresos del IRPF y el IVA; y segundo, la preferencia de los ciudadanos por la provisión centralizada de esos servicios y por la percepción estatal de los citados tributos. De los resultados obtenidos se desprende que quienes mejor identifican los servicios e impuestos regionales son los ciudadanos más educados, vecinos de municipios más grandes, residentes en CC.AA. donde la descentralización es más vigorosa (forales y de nivel inicial alto de competencias) y, para la identificación de los servicios, los más preocupados por lo público.

En López-Laborda y Rodrigo (2012) contrastamos la hipótesis de que la preferencia de los ciudadanos por la fórmula autonómica está afectada positivamente por el reconocimiento por aquellos de la existencia de ganancias de eficiencia derivadas de la descentralización. Con esa finalidad, se estima un modelo probit ordenado, para la base de datos constituida por el Barómetro 2610 del Centro de Investigaciones Sociológicas, de diciembre de 2005. Las estimaciones realizadas sostienen la hipótesis planteada. Si los individuos opinan que el Estado autonómico ha contribuido a acercar la gestión de los asuntos públicos a los ciudadanos y que no ha aumentado el gasto público, también son más partidarios de la fórmula descentralizadora. En cambio, la valoración negativa de las políticas autonómicas propias en materia de infraestructuras y de sanidad refuerza la probabilidad de manifestar una preferencia por una mayor descentralización. Nuestra interpretación de estos signos inesperados es que los encuestados pueden estar vinculando la actuación deficiente en estos ámbi-

tos con una descentralización insuficiente de los servicios afectados.

## GANANCIAS DE EFICIENCIA Y PREFERENCIA POR LA DESCENTRALIZACIÓN

Nuestro primer objetivo consiste en contrastar la hipótesis de que la preferencia de los ciudadanos por la descentralización está directamente condicionada por el reconocimiento por aquellos de la existencia de ganancias de eficiencia derivadas de la misma.

A tal fin, estimaremos el siguiente modelo logit ordenado, para la base de datos constituida por el Barómetro 2829 del CIS, de enero-marzo de 2010, integrado por 10.409 entrevistas:

$$ORG_i = X_i\beta + Z_i\gamma + u_i \quad (1)$$

donde  $X_i$  son las variables de interés y  $Z_i$ , las variables de control. Con la finalidad de que los resultados obtenidos resulten comparables con los alcanzados para el Barómetro de 2005 en López-Laborda y Rodrigo (2012), trataremos de mantener las variables empleadas en aquel trabajo anterior. La tabla 1 relaciona las variables utilizadas en el modelo y muestra sus estadísticos descriptivos.

La variable dependiente es *ORG*. Presenta cuatro valores distintos:

- valor 1, si el encuestado prefiere la existencia de un Estado con un único gobierno central sin autonomías o un Estado en el que las CC.AA. tengan menor autonomía que la actual.
- valor 2, si el individuo prefiere la existencia de un Estado con CC.AA. como en la actualidad,
- valor 3, si el individuo prefiere un Estado en el que las CC.AA. tengan mayor autonomía que en la actualidad, y

- valor 4, si el individuo prefiere un Estado en que se reconociese a las CC.AA. la posibilidad de convertirse en naciones independientes.

Como se aprecia en la tabla 1, el valor medio de esta variable es 2,03, es decir, que los encuestados se inclinan por el mantenimiento del statu quo en el reparto de competencias entre el Estado y las CC.AA. En 2005, la media era 2,37, lo que reflejaba una ligera preferencia por una mayor descentralización.

Las variables de interés reflejan la valoración que realizan los ciudadanos de la gestión llevada a cabo por sus respectivas CC.AA. Son variables *proxy* de la percepción por los individuos de las ganancias o pérdidas de eficiencia asignativa y productiva derivadas de la descentralización. Hemos seleccionado las variables siguientes:

*CERC*: toma el valor 1 si el encuestado señala que el aspecto destacable de mayor importancia respecto de las CC.AA. españolas es la posibilidad que ofrecen de administrar los asuntos de forma más cercana a los ciudadanos, y 0 en caso contrario. El signo esperado es positivo.

*DIST*: toma el valor 1 si el encuestado está de acuerdo con que las CC.AA. deban poder ofrecer a sus ciudadanos servicios y prestaciones diferentes en cada una de ellas, y 0 en caso contrario. En consecuencia, esperamos un signo positivo para esta variable.

*EFIC*: toma el valor 1 si, para el encuestado, el Gobierno de su región ha demostrado eficacia, y 0 en caso contrario. Nuevamente, el signo esperado es positivo<sup>3</sup>.

*EDUC, INFR, SANID*: grupo de variables que valora la política que el gobierno de la comu-

<sup>3</sup> Las variables *DIST* y *EFIC* no figuraban en el Barómetro de 2005. A cambio, ha sido imposible construir la variable *GASTO* (que recogía la opinión acerca de la contribución del desarrollo del Estado de las autonomías al aumento del gasto público, sin mejorar los servicios públicos), al no mantener el Barómetro de 2010 la pregunta correspondiente.

**TABLA 1.** Estadísticos descriptivos básicos de las variables utilizadas en la especificación del modelo de preferencias por la descentralización

VARIABLE	ORG	SITPOL	DIST	CERC	EFIC	EDUC	INFR	SANID	SENT	IDEOL	COMP	PESTATAL	PREGIONAL	MUJER	EDAD	TRABAJ	SPUBLICO	SUP	ATRIBSAN	ATRIBEDU	ATRIB SANE DU
Media	2,07	3,87	0,26	0,52	0,32	3,04	2,81	2,93	2,95	4,51	0,63	0,64	0,08	0,47	45,42	0,49	0,17	0,21	0,53	0,48	0,39
Mediana	2	4	0	1	0	3	3	3	3	5	1	1	0	0	43	0	0	0	1	0	0
Valor máx.	4	5	1	1	1	5	5	5	5	10	1	1	1	1	93	1	1	1	1	1	1
Valor mín.	1	1	0	0	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	18	0	0	0	0	0	0
Desviación típica	0,87	0,89	0,44	0,50	0,47	0,93	0,89	0,90	0,94	1,99	0,48	0,48	0,27	0,50	16,57	0,50	0,37	0,41	0,50	0,50	0,49
Coefficiente de asimetría	0,55	-0,24	1,07	-0,09	0,78	0,35	0,42	0,46	-0,29	0,08	-0,53	-0,60	3,18	0,13	0,41	0,05	1,80	1,41	-0,12	0,08	0,47
Coefficiente de curtosis	2,66	2,21	2,15	1,01	1,61	2,42	2,75	2,54	3,40	3,28	1,28	1,36	11,12	1,02	2,32	1,00	4,26	2,98	1,01	1,01	1,22

nidad autónoma de residencia ha seguido, respectivamente, en materia de educación, infraestructuras y sanidad. El valor 1 se otorga si se opina que la política ha sido «muy buena» y el de 5 si se considera «muy mala». Atribuimos un signo negativo a estas variables.

Como variables de control, se utilizan las siguientes:

*SENT*: recoge el sentimiento de identificación del individuo. Toma el valor 1 si el encuestado se siente únicamente español y 5, si se siente únicamente andaluz, aragonés, etc. Esperamos que esta variable tenga un signo positivo: cuanto mayor sea el sentimiento autonomista del individuo, mayor tendrá que ser su preferencia por un modelo descentralizado.

*PESTATAL*: toma el valor 1 si el entrevistado votó en las últimas elecciones generales (marzo de 2008) a un partido de ámbito nacional, y 0 en caso contrario. Asignamos un signo negativo a esta variable.

*PREGIONAL*: toma el valor 1 si el entrevistado votó en las últimas elecciones generales a un partido nacionalista o regionalista, y 0 en caso contrario. El signo esperado es positivo<sup>4</sup>.

*IDEOL*: recoge la situación en la que se situaría el encuestado dentro de la tradicional escala política de izquierda-derecha. El valor a consignar va del 1 (izquierda) al 10 (derecha). Asignamos a esta variable un signo negativo, reflejo de una mayor preferencia por un Estado centralista por parte del partido de derechas mayoritario en España.

<sup>4</sup> El análisis estadístico de los datos muestra que la correlación entre *PESTATAL* y *PREGIONAL* toma un valor de  $-0,3875$ . La pregunta dirigida a conocer el voto en las últimas elecciones generales permite no solo elegir entre los diferentes partidos nacionales o nacionalistas/regionalistas, sino también otras opciones como la abstención, el voto en blanco, la minoría de edad del encuestado, etc.

*COMP*: recoge si el encuestado es residente (valor 1) o no (valor 0) en alguna de las CC.AA. que alcanzaron un elevado nivel competencial con mayor antelación. Pensamos que en estas comunidades hay una mayor demanda de descentralización que en el resto, por lo que esperamos un signo positivo.

*SITPOL*: recoge la respuesta acerca de la opinión que merece a los ciudadanos la situación política del país<sup>5</sup>. El valor de 1 se corresponde con una opinión «muy buena» y el de 5 con una opinión «muy mala». Creemos que quienes piensen que la situación política del país no es buena tampoco valorarán positivamente el actual modelo de organización territorial del Estado y preferirán un Estado más centralizado. Atribuimos, por tanto, un signo negativo a esta variable.

*MUJER*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado sea mujer, y 0 en caso contrario. El signo de esta variable es indeterminado.

*EDAD*, *EDAD*<sup>2</sup>: refleja la edad declarada por el encuestado. Como quiera que se espera que el efecto siga el perfil de una U invertida, asignamos a esta variable un signo positivo, pero a su cuadrado, un signo negativo, lo que nos indicaría que la descentralización encontrará un apoyo mayor entre los individuos relativamente más jóvenes, ya que cuanto más avanzada es la edad menos se ha vivido en el actual modelo autonómico y, seguramente, resulta más difícil encajar en él y aceptarlo.

*TRABAJ*: toma el valor 1 en el caso de que el individuo se encontrara trabajando de forma remunerada, y 0 en caso contrario. El signo de esta variable es indeterminado.

*SPUBLICO*: toma el valor 1 en el caso de que el individuo trabaje para el sector público, y 0 en caso contrario. El signo de esta variable

<sup>5</sup> La opinión de los ciudadanos sobre la situación económica está altamente correlacionada con su opinión sobre la situación política.

es positivo, ya que el Estado autonómico multiplica las posibilidades de encontrar un trabajo en el sector público.

*SUP*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado declare que los estudios oficiales cursados de más alto nivel sean de carácter universitario, y 0 en caso contrario.

Esperamos que esta variable adopte un signo positivo.

La columna 1 de la tabla 2 recoge los resultados de la estimación de la ecuación (1). No se han detectado problemas de endogeneidad ni de multicolinealidad. Las columnas

**TABLA 2.** Resultados de la estimación del modelo de preferencias por la descentralización

	Valor del coeficiente (1)	$\delta P(ORG = 1) / \delta X_k$ (2)	$\delta P(ORG = 2) / \delta X_k$ (3)	$\delta P(ORG = 3) / \delta X_k$ (4)	$\delta P(ORG = 4) / \delta X_k$ (5)
<i>SITPOL</i>	-0,05*	0,01	0,0002	-0,01	-0,002
<i>DIST</i>	0,83***	-0,13	-0,03	0,12	0,04
<i>CERC</i>	0,06				
<i>EFIC</i>	0,07				
<i>EDUC</i>	-0,17***	0,03	0,0005	-0,02	-0,007
<i>INFR</i>	-0,02				
<i>SANID</i>	0,05				
<i>SENT</i>	0,66***	-0,12	-0,002	0,09	0,03
<i>IDEOLOG</i>	-0,19***	0,03	0,0006	-0,03	-0,01
<i>COMP</i>	0,46***	-0,08	0,004	0,06	0,02
<i>PESTATAL</i>	-0,20***	0,03	0,002	-0,03	-0,01
<i>PREREGIONAL</i>	1,06***	-0,14	-0,09	0,16	0,07
<i>MUJER</i>	0,07				
<i>EDAD</i>	-0,01				
<i>EDAD</i> <sup>2</sup>	0,00007				
<i>TRABAJ</i>	0,17***	-0,03	-0,001	0,02	0,01
<i>SPUBLICO</i>	-0,13*	0,02	-0,001	-0,02	-0,01
<i>SUP</i>	-0,15**	0,03	-0,001	-0,02	-0,01
Valores de los umbrales $c_1 = -0,63$ *** $c_2 = 1,82$ *** $c_3 = 3,72$ ***		Logaritmo de la función de verosimilitud = -7.453,1251		$R^2$ de McFadden = 0,13	Nº de observaciones = 6.996

\*\*\* Coeficiente significativo al 1%, \*\* 5%, \* 10%.

2 a 5 contienen los efectos marginales de cada variable explicativa sobre la probabilidad de que la variable dependiente alcance cada uno de los cuatro valores que tiene atribuidos.

Con las salvedades que se señalarán, los resultados alcanzados con el Barómetro de 2010 no se alejan sustancialmente de los obtenidos con el Barómetro de 2005 en López Laborda y Rodrigo (2012). Entre las variables de interés, la probabilidad de que el individuo prefiera las fórmulas descentralizadas aumenta si este cree que las CC.AA. se caracterizan por poder ofrecer a los ciudadanos servicios y prestaciones diferenciados (*DIST*). Las variables que reflejan la eficacia de los gobiernos regionales (*EFIC*) y su cercanía a los ciudadanos (*CERC*) no resultan significativas. Como sucede con la estimación llevada a cabo en 2005, la política seguida por la región en materia de sanidad (*SANID*) solo afecta significativamente a las preferencias de los ciudadanos cuando se tiene en cuenta (como se hará más adelante) la estructura jerárquica de los datos. Sin embargo, y a diferencia de la estimación realizada para 2005, la opción por la descentralización se reduce de manera muy significativa a medida que los individuos están más descontentos con la política educativa regional (*EDUC*).

Con respecto a las variables de control, los individuos que realizan un trabajo remunerado, expresan un sentido de pertenencia preferentemente regional, residen en una comunidad de nivel competencial alto o votaron en las últimas elecciones generales a un partido nacionalista o regionalista, es más probable que prefieran una mayor descentralización.

Por contra, la probabilidad disminuye si el ciudadano opina que la situación política del país es muy mala, si se sitúa más a la derecha en la escala política, si votó en las últimas elecciones generales a un partido de ámbito nacional, si trabaja para el sector pú-

blico y si tiene estudios superiores. Estas dos últimas variables (*SPUBLICO* y *SUP*) son las únicas que presentan un signo contrario al esperado. La edad y el género no parecen afectar a las preferencias por la descentralización.

Dada la estructura jerárquica de los datos, vamos a completar el análisis anterior con la especificación y estimación de un modelo multinivel que nos permita cuantificar, en el caso de que resulten significativos, posibles efectos regionales, adicionales a los individuales. Es decir, se trata de identificar diferencias en las preferencias no controladas previamente por el resto de variables explicativas, determinando qué parte de esta variabilidad no explicada es imputable al individuo y qué porcentaje es imputable a su región de residencia.

La forma de introducir la citada estructura en nuestro ejercicio es la siguiente:

$$ORG_{ij} = X_{ij}\beta + Z_{ij}\gamma + u_{ij} + \eta_j \quad (2)$$

donde ahora el subíndice  $i$  denota al individuo y el  $j$  a su comunidad de residencia, y donde introducimos dos términos de error: uno para el nivel individual ( $u_{ij}$ , con media 0 y varianza  $\sigma_u^2$ ), y otro para el nivel regional ( $\eta_j$ , con media 0 y varianza  $\sigma_\eta^2$ ).

Tras confirmar la utilidad de la consideración de la estructura jerárquica de nuestros datos<sup>6</sup>, estimamos de forma definitiva la ecua-

<sup>6</sup> Para ello, basta con especificar y estimar el «modelo vacío», es decir, la expresión (2), pero sin variables explicativas, y determinar de esta forma el valor de  $\sigma_\eta^2$ . Este valor nos permite a su vez hallar  $\rho$ , o correlación intragrupo, que nos va a indicar el porcentaje de la variabilidad no explicada de la endógena que es imputable a la heterogeneidad existente entre CC.AA.

En el caso concreto de estimar un logit ordenado, según Rabe-Hesketh y Skrondal (2006), esta correlación es igual a  $\rho = \frac{\sigma_u^2}{(\pi^2/3 + \sigma_u^2)}$ . Lógicamente, si  $\rho \equiv 0$ , el ejercicio planteado pierde justificación.

Para nuestros datos, la estimación de  $\sigma_\eta^2$  se iguala a 0,6174, en consecuencia,  $\rho$  es igual a 0,1580, por lo que

**TABLA 3.** Probabilidad predicha de la variable *ORG* teniendo en cuenta la opinión (favorable o no) acerca de la posibilidad de que las CC.AA. ofrezcan servicios y prestaciones regionales diferenciados\*

	<i>ORG</i> =1	<i>ORG</i> =2	<i>ORG</i> =3	<i>ORG</i> =4
<i>DIST</i> = 0	0,2845	0,5361	0,1480	0,0314
<i>DIST</i> = 1	0,1477	0,5182	0,2648	0,0693

\* El resto de variables explicativas toma valores medios (si la variable es continua) o modales (si es discreta).

ción (2) para dos modelos diferentes: el modelo 1, de constante aleatoria, y el modelo 2, de constante y coeficiente aleatorios. Este último modelo introduce un efecto aleatorio en el coeficiente de la variable *DIST*, permitiendo de esta forma que esta variable pueda tener un efecto distinto sobre la variable latente en función de la comunidad de residencia. Hemos elegido esta variable porque la elevada significatividad y magnitud de su coeficiente estimado, según muestra la tabla 2, recomiendan profundizar en su poder explicativo de las preferencias por la descentralización. Como refleja la tabla 3, la opinión favorable a la existencia de diferencias en la provisión de servicios regionales prácticamente duplica la probabilidad de que los ciudadanos se inclinen por las dos opciones más descentralizadas de organización del Estado.

Si se postula, por ejemplo, que el coeficiente  $\beta_k$  asociado a *DIST* pueda variar aleatoriamente entre CC.AA., entonces:  $\beta_k = \beta_0 + v_j$ . Es decir, el citado coeficiente incorpora un componente fijo (común a todas las comunidades) y otro variable (particular de la comunidad  $j$ ), lo que, a su vez, provoca que la parte aleatoria de los nuevos modelos quede integrada por  $u_{ij} + \tau_j + v_j X_{kij}$ .

En definitiva, nuestra intención con estas estimaciones es la de intentar captar si la heterogeneidad no observable a nivel regional puede venir explicada en parte por opiniones específicas regionales sobre la posibilidad

de ofrecer servicios diferenciados en cada comunidad autónoma.

Los resultados de estas estimaciones se muestran en la tabla 4. Teniendo en cuenta los valores de la función de verosimilitud, la capacidad explicativa de los dos modelos multinivel es mayor que la del modelo estimado sin atender a la estructura jerárquica de los datos. Con el mismo criterio, en la tabla 4 se comprueba que la introducción de un coeficiente aleatorio en la variable *DIST* mejora la capacidad explicativa del modelo 1 de constante aleatoria.

Las principales diferencias entre las tablas 2 y 4 son, primera, que la opinión sobre la situación política deja de ser significativa; segunda, que la variable *EFIC* resulta ahora significativa y con el signo positivo esperado; y tercera, que la variable *SANID* también resulta significativa, aunque con el signo contrario al esperado. Una valoración negativa de la política sanitaria regional parece favorecer las preferencias por la descentralización. En la sección siguiente intentaremos explicar este resultado inesperado.

En conjunto, los resultados obtenidos con los modelos multinivel apoyan nuestra hipótesis de que la percepción por los ciudadanos de las ganancias de eficiencia de la descentralización influyen significativamente en sus preferencias por los gobiernos descentralizados.

En la tabla 5 mostramos las medias de los efectos aleatorios estimados con los modelos multinivel 1 y 2 y para cada una de las diecisiete comunidades y las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Como en el Baró-

cabe esperar cuantificar efectos regionales diferenciados que enriquezcan los resultados conseguidos anteriormente.



**TABLA 4.** Resultados de la estimación del modelo de preferencias por la descentralización con una estructura multinivel

	Modelo 1: constante aleatoria		Modelo 2: constante y coeficiente aleatorios ( <i>DIST</i> )	
SITPOL		-0,08		-0,08
DIST		0,76***		0,73***
CERC		0,07		0,08
EFIC		0,10*		0,10**
EDUC		-0,15***		-0,15***
INFR		-0,01		-0,01
SANID		0,08***		0,07***
SENT		0,65***		0,64***
IDEOL		-0,17***		-0,17***
COMP		0,51***		0,49***
PESTATAL		-0,12**		-0,12**
PREGIONAL		0,81***		0,80***
MUJER		0,06		0,06
EDAD		-0,01		-0,01
EDAD <sup>2</sup>		0,0006		0,0001
TRABAJ		0,14**		0,14**
SPUBLICO		-0,09**		-0,09**
SUP		-0,17**		-0,19**
Valores de los umbrales	$c_1 = -0,55$	$c_2 = 1,96^{**}$ $c_3 = 3,98^{***}$	$c_1 = -0,63$	$c_2 = 1,88^{**}$ $c_3 = 3,92^{***}$
Varianzas y covarianzas del efecto aleatorio y correlación entre ellos		$\hat{\sigma}_\eta^2 = 0,1804$ $\hat{\sigma}_\nu^2 = 0,0432$		$\hat{\sigma}_\eta^2 = 0,1569$ $\hat{\sigma}_{\sigma_\eta^2} = 0,0427$ $\hat{\sigma}_\nu^2 = 0,0648$ $\hat{\sigma}_{\sigma_\nu^2} = 0,0326$ $corr(\eta_\eta, \nu) = 0,4734$
Logaritmo de la función de verosimilitud		-7.302,3188		-7.294,63

\*\*\* Coeficiente significativo al 1%, \*\* 5%, \* 10%.

TABLA 5. Valores estimados de los efectos regionales

	Modelo 1: constante aleatoria	Modelo 2: constante y coeficiente aleatorios ( <i>DIST</i> )	
	$\eta_j$	$\eta_j$	$\nu_j$
Andalucía	-0,23	-0,22	-0,07
Aragón	-0,55	-0,55	-0,006
Asturias	-0,30	-0,32	0,03
Baleares	0,44	0,44	-0,07
Canarias	-0,27	-0,15	-0,33
Cantabria	-0,002	-0,03	0,06
Castilla-La Mancha	0,07	0,04	-0,03
Castilla y León	-0,19	-0,22	0,04
Cataluña	0,73	0,57	0,41
Comunidad Valenciana	-0,30	-0,31	0,001
Extremadura	0,33	0,31	-0,23
Galicia	-0,69	-0,60	-0,27
Madrid	-0,005	-0,03	-0,05
Murcia	0,25	0,23	-0,10
Navarra	-0,06	0,006	-0,23
País Vasco	0,62	0,58	0,16
Rioja	0,21	0,18	0,04
Ceuta	0,23	0,17	0,20
Melilla	0,68	0,57	0,42

metro de 2005, los efectos regionales positivos más elevados se encuentran en el País Vasco, Cataluña y Baleares (además de Melilla), acentuando la preferencia hacia una mayor descentralización entre sus residentes. Los efectos regionales negativos más elevados se hallan en Galicia —como en 2005—, Aragón, Asturias y C. Valenciana. Resulta llamativo que, en estas dos últimas comunidades, el signo de su efecto regional ha cambiado de 2005 a 2010. En diez CC. AA. (nueve en 2005) el efecto regional favorece un modelo de organización territorial más centralizado. Los mayores efectos regionales vinculados a la variable *DIST* se encuentran, con signo positivo, en Cataluña y Melilla, y negativo, en Canarias y Galicia.

## ATRIBUCIÓN DE RESPONSABILIDADES Y PERCEPCIÓN DE LAS GANANCIAS DE EFICIENCIA DE LA DESCENTRALIZACIÓN

Como diversas encuestas de opinión muestran reiteradamente, la mayor parte de los ciudadanos no es capaz de identificar adecuadamente el nivel de gobierno responsable de la provisión de los bienes y servicios públicos<sup>7</sup>. La propia tabla 1 refleja que solo un 53% de los encuestados en el Barómetro del CIS de 2010 cree que el gobierno autonómico es el principal responsable del

<sup>7</sup> Véase, por ejemplo, Área de Sociología Tributaria (2006, 2007, 2008, 2011).

servicio sanitario, y un 48%, de la educación.

En López-Laborda y Rodrigo (2012) conjeturamos que las dificultades de los ciudadanos para atribuir responsabilidades pueden condicionar su valoración de la actuación de cada gobierno y, de ahí, su preferencia por una u otra forma de organización territorial del Estado<sup>8</sup>. En esta sección, nuestro objetivo consiste, precisamente, en contrastar empíricamente la hipótesis de que si los ciudadanos identifican adecuadamente la responsabilidad de las CC.AA., se incrementa la probabilidad de que también reconozcan las ganancias potenciales de eficiencia derivadas de la descentralización. En lo que conocemos, esta cuestión no ha sido abordada todavía por la literatura en nuestro país.

A tal fin, estimamos la siguiente ecuación mediante un modelo logit:

$$CERC_i = ATRIB_i\delta + Z_i\gamma + u_i \quad (3)$$

La variable dependiente, *CERC*, ya se ha definido en la sección anterior. Las variables de control, *Z*, son las mismas que en el modelo (1). *ATRIB* es la variable de interés, que se introduce en la especificación en tres formulaciones alternativas:

*ATRIBSAN*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado señale que el principal responsable de que las cosas vayan bien o mal en materia de sanidad es el gobierno autonómico, y 0 en caso contrario<sup>9</sup>.

*ATRIBEDU*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado señale que el principal responsable de que las cosas vayan bien o mal en materia de educación es el gobierno autonómico, y 0 en caso contrario.

*ATRIBSANEDU*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado señale que el principal res-

ponsable de que las cosas vayan bien o mal en materia de sanidad y de educación es el gobierno autonómico, y 0 en caso contrario.

Los resultados de estas estimaciones se presentan en la tabla 6. Lo más relevante es que las variables que reflejan la atribución de competencias a las CC.AA. son significativas y tienen el signo esperado. Por lo tanto, se puede afirmar que la atribución correcta de responsabilidades incrementa la probabilidad de que los ciudadanos reconozcan las ganancias potenciales de eficiencia de la descentralización. Con respecto a las variables de control, la evaluación negativa de la situación política (*SITPOL*) y, contrariamente a lo esperado, el apoyo a los partidos nacionalistas o regionalistas (*PREGIONAL*) reducen esa probabilidad. La edad (*EDAD*) primero aumenta y luego reduce la probabilidad.

Para concluir esta sección, vamos a tratar de determinar si el resultado imprevisto obtenido en la sección anterior, es decir, que una valoración negativa de la política sanitaria regional incrementa las preferencias por la descentralización, puede estar relacionado con la capacidad de los individuos de identificar que las CC.AA. son las responsables de la prestación de ese servicio.

Para ello, hemos estimado nuevamente la ecuación (1), introduciendo alternativamente las siguientes variables:

*ATRIBSAN\*BIENSAN*: esta variable se construye mediante la interacción de otras dos: *ATRIBSAN*, definida anteriormente, y *BIENSAN*, que toma el valor 1 si el individuo cree que la política de sanidad es buena o muy buena (valores 1 y 2 en la encuesta), y cero en otro caso (valores 3, 4 y 5). En definitiva, la variable interactuada representa a los ciudadanos que identifican correctamente la responsabilidad regional en el servicio de sanidad y además evalúan positivamente la política sanitaria.

<sup>8</sup> Véase también Rudolph (2003a, 2003b).

<sup>9</sup> Obsérvese que la forma de plantear la pregunta es algo ambigua.

**TABLA 6.** Resultados de la estimación del modelo explicativo de la percepción de ganancias de eficiencia de la descentralización (variable dependiente: CERC)

	Valor del coeficiente	Valor del coeficiente	Valor del coeficiente
SITPOL	-0,05*	-0,05*	-0,05*
SENT	-0,05	-0,05	-0,05
IDEOL	0,01	0,01	0,01
COMP	0,04	0,03	0,03
PESTATAL	0,09	0,09	0,09
PREGIONAL	-0,43***	-0,43***	-0,43***
MUJER	0,05	0,05	0,05
EDAD	0,03***	0,03***	0,03***
EDAD <sup>2</sup>	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***
TRABAJ	0,04	0,04	0,04
SPUBLICO	0,01	0,01	0,01
SUP	0,07	0,08	0,08
ATRIBSAN	0,20***		
ATRIBEDU		0,19***	
ATRIBSANEDU			0,16***
Logaritmo de la función de verosimilitud	-5.431,8737	-5.432,3498	-5.435,3584
Nº de observaciones	8.050		

\*\*\* Coeficiente significativo al 1%, \*\* 5%, \* 10%.

**ATRIBSAN\*MALSAN:** en este caso, **MALSAN** es una variable que toma el valor 1 si el individuo cree que la política de sanidad es mala o muy mala (valores 4 y 5 en la encuesta), y cero en otro caso (valores 1, 2 y 3). La variable interactuada representa a los ciudadanos que identifican correctamente la responsabilidad regional en el servicio de sanidad y además evalúan negativamente la política sanitaria.

Los resultados de las nuevas estimaciones se recogen en la tabla 7, y apenas difieren de los presentados en la tabla 2 con respecto al signo y significatividad de las variables. En lo que ahora nos interesa, lo más importante es que, si los individuos identifican correctamente la responsabilidad regional en el servicio de sanidad y evalúan negativamente la política desarrollada en ese

ámbito, es más probable que favorezcan la descentralización. En cambio, el hecho de que la evaluación del servicio sea positiva no afecta significativamente a las preferencias por la descentralización.

Estos resultados pueden ayudarnos a entender mejor el resultado obtenido en la sección precedente. En nuestra opinión, las demandas de mayor descentralización del servicio de sanidad están basadas en el juicio de ciudadanos informados para los que la descentralización alcanzada en ese servicio es todavía insuficiente, a la vista del juicio que les merece su prestación en la actualidad. Si relacionamos este resultado con el obtenido para el servicio educativo, podemos sugerir, como una mera conjetura, que los ciudadanos no cuestionan el grado de descentralización de este servicio.

**TABLA 7.** Resultados de la estimación del modelo de preferencias por la descentralización, teniendo en cuenta adicionalmente la opinión por la política sanitaria regional de los individuos que atribuyen correctamente la responsabilidad en esta competencia

	Valor del coeficiente	Valor del coeficiente
SITPOL	-0,05*	-0,05
DIST	0,83***	0,83***
CERC	0,06	0,06
EFIC	0,07	0,06
EDUC	-0,16**	-0,17***
INFR	-0,02	-0,01
SANID	0,06	0,01
SENT	0,66***	0,66***
IDEOL	-0,18***	-0,18***
COMP	0,46***	0,46***
PESTATAL	-0,20***	-0,20**
PREGIONAL	1,06***	1,06***
MUJER	0,07	0,08
EDAD	-0,01	-0,01
EDAD <sup>2</sup>	0,0001	0,0001
TRABAJ	0,17***	0,17**
SPUBLICO	-0,14*	-0,13*
SUP	-0,15**	-0,16**
ATRIBSAN*BIENSAN	0,08	
ATRIBSAN*MALSAN		0,18*
Valores de los umbrales	$c_1 = -0,56$ $c_2 = 1,88$ $c_3 = 3,79$	$c_1 = -0,71$ $c_2 = 1,74$ $c_3 = 3,65$
Logaritmo de la función de verosimilitud	-7.452,4844	-7.450,8123
R <sup>2</sup> de McFadden	0,1303	0,1305
Nº de observaciones	6.996	6.996

\*\*\* Coeficiente significativo al 1%, \*\* 5%, \* 10%.

## FACTORES DETERMINANTES DE LA ATRIBUCIÓN CORRECTA DE RESPONSABILIDADES AUTONÓMICAS

En esta sección retomamos el problema que abordábamos en López-Laborda y Rodrigo (2014), utilizando como base de datos el Barómetro del CIS que ya hemos empleado en las secciones anteriores. Llevaremos a cabo

estimaciones probit o logit binomiales de las siguientes especificaciones:

$$ATRIB_i = X_i\beta + u_i \quad (4)$$

La variable dependiente refleja, alternativamente, la correcta identificación por parte de los encuestados de la responsabilidad

autonómica en la prestación de los servicios públicos de sanidad (*ATRIBSAN*) y educación (*ATRIBEDU*). Por su parte, *X* designa las variables explicativas. También aquí hemos tratado de reproducir las variables empleadas en López Laborda y Rodrigo (2014), a efectos de poder comparar los respectivos resultados. Las variables independientes son las siguientes:

*FORAL*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado sea residente en una de las CC.AA. forales, y 0 en caso contrario. El elevado grado de descentralización existente en estas CC.AA. —especialmente, en la vertiente de los ingresos públicos— hace esperar que sus residentes conozcan mejor las responsabilidades regionales.

*COMP*: con la misma definición y signo esperado que los señalados en la tercera sección.

*COLOR*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado sea residente en una de las CC.AA. en cuyo gobierno regional participa, en solitario o en coalición con otros partidos, el PSOE y, por lo tanto, el color de este gobierno coincida con el del nacional en la fecha de la encuesta (enero-febrero 2010), y 0 en caso contrario. Creemos que el signo de esta variable es indeterminado. La coincidencia de color de los gobiernos regional y nacional puede favorecer tanto la visibilidad del reparto competencial entre niveles de gobierno como la confusión sobre las respectivas responsabilidades.

*COAL*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado sea residente en una de las CC.AA. en cuyo gobierno regional participe un grupo político nacionalista o regionalista, y 0 en caso contrario. Creemos que la presencia de un partido nacionalista o regionalista en el gobierno regional debe incrementar la visibilidad de las competencias regionales, por lo que atribuimos a esta variable un signo positivo.

*VOTDIF*: toma el valor 1 en caso de que el encuestado afirme que puede ser conve-

niente votar a partidos diferentes en distintos tipos de elecciones, y 0 en caso contrario. Esta variable refleja la diferenciación por parte del ciudadano de distintos ámbitos de actuación política —local, regional, nacional— por lo que cabe atribuirle un signo positivo.

*TVAUTO*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado declare preferir una cadena de televisión regional para seguir la información política, y 0 en caso contrario. Esta variable muestra el interés del individuo por la política regional; su signo esperado debe ser, entonces, positivo.

*MILIT*: toma el valor 1 en el caso de que el encuestado declare haber votado en las últimas elecciones autonómicas a un partido integrante del gobierno regional en el momento de realización de la encuesta, y 0 en caso contrario. Cabe esperar que, si el ciudadano ha votado a un partido gobernante, aquel esté más implicado en la política regional. El signo esperado de esta variable es, por tanto, nuevamente positivo.

*NIVELEDUC*: recoge el mayor nivel de estudios oficiales cursado por el encuestado. Toma valores que van del 0 (no ha ido a la escuela) al 11 (estudios de postgrado o doctorado). Creemos que un mayor nivel educativo puede venir acompañado de un mejor conocimiento de la actuación de las administraciones públicas.

*HÁBITAT*: toma un valor mínimo de 1 si el encuestado vive en una localidad con una población menor o igual a 2.000 habitantes y un valor máximo de 7 si la localidad cuenta con más de un millón de habitantes. En López Laborda y Rodrigo (2014) habíamos encontrado una mejor atribución de los servicios conforme aumentaba el tamaño poblacional del lugar de residencia, por lo que esperamos un valor positivo para esta variable explicativa.

Además de las variables anteriores, hemos incluido en la especificación (4) algunas variables utilizadas en las estimaciones rea-

lizadas en las secciones anteriores. Concretamente, *IDEOL* (con signo esperado negativo), *PREGIONAL* (positivo), *MUJER* (indeterminado), *EDAD* (positivo), *EDAD*<sup>2</sup> (negativo), *TRABAJ* (indeterminado) y *SPUBLICICO* (positivo).

La tabla 8 contiene los estadísticos descriptivos de las variables empleadas, y la tabla 9, los resultados de las estimaciones realizadas, que corresponden a un modelo probit o logit, atendiendo al criterio convencional de elección de aquel de los dos que presente el mayor valor estimado de la función de verosimilitud.

Los resultados obtenidos son, en gran medida, coherentes con los alcanzados en la literatura resumida en la sección segunda. Entre las variables institucionales, la probabilidad de identificar correctamente las responsabilidades autonómicas aumenta si el ciudadano reside en una comunidad foral (*FORAL*) o en alguna otra de nivel competencial alto (*COMP*, solo para el servicio de educación).

En contra de lo esperado, el hecho de que en el gobierno regional participe un grupo político nacionalista o regionalista (*COAL*) afecta de manera significativa y negativa a la probabilidad de identificar correctamente las competencias regionales en sanidad. Para examinar más a fondo este resultado, hemos sustituido en la estimación la variable *COAL* por otra dicotómica (*PRES*), que toma el valor 1 en el caso de que el encuestado sea residente en una comunidad autónoma donde el presidente del gobierno regional pertenezca a un grupo político nacionalista o regionalista (Canarias, Cantabria y Navarra), y 0 en caso contrario. La nueva variable es significativa para educación y sanidad, pero también presenta un signo negativo. Parece, por tanto, que la visibilidad de las competencias regionales no se ve facilitada ni por la presencia de partidos de orientación regional en el gobierno autonómico, ni por la existencia de un presidente del gobierno autonómi-

co perteneciente a un partido nacionalista-regionalista. Es más, esa presencia lo que hace es aumentar la confusión sobre el reparto de competencias entre niveles de gobierno. Aún más, cuando se emplea la variable *PRES*, la probabilidad de atribuir adecuadamente las competencias sanitarias se ve significativa y negativamente afectada por la coincidencia de los partidos de los gobiernos regional y nacional (*COLOR*). Debemos recordar que en la sección cuarta hemos obtenido otro resultado inesperado, relacionado con los que ahora estamos discutiendo: el apoyo a los partidos nacionalistas o regionalistas reduce la probabilidad de reconocer las ganancias de eficiencia de la descentralización.

En cuanto a las variables individuales, la preocupación por lo público y, en especial, por la política regional tiene alguna influencia en la identificación de las competencias autonómicas. La votación a un partido regionalista (*PREGIONAL*) y la preferencia por la televisión regional para seguir la información política (*TVAUTO*) aumentan la probabilidad de asignar correctamente los servicios (en particular, los educativos), y la ubicación en la derecha de la escala política (*IDEOL*), la reduce. No resulta significativo, en cambio, entender que puede ser conveniente votar a partidos diferentes en distintos tipos de elecciones (*VOTDIF*) o haber votado en las últimas elecciones autonómicas a un partido integrante del gobierno regional (*MILIT*). Este último resultado parece sugerir que no existe una implicación partidista de los ciudadanos.

Por último, el nivel de estudios (*NIVELE-DUC*), realizar un trabajo remunerado (*TRABAJ*), trabajar en el sector público (*SPUBLICICO*) y la edad (*EDAD* y, con el signo negativo esperado, *EDAD*<sup>2</sup>) aumentan la probabilidad de atribuir correctamente las competencias autonómicas en sanidad y educación, y ser mujer (*MUJER*) la reduce en ambos servi-

**TABLA 8.** Estadísticos descriptivos básicos de las variables utilizadas en la especificación del modelo de atribución de responsabilidades

VARIABLE	ATRIBSAN	ATRIBEDU	HABITAT	FORAL	COMP	IDEOL	MUJER	PREGIONAL	EDAD	TRABAJ	SPÚBLICO	COLOR	PRES	COAL	VOTDIF	NIVELUDC	MILIT	TVAUTO
Media	0,51	0,46	3,94	0,06	0,60	4,50	0,49	0,07	46,46	0,47	0,16	0,52	0,07	0,31	0,54	4,48	0,38	0,19
Mediana	1	0	4	0	0	5	0	0	44	0	0	1	0	0	1	3	0	0
Valor máximo	1	1	7	1	1	10	1	1	93	1	1	1	1	1	1	11	1	1
Valor mínimo	0	0	1	0	0	0	0	0	18	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Desviación típica	0,50	0,50	1,7	0,24	0,49	1,98	0,50	0,26	17,24	0,50	0,36	0,50	0,25	0,48	0,50	2,75	0,49	0,39
Coefficiente de asimetría	-0,03	0,17	0,20	3,73	0,24	0,07	0,04	3,33	0,36	0,13	1,87	-0,1	3,43	0,56	-0,17	0,67	0,48	1,59
Coefficiente de curtosis	1,00	1,03	2,13	14,9	-0,41	3,31	1,00	12,10	2,21	1,02	4,51	1,01	12,77	1,31	1,03	2,54	1,23	3,53



**TABLA 9.** Resultados de las estimaciones probit/logit del modelo de atribución de responsabilidades

	ATRIBSAN				ATRIBEDU			
	Coefficientes	$\frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X_j}$	Coefficientes	$\frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X_j}$	Coefficientes	$\frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X_j}$	Coefficientes	$\frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X_j}$
FORAL	0,59***	0,22	0,65***	0,24	0,45***	0,11	0,55***	0,14
COMP	-0,02		-0,003		0,13**	0,03	0,17***	0,04
COLOR	-0,02		-0,07**	-0,03	0,001		-0,05	
COAL	-0,07*	-0,03			0,02			
PRES			-0,25***	-0,1			-0,54***	-0,13
VOTDIF	-0,03		-0,03		-0,07		-0,07	
TVAUTO	0,07		0,06		0,23***	0,06	0,21***	0,05
MILIT	-0,02		-0,02		-0,07		-0,06	
NIVELEDUC	0,07***	0,03	0,07***	0,03	0,07***	0,02	0,07***	0,02
HÁBITAT	0,0002		-0,003		0,005		0,002	
IDEOLOG	-0,05***	-0,02	-0,05***	-0,02	-0,10***	-0,02	-0,10***	-0,02
REGIONAL	0,12*	0,05	0,11		0,34***	0,08	0,36***	0,09
MUJER	-0,06*	-0,02	-0,06*	-0,02	-0,15***	-0,04	-0,15***	-0,04
EDAD	0,02***	0,01	0,02***	0,01	0,04***	0,01	0,04***	0,01
EDAD <sup>2</sup>	-0,0002***	-0,0001	-0,0002***	-0,0001	-0,0004***	-0,0001	-0,0004***	-0,0001
TRABAJ	0,15***	0,06	0,14***	0,06	0,21***	0,05	0,20***	0,05
SPÚBLICO	0,11**	0,04	0,12**	0,05	0,15**	0,04	0,16**	0,04
CONSTANTE	-0,72***		-0,69***		-1,14***		-1,08***	
Nº de observaciones	8.647		8.647		8.647		8.647	
LR $\chi^2$	430,83		446,09		329,54		360,16	
Prob > $\chi^2$	0,00		0,00		0,00		0,00	
Log. función de verosimilitud	-5.734,9688		-5.727,3338		-5.748,3277		-5.732,0274	

\*\*\* Coeficiente significativo al 1%, \*\* 5%, \* 10%.

cios<sup>10</sup>. La variable representativa del tamaño municipal (*HÁBITAT*) no es significativa en ningún caso.

## CONCLUSIONES

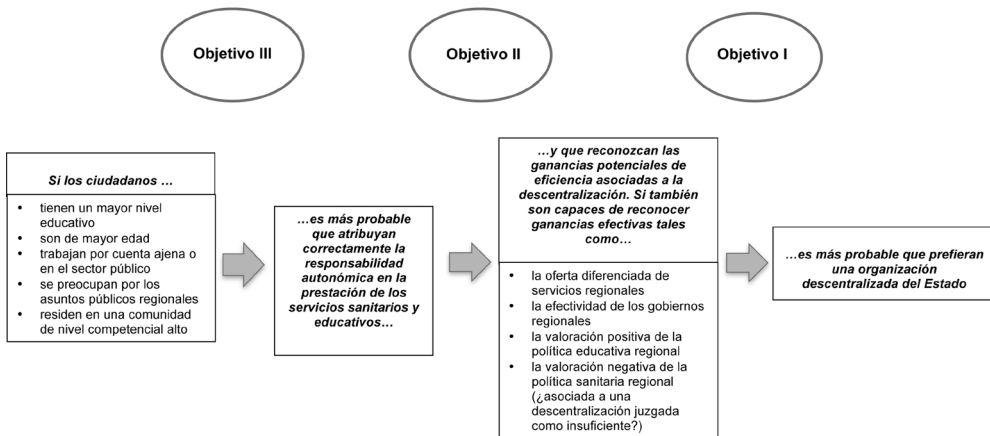
Las principales conclusiones alcanzadas en el trabajo se resumen en el gráfico 1. En primer lugar, la percepción por los ciudadanos de las ganancias de eficiencia derivadas de la descentralización influye positivamente en su preferencia por la estructura descentralizada del Estado. Si los individuos creen que las CC.AA. deben poder diferenciar la oferta de servicios y prestaciones, también favorecen

una mayor descentralización. La valoración por los ciudadanos de las políticas regionales de educación y sanidad también afecta a su preferencia por la descentralización.

En segundo lugar, la atribución correcta por los encuestados de responsabilidades en materia de educación y sanidad aumenta la probabilidad de que aquellos también perciban las ganancias potenciales de eficiencia asociadas a la descentralización.

Y, en tercer lugar, los ciudadanos que mejor identifican la responsabilidad regional en la prestación de los servicios sanitarios y educativos son los ciudadanos más educados, de más edad (hasta un límite), que rea-

**GRÁFICO 1.** *Relación existente entre los distintos objetivos y variables del trabajo*



<sup>10</sup> Se trata de un resultado ciertamente contraintuitivo, porque las mujeres, en su papel de madres, se relacionan más, en general, con esos servicios que los hombres. Para tratar de esclarecer algo más este resultado se ha llevado a cabo una estimación adicional en la que se han añadido interacciones de la variable *MUJER* con otras, como *SUP* y *TAMAÑO*, que toma el valor uno en el caso de que el encuestado viva en un municipio grande (hemos fijado este tamaño en una población de 50.000 habitantes o más), y cero en otro caso. Estas variables interactuadas no resultan significativas en ningún caso, por lo que se puede inferir que la probabilidad de asignar correctamente las competencias de educación y sanidad no es mayor para las mujeres con niveles educativos superiores o residentes en municipios grandes.

lizan un trabajo remunerado o en el sector público, preocupados por la política regional y residentes en las CC.AA. de régimen foral o en las demás convencionalmente denominadas de nivel alto de competencias.

En la actualidad, la organización territorial del Estado está fuertemente cuestionada en España ya que, en buena medida, se hace responsable a las CC.AA. de la crisis y de sus consecuencias sobre el bienestar de los individuos. Este trabajo proporciona algunos instrumentos para que los ciudadanos sean

capaces de identificar adecuadamente la responsabilidad regional en la provisión de ciertos servicios y, por tanto, para que puedan percibir las ganancias de eficiencia de la descentralización y favorezcan la estructura autonómica del Estado.

De cara al futuro, sería interesante reproducir esta investigación con datos más recientes e incorporando otros países federales con los que España se compara habitualmente.

## BIBLIOGRAFÍA

- Ahmad, Ehtisham y Brosio, Giorgio (eds.) (2009). *Does Decentralization Enhance Service Delivery and Poverty Reduction?* Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Anderson, Cameron D. (2006). «Economic Voting and Multilevel Governance: A Comparative Individual-Level Analysis». *American Journal of Political Science*, 50(2): 449-463.
- Anderson, Cameron D. (2009). «Institutional Change, Economic Conditions and Confidence in Government: Evidence from Belgium». *Acta Politica*, 44(1): 28-49.
- Arceneaux, Kevin (2006). «The Federal Face of Voting: Are Elected Officials Held Accountable for the Functions Relevant to their Office». *Political Psychology*, 27(5): 731-754.
- Área de Sociología Tributaria (2006). «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2005». *Documentos*, 10/06. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Área de Sociología Tributaria (2007). «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2006». *Documentos*, 21/07. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Área de Sociología Tributaria (2008). «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2007». *Documentos*, 15/08. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Área de Sociología Tributaria (2011). «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2010». *Documentos*, 09/11. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Blöchliger, Hansjörg (2013). «Decentralisation and Economic Growth - Part 1: How Fiscal Federalism Affects Long-Term Development». *OECD Working Papers on Fiscal Federalism*, 14. Paris: OECD.
- Blöchliger, Hansjörg y Égert, Balász (2013). «Decentralisation and Economic Growth - Part 2: The Impact on Economic Activity, Productivity and Investment». *OECD Working Papers on Fiscal Federalism*, 15. Paris: OECD.
- Cutler, Fred (2004). «Government Responsibility and Electoral Accountability in Federations». *Publius. The Journal of Federalism*, 34(2): 19-38.
- Cutler, Fred (2008). «Whodunnit?: Voters and Responsibility in Canadian Federalism». *Canadian Journal of Political Science*, 41(3): 627-654.
- Fredriksen, Kaja (2013). «Decentralisation and Economic Growth - Part 3: Decentralisation, Infrastructure Investment and Educational Performance». *OECD Working Papers on Fiscal Federalism*, 16. Paris: OECD.
- Hobolt, Sara B. y Tilley, James (2014). «Who's in Charge? Voter Attribution of Responsibility in the European Union». *Comparative Political Studies*, 47(6): 795-819.
- León-Alfonso, Sandra (2010). «Who is Responsible for What? Clarity of Responsibilities in Multilevel States: The Case of Spain». *European Journal of Political Research*, 50: 80-109.
- León-Alfonso, Sandra y Ferrín, Mónica (2007). «La atribución de responsabilidades sobre las políticas públicas en un sistema de gobierno multinivel». *Administración & Cidadanía, Revista da Escola Galega de Administración Pública*, 2 (1): 49-75.
- Lockwood, Ben (2009). «Political Economy Approaches to Fiscal Decentralization». En: Ahmad, E. y Brosio, G. (eds.). *Does Decentralization Enhance Service Delivery and Poverty Reduction?* Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- López-Laborda, Julio (2011). «Beneficios y costes del Estado autonómico». *Cuadernos Manuel Giménez Abad*, 1: 34-42.
- López-Laborda, Julio; Martínez-Vázquez, Jorge y Monasterio, Carlos (2007). «Kingdom of Spain». En: Shah, A. (ed.). *The Practice of Fiscal Federalism: Comparative Perspectives*. Montreal / Kingston: McGill-Queen's University Press.
- López-Laborda, Julio y Monasterio, Carlos (2007). «Regional Governments: Vertical Imbalances and Revenue Assignments». En: Martínez-Vázquez, J. y Sanz Sanz, J. F. (eds.). *Fiscal Reform in Spain. Accomplishments and Challenges*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.

- López-Laborda, Julio y Rodrigo, Fernando (2012). «¿Por qué los españoles son (moderadamente) autonomistas?: ganancias regionales de eficiencia y preferencia por la autonomía». *Ekonómia*, 81: 62-81.
- López-Laborda, Julio y Rodrigo, Fernando (2014). «Los ciudadanos ante las haciendas regionales: quién es y quién debería ser responsable de servicios e impuestos». *Revista de Economía Aplicada*, 66: 5-33.
- Maestas, Cherie D. (ed.) (2008). «Attribution of Governmental Blame in Time of Disaster». *Publius. The Journal of Federalism*, 38(4): 609-738.
- Marsh, Michael y Tilley, James (2010). «The Attribution of Credit and Blame to Governments and Its Impact on Vote Choice». *British Journal of Political Science*, 40(1): 115-134.
- Oates, Wallace E. (1972). *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Oates, Wallace E. (2005). «Toward a Second-Generation Theory of Fiscal Federalism». *International Tax and Public Finance*, 12: 349-373.
- Rabe-Hesketh, Sophia y Skrondal, Anders (2008). *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, 2ª ed. College Station, Texas: Stata Press Books.
- Rudolph, Thomas J. (2003a). «Institutional Context and the Assignment of Political Responsibility». *Journal of Politics*, 65: 190-215.
- Rudolph, Thomas J. (2003b). «Who's Responsible for the Economy? The Formation and Consequences of Responsibility Attributions». *American Journal of Political Science*, 47(4): 698-713.
- Rudolph, Thomas J. (2006). «Triangulating Political Responsibility: The Motivated Formation of Responsibility Judgements». *Political Psychology*, 27(1): 99-122.
- Tilley, James y Hobolt, Sara B. (2011). «Is the Government to Blame? An Experimental Test of How Partisanship Shapes Perceptions of Performance and Responsibility». *The Journal of Politics*, 73(2): 316-330.
- Weingast, Barry R. (2009). «Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives». *Journal of Urban Economics*, 65: 279-293.
- Zabalza, Antoni y López-Laborda, Julio (2011). «The New Spanish System of Intergovernmental Transfers». *International Tax and Public Finance*, 18: 750-786.

**RECEPCIÓN:** 25/06/2014

**REVISIÓN:** 30/01/2015

**APROBACIÓN:** 11/05/2015

---

## AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen la financiación recibida del Ministerio de Economía y Competitividad (proyecto ECO2012-37572) y del Gobierno de Aragón y el Fondo Social Europeo (Grupo de investigación de Economía Pública).