
¿Por qué los españoles son (moderadamente) autonomistas? Las ganancias regionales de eficiencia y la preferencia por la autonomía

En este trabajo se contrasta la hipótesis de que la preferencia de los ciudadanos por la fórmula autonómica de organización del Estado está directamente condicionada por el reconocimiento por los mismos 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 número 2.610 del Centro de Investigaciones Sociológicas, de diciembre de 2005. La variable dependiente refleja el modelo de organización territorial preferido por el ciudadano (de la centralización a la independencia) y las variables explicativas, la valoración por cada individuo de la gestión realizada por los gobiernos autonómicos, además de algunas variables de control. La estimación se realiza, primero, sin considerar la estructura jerarquizada de los datos, y posteriormente se complementa con un análisis multinivel. En los ejercicios realizados se confirma que la opinión mostrada por la gestión del sector público autonómico determina la preferencia de los ciudadanos por la organización descentralizada del Estado.

Lan honek hipotesi hau frogatzen du: herritarrek, Estaturantzeko, nahiago dute formula autonomikoa, eta horretan zuzeneko eragina du herritarrek aintzat hartzen dutela deszentralizaziotik eraginkortasun-irabaziak eratoritzen direla. Horretarako, Probit eredu baliotsi da CISen 2005eko abenduko 2.610. zenbakiko Barometroak osatutako datu-baserako. Menpeko aldagaiak herritarrek nahiago duten lurralde-antolaketa eredu islatzen du (zentralizaziotik independentziara). Gainera, argitzeko aldagaiak bakoitzak gobernu autonomikoek egindako kudeaketaren inguruan duen balorazioa azaltzen dute. Halaber, kontrol-aldagai batzuk ere badaude. Balioespena, lehenik eta behin, datuen egitura hierarkikoa kontuan hartu gabe egiten da, eta, ondoren, maila anitzeko analisi batekin osatzen da. Egindako ariketek argi adierazten dute sektore publiko autonomikoaren kudeaketan emandako iritziekin herritarrek nahiago dutela Estaturantzeko antolaketa deszentralizatua.

This study tests the hypothesis that the preference of Spanish citizens for regional decentralization of the State is directly conditioned by their recognition that the system of Autonomous Communities generates efficiency gains. We estimate an ordered probit model using the data base created by the Centro de Investigaciones Sociológicas Barometer 2,610, of December 2005. The dependent variable reflects the model of territorial organization preferred by the citizen (from centralization through to independence) and the explanatory variables consist of citizens' assessments of the action of regional government, as well as certain control variables. The model has been first calculated without considering the hierarchical structure of the data and has then been supplemented by a multilevel analysis. The results reveal evidence that citizens' opinions of regional public sector performance determine their preference towards the decentralization of the state.

Índice

1. Introducción
 2. Aplicación
 3. Consideraciones finales
- Referencias bibliográficas

Palabras clave: Descentralización fiscal, eficiencia, modelos multinivel.

Keywords: fiscal decentralization, efficiency, multi-level models.

Nº de clasificación JEL: H77, D78.

1. INTRODUCCIÓN

La literatura del federalismo fiscal asocia tradicionalmente a la descentralización con las ganancias potenciales de eficiencia (Oates, 1972). Por un lado, la descentralización favorece la eficiencia asignativa, al aproximar la prestación de los bienes y servicios públicos regionales y locales a las preferencias de los individuos que los van a consumir. Por otro lado, y como consecuencia de la existencia de presiones competitivas, la descentralización promueve la eficiencia en la prestación por los gobiernos de los bienes y servicios subcentrales. En la actualidad, como recuerdan Barankay y Lockwood (2007), la eficiencia productiva se interpreta en un sentido amplio, que incluye aspectos relacionados con la corrupción, el despilfarro o la gobernanza.

¹ Una versión de este trabajo se presentó en el *XVII Encuentro de Economía Pública*, celebrado en Murcia los días 4 y 5 de febrero de 2010. Los autores agradecen los comentarios de los asistentes y, en especial, de Javier Suárez Pandiello y Santiago Lago, así como la financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación (proyecto ECO2009-10003) y del Gobierno de Aragón y el Fondo Social Europeo (Grupo de investigación de Economía Pública).

La literatura empírica sobre las relaciones entre eficiencia y descentralización es todavía escasa y poco concluyente. Faguet (2004) y Mazzaferro y Zanardi (2008) hallan evidencia de que la descentralización permite la acomodación de los servicios públicos a las preferencias heterogéneas de los ciudadanos, y Barankay y Lockwood (2007), Adam, Delis y Kammas (2008) y Porcelli (2009), del efecto positivo de la descentralización sobre la eficiencia del sector público. En cambio, Lessmann y Markwardt (2009, 2010) concluyen que la descentralización fiscal reduce la efectividad de la ayuda al desarrollo, mientras que la descentralización política no es significativa o tiene un efecto positivo. Ahmad *et al.* (2007), Ahmad, Brosio y Tanzi (2008) y Ahmad y Brosio, eds. (2009) revisan la literatura favorable y contraria a la descentralización. En España, Esteller y Solé (2005) encuentran evidencia de que la asignación de inversiones públicas se ajusta a la diversidad de preferencias, y Salinas y Solé (2009), de que la descentralización de la educación ha favorecido una mejora del *output* educativo. Una revisión de literatura sobre la experiencia descentralizadora española puede encontrarse en López Laborda (2011).

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 –como educación, sanidad, infraestructuras, urbanismo, vivienda, etcétera–, cabe esperar que acojan favorablemente la organización descentralizada de su país, frente a la opción centralizadora. Esta es, precisamente, la hipótesis que se quiere contrastar en este trabajo: que la preferencia de los ciudadanos por la fórmula autonómica de organización del Estado está directamente condicionada por el reconocimiento por los mismos de la existencia de ganancias de eficiencia derivadas de la descentralización.

Con esa finalidad, en la siguiente sección se especifica y estima un modelo Probit ordenado, para la base de datos constituida por el Barómetro número 2.610 del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS), de diciembre de 2005. La variable dependiente refleja el modelo de organización territorial preferido por el ciudadano (desde la centralización hasta la independencia) y las variables explicativas de interés, la valoración por cada individuo de la gestión realizada por los gobiernos autonómicos. El modelo se completa con algunas variables de control, relacionadas con el sentimiento de identificación del individuo, su ideología política, su sexo, edad y condiciones laborales. La estimación se realiza, primero, sin considerar la estructura jerarquizada de los datos, y luego se complementa con un análisis multinivel. En todos los ejercicios realizados se encuentra evidencia de que la opinión mostrada por la gestión del sector público autonómico determina la preferencia de los ciudadanos por la organización descentralizada del Estado.

Hay una cuestión que, aunque no se pretende abordar en profundidad en este trabajo, no puede dejar de señalarse aquí, por su influencia en el ejercicio llevado a cabo y en los resultados alcanzados. Estamos asumiendo que los individuos son capaces de identificar correctamente el nivel de gobierno –central, regional o local–

responsable de la provisión de cada bien o servicio público y, en consecuencia, de evaluar adecuadamente la gestión realizada por cada administración. Lo cierto es, sin embargo, que, como las propias encuestas muestran sistemáticamente, la mayor parte de los ciudadanos no puede identificar el nivel de gobierno responsable de la provisión pública y que está más informada de las competencias locales que de las autonómicas o centrales².

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 comunidades con un elevado o reducido nivel de descentralización de ingresos y gastos (respectivamente, las comunidades forales y las denominadas comunidades del art. 143 de la Constitución), y es menos clara en las comunidades con elevada descentralización de gastos, pero baja de ingresos (comunidades del art. 151). 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 responsabilidades está más entrelazada, y al ciudadano le cuesta más identificar las responsabilidades de cada nivel de gobierno.

En López Laborda y Rodrigo (2012) hemos realizado una primera aproximación empírica al problema de la atribución de responsabilidades en los impuestos y servicios regionales. Utilizando 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 Logit y Probit, 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 centralizada de los citados tributos. De los resultados obtenidos se desprende que quienes mejor identifican los servicios e impuestos regionales son los ciudadanos más educados, más preocupados por lo público, vecinos de municipios más grandes y residentes en comunidades autónomas donde la descentralización es más vigorosa: forales y (para los servicios) de nivel inicial alto de competencias. Actuando sobre estos factores puede mejorarse el co-

² Véase Área de Sociología Tributaria (2006, 2007, 2008, 2011) y Estefanía, dir. (2008). En la literatura, Cutler (2004) y Anderson (2006) abordan la conexión entre la atribución de responsabilidades en un sistema federal y la responsabilidad democrática. Con un modelo multinivel, Rudolph (2003a, 2003b) ratifica un resultado general de la literatura: que el contexto institucional configura la atribución de responsabilidades por los ciudadanos y ésta, a su vez, guía sus evaluaciones políticas.

nocimiento de las administraciones responsables de los servicios e impuestos y, derivadamente, se puede hacer conscientes a los ciudadanos de que la responsabilidad última sobre determinados servicios e impuestos debe ser regional.

En suma, lo que podemos afirmar con el ejercicio que se desarrolla en la siguiente sección es que existe evidencia de que lo que los individuos creen –acertada o erróneamente– acerca de la gestión de los asuntos públicos que sus respectivas comunidades autónomas llevan a cabo, tiene una influencia significativa en la valoración que les merece el Estado autonómico como forma de distribución territorial del poder en España.

2. APLICACIÓN

2.1. Estimación del modelo sin consideración de la estructura jerarquizada de los datos

Como se ha explicado en la introducción, la hipótesis que se somete a contraste en este trabajo es que la preferencia de los ciudadanos por la fórmula autonómica de organización del Estado está directamente condicionada por el reconocimiento por los mismos de la existencia de ganancias de eficiencia derivadas de la descentralización.

Como también se señalaba, la base informativa del ejercicio empírico radica en la información suministrada por el barómetro del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS), número 2.610, de diciembre de 2005, conformado por 10.371 entrevistas, y que, entre otros contenidos, recoge, por medio de un amplio abanico de cuestiones, las opiniones y actitudes de los ciudadanos españoles sobre la organización del Estado vigente en aquella fecha.

Empecemos describiendo el ejercicio econométrico realizado. Dado que el modelo con el que pretendemos trabajar contiene una variable endógena cualitativa (que denominamos *ORG*) cuyos valores (del 1 al 4) se corresponden con las distintas respuestas dadas a una pregunta acerca de las preferencias personales por organizaciones alternativas del Estado en España (el valor de 1 se corresponde por la preferencia por la existencia única de un gobierno central y el valor de 4 con la preferencia por la posibilidad de reconocimiento de posibles demandas de autotérminación), nos encontramos con lo que en la literatura se denomina un modelo de respuesta ordenada (las decisiones individuales se ordenan entre las opciones extremas de centralización plena e independencia). Es decir, el valor asignado a cada alternativa no es arbitrario.

El enfoque teórico de esta modelización supone que el decisor elige la alternativa que le otorga una mayor utilidad. De forma general, la especificación de un modelo de este tipo se basa en el denominado enfoque de la variable latente. Es decir, la respuesta realmente observada, Y , va a ser función de una variable latente Y^* (no

observada) que, en principio, puede depender de características asociadas tanto a una opción concreta como al propio individuo (X).

Si el regresando Y puede tomar valores entre el 1 y el 4, entonces se puede aplicar el siguiente patrón de observación para la variable Y^* :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* \leq c_1 \\ 2 & \text{si } c_1 < Y_i^* \leq c_2 \\ 3 & \text{si } c_2 < Y_i^* \leq c_3 \\ 4 & \text{si } Y_i^* > c_3 \end{cases} \quad (1)$$

donde c_1 , c_2 , y c_3 son los valores de los umbrales o barreras, y donde:

$$Y_i^* = F(X_i\beta) + u_i, \quad (2)$$

siendo F una función no lineal (en general, una función de distribución logística, normal o de Gompit, que dan lugar, respectivamente a modelos ordenados Logit, Probit o Valor Extremo) de una combinación lineal de las características explicativas.

El anterior patrón asume que existe una correspondencia entre el orden de los valores de las variables observadas y latentes, por lo que, si $Y_i < Y_j$, necesariamente $Y_i^* < Y_j^*$.

En este tipo de modelos, los valores de los umbrales y de los coeficientes β se estiman conjuntamente mediante el método de la máxima verosimilitud.

Teniendo en cuenta lo anterior y la información suministrada en la encuesta del CIS, adoptaremos la siguiente especificación,

$$ORG_i = X_i\beta + Z_i\gamma + u_i \quad (3)$$

donde X_i son las variables de interés y Z_i , las variables de control.

La variable dependiente es ORG . Como se ha mencionado anteriormente, presenta cuatro valores distintos que corresponden a las opciones siguientes:

valor 1 si el individuo encuestado prefiere la existencia de un Estado con un único Gobierno Central sin autonomías,

valor 2 si el individuo prefiere la existencia de un Estado con comunidades autónomas como en la actualidad,

valor 3 si el individuo prefiere un Estado en el que las comunidades autónomas tengan mayor autonomía que en la actualidad, y

valor 4 si el individuo prefiere un Estado en que se reconociese a las autonomías la posibilidad de convertirse en naciones independientes

Las variables de interés reflejan la valoración que realizan los ciudadanos de la gestión llevada a cabo por sus respectivas comunidades autónomas. 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 tres variables siguientes del barómetro del CIS:

CERC: variable que recoge la opinión acerca de la contribución del desarrollo del Estado de las autonomías al acercamiento de la gestión de los asuntos públicos a los ciudadanos. El valor 1 se otorga si se está «muy de acuerdo» con esta consideración y el de 5 si se está «muy en desacuerdo». El signo esperado para esta variable es negativo.

GASTO: variable que recoge la opinión acerca de la contribución del desarrollo del Estado de las autonomías al aumento del gasto público, sin mejorar los servicios públicos. El valor 1 se otorga si se está «muy de acuerdo» con esta consideración y el de 5 si se está «muy en desacuerdo». En consecuencia, esperamos un signo positivo para esta variable.

EDUC, INFR, SANID: grupo de variables que valora la política que el gobierno de la comunidad 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». Asignamos un signo negativo a estas variables.

Como variables de control, se utilizan las que se relacionan a continuación:

SENT: variable que recoge el sentimiento de identificación del individuo. Toma el valor 1 si el encuestado se siente únicamente español y el valor 5 si se siente únicamente andaluz, aragonés, etc. Lógicamente, 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: variable que toma el valor 1 si el entrevistado votó en las últimas elecciones generales antes de la encuesta (marzo de 2004) a un partido de ámbito nacional y el valor 0 en caso contrario. Asignamos un signo negativo a esta variable.

PREGIONAL: variable que toma el valor 1 si el entrevistado votó en las últimas elecciones generales antes de la encuesta a un partido nacionalista o regionalista y el valor 0 en caso contrario. Asignamos un signo positivo a esta variable³.

³ El análisis estadístico de los datos muestra que la correlación entre *PESTATAL* y *PREGIONAL* toma un valor de $-0,3875$. Hay que señalar que 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.

ESC: variable que recoge la situación en la que se colocaría 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.

COMP: variable que recoge si el encuestado es residente en las comunidades autónomas de Andalucía, Canarias, Cataluña, Galicia, Navarra, País Vasco o Valencia (valor 1), o en alguna del resto (valor 0). Se recoge con esta variable la residencia en comunidades autónomas que alcanzaron un elevado contenido competencial con mayor antelación que las restantes. Pensamos que en estas comunidades hay una mayor demanda de descentralización que en el resto, por lo que esperamos un signo positivo.

SITPOL y *SITECON*: estas variables recogen las respuestas acerca de la opinión que, respectivamente, les merece a los ciudadanos la situación política y económica del país. 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 económica o política del país no es buena tampoco valorarán positivamente el actual modelo de organización territorial del Estado y preferirán un Estado más centralizado. Atribuiremos, por tanto, un signo negativo a estas variables.

MUJER: variable que 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: variable que refleja la edad declarada por el encuestado. Para poder captar posibles efectos no lineales sobre la endógena, introducimos, como tradicionalmente se hace, esta variable acompañada de su valor al cuadrado. 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 encuentra un apoyo mayor entre los individuos relativamente más jóvenes, ya que cuanto más avanzada sea la edad menos se ha vivido en el actual modelo autonómico y, seguramente, más difícil resulte encajar en él y aceptarlo.

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

SPUBLICO: variable que 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 es positivo, ya que el Estado Autonómico multiplica las posibilidades de encontrar un trabajo en el sector público.

El cuadro nº 1 muestra una selección de estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el modelo.

Cuadro nº 1. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS BÁSICOS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL MODELO

VARIABLE	ORG	SITPOL	SITECON	CERC	GASTO	EDUC	INFR	SANID	SENT	ESC	COMP	PESTATAL	PREGIONAL	MUJER	EDAD	TRABAJ	SPUBLICO
Media	2,37	3,09	3,01	2,34	2,75	3,00	2,80	2,91	2,97	4,60	0,48	0,69	0,06	0,53	43,18	0,58	0,23
Mediana	2	3	3	2	2	3	3	3	3	5	0	1	0	1	41	1	0
Valor máximo	4	5	5	5	5	5	5	5	5	10	1	1	1	1	97	1	1
Valor mínimo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	18	0	0
Desviación típica	0,74	0,87	0,84	1,00	1,15	0,91	0,96	0,96	0,90	1,78	0,50	0,46	0,24	0,50	16,29	0,49	0,42
Coefficiente de asimetría	0,36	0,38	0,47	0,87	0,20	0,38	0,61	0,49	-0,24	0,50	0,09	-0,84	3,62	-0,14	0,51	-0,34	1,28
Coefficiente de curtosis	2,91	2,81	2,92	3,08	1,93	2,58	2,73	2,55	3,74	3,54	1,01	1,70	14,08	1,02	2,40	1,12	2,63

Fuente: Elaboración propia.

Hemos abordado la posibilidad de que se den problemas de endogeneidad a la hora de incluir en la especificación las variables *CERC* y *GASTO*. Por ejemplo, podría plantearse la posibilidad de que en la determinación de cada una de ellas se die- ra un problema de simultaneidad con la endógena seleccionada, *ORG*. Con este ob- jetivo, planteamos la selección de variables instrumentales adecuadas que nos posibiliten aplicar un contraste de Hausman.

En concreto, para la variable *CERC*, teniendo en cuenta la lista de respuestas restantes del cuestionario del CIS, hemos seleccionado la variable *BIENESTAR*, que es una variable cualitativa que toma un valor entre 1 –si los encuestados creen que las decisiones de su gobierno autonómico afectan mucho a su bienestar y al de su fa- milia– y 4 –si responden que no afectan en nada. Para la variable *GASTO*, hemos elegido la variable *DESEMPEÑO*, que es otra variable cualitativa que toma un valor entre 1 –si el encuestado califica como muy buena la labor desempeñada por su go- bierno autonómico– y 5 –si la califica como muy mala.

El test de Hausman exige, en primer lugar, estimar cada una de las variables potencialmente endógenas en función del resto de exógenas y el instrumento elegido⁴ y calcular unas nuevas variables, *RESIDCERC* y *RESIDGASTO* que sean, respectivamente, para *CERC* y *GASTO*, la diferencia entre sus valores ob- servados y los predichos por las estimaciones anteriores. En segundo lugar, a la especificación original planteada en la ecuación nº 3 se le deben añadir sucesiva- mente las dos nuevas variables, *RESIDCERC* y *RESIDGASTO* y, una vez realiza- da la estimación, se ha de observar, en cada ocasión, la significatividad de sus coeficientes. En nuestro caso, los coeficientes no son en ningún caso significa- tivamente distintos de cero, por lo que se pueden descartar los problemas de en- dogeneidad que inicialmente nos planteábamos.

La inspección de la matriz de correlaciones de las variables explicativas también permite rechazar la existencia de problemas de multicolinealidad.

En el cuadro nº 2 se recogen los resultados de la estimación de la ecuación 3. Dicha tabla recoge el valor de los coeficientes asociados a las variables explicativas y la significatividad de los mismos. No obstante, hay que recordar que, en un mo- delo ordenado, los distintos coeficientes no cuantifican directamente el incremen- to en la probabilidad asociado a incrementos marginales de las variables explicati- vas. El signo del coeficiente solo determina el signo del efecto parcial para $P(ORG = 1 | X, Z)$ y $P(ORG = 4 | X, Z)$, es decir, para las probabilidades de las respuestas extremas, pero no para el resto. Por lo tanto, si la estimación de un coeficiente es positiva querrá decir que un incremento en la variable correspondiente necesaria- mente reducirá la probabilidad de estar en la categoría inferior ($ORG = 1$) y au-

⁴ En esta primera regresión, el coeficiente de la variable instrumental debe ser estadísticamente significativo, como cuestión previa para dilucidar si el instrumento elegido es válido. En las regresiones efectuadas, *BIENESTAR* y *DESEMPEÑO* cumplen con este requisito.

Cuadro nº 2. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO PROBIT ORDENADO ^a

	Valor del coeficiente	$\partial P(ORG = 1) / \partial X_k$	$\partial P(ORG = 2) / \partial X_k$	$\partial P(ORG = 3) / \partial X_k$	$\partial P(ORG = 4) / \partial X_k$
SITPOL	0,02				
SITECON	-0,07***	0,0071	0,0197	-0,0216	-0,0053
CERC	-0,17***	0,0174	0,0484	-0,0530	-0,0129
GASTO	0,10***	-0,0100	-0,0278	0,0304	0,0074
EDUC	-0,01				
INFR	0,03				
SANID	0,02				
SENT	0,38***	-0,0381	-0,1057	0,1156	0,0281
ESC	-0,14***	0,0145	0,0402	-0,0440	-0,0107
COMP	0,25***	-0,0250	-0,0697	0,0759	0,0189
PESTATAL	-0,06				
PREGIONAL	0,85***	-0,0467	-0,2824	0,2090	0,1201
MUJER	-0,03				
EDAD	0,012**	-0,00124	-0,0034	0,0038	0,0009
EDAD ²	-0,00018***	0,000018	0,000050	-0,000055	-0,000013
TRABAJ	0,006				
SPUBLICO	-0,008				
Valores de los umbrales $c_1 = -1,10$ *** / $c_2 = 0,89$ *** / $c_3 = 2,40$ ***		Logaritmo de la función de verosimilitud -4,440,3063		R ² de McFadden	0,1536

^a En la tabla se muestran en las sucesivas columnas el valor del coeficiente estimado y los efectos parciales de la exógena sobre las probabilidades de respuesta de cada categoría de la endógena, evaluados para valores medios de las explicativas. Las estimaciones corresponden a un modelo ordenado Probit, aunque se ha probado con especificaciones que utilizaban funciones de densidad distintas a la normal (logística y Gompit). Se ha optado por el modelo Probit atendiendo al criterio convencional de comparación entre los valores estimados de la función de verosimilitud.

*** Coeficiente significativo al 1 por ciento, ** coeficiente significativo al 5 por ciento, * coeficiente significativo al 10 por ciento.

Fuente: Elaboración propia.

mentará la de estar en la superior ($ORG = 4$). El signo del efecto marginal para las respuestas no extremas no se puede determinar a priori.

Si atendemos a los valores de los efectos marginales mostrados en la tabla (evaluados para valores medios de las variables explicativas), podemos comprobar que dos de las tres variables representativas de la valoración por los ciudadanos de la gestión autonómica influyen como esperábamos sobre las preferencias de los mismos en cuanto a la forma de organización territorial del país. Así, si el individuo se muestra muy en desacuerdo con la opinión de que las comunidades autónomas han contribuido a aumentar el gasto público sin mejorar los servicios públicos, aumenta la probabilidad de una mayor demanda de descentralización. Y esa probabilidad disminuye si el individuo cree que el desarrollo del Estado de las autonomías no ha contribuido a acercar la gestión de los asuntos públicos a los ciudadanos. La valoración por los encuestados de la política autonómica en materia de educación, sanidad e infraestructuras no afecta significativamente a sus preferencias por la mayor o menor autonomía. Como se discute más abajo, estos últimos resultados se modifican parcialmente si se toma en consideración la estructura jerárquica de los datos.

En cuanto a las variables de control, la probabilidad de una mayor demanda de descentralización aumenta si el individuo tiene un sentido de pertenencia único por su región de residencia, si reside en una comunidad que desarrolló su ámbito competencial propio de forma más rápida o si votó en las últimas elecciones generales a un partido nacionalista o regionalista.

Por el contrario, la probabilidad disminuye si se opina que la situación económica nacional actual es muy mala o si el ciudadano se sitúa más a la derecha en la escala política. En cuanto a la edad, al resultar significativa tanto la variable *EDAD* como su cuadrado, se puede calcular en aproximadamente 34 años la edad a partir de la cual se produce el efecto negativo de esta variable sobre la demanda de una mayor descentralización.

2.2. Estimación del modelo considerando la estructura jerarquizada de los datos: análisis multinivel

En muchas ocasiones, en la investigación aplicada es conveniente considerar si los datos con los que trabajamos presentan una estructura jerárquica o multinivel. Así, los individuos estudiados (unidades muestrales de nivel 1) pueden pertenecer a grupos o unidades mayores (unidades muestrales de nivel 2, o superiores). En el caso que nos ocupa, este segundo nivel podría venir determinado por la comunidad autónoma de residencia, pudiendo, a priori, presumir una mayor homogeneidad en las preferencias o en el comportamiento de los individuos que compartan región al ser sus contextos vitales más parecidos.

La utilización de los modelos tradicionales de regresión (que consideran un único nivel) puede ocasionar un problema al exigirse para su correcta estimación una hipótesis de independencia entre observaciones o inexistencia de correlación. Por el contrario, la inclusión de una estructura multinivel en la especificación del modelo permite solventar esta limitación y conducir a estimaciones eficientes de los errores estándar.

Adicionalmente, la especificación y posterior estimación de los modelos multinivel permite cuantificar, en el caso de que resulten significativos, posibles efectos grupales, en nuestro caso, regionales. Es decir, estamos interesados en 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 al grupo de referencia.

La forma de introducir la citada estructura en nuestro ejercicio, partiendo de la expresión (3), es la siguiente:

$$ORG_{ij} = X_{ij}\beta + Z_{ij}\gamma + u_{ij} + \eta_j \quad (4)$$

donde ahora el subíndice i denota al individuo y el j a la comunidad de residencia del mismo, y donde introducimos más de un término de error: uno para el denominado nivel 1 o individual (u_{ij} , con media 0 y varianza σ_u^2), y otro para el nivel 2 o regional (η_j , con media 0 y varianza σ_η^2).

Dicho de otro modo, u_{ij} va a medir la desviación de la preferencia organizativa individual con respecto a la preferencia media de su comunidad autónoma de residencia, mientras que η_j nos va a proporcionar la desviación de la media de la comunidad de residencia j respecto a la media nacional, es decir, lo que estamos identificando como el efecto regional.

No obstante, y antes de avanzar en la presentación de resultados, es conveniente de forma previa e inmediata dar respuesta a una pregunta clave: ¿tiene sentido la introducción de esta especificación jerárquica en el contexto concreto que se analiza?⁵

⁵ Una cuestión asociada, y que ha de dilucidarse previamente a la realización del análisis multinivel, es si el número de grupos del nivel 2 con el que se cuenta es lo suficientemente grande como para que las estimaciones logradas tengan las propiedades generalmente demandadas desde el punto de vista econométrico, teniendo en cuenta que las estimaciones se basan en métodos de máxima verosimilitud. Según Heck y Thomas (2000), el requisito anterior se lograría con un número de al menos 20 grupos distintos dentro del nivel 2, y con un número mínimo de 30 observaciones dentro de cada uno de ellos. En nuestro caso, el número de grupos es de 19, y el número menor de observaciones dentro de ellos es de 102 (ciudad autónoma de Melilla), por lo que creemos que se consigue de forma razonable el cumplimiento de estos requisitos estadísticos.

Para ello, basta con especificar y estimar el denominado en la literatura como «modelo vacío», es decir, la expresión (4) pero sin variables explicativas, y determinar de esta forma el valor de σ_{η}^2 . En concreto, este valor nos permite a su vez hallar ρ , 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 comunidades autónomas.

En el caso concreto de estimar un probit ordenado, según Rabe-Hesketh y Skrondal (2008), esta correlación es igual a $\rho = \frac{\sigma_{\eta}^2}{1 + \sigma_{\eta}^2}$. Lógicamente, si $\rho \cong 0$, el ejercicio planteado pierde justificación.

Para nuestros datos, la estimación efectuada de la citada σ_u^2 se iguala aproximadamente a 0,20⁶, en consecuencia, ρ es igual a 0,17, por lo que cabe cuantificar efectos regionales diferenciados que enriquezcan los resultados conseguidos anteriormente.

Una vez que hemos justificado la utilidad de la consideración de la estructura jerárquica de nuestros datos, estimamos de forma definitiva la ecuación (4). Los resultados de este ejercicio se muestran en el cuadro nº 3, en la columna correspondiente al Modelo 1.

Independientemente de la mayor o menor variación en la magnitud de los coeficientes estimados que, como hemos ya insistido, no tienen en un modelo ordenado una interpretación directa en términos de la cuantía de los efectos marginales, si se comparan los resultados con los mostrados en el cuadro nº 2, vemos cómo resultan significativas dos nuevas variables de interés, *INFR* y *SANID*, si bien con el signo contrario al esperado. Aparentemente, pues, 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. La explicación a esta relación inesperada puede residir en el hecho de que la mayor parte de los ciudadanos cree que el nivel central es el principal responsable de la prestación de estos servicios⁷. En este contexto, los ciudadanos pueden estar vinculando los

⁶ La aplicación del test de Wald nos proporciona un estadístico $\left(\frac{\hat{\sigma}_{\eta}^2}{\hat{S}_{\sigma_{\eta}^2}}\right)^2 = \left(\frac{0,195617}{0,065222}\right)^2 = 9$, siendo $\hat{S}_{\sigma_{\eta}^2}$ la desviación estándar de σ_{η}^2 , por lo que al ser superior al valor de referencia, $\chi_1^2 = 3,84$, podemos inferir la significatividad de la varianza obtenida. En el caso de que comparáramos los valores de máxima verosimilitud de las estimaciones del modelo vacío, considerando alternativamente uno o dos niveles en la especificación, el resultado nos llevaría a la misma conclusión anterior.

⁷ Véase Área de Sociología Tributaria (2006, 2007, 2008).

Cuadro n° 3. **RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO PROBIT
ORDENADO CON UNA ESTRUCTURA MULTINIVEL**

	Modelo 1: constante η_j aleatoria,	Modelo 2: η_j constante, y coeficiente aleatorio, v_j (CERC)	Modelo 3: η_j constante, y coeficiente aleatorio, v_j (SANID)
SITPOL	0,01	0,01	0,01
SITECON	-0,07**	-0,06***	-0,07***
CERC	-0,19***	-0,18***	-0,19***
GASTO	0,11***	0,10***	0,11***
EDUC	0,002	0,004	0,002
INFR	0,05**	0,05**	0,05**
SANID	0,05**	0,05***	0,05
SENT	0,37***	0,37***	0,36***
ESC	-0,13***	-0,14***	-0,13***
COMP	0,34**	0,31***	0,26***
PESTATAL	-0,02	-0,02	-0,02
PREGIONAL	0,60***	0,61***	0,59***
MUJER	0,003	0,002	0,004
EDAD	0,01**	0,01**	0,01**
EDAD ²	-0,0002***	-0,0002***	-0,0002***
TRABAJ	-0,06	-0,06	-0,06
SPUBLICO	0,04	0,05	0,04
Valores de los umbrales	$c_1 = -1,01$ *** $c_2 = 1,03$ ** $c_3 = 2,64$ ***	$c_1 = -1,05$ *** $c_2 = 0,99$ *** $c_3 = 2,61$ ***	$c_1 = -1,06$ *** $c_2 = 0,99$ *** $c_3 = 2,60$ ***
Varianzas y covarianzas del efecto aleatorio y correlación entre ellos	$\hat{\sigma}_\eta^2 = 0,1630$ $\hat{\sigma}_{v_j}^2 = 0,0282$	$\hat{\sigma}_\eta^2 = 0,1364$ $\hat{\sigma}_{v_j}^2 = 0,0553$ $\hat{\sigma}_\eta^2 = 0,0651$ $\hat{\sigma}_{v_j}^2 = 0,0164$ $corr(\eta_j, v_j) = 0,01$	$\hat{\sigma}_\eta^2 = 0,1887$ $\hat{\sigma}_{v_j}^2 = 0,0755$ $\hat{\sigma}_\eta^2 = 0,0571$ $\hat{\sigma}_{v_j}^2 = 0,0156$ $corr(\eta_j, v_j) = -0,16$
Logaritmo de la función de verosimilitud	-4.312,008	-4.321,644	-4.326,4436

*** Coeficiente significativo al 1 por ciento.

** Coeficiente significativo al 5 por ciento.

* Coeficiente significativo al 10 por ciento.

Fuente: Elaboración propia.

problemas percibidos en la provisión pública de la sanidad y las infraestructuras con una descentralización juzgada todavía como insuficiente, demandando, en consecuencia, más autonomía⁸.

La capacidad explicativa de este modelo es considerablemente mayor que el mostrado en el cuadro nº 2, teniendo en cuenta los valores respectivos de la función de verosimilitud. Adicionalmente, la significatividad de $\hat{\sigma}_\eta^2$ queda aceptada planteando un test convencional de razón de verosimilitud ($LR = 256,60 > \chi_1^2 = 3,84$).

El Modelo 1, denominado en la literatura como de constante aleatoria, se puede replantear introduciendo adicionalmente un efecto aleatorio en alguno de los coeficientes de las variables explicativas, permitiendo de esta forma que las variables elegidas puedan tener un efecto distinto sobre la variable latente en función de la comunidad autónoma de residencia.

Esto exige que, en el caso, por ejemplo, de plantear adicionalmente que el coeficiente β_k pueda variar de forma aleatoria entre comunidades autónomas: $\beta_k = \beta_0 + v_j$. 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 $u_{ij} + \eta_j + v_j X_{kij}$.

La estimación de estos nuevos modelos de constante y coeficiente aleatorios se ha llevado a cabo para las variables *CERC* (Modelo 2) y *SANID* (Modelo 3). Nuestra intención con estas estimaciones es la de intentar captar si la heterogeneidad no observable a nivel regional pueda venir explicada en parte por la percepción particular en una comunidad autónoma sobre el acercamiento de la gestión pública a los ciudadanos (Modelo 2) o sobre la política regional sanitaria (Modelo 3), ya que no cabe duda de que esta es una de las competencias más relevantes asignadas a los gobiernos regionales.

Como se puede comprobar en el cuadro nº 3, las sucesivas estimaciones no producen sino levisimas variaciones sobre la cuantía de las distintos parámetros estimados en el Modelo 1, siendo el cambio más relevante la pérdida de significatividad de la variable *SANID* cuando se introduce un efecto aleatorio sobre la misma (Modelo 3).

⁸ Según el Barómetro Sanitario del Ministerio de Sanidad y Consumo, poco más de un 30 % de los ciudadanos cree que la gestión de la asistencia sanitaria ha mejorado con la descentralización, y un 75 % opina que es necesaria una mayor coordinación entre comunidades autónomas (véase del Llano, 2009). La demanda por los ciudadanos de una mayor descentralización y coordinación de los servicios públicos se detecta claramente en Área de Sociología Tributaria (2006, 2007, 2008).

Cuadro nº 4. VALORES ESTIMADOS DE LOS EFECTOS REGIONALES

	Modelo 1: constante aleatoria, η_j	Modelo 2: constante, η_j y coeficiente ν_j aleatorios (CERC)		Modelo 3: constante, η_j y coeficiente ν_j aleatorios (SANID)	
	η_j	η_j	ν_j	η_j	ν_j
Andalucía	-0,53	-0,59	0,02	-0,55	0,03
Aragón	0,08	0,13	-0,04	0,33	-0,09
Asturias	0,11	0,42	-0,16	0,29	-0,08
Baleares	0,27	0,20	0,004	-0,15	0,16
Canarias	-0,33	-0,32	-0,02	-0,29	0,008
Cantabria	-0,08	-0,15	0,01	-0,007	-0,04
Castilla La Mancha	0,08	0,04	-0,005	-0,24	0,12
Castilla y León	-0,13	0,20	-0,17	-0,25	0,03
Cataluña	0,52	0,33	0,07	0,67	-0,03
Comunidad Valenciana	-0,17	0,23	-0,19	-0,08	-0,01
Extremadura	-0,20	-0,44	0,10	-0,09	-0,05
Galicia	-0,36	-0,44	0,02	-0,08	-0,07
Madrid	0,001	-0,06	0,002	-0,31	0,09
Murcia	0,14	0,33	-0,11	-0,11	0,07
Navarra	0,05	-0,001	0,01	-0,24	0,14
País Vasco	0,64	0,42	0,09	1,05	-0,15
Rioja	-0,07	-0,17	0,02	0,05	-0,05
Ceuta	0,09	-0,21	0,09	-0,08	0,05
Melilla	-0,29	-0,14	-0,09	-0,14	-0,05

Fuente: Elaboración propia.

En todo caso, podemos afirmar que, con la estimación tanto del Modelo 2 como del Modelo 3, no vemos mejorada la capacidad explicativa de la especificación, ya que el valor de la función de verosimilitud es, en ambos casos, menor que en el Modelo 1⁹.

En el cuadro nº 4 mostramos ahora las medias de los efectos aleatorios estimados con cada uno de los modelos multinivel anteriores y para cada una de las diecisiete comunidades y las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Si atendemos al modelo que, teniendo en cuenta la globalidad de los resultados, contiene una mayor capacidad explicativa (Modelo 1), podemos ver cómo los efectos regionales propios más elevados se encuentran, de un lado, en País Vasco, Cataluña y Baleares, acentuando la preferencia hacia una mayor descentralización entre sus residentes, y, de otro lado, en Andalucía, Galicia y Canarias, acentuando la preferencia hacia una menor descentralización. En ocho comunidades autónomas y una ciudad autónoma el efecto regional favorece un modelo de organización territorial más centralizado.

3. CONSIDERACIONES FINALES

En este trabajo se ha contrastado la hipótesis de que la preferencia de los ciudadanos por la fórmula autonómica de organización del Estado está directamente condicionada por el reconocimiento por los mismos de la existencia de ganancias de eficiencia derivadas de la descentralización. Con esa finalidad, se ha estimado un modelo Probit ordenado, para la base de datos constituida por el Barómetro número 2.610 del Centro de Investigaciones Sociológicas, de diciembre de 2005. El ejercicio se ha realizado, primero, sin considerar la estructura jerarquizada de los datos, y luego se ha complementado con un análisis multinivel.

Centrándonos en el modelo multinivel, las estimaciones realizadas apoyan 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. Con respecto a la valoración por los ciudadanos de la política desarrollada por las comunidades autónomas en materia de sanidad e infraestructuras (puesto que la educación no resulta, en ningún caso, significativa), nuestra interpretación de los resultados obtenidos es que los encuestados pueden estar vinculando la actuación deficiente en estos ámbitos con una descentralización insuficiente de los servicios afectados. En cualquier caso, no debe olvidarse que, como advertíamos en la introducción

⁹ Adicionalmente, la ausencia de correlación entre los efectos aleatorios vía constante y vía coeficiente mostrada en la penúltima fila de la tabla es un claro indicador de que el efecto regional propio captado en los Modelos 2 y 3 no guarda relación con la variación regional del efecto asociado a las variables *CERC* y *SANID*: el valor de $\text{corr}(\eta_j, v_j)$ es igual a 0,01 en el caso del Modelo 2, e igual a -0,16 para el Modelo 3. Por otra parte, sí que podemos observar una notable correlación entre las constantes aleatorias (medias regionales) estimadas en cada uno de los tres modelos: $\text{corr}(\text{Mod1-Mod2})=0,78$, $\text{corr}(\text{Mod1-Mod3})=0,77$ y $\text{corr}(\text{Mod2-Mod3})=0,60$.

a este trabajo, los ciudadanos tienen muchas dificultades para identificar correctamente a las administraciones responsables de la prestación de los diversos bienes y servicios públicos que reciben, y que esta deficiencia puede condicionar decisivamente su valoración de la actuación de cada gobierno.

Recientemente se ha publicado un nuevo Barómetro del CIS, reflejando las opiniones de los ciudadanos sobre el Estado autonómico (Barómetro número 2.829, de enero-marzo de 2010). Aunque la nueva encuesta no incorpora algunas de las variables que hemos empleado en esta investigación, la información que suministra puede utilizarse para tratar de contrastar si se mantienen las conclusiones obtenidas en este trabajo y examinar cuál ha sido el impacto de la crisis iniciada en 2008 en la valoración por los ciudadanos del Estado descentralizado. El barómetro de 2010 también permite introducir en el análisis la identificación –correcta o incorrecta– por parte de los ciudadanos de la administración responsable de la prestación de los servicios públicos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADAM, A., M. D. DELIS y P. KAMMAS (2008): «Fiscal Decentralization and Public Sector Efficiency: Evidence from OECD Countries», *CESifo Working Paper* 2364.
- AHMAD, E. y G. BROSIO, eds. (2009): *Does Decentralization Enhance Service Delivery and Poverty Reduction?*, Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- AHMAD, E., G. BROSIO y V. TANZI (2008): «Local Service Provision in Selected OECD Countries: Do Decentralized Operations Work Better?», *IMF Working Paper* 08/67.
- AHMAD, J., S. DEVARAJAN, S. KHEMANI y S. SHAH (2007): «Decentralization and service delivery», en E. Ahmad y G. Brosio, eds., *Handbook of Fiscal Federalism*, Cheltenham, UK: Edward Elgar, 240-268.
- ANDERSON, C. (2006): «Economic Voting and Multilevel Governance: A Comparative Individual-Level Analysis», *American Journal of Political Science*, 50 (2):449-463
- ÁREA DE SOCIOLOGÍA TRIBUTARIA (2006): «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2005», *Documentos* nº 10/06, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- (2007): «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2006», *Documentos* nº 21/07, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- (2008): «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2007», *Documentos* nº 15/08, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- (2011): «Opiniones y actitudes fiscales de los españoles en 2010», *Documentos* nº 09/11, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- BARANKAY, I. y B. LOCKWOOD (2007): «Decentralization and the productive efficiency of government: Evidence from Swiss cantons», *Journal of Public Economics*, 91 (5-6): 1197-1218.
- CUTLER, F. (2004): «Government Responsibility and Electoral Accountability in Federations», *Publius. The Journal of Federalism*, 34(2):19-38
- DEL LLANO, J. (2009): *Sanidades autonómicas ¿solución o problema?*, Madrid: Círculo de la Sanidad.

- ESTEFANÍA, J., dir. (2008): *Informe sobre la Democracia en España / 2007. La estrategia de la crispación*, Madrid: Fundación Alternativas (http://www.falternativas.org/content/download/5816/166386/version/2/file/3a9c_04-03-08_completoespa.pdf).
- ESTELLER, A. y A. SOLÉ (2005): «Does decentralization improve the efficiency in the allocation of public investment? Evidence from Spain», *Documents de Treball de l'IEB* 2005/5.
- FAGUET, J.-P. (2004): «Does decentralization increase government responsiveness to local needs?: Evidence from Bolivia», *Journal of Public Economics*, 88 (3-4): 867-893.
- HECK, R. H. y S. THOMAS (2000): *An Introduction to Multilevel Modeling Techniques*, Mahwah, NJ: Laurence Erlbaum Associates.
- LEÓN-ALFONSO, S. (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, S. y M. FERRÍN (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.
- LESSMANN, C. y G. MARKWARDT (2009): «Aid, Growth and Devolution», *Cesifo Working Paper* 2805.
- (2010): «Decentralization and Foreign Aid Effectiveness: Do Aid Modality and Federal Design Matter in Poverty Alleviation?», *Cesifo Working Paper* 3035.
- LÓPEZ LABORDA, J. (2011), «Beneficios y costes del Estado autonómico», *Cuadernos Manuel Giménez Abad*, 1: 34-42.
- LÓPEZ LABORDA, J. y F. RODRIGO (2012): «Percepciones de los ciudadanos sobre las haciendas regionales: quién es y quién debería ser responsable de los servicios e impuestos autonómicos», *XIX Encuentro de Economía Pública*, Santiago de Compostela, 26 y 27 de enero de 2012.
- MAZZAFERRO, C. y A. ZANARDI (2008): «Centralisation versus Decentralisation of Public Policies: Does the Heterogeneity of Individual Preferences Matter?», *Fiscal Studies*, 29 (1): 35-73.
- OATES, W. E. (1972): *Fiscal federalism*, Nueva York: Harcourt Brace Jovanovich; versión española, *Federalismo fiscal*, Madrid: Instituto de Estudios de Administración Local, 1977.
- PORCELLI, F. (2009): «Effects of fiscal decentralisation and electoral accountability on government efficiency. Evidence from the Italian health care sector », *Documents de Treball de l'IEB* 2009/29.
- RABE-HESKETH, S. y A. SKRONDAL (2008): *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, segunda edición, College Station, Texas: Stata Press books.
- RUDOLPH, T. J. (2003a): «Institutional Context and the Assignment of Political Responsibility», *Journal of Politics*, 65: 190-215.
- (2003b): «Who's Responsible for the Economy? The Formation and Consequences of Responsibility Attributions», *American Journal of Political Science*, 47 (4): 698-713.
- SALINAS, P. y A. SOLÉ (2009): «Evaluating the effects of decentralization on educational outcomes in Spain», *Documents de Treball de l'IEB* 2009/10.