

# Los determinantes de la satisfacción con las políticas de bienestar del Estado autonómico

*Determinants of Satisfaction with Regional State Welfare Policies*

José M. Díaz-Pulido, Eloísa del Pino y Pau Palop

## Palabras clave

Comunidades Autónomas • Descentralización • Satisfacción ciudadana • Servicios públicos • Sanidad • Educación • Pensiones

## Key words

Autonomous Communities • Decentralization • Citizens' Satisfaction • Public Services • Health Care Services • Education • Pensions

## Resumen

Los indicadores basados en la satisfacción ciudadana que permitan la comparación territorial del rendimiento de las políticas podrían ser útiles en Estados descentralizados. Pero ¿qué hay detrás de la (in)satisfacción con las políticas? En el artículo se examina la satisfacción de los españoles con tres políticas: educación, sanidad (cuyas competencias recaen en las Comunidades Autónomas) y pensiones (Gobierno central), mediante una encuesta representativa a nivel autonómico. Se concluye que existen diferencias en el grado de satisfacción entre las distintas Comunidades, especialmente cuando la competencia recae en los gobiernos autonómicos. Aunque se reducen, estas diferencias persisten incluso cuando se controlan los efectos de las variables individuales y regionales socioeconómicas. Partiendo de esta base, puede ser prometedor estudiar en qué medida distintos grados de satisfacción se deben a diferentes modelos de gestión en educación y sanidad.

## Abstract

Indicators based on citizens' satisfaction that enable territorial comparisons of the performance of public policies could be useful in decentralized States. But what accounts for citizen (dis)satisfaction with these policies? We examine Spaniards' satisfaction with three policies: education, health care (whose competencies lie with the Autonomous Communities) and pensions (Central Government) by utilizing a representative regional-level survey. We conclude that there are differences in the degree of satisfaction with these policies across regions, especially in cases where regional governments hold the main responsibility. The differences among degrees of satisfaction still remain, albeit to a lesser extent, even after controlling for individual and contextual variables. On the basis of these findings, the next step should be to analyze the extent to which different degrees of satisfaction are due to different patterns of policy management in education and health.

## INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

Con diversos propósitos, en los últimos años, tanto desde distintas instituciones gu-

bernamentales como desde la academia, ha crecido de manera considerable el interés por indagar sobre los resultados de diferentes políticas públicas con una perspectiva

<sup>1</sup> Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Inés Calzada, Antonio J. del Castillo y Enric Martínez-

Herrera y otros participantes en el Congreso de la Red Española de Políticas Sociales celebrado en el Consejo

**José M. Díaz-Pulido:** Universidad Rey Juan Carlos | jose.pulido@urjc.es

**Eloísa del Pino:** Instituto de Bienes y Políticas Públicas (CSIC) | eloisa.delpino@csic.es

**Pau Palop:** Universitat de Valencia | paupagar@alumni.uv.es

territorial. A veces, a los decisores públicos les interesa aprovechar las ventajas que ofrece la descentralización en términos de identificar prácticas exitosas puestas en marcha por otros gobiernos que se desenvuelven en un contexto similar. En otras ocasiones, el objetivo es simplemente el de rendir cuentas a la ciudadanía por los servicios de los que son responsables. Con una pretensión más académica se trata de averiguar, por ejemplo, en qué medida existen diferencias entre los ciudadanos de distintos territorios fruto de la implantación de unas políticas u otras (Banting, 2006; Jeffery, 2005).

El interés paulatino que han ido generando este tipo de ejercicios con perspectiva territorial desde la creación del Estado autonómico se ha visto acrecentado en los últimos años debido a la constante discusión sobre distintos aspectos del modelo territorial y las diferencias entre Comunidades Autónomas (CCAA). Desde diversas instituciones públicas y de investigación se han desarrollado indicadores de tipo objetivo para dar razón de la situación, por ejemplo, de la sanidad (MSPS, 2010) o la educación (Instituto de Evaluación, 2010). Menos frecuente es, sin embargo, el uso de datos e indicadores basados en la percepción ciudadana, en los que se contemple una perspectiva autonómica<sup>2</sup>.

La evaluación de las políticas desde el punto de vista de los ciudadanos puede completar la información de tipo objetivo sobre su rendimiento. Existe, además, un consenso extendido sobre que la opinión ciudadana, en concreto, el grado de satisfacción, es un indicador esencial de la calidad de los servicios. Contar con datos de opinión representativos desde un punto de vista territorial exige un esfuerzo económico. Sin embargo, este tipo de información puede no presentar tantas dificultades como las que implica la recogida de datos de gestión o de rendimiento de las políticas procedentes de 17 CCAA que, en ocasiones, usan metodologías diferentes, como en el caso de las listas de espera quirúrgicas (FADSP, 2010).

Pero ¿qué refleja la (in)satisfacción ciudadana con las políticas? En concreto, ¿existen diferencias en la valoración que los ciudadanos hacen de las políticas en función del lugar donde vivan?, ¿qué factores explican los distintos grados de satisfacción ciudadana en los diferentes territorios?, ¿pueden deberse a la distinta composición de la población o a las diversas características socioeconómicas de un territorio? o ¿podría tener sentido preguntarse, por ejemplo, si la distinta gestión que hacen los gobiernos de los servicios públicos puede estar en el origen de estas diferencias de satisfacción?

El análisis que aquí se realiza trata de responder a estas preguntas y pretende mejorar el conocimiento sobre el uso de indicadores de opinión pública para la evaluación de las políticas en contextos multinivel. Se analiza la evaluación que los españoles realizan de la sanidad, las pensiones y la educación públicas con datos de una encuesta procedente del Banco de Datos del CIS. Estas tres políticas constituyen interesantes casos de estudio. Su relevancia no solo radica en los efectos redistributivos y de garantía de la igualdad de oportunidades. Se trata de servicios de consumo masivo, a los que la ciudadanía, tal y como aseguran las encuestas (CIS), concede una importancia primordial y sobre los que,

---

Superior de Investigaciones Científicas en noviembre de 2010; de Ignacio Jurado, Sandra León y de otros miembros del seminario de investigación del Centro de Estudios Políticos y Constitucionales, donde se presentó este trabajo en marzo de 2011, así como de los evaluadores anónimos de la REIS.

<sup>2</sup> En el panorama internacional, *The Role of Government IV* (2006), la cuarta ronda de la *European Social Survey* (2008) y el Eurobarómetro incluyen algunas preguntas sobre la satisfacción ciudadana con las políticas que permiten comparar entre países (i.e. Fraile, 2005; Riba y Cuxart, 2007). En Gallego *et al.* (2011), donde los autores analizan el impacto de la descentralización en la desigualdad territorial, se utilizan datos de percepción pero se trata de grupos de discusión. La única encuesta representativa por CA es el Barómetro Sanitario que realizan el Ministerio de Sanidad y el CIS, desde hace ya varios años.

en la medida en que forman parte del corazón del Estado de bienestar, se encuentran en el centro del debate en estos tiempos de crisis, al cuestionarse su eficacia o la forma en que hasta el momento han sido diseñados o gestionados (Del Pino y Ramos, 2009).

Estas políticas también han sido seleccionadas porque la competencia sobre ellas recae en distintos gobiernos y ello permitirá observar si las pautas territoriales de satisfacción son distintas según si las políticas están descentralizadas o la responsabilidad principal sobre ellas sigue recayendo en el Gobierno de España. El proceso de descentralización de la sanidad y la educación concluyó hace ocho y nueve años respectivamente, desde que finalizó el traspaso de competencias de estas políticas. Las pensiones siguen siendo, sin embargo, una competencia del Gobierno de España. ¿Son las pautas de satisfacción en pensiones (competencia central) similares a las de la educación y la sanidad (competencia autonómica)?

El análisis muestra que, efectivamente, existen diferencias en el grado de satisfacción de los ciudadanos con la educación y la sanidad entre CCAA y que estas persisten aun controlando por las variables habituales de carácter individual sociodemográficas, socioeconómicas e ideológicas. Aunque también existen diferencias en relación con la política de pensiones, estas son, sin embargo, menores. A pesar de reducirse, las diferencias persisten en las tres políticas si se incluyen en el análisis características de los individuos y del entorno socioeconómico de las CCAA. Además, los determinantes de la satisfacción varían en función de la política que se considere. A pesar de las dificultades metodológicas que implica, puede ser prometedor estudiar en qué medida los distintos grados de satisfacción se deben a los efectos de los diferentes modelos de organización y gestión de la educación y la sanidad.

En el segundo epígrafe se presentan las principales hipótesis. En la tercera parte se

describen los datos y los métodos estadísticos. Seguidamente se muestran los principales hallazgos del análisis. Finalmente, se discuten los resultados y las implicaciones de esta investigación y se sugieren nuevas líneas de análisis.

## **HIPÓTESIS SOBRE LOS DETERMINANTES DE LA SATISFACCIÓN CON LAS POLÍTICAS EN EL ESTADO AUTONÓMICO**

### **La Comunidad Autónoma de residencia**

España constituye un interesante caso de análisis para estudiar la satisfacción ciudadana con políticas cuya responsabilidad recae en distintos niveles de gobierno. Desde la Constitución de 1978, el Estado autonómico se ha ido desarrollando de forma paralela a la creación de un moderno Estado de bienestar. El país puso en marcha un sistema nacional de salud en 1986 que atiende a prácticamente toda la población y al que se suele considerar eficiente y de calidad cuando se le compara con otros modelos sanitarios occidentales (OMS, 2008). El sistema educativo público es universal, gratuito y obligatorio entre 6 y 16 años. En cuanto a las pensiones contributivas, el modelo español se caracteriza por ser un sistema de reparto.

Los gobiernos subnacionales controlan en España más del 50% del gasto público y emplean a más de un 70% de los trabajadores públicos (MAP, 2009). A pesar de que la descentralización de la educación y la sanidad comenzó en distintos momentos, desde 2002 todas las CCAA gestionan ya ambas políticas. Recientemente, alrededor de la discusión sobre la financiación autonómica, el debate sobre la desigualdad en relación con los recursos y los servicios en las CCAA se ha intensificado. Algunas CCAA han adoptado diferentes modelos de gestión de las políticas. Por ejemplo, la educación es provista a través de colegios públicos, privados y concertados cuyo equilibrio varía

de una CA a otra (Instituto de Evaluación, 2010). En relación con la sanidad, los distintos actores públicos y privados interactúan de diferentes modos según la CA (Ministerio de Sanidad Política Social e Igualdad, 2007). Las diferencias en materia educativa y sanitaria han sido puestas de manifiesto por distintos estudios comparados nacionales o internacionales recientemente (CES, 2010; OECD, 2009).

Aunque la normativa en pensiones es homogénea en toda España y la gestión corresponde al Gobierno central, las diferencias regionales en salarios, estructura productiva o nivel de precios inciden en que el poder adquisitivo de los mayores sea distinto en diversos territorios (Ruiz-Huerta y Díaz, 2004), lo que puede influir en la satisfacción ciudadana. Igualmente, ciertas CCAA han aprobado complementos a las pensiones contributivas. No obstante, el grado de variación territorial en la política de pensiones es menor que en la sanidad o la educación.

Es sensato pensar que los españoles, tras décadas en que las competencias sobre las políticas recaían en un único Gobierno central, puedan tener una valoración similar de las políticas. Sin embargo, diferentes factores hacen más razonable esperar que los ciudadanos realicen una evaluación distinta en función de la CA donde vivan. Las diferencias entre CCAA pueden provenir bien de las características de la población, bien del entorno socioeconómico de cada territorio, o bien de las diferencias en materia de política educativa y sanitaria. *Si esto es así, en el caso de España esperaríamos encontrar más diferencias de satisfacción en relación con la sanidad y la educación que con las pensiones.*

### **Las características sociodemográficas y socioeconómicas de la población**

La creciente evidencia sobre los determinantes de la valoración ciudadana de los

servicios públicos y la literatura sobre las actitudes ante el Estado de bienestar y sus condicionantes pueden ser útiles para establecer algunas hipótesis sobre la satisfacción con las pensiones, la sanidad y la educación. Especialmente, en relación con las políticas sociales, se asume que el propio interés, derivado de ser beneficiario cierto o potencial de las prestaciones sociales, y las variables ideológicas son los mejores predictores de las actitudes ante el bienestar (Blekesaune y Quadagno, 2003).

En España, los mayores tienden a estar más satisfechos con el funcionamiento de los servicios públicos. Seguramente se debe a que comparan los servicios que reciben hoy con los que recibían en el pasado (Arriba *et al.*, 2006). La misma actitud es de esperar en relación a las tres políticas analizadas. Un razonamiento similar podría aplicarse en el caso de los inmigrantes. Especialmente respecto a la sanidad y la educación, estas personas tienen un acceso sencillo a un conjunto de servicios que probablemente considerarán mejores que los existentes en sus países de origen. En general, las mujeres están más preocupadas por las políticas de bienestar y puede esperarse que sean más críticas (Carrillo y Tamaro, 2008; Fraile, 2005). En el caso de la educación, es posible que el hecho de tener hijos en edad escolar sea también una variable a considerar.

Es probable que las personas más instruidas se muestren más exigentes con la educación y sean, en general, más críticas con su funcionamiento. A medida que los individuos se autoubican en las clases más altas acostumbran a valorar mejor la eficacia del sistema público de salud (Arriba *et al.*, 2006). Aun así, la evidencia es ambigua y mientras en el caso de los hospitales a mayor clase social mejor valoración, las clases más bajas evalúan mejor los centros de salud que las más altas (AEVAL, 2010).

También se ha considerado como hipótesis que el hecho de trabajar para el sector público haga que se valoren mejor los servicios públicos, en línea con el tradicional discurso acerca de las clientelas que genera el sistema público.

*Teniendo en cuenta lo dicho, es razonable pensar que las variables sociodemográficas y socioeconómicas tengan algún efecto en la satisfacción ciudadana y que esta pueda variar en alguna medida en función de la política de la que se trate e incluso de la CA.*

### **Ideología**

Las actitudes hacia las políticas sociales se ven afectadas por otras creencias más generales sobre la justicia social (Hasenfeld y Rafferty, 1989). La afinidad ideológica con el Estado de bienestar puede hacer que algunos ciudadanos consideren que mostrarse satisfechos con los servicios públicos es una forma de apoyo a los mismos (Taylor-Gooby, 1989). En este sentido, los ciudadanos que se autoubican a la izquierda ideológica serían más proclives a evaluar mejor los servicios públicos, dado que son más partidarios de la provisión pública del bienestar y pueden ser más comprensivos con los problemas de la misma. Aun así, la evidencia no es concluyente, puesto que la insatisfacción también puede reflejar la preocupación con el funcionamiento de los servicios públicos, que acostumbra a ser mayor entre los ciudadanos de izquierdas (AEVAL, 2010).

También puede ocurrir que los ciudadanos se vean tentados a valorar positivamente los servicios públicos si el partido en el gobierno coincide con su ideología declarada. Fraile (2005: 18) encontró para el conjunto de España, durante la segunda legislatura del Partido Popular (PP), un mayor grado de satisfacción con la educación y la sanidad entre los individuos de derechas que entre los de izquierdas, que

justificaba por el hecho de que «los ciudadanos que tienen una ideología afín al partido del gobierno tenderán a evaluar mejor y a mostrar mayores niveles de satisfacción». Es posible, pues, *que los ciudadanos evalúen mejor la educación y la sanidad si el gobierno de su CA, responsable de estas políticas, es del mismo color político.*

### **El contexto socioeconómico de la Comunidad Autónoma de residencia**

*Las diferencias de percepción sobre el funcionamiento de los servicios públicos en las CCAA pueden deberse a factores de su entorno socioeconómico.* La riqueza de la CA puede influir positivamente en la valoración de los servicios. Se ha demostrado, por ejemplo, la relación entre los resultados de las políticas y el nivel económico de sus beneficiarios. Así, el rendimiento medio de los estudiantes correlaciona con la situación social, económica y cultural de su entorno (Instituto de Evaluación, 2010). También hay una relación clara (aunque bidireccional) entre la situación socioeconómica de un territorio y la salud pública, que puede incidir en la satisfacción ciudadana sobre el sistema sanitario. Por supuesto, una CA más rica producirá, aun con las mismas reglas de cálculo, pensiones contributivas mayores, que pueden afectar a la satisfacción ciudadana con el sistema. Se trata en realidad de una discusión clásica entre los estudiosos de las actitudes hacia las políticas sociales, que se refiere al llamado efecto «creaming», consistente en si, con mejores clientes, es posible tener mejores políticas (Thomson y Mossialos, 2006). Además, la mayor o menor homogeneidad de la población en términos económicos e incluso étnicos puede condicionar las actitudes hacia el bienestar, tanto la valoración del funcionamiento del sistema (Crepaz y Darron, 2009) como los patrones de apoyo y preferencias sobre el mismo (Van Oorschot, 2006).

## DATOS Y METODOLOGÍA

Para realizar este análisis se ha utilizado una encuesta llevada a cabo en el otoño de 2009, diseñada desde el Observatorio de Calidad de los Servicios de AEVAL y el CIS<sup>3</sup>. Se preguntaba sobre unos 50 servicios públicos, competencia de los distintos niveles de gobierno. El cuestionario estructurado se administró mediante una entrevista personal en el domicilio del encuestado. Se dirigió a población residente, no solo española, usuarios o no de los servicios, de más de 18 años. El tamaño muestral previsto fue de 8.000 entrevistas, realizándose finalmente 7.924. La distribución de la muestra, el coeficiente de ponderación y los errores de muestreo para cada CCAA, Ceuta y Melilla se pueden encontrar en el Anexo I. Finalmente, el cuestionario consta también de las variables de clasificación de carácter sociodemográfico y de ideología habitualmente utilizadas por el CIS.

Se ha analizado la satisfacción de los ciudadanos en relación con tres políticas públicas: sanidad, educación y pensiones. El enunciado de la pregunta por la que se mide la misma es: *Independientemente de que los utilice, ¿está Ud. muy satisfecho/a, bastante, poco o nada satisfecho/a con el funcionamiento de la sanidad pública/educación pública/gestión de las pensiones públicas?*

Como se ha visto en la sección de hipótesis, la satisfacción puede estar condicionada por distintos factores. Por ello, además de la CA de residencia del entrevistado, se han incluido otras variables explicativas, clasificándolas en varios grupos: socioeconómicas, ideológicas y, finalmente, de entorno económico y social de la CA.

Se han aplicado modelos de regresión para estudiar las relaciones entre las varia-

bles. Debido a la naturaleza jerárquica de los datos, se han utilizado regresiones multinivel, que permiten estimar de forma eficiente los efectos de variables que actúan en varios niveles (individuales y regionales), así como comprobar si los efectos de las características individuales actúan de forma homogénea en todo el territorio (Bryk y Raudenbush, 1992; Snijders y Bosker, 1999; Browne *et al.*, 2005). En pro de la robustez de las conclusiones se han usado varios métodos de estimación de la función de verosimilitud (cuasi-verosimilitud restringida penalizada, R-PQL, e integración numérica de la función de verosimilitud de Laplace<sup>4</sup>), obteniendo resultados muy similares en los distintos métodos de estimación (Hox, 2010; Raudenbush *et al.*, 2004). Debido al escaso número de unidades de nivel 2 (17 CCAA más Ceuta y Melilla), también se han estimado modelos caracterizando los efectos autonómicos como fijos (mediante la introducción de variables dicotómicas para las CCAA y las interacciones pertinentes). Las probabilidades pronosticadas regionales estimadas por efectos fijos son muy similares a los modelos de efectos aleatorios, resultado esperable dado el elevado tamaño muestral dentro de cada CA (Hsiao, 2003). El modelo final se ha desarrollado por pasos sucesivos, comparando modelos anidados y analizando los efectos de introducir o eliminar predictores, interacciones y restricciones<sup>5</sup>. Para clarificar la presentación de los resultados estadísticos, mostramos los modelos de regresión en formato reducido en los Anexos, agrupando las variables explicativas en bloques.

<sup>4</sup> Utilizando el programa WHLM 6.08.

<sup>5</sup> Por razones de claridad en la comparación entre modelos, se incluyen en las tablas RPQL todas las variables que son significativas en alguna de las tres políticas, aunque no lo sean en las otras dos. El modelo final para cada política, solo con los predictores significativos para cada una de ellas, se incluye en la tabla FMN. Las tablas EF-EM comparan los resultados de los modelos de efectos fijos y de efectos mixtos.

<sup>3</sup> Los profesores Gregg van Ryzin (Rutgers University) y, especialmente, Ernesto Carrillo (UCM) y Manuel Tamayo (URJC) realizaron valiosas aportaciones y comentarios a la encuesta.

La variable dependiente se ha dicotomizado (satisfecho v. insatisfecho) debido a la violación del supuesto de riesgos proporcionales<sup>6</sup>, que impide utilizar un modelo de regresión ordinal y a la escasa presencia de los valores extremos (muy o nada satisfecho) en la muestra (no llegan al 10% en ninguna de las políticas analizadas). Se asume que la satisfacción observada con una determinada política es una variable dicotómica (0-1) que sigue una distribución binomial. Por tanto, para cada una de las políticas se estima un modelo logístico de la siguiente forma.

En el nivel 1:

$$Prob(satisfecho = 1 | X_{ij}) = \varphi_{ij}$$

$$\ln \left( \frac{\varphi_{ij}}{1 - \varphi_{ij}} \right) = \eta_{ij}$$

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{kj} Cln_{ij}$$

En el nivel 2:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} CEnt_j + u_{0j}$$

...

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} + \gamma_{k1} CEnt_j + u_{kj}$$

Donde  $X_{ij}$  se descompone en  $Cln_{ij}$ , una matriz de características individuales de los encuestados y  $CEnt_j$ , una matriz de características del entorno. Las distribuciones de las variables independientes y sus fuentes se pueden consultar en el Anexo. Las características del entorno económico de las CCAA utilizadas son: tasa de paro, tasa de empleo, PIB *per cápita*, gasto medio de los hogares en bienes y servicios, tasa de pobreza relativa (hogares por debajo del 60% de la renta mediana equivalente). Debido al grado de correlación entre estas variables y al reducido tamaño muestral de unidades de nivel 2 se ha optado por construir un factor

mediante el método de componentes principales. Este factor explica algo más del 75% de la varianza de las cinco variables mencionadas. El factor se ha construido de tal modo que una mayor puntuación implica un mejor entorno económico. Además de este factor, se han incluido en los modelos el porcentaje de extranjeros residentes en las CCAA y el de mayores de 65 años a 1 de enero de 2009.

## RESULTADOS

A primera vista, la satisfacción de los ciudadanos con los servicios relacionados con la sanidad, la educación y las pensiones varía en función de la CA de residencia del entrevistado de forma sustantiva, como puede verse en una observación detallada de las proporciones brutas de satisfechos en cada territorio (tabla D2). Para analizar esta variabilidad regional en la satisfacción con estas políticas se han empleado varias técnicas, cuyos resultados se muestran en la tabla R2. Como puede observarse, el porcentaje de variabilidad total en la satisfacción que se explica por la variación entre territorios es siempre mayor para la sanidad y siempre menor para las pensiones, quedando la educación en un valor intermedio pero más cercano a la sanidad. Este hecho se produce con independencia de la caracterización de los efectos regionales como fijos o como aleatorios<sup>7</sup> y de la forma de estimación o la función de enlace elegida.

Así, el método más generalizado de partición de la varianza para multinivel (la CIC por variable latente) estima un componente

<sup>6</sup> El test de líneas paralelas produce un p-valor de 0,00, para las tres políticas, tanto en los modelos nulos (solo con la CA como predictor) como en los modelos con variables relativas a las características del individuo (véase la tabla R1).

<sup>7</sup> Por supuesto, la estimación mediante un modelo multinivel de los efectos regionales aleatorios ( $u(0j)$ ) conlleva un *estrechamiento* de aquellos resultados extremos obtenidos en CCAA con escaso tamaño muestral. La estimación por efectos fijos, en cambio, solamente tiene en cuenta las observaciones de una determinada CA para calcular la probabilidad de estar satisfecho con la misma.

de la varianza de 0,187 para la sanidad, de 0,141 para la educación y de 0,065 para las pensiones<sup>8</sup>. Este análisis refleja que existe una variación regional importante en la satisfacción para las tres políticas analizadas. La mayor variación regional se encuentra en la sanidad, seguida de la educación y, finalmente, de las pensiones. Esto permite afirmar que se ha hallado una primera evidencia a favor de la hipótesis que esperaba encontrar una mayor variación regional en las políticas cuya gestión se ha descentralizado. No obstante, esta evidencia debe ser tomada con cautela por dos motivos. En primer lugar, la variación regional en la satisfacción con las pensiones (si bien menor que la observada para la educación y la sanidad) es estadísticamente significativa. Este hecho no contradice nuestra hipótesis ya que, como se ha comentado, las diferencias en estructura socioeconómica (carreras laborales, salario medio, etc.) influyen en la cuantía media de las pensiones, la tasa de cobertura y otros resultados del sistema de pensiones que pueden influir en la satisfacción con el funcionamiento del sistema. En segundo lugar, es necesario descartar que estas diferencias *brutas* en la satisfacción se deban únicamente a las distintas características de la población en los diferentes territorios, lo que será objeto del resto de este apartado.

<sup>8</sup> En principio, estas CIC obtenidas pueden considerarse bajas si se aplica la *rule of thumb* de una CIC del 5% para justificar un multinivel (véase Hox, 2011). No obstante, esta regla está pensada para variables dependientes continuas. Por la propia naturaleza binaria de la variable dependiente, la CIC suele ser reducida por cualquiera de los métodos de estimación de la misma (Goldstein, 2010). Por ejemplo, un modelo con dos regiones de igual tamaño, una con un porcentaje de satisfechos del 40% y otra del 60%, solamente produce una CIC del 4,0%. Esto implica que una variación de 20 puntos porcentuales de satisfacción entre dos regiones podría ser considerada como irrelevante por la citada *rule of thumb*, si no se tiene en cuenta la naturaleza binomial de los datos. Igualmente, una diferencia de 33 puntos porcentuales (satisfacción del 67% en la región 1 y del 33% en la región 2) solamente produce una CIC del 11%.

## Educación

El Modelo 0 (tabla R5-RPQL-E,) estima que siete CCAA (Asturias, Aragón, Cataluña, Madrid, Navarra, el País Vasco y La Rioja<sup>9</sup>) tienen porcentajes de satisfechos distintos de forma estadísticamente significativa a Andalucía, que ha sido definida como CA de referencia (gráfico R3). El componente de la varianza entre CCAA (0,141) es distinto de cero de forma estadísticamente significativa a cualquier nivel de confianza. Se puede concluir que el nivel de satisfacción con el funcionamiento de la educación pública en España es desigual.

El sexo (modelo 1) no es una variable significativa para predecir la probabilidad de estar satisfecho con la educación. La edad, en cambio, sí que es relevante, de modo que los más jóvenes y los mayores están más satisfechos que los de edades intermedias. Esta relación entre edad y satisfacción es común para toda España ( $p$ -valor  $\text{var}(u_{j,\text{edad}}) > 0,3$ ).

El modelo estima que tres de cada cuatro extranjeros están satisfechos con la educación, frente a solo el 54% de los españoles<sup>10</sup>. El efecto de ser extranjero, como ocurría con la edad, tampoco presenta variación significativa entre CCAA ( $p$ -valor  $> 0,5$ ).

Tener hijos en edad escolar implica una probabilidad de estar satisfecho del 60% (frente al 53% de los que no tienen hijos en edad escolar). Si bien en todas las CCAA los que tienen hijos escolares están más satisfechos que los que no, las variaciones entre CCAA sí son significativas ( $p$ -valor = 0,02). Esto puede estar indicando que en algunas CCAA la opinión de los usuarios depende de criterios distintos a la de los no usuarios.

<sup>9</sup> Dependiendo de la forma de estimación del modelo, Cataluña, Aragón y La Rioja son significativas al 90 o al 95%.

<sup>10</sup> Todas las probabilidades pronosticadas que se presentan se han calculado tomando al individuo medio en el resto de las variables consideradas.

Al controlar el efecto de estas variables, la ordenación de las CCAA por su nivel de satisfacción no varía. No obstante, hay ciertos casos que merece la pena destacar. En Madrid se observa que la probabilidad de estar satisfecho con la educación es inferior a lo que parecía en los datos brutos (Modelo 1)<sup>11</sup>. Esto se debe fundamentalmente a que se ha *descontado* el efecto de los extranjeros, que valoran mejor la educación pública y cuyo número es mayor en Madrid que en otras CCAA. En Canarias, en cambio, se observa que la baja valoración de la educación detectada inicialmente mejora ligeramente si se controla por el efecto de las sociodemográficas.

A continuación, se añaden otras variables individuales que pueden actuar como un *proxy* del nivel socioeconómico del encuestado. En primer lugar, la clase social subjetiva, la cual no presenta ningún efecto en la satisfacción<sup>12</sup>. El nivel educativo, en cambio, sí que resulta estadísticamente significativo ( $p$ -valor=0,000). La probabilidad pronosticada de estar satisfecho con la educación pública desciende monótonamente a medida que se incrementa el nivel educativo. Mientras que para los que han estudiado educación primaria o menos esta probabilidad es del 63%, para los universitarios es del 46%. Este efecto se observa para todas las CCAA sin variación significativa. Finalmente, el hecho de ser empleado público no afecta a la satisfacción con la enseñanza pública.

Una vez que se ha controlado por las variables individuales relativas a las características sociodemográficas y socioeconómicas se observa que las diferencias entre algunas CCAA siguen siendo importantes y estadísticamente significativas. Las siete CCAA detectadas inicialmente continúan siendo distintas a Andalucía<sup>13</sup>. Además, las probabilidades pronosticadas autonómicas para las CCAA con elevada satisfacción (Asturias, País Vasco, Navarra y La Rioja) no solo no disminuyen al controlar por estas variables, sino que se incrementan ligeramente.

Una vez controlado por las variables anteriores, se incluye un conjunto de variables relativas a la ideología. En primer lugar, autoubicarse en la derecha de la escala ideológica implica que es menos probable estar satisfecho con la educación (tabla R5-RPQL-E, Modelo 3), lo cual puede deberse al hecho de que los ciudadanos de *derechas* tienden a confiar menos en el funcionamiento de los servicios prestados por el sector público, o a que tienden a valorar peor los servicios públicos debido a que el Gobierno central estaba ocupado en el momento de realización de la encuesta por el PSOE.

Al analizar si el efecto de la ideología difiere por CA, se observa que en la mayoría de las CCAA ser de *derechas* disminuye (gráfico R6) la satisfacción con la educación, excepto en Madrid y Navarra, donde el efecto es ligeramente positivo. Una regularidad importante es que el coeficiente de ser de *derechas* es mucho mayor (en valor absoluto) en las CCAA gobernadas por el PSOE<sup>14</sup>. Para aislar este efecto se ha introducido una variable

<sup>11</sup> Para calcular esta probabilidad pronosticada se supone que la distribución sociodemográfica en cada CA es igual a la de España.

<sup>12</sup> Podría argumentarse que esta falta de efecto significativo de la clase social viene determinada por su correlación con otros de los predictores (multicolinealidad), en especial con el nivel educativo. No obstante, debido a que se trata de la autoubicación de los sujetos, esta variable de clase social no correlaciona de forma importante con el nivel educativo del sujeto. La mayor parte de los encuestados se sitúan en la clase media y un número muy bajo en las clases alta y baja. Esta falta de varianza en la clase social sí puede motivar que no se aprecie efecto del nivel educativo en la satisfacción con la enseñanza.

<sup>13</sup> Aragón y La Rioja son estadísticamente significativas al 90, pero no al 95%.

<sup>14</sup> En la estimación del modelo de efectos aleatorios, el intercepto común para la variable *derechas* ( $\alpha_j$ ) anula el efecto del error aleatorio ( $u_{ij}$ ) y provoca que la ecuación pronosticada para la variable *derechas* sea negativa para todas las CCAA, incluidas Madrid y Navarra, al contrario de lo que sucede si se estiman regresiones separadas para cada CA.

dicotómica de nivel 2 que asigna un 1 a las CCAA con gobiernos autonómicos de izquierdas. Pese al escaso número de unidades de nivel 2, el coeficiente de esta variable es significativo al 90% de confianza y reduce más del 50% la variación encontrada en el efecto de ser de derechas entre CCAA<sup>15</sup>. Por tanto, ser de derechas disminuye en mayor medida la satisfacción con la educación pública en las CCAA con gobiernos de izquierdas. Esto apunta a una cierta evidencia sobre la existencia de un efecto de identificación con el partido del gobierno en la CA. Se podría argumentar que si el efecto identificación fuera perfecto, y lo único que fundamenta la relación entre la ideología y la satisfacción, se deberían encontrar coeficientes positivos para autoubicarse en la derecha en las CCAA gobernadas por el PP y coeficientes negativos en las gobernadas por el PSOE. En cambio, se encuentran coeficientes negativos en las gobernadas por el PSOE y cercanos a cero en las gobernadas por el PP. Esto parece deberse a varios factores. En primer lugar, el efecto *identificación* no es único, sino que también puede operar con un efecto genérico de la ideología, que asocia a la derecha una actitud más crítica con el funcionamiento de lo público. Además, puede que ciertos individuos no atribuyan que el gobierno de su CA es el responsable de la gestión de la educación<sup>16</sup>, o bien que consideren que las competencias que aún retiene el Gobierno central son determinantes en el funcionamiento del sistema. Por otro lado, si no existiese ningún efecto *identificación* con el Gobierno autonómico, la influencia de la ideología en la satisfacción con la educación sería homogénea en toda España y no se encontraría esta variación significativa según el partido gobernante en la CA. En consecuencia, se puede

afirmar que, a pesar de los posibles problemas de atribución de la responsabilidad de la gestión de las políticas, se ha encontrado cierta evidencia a favor de un efecto *identificación* con el gobierno de la CA, que convive con una tendencia general para toda España a la menor valoración de la educación para los individuos de derechas<sup>17</sup>.

Tras controlar por el efecto de la ideología se observa que la varianza de la satisfacción entre CCAA sigue siendo estadísticamente significativa. Las CCAA de Asturias, Aragón, Navarra, País Vasco y La Rioja<sup>18</sup> presentan porcentajes estimados de individuos satisfechos significativamente mayores que Andalucía. Cataluña y Madrid presentan niveles reducidos de individuos satisfechos (gráfico R7).

Si se introducen en el modelo variables relacionadas con el entorno socioeconómico de cada CA, solamente el porcentaje de extranjeros sobre la población total presenta cierto poder explicativo. A mayor porcentaje de extranjeros en una CA, menor satisfacción pronosticada con el sistema educativo público. La introducción de esta variable en el modelo reduce la varianza aleatoria entre CCAA en torno a un 50%, lo que implica que casi la mitad de las diferencias autonómicas encontradas pueden ser explicadas por las diferencias en el grado de inmigración. De hecho, las dos CCAA con más satisfechos (Asturias y País Vasco) son también las dos CCAA donde existen menos extranjeros en la población de derecho en 2009. Igualmente, cuatro de las seis CCAA con mayor satisfacción se encuentran en el cuartil más bajo si

<sup>15</sup> El componente de la varianza pasa de ser 0,02591 a 0,01083.

<sup>16</sup> Sobre la claridad en la atribución de responsabilidades en los Estados compuestos con un estudio de caso sobre España véase León (2010).

<sup>17</sup> En la encuesta no existe una pregunta que permita identificar la atribución que hacen los individuos sobre qué nivel de gobierno es responsable de la gestión de la educación. Además, al no existir ninguna encuesta similar en el CIS, no es posible analizar el contrafactual del efecto de la ideología cuando cambia el color del Gobierno central o autonómico.

<sup>18</sup> Aragón y La Rioja son significativos al 90, pero no al 95% en la estimación por R-PQL.

ordenamos las CCAA por número de extranjeros.

A pesar del peso de la inmigración en la satisfacción con la enseñanza pública, una vez controlado por esta variable sigue existiendo variación estadísticamente significativa entre las CCAA ( $p$ -valor=0,000), no explicada por el modelo. Es decir, se ha encontrado una evidencia robusta de que los ciudadanos de algunas CCAA están más satisfechos que los de otras con el funcionamiento del sistema educativo público.

### Sanidad

Al igual que en la educación, en una primera aproximación sin predictores se observan variaciones regionales importantes en el porcentaje de satisfechos en las CCAA (tabla R5-RPQL-S, Modelo 1). Seis CCAA muestran diferencias significativas con Andalucía, que ha sido definida como la CA de referencia. Se trata de Aragón, Asturias, Baleares, País Vasco y Navarra, con un elevado porcentaje de satisfechos y, como se ha mencionado, Canarias, con un porcentaje reducido<sup>19</sup>. La varianza estimada entre CCAA es estadísticamente significativa a cualquier nivel de confianza.

El sexo, al contrario de lo que sucedía en relación a la educación, sí afecta significativamente a la satisfacción con la sanidad (56% en mujeres frente a 64% en hombres). La edad presenta un perfil cóncavo (jóvenes y mayores más satisfechos). La probabilidad pronosticada para los jóvenes es del 64%, la de los individuos de entre 35 y 44 años es del 55% y la de los mayores de 65 años es del 70%.

El hecho de ser extranjero tiene un efecto muy relevante, siendo los españoles más críticos. La distancia entre la probabilidad pro-

nosticada de estar satisfecho con la sanidad pública entre españoles y extranjeros es de más de 20 puntos porcentuales. El tener hijos en edad escolar, en cambio, no afecta a la satisfacción con la sanidad.

El nivel educativo no tiene un efecto significativo, al contrario que la clase social. Mientras que los que se autoubican en las clases media-baja y media tienen un nivel de satisfacción homogéneo (en torno al 60%), los de clase media-alta presentan un porcentaje medio pronosticado de satisfacción del 66% y las de clase alta del 73%. El efecto de la clase social sobre la satisfacción con la sanidad no varía entre CCAA ( $p$ -valor de  $u_{\text{clase},j} > 0,5$ ). El hecho de ser empleado público no tiene influencia en la satisfacción con la sanidad.

Una vez controlado el efecto de estas variables, la varianza aleatoria entre CCAA permanece inalterada. Es decir, las variaciones entre CCAA encontradas en el análisis de la satisfacción regional no se explican debido a diferentes composiciones de las variables sociodemográficas ni socioeconómicas en la muestra.

La ideología tiene influencia en la satisfacción con la sanidad pública. Los individuos de derechas tienden a declarar en menor porcentaje que están satisfechos (razón de ventajas de 0,8) que los de izquierda. Al igual que en el caso de la educación, este efecto estimado para el conjunto de España no es homogéneo para las distintas CCAA. Si se realiza la misma regresión por separado para cada CA, se observa que en todas las gobernadas por el PSOE el efecto de ser de derechas provoca una clara reducción de la satisfacción. Por ejemplo, en Andalucía la razón de ventajas es 0,6 y en Extremadura es 0,4, lo que implica que en estas CCAA es alrededor del doble de probable estar insatisfecho con la sanidad si se es de derechas que si se es de izquierdas.

En cambio, en las CCAA gobernadas por el PP, o bien no se aprecian distinciones en la

<sup>19</sup> En la estimación por RPQL Aragón y Baleares son significativas al 90, pero no al 95%. En la estimación de Laplace o la de efectos fijos son significativas al 95%.

satisfacción con la sanidad por ideología (como en Valencia, Murcia o Castilla y León) o bien autoubicarse en la derecha de la escala ideológica incrementa la satisfacción (como en Madrid, donde es 1,2 veces más probable estar satisfecho con la sanidad que no estarlo si se es de derechas que si se es de izquierdas o en La Rioja, donde es algo más de 1,5). De hecho, si se introduce el color político del Gobierno autonómico en el modelo como una variable de nivel 2, se obtiene un coeficiente significativamente distinto de cero y que explica un 50% de la variación regional de dicho efecto<sup>20</sup> (véase el gráfico R6).

Una vez controlado por las variables relativas al encuestado, se intenta explicar la variación regional residual mediante indicadores que recojan el entorno socioeconómico de cada CA. Como ocurría en el caso de la educación, la introducción del porcentaje de extranjeros en la población de cada CA obtiene un coeficiente negativo y estadísticamente significativo (a más inmigración, menor satisfacción) que permite explicar el 30% de la variación entre CCAA.

Para controlar por el entorno socioeconómico de las CCAA se ha procedido a agrupar varios indicadores (paro, empleo, PIBpc, gasto medio en consumo de los hogares y tasa de pobreza relativa) en un componente principal. Dicho componente trata de captar la posibilidad de que un entorno económico más favorable permita mejores resultados en la prestación de servicios sanitarios y, por tanto, mayor satisfacción. Este factor entra en el modelo de forma significativa y permite explicar otro 19% adicional de la varianza entre CCAA, de modo que, a igualdad en el resto de las variables consideradas, se puede encontrar evidencia de que en las CCAA con mejor entorno económico existe una mayor satisfacción con la

sanidad, como se había apuntado en las hipótesis previas.

A pesar del poder explicativo de estas variables de entorno, en el modelo final sigue existiendo una variación significativa en el grado de satisfacción entre CCAA. De hecho, Asturias, País Vasco y Navarra siguen presentando un grado de satisfacción muy superior (Aragón y Baleares también presentan valores elevados de satisfacción, si bien en el modelo final ya no son estadísticamente distintos a Andalucía). En el otro extremo, Madrid, Extremadura, Murcia y Canarias presentan unos niveles más reducidos de satisfacción, si bien solo Madrid<sup>21</sup> y Canarias son estadísticamente significativas una vez que se ha controlado por la diversidad existente entre las características de los encuestados y el entorno socioeconómico autonómico.

### Pensiones

La estimación de las diferencias brutas regionales, es decir, sin controlar por ninguna variable, muestra que la variación en la satisfacción con las pensiones entre CCAA es bastante menor que en los casos de sanidad o educación. El componente de la varianza entre CCAA estimado, si bien es significativo a cualquier nivel de confianza, es alrededor de un tercio del encontrado para la sanidad ( $\text{var}(u_{0j})=0,065$  en las pensiones frente a 0,187 en sanidad).

Tomando como nivel de confianza el 95% (tabla R5-RPQL-P, Modelo 0), solo tres CCAA (Canarias, Cataluña y Galicia), con reducidos

<sup>20</sup> La varianza entre CCAA del efecto de ser de derechas se reduce de 0,051 a 0,026.

<sup>21</sup> El estimador bayesiano del residuo aleatorio autonómico no explicado  $u_0$  para la Comunidad de Madrid es estadísticamente distinto al de Andalucía una vez que se controla por las variables de entorno económico, si bien en los anteriores modelos (con variables relativas al encuestado) no lo era. Esto refleja el hecho de que Madrid, con un entorno económico mejor que el resto (menor paro, mayor PIB, menor pobreza...) debería presentar una mayor satisfacción pronosticada media que la que realmente se observa en los datos.

porcentajes de satisfacción, se diferencian significativamente de Andalucía (la CA de referencia). La Rioja, la CA con mayor porcentaje de satisfechos, no es estadísticamente diferente de Andalucía.

En cuanto a las características sociodemográficas, las mujeres valoran peor el sistema de pensiones (razón de ventajas de 0,8). Los extranjeros, como sucedía con sanidad y educación, están más satisfechos que los autóctonos. Mientras que la probabilidad pronosticada media para los españoles es del 47%, la de los extranjeros es del 67% (razón de ventajas de 2,3). Si bien se observa el típico perfil cóncavo en forma de U de relación entre la edad y la satisfacción (jóvenes y mayores más satisfechos), las diferencias entre grupos de edad son tan pequeñas que esta variable no es significativa.

El hecho de controlar por estas variables apenas afecta a la variación entre CCAA<sup>22</sup>. Los efectos anteriormente indicados para el sexo, la edad o la nacionalidad son similares en todo el territorio nacional<sup>23</sup>.

Tras la inclusión de estas variables, se introducen indicadores del nivel socioeconómico del entrevistado. La clase media-baja está más satisfecha que la baja; la media más que las dos anteriores y la media-alta supera en satisfacción al resto<sup>24</sup>. Estas diferencias son elevadas, ya que la probabilidad pronosticada de estar satisfecho con las pensiones ronda el 39% para los individuos de clase baja y se eleva hasta superar el 56%

para los de clase media-alta<sup>25</sup>. Este hallazgo diferencia la percepción de las pensiones de las otras dos políticas analizadas. Por nivel educativo, solo los de estudios secundarios presentan coeficientes significativos, con una satisfacción pronosticada que es estadísticamente mayor a las otras categorías educativas (razón de ventajas de 1,3). El efecto del nivel educativo en la valoración de la política de pensiones no presenta diferencias entre CCAA<sup>26</sup>. El hecho de ser empleado público no tiene efecto en la satisfacción.

La introducción de estas variables tampoco cambia las probabilidades regionales. En la estimación por efectos aleatorios siguen apareciendo las mismas tres CCAA (Canarias, Cataluña, y Galicia, con valores inferiores de satisfacción) como estadísticamente significativas.

Como ocurría respecto a educación y sanidad, autoubicarse a la derecha de la escala ideológica implica una menor probabilidad de estar satisfecho con las pensiones públicas. El valor pronosticado para el individuo medio de izquierdas es del 55% de satisfechos, mientras que para los de derechas es solo del 44%. Quienes se autoubican en el centro tienen un valor pronosticado medio del 47%.

El coeficiente estimado para el indicador de ser de derechas no presenta variación significativa entre CCAA (p-valor de 0,4). Este hallazgo refuerza la idea de la existencia de un cierto efecto *identificación* con el Gobierno autonómico en la satisfacción con la educación y la sanidad. En estas políticas, el efecto de la ideología era diferente según el color del Gobierno autonómico. En cam-

<sup>22</sup> La varianza pasa de 0,069 a 0,071.

<sup>23</sup> Los componentes de la varianza estimados para los errores aleatorios  $u_{kj}$  al permitir variar los coeficientes  $\beta_{kj}$  de forma aleatoria entre CCAA no son significativamente distintos de cero.

<sup>24</sup> El carácter creciente no continúa hasta la clase alta, que tiene una probabilidad pronosticada de estar satisfecho ligeramente inferior a la media-alta y similar a la media. No obstante, el coeficiente para la clase alta debe ser interpretado con cautela, ya que existen muy pocos individuos en la muestra que declaren que pertenecen a la clase alta.

<sup>25</sup> Además, este efecto no presenta variaciones importantes entre CCAA. Ninguno de los coeficientes de las variables dicotómicas indicadoras de clase social tiene un componente de la varianza significativo a ningún nivel de confianza (p-valor  $>0,4$  para los componentes de la varianza de todas las  $U_{clase,j}$  categorías de la clase social).

<sup>26</sup> p-valor del componente de la varianza de  $U_{univ,j} > 0,5$ .

bio, en relación con las pensiones, el efecto de la ideología es homogéneo en toda España. Una vez controlado por el efecto de la ideología, las diferencias territoriales en la satisfacción con las pensiones se mantienen estables.

A diferencia de las políticas analizadas anteriormente, ninguna de las variables de entorno utilizadas (PIBpc, gasto medio de los hogares en bienes y servicios, porcentaje de inmigrantes sobre la población total, etc.) predice la variación en los niveles regionales de satisfacción con las pensiones. Destaca el hecho de que, mientras que el efecto de la proporción de inmigrantes en la población era negativo y significativo para la educación y la sanidad, no tiene ningún efecto en las pensiones.

## DISCUSIÓN

Los resultados del análisis contribuyen a un mejor conocimiento sobre el uso de indicadores de opinión pública para la evaluación de las políticas en contextos multinivel. Aquí se ha estudiado la satisfacción de los ciudadanos en relación con tres políticas públicas: sanidad, educación (cuya competencia principal recae en los Gobiernos autonómicos) y pensiones (en manos del Gobierno central). Estas representan un porcentaje sustantivo del gasto público y tienen un papel principal en la redistribución. La pregunta central que ha guiado el análisis ha sido si existen diferencias en el grado de satisfacción con estas políticas entre las Comunidades Autónomas y, en caso de haberlas, si estas son genuinas o son debidas a terceros factores. Para ello, se han utilizado los datos procedentes de una encuesta con una muestra de 8.000 casos realizada en 2009.

1. Distintos factores pueden hacer que quienes residen en uno u otro lugar valoren de forma diferente las políticas públicas. El análisis ha reforzado esta hipótesis aunque con algunas matizaciones en función de la

política considerada. Existen diferencias en el grado de satisfacción de los ciudadanos con la educación, la sanidad y las pensiones entre algunas CCAA. Sin embargo, en el caso de las pensiones estas diferencias son bastante menores. Es decir, *existen mayores diferencias en las políticas cuya competencia principal está en manos de los Gobiernos autonómicos que en aquella que es competencia del Gobierno central.*

2. Tal y como se ha planteado en las hipótesis, de existir diferencias en la satisfacción en función de la CA, estas podrían deberse a las características sociodemográficas, socioeconómicas o ideológicas de la población de cada CA. Como se ha demostrado, *para las tres políticas, las diferencias territoriales en la satisfacción no desaparecen cuando se controla por las variables sociodemográficas, socioeconómicas o ideológicas utilizadas.*

3. A pesar de que no reducen la variación regional en la satisfacción en ninguna de las tres políticas, las variables relativas al individuo sí que tienen influencia en la satisfacción. Sin embargo, *es interesante resaltar que algunas tienen efectos distintos según la política considerada y, lo que es más importante, según el territorio.*

En cuanto a las *características sociodemográficas y socioeconómicas individuales*, las mujeres están menos satisfechas con la sanidad y las pensiones, lo que está en línea con los resultados de otros trabajos. En el caso de la educación, sin embargo, el control por la variable tener hijos en edad escolar elimina el efecto del sexo: hombres y mujeres con hijos escolares están igualmente satisfechos con esta política. Y su nivel de satisfacción es mayor que el de los que no tienen hijos, seguramente porque el contacto con el sistema educativo desmiente en parte el discurso estereotipado sobre la mala calidad de este. Tener o no hijos produce distintos efectos según el territorio: en Canarias no produce ningún efecto, mientras que en Cataluña

incrementa de forma muy importante la satisfacción con la educación.

Los jóvenes y mayores están más satisfechos en las tres políticas analizadas, siendo los de edad intermedia más críticos, seguramente porque son más conscientes del esfuerzo económico que exige mantener el Estado de bienestar. En pensiones, si bien se observa este perfil cóncavo, las diferencias entre grupos de edad son tan pequeñas que esta variable no es significativa. El poco peso de la variable edad es llamativo en esta política, puesto que sí es una variable muy importante para explicar otras actitudes hacia las pensiones (en general, los mayores apoyan más las pensiones públicas). Quizá el deseo de tener mejor pensión por parte de los mayores atempera una posible evaluación más positiva, haciéndoles más críticos y, por tanto, más parecidos a los grupos intermedios de edad.

Los extranjeros están más satisfechos con las tres políticas, probablemente porque comparan los servicios españoles con los de sus países de origen. Sin embargo, en relación con las pensiones este efecto es algo menor, quizá debido a que los extranjeros todavía no son beneficiarios de las pensiones de jubilación y sí de los servicios educativos y sanitarios.

Los resultados confirman la hipótesis de que los individuos de mayor nivel educativo y clase social autodeclarada más alta se muestran más críticos con la educación pública. En cuanto a las pensiones, la pertenencia declarada a las clases sociales más altas predice mayor satisfacción, lo que probablemente está relacionado con la mayor cuantía de las pensiones en el caso de estas personas. En sanidad, los que se consideran de las clases más altas la valoran mejor, lo que puede estar vinculado con una menor incidencia de cierto tipo de enfermedades en los más favorecidos o una mayor eficacia subjetiva en relación al sistema. Asimismo, tanto en relación con las pensiones como con la sanidad,

quizá se esté produciendo un cierto efecto de deseabilidad de existencia de un sistema público de sanidad y pensiones. No es que no se desee lo mismo para la educación, pero quizás en relación a esta política el debate más intenso en los últimos años sobre la falta de calidad de la misma, y la preocupación por su futuro, haga que la evaluación de los más instruidos sea negativa. El ser trabajador público no tiene influencia en la satisfacción con ninguna de las políticas, en contra de lo que se suponía.

Respecto a las *características ideológicas individuales*, autoubicarse en la derecha ideológica implica que es menos probable estar satisfecho con el funcionamiento de las tres políticas. Recuérdese que Fraile encontraba mayor satisfacción entre los de derechas, pero el contexto de sus datos era distinto puesto que el Gobierno de la nación estaba en manos del PP. En los casos de educación y sanidad además, el ser de derechas disminuye la satisfacción en mayor medida en las CCAA gobernadas por el PSOE. En Madrid y Navarra, el efecto de ser de derechas es ligeramente positivo en relación con la educación y, en Madrid y La Rioja con la sanidad. A diferencia de esas dos políticas, en el caso de las pensiones, ser de derechas no presenta efectos distintos entre CCAA, lo que puede implicar una evidencia a favor de un cierto efecto identificación con el gobierno que tiene las competencias principales en cada política.

4. También se había planteado como hipótesis que, de existir diferentes grados de satisfacción en función de la CA, estos podrían deberse, además o independientemente de las características individuales de los encuestados, a variables del entorno. De modo que el PIBpc, el gasto en consumo de bienes y servicios de los hogares, la tasa de empleo, la desigualdad, el porcentaje de inmigrantes sobre la población total, podrían explicar tales diferencias. Como se ha demostrado, *a pesar de reducirse, las diferencias de satisfacción entre CCAA persisten si se incluyen en el análisis las características*

del entorno en el caso de la educación y la sanidad. Respecto a las pensiones, estas variables de entorno autonómico no parecen tener ningún poder de predicción.

5. En cuanto a los coeficientes de estas características del entorno, a mayor población inmigrante en la CA, menor satisfacción con la educación y la sanidad, cosa que no ocurre en el caso de las pensiones. Alrededor de un 50% de las diferencias autonómicas encontradas respecto a la educación se explican teniendo en cuenta el peso del fenómeno de la inmigración en el territorio. Esta variable permite explicar el 30% de la variación regional entre CCAA en relación con la sanidad. Estos resultados diferentes en función de las políticas eran esperables, puesto que los inmigrantes son consumidores de servicios educativos y sanitarios, pero aún no de pensiones.

Las actitudes ciudadanas en relación con la influencia de la inmigración parecen reflejar los retos de las sociedades más diversas y heterogéneas. Se ha demostrado que el consumo de servicios públicos sanitarios por habitante es menor entre los extranjeros que los españoles (entre otros, Cots *et al.*, 2007; Blanco y Thuissard, 2010). Sin embargo, la presencia de inmigrantes parece afectar negativamente a la satisfacción. Quizá, como han encontrado Crepaz y Damron (2009), la tolerancia a la inmigración está vinculada a la mayor inclusividad del Estado de bienestar y este, el de la mayor inclusividad, es un reto para el modelo social español.

En el caso de la sanidad, a diferencia de lo que ocurría en educación, el entorno económico permite explicar un 19% adicional de la varianza entre CCAA, siendo en las más ricas donde sus ciudadanos están más satisfechos.

6. Si las diferencias de satisfacción entre algunas CCAA existen en el caso de las políticas analizadas y estas no se deben de una manera determinante a la distinta composición de la población ni a ciertas caracte-

ísticas del entorno, no es descartable la posibilidad de que las diferencias sean consecuencia de la propia organización y gestión de las políticas por los gobiernos subnacionales. Esta hipótesis se refuerza si se tiene en cuenta que las diferencias en la satisfacción ciudadana con las pensiones entre las distintas CCAA son bastante menores que con la sanidad o la educación.

Se abre así una vía de trabajo prometedor. Posteriores investigaciones deberían tratar de analizar si los indicadores objetivos sobre la gestión de la educación y sanidad en las CCAA son capaces de explicar (al menos en parte) las diferencias en satisfacción y si los indicadores de resultados en las pensiones (tasa de cobertura, pensión media...) pueden justificar la (menor) variabilidad que existe en las pensiones. Ello, sin embargo, no está exento de dificultades. En primer lugar, no es fácil capturar las diferencias en gestión y organización de las políticas del bienestar mediante un único indicador objetivo. Este es el clásico problema de la *variable dependiente* en la literatura sobre el bienestar. Sería necesario disponer de una amplia batería de datos homogéneos sobre la organización y gestión del sistema sanitario y educativo en las CCAA, lo cual no siempre es posible, al menos hasta el momento.

En segundo lugar, es complejo dada la estructura territorial española, solamente existen 17 CCAA, y por la falta de encuestas repetidas en el tiempo o representativas por provincias, el máximo número de unidades de nivel 2 es de 17. Por esto, es muy difícil estimar modelos robustos que incluyan la cantidad adecuada de variables explicativas que puedan *atrapar* las diferencias en organización y gestión de la sanidad y la educación en las CCAA. Aunque es teóricamente posible capturar los diferentes *modelos de provisión de sanidad y educación* entre CCAA mediante uno o dos indicadores compuestos (por ejemplo, usando un factorial), en la práctica este ejercicio presenta problemas, tanto por la ausencia de indicadores homogéneos

entre CCAA como por el hecho de que dentro de una CA también existen variaciones importantes (entre provincias, entre ámbito rural y urbano...) y que los modelos autonómicos de gestión de la sanidad y la educación están sufriendo importantes modificaciones. Por tanto, es necesario un análisis dinámico, con suficientes oleadas de datos de satisfacción e indicadores objetivos que permita un análisis de diferencias en diferencias sobre cómo afectan los cambios en la gestión a la satisfacción ciudadana, lo cual no es posible dada la disponibilidad actual de datos.

7. Como se explicaba al principio, el creciente interés por los resultados de las políticas con una perspectiva territorial puede ser útil para diversos objetivos en los Estados con múltiples niveles de gobierno. Ya sea con el propósito de rendir cuentas o el de perfeccionar la acción pública mediante el aprovechamiento de las ventajas que ofrece la descentralización en términos de contar con laboratorios de aprendizaje de prácticas exitosas puestas en marcha por otros gobiernos, los resultados de este análisis son valiosos:

- En educación, Asturias, País Vasco, Navarra y La Rioja presentan niveles de satisfacción superiores al resto de las CCAA, lo que implica que podrían ser tomadas como referencia para la política educativa, especialmente en Madrid.
- En sanidad, Asturias, País Vasco y Navarra son CCAA que presentan un grado de satisfacción muy superior a la media, seguidas de Aragón y Baleares, lo que podría ser tomado como una referencia en las CCAA de Madrid, Extremadura, Murcia y, especialmente, Canarias.

8. Finalmente, las diferencias en el nivel de satisfacción ciudadana con las políticas de bienestar autonómicas son muy importantes por las consecuencias que de ellas se pueden derivar. Aunque la evidencia es todavía escasa, o al menos no del todo precisa, la satisfacción con las políticas influye en los

patrones de uso público/privado (AEVAL, 2010). Se ha demostrado, por ejemplo, que a menor satisfacción con la educación pública, más uso de la privada o concertada por quienes pueden permitírselo. Esta huida de las clases medias hacia proveedores privados de servicios de bienestar puede implicar que se produzca cierta estigmatización por razón de su clientela, lo que puede acabar socavando el apoyo a la provisión pública (Larsen, 2008; Jordan, 2010). Menos apoyo ciudadano a la gestión pública puede facilitar el recorte del Estado de bienestar, especialmente en momentos de crisis como los actuales.

El análisis territorial de la satisfacción ciudadana con el funcionamiento de las políticas y sus determinantes individuales, de entorno e institucionales es una pieza clave para la fijación de una agenda de mejora de los servicios públicos que garantice su sostenibilidad, su equidad y su eficiencia y permita la innovación, la mejora y la rendición de cuentas de los responsables de su gestión.

## BIBLIOGRAFÍA

- Arriba, Ana, Inés Calzada y Eloísa del Pino (2006): *Los ciudadanos y el Estado de Bienestar en España (1985-2005)*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- AEVAL (2010): *Agenda Pública y Satisfacción con los Servicios Públicos en el Estado Autonómico*, Madrid: AEVAL (en línea). [http://www.aeval.es/comun/pdf/calidad/agenda\\_publica\\_2010.pdf](http://www.aeval.es/comun/pdf/calidad/agenda_publica_2010.pdf), último acceso abril de 2012.
- Banting, Keith H. (2006): «Social Citizenship and Federalism: Is a Federal Welfare State a Contradiction in Terms?», en Scott Greer (ed.), *Territory, Democracy and Justice*, Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Blanco Moreno, Ángela e Israel John Thuissard Vasallo (2010): «Gasto sanitario e inmigración: una mirada en clave de integración», *Presupuesto y Gasto Público*, 6: 93-132 (en línea). [http://www.ief.es/documentos/recursos/publicaciones/revistas/presu\\_gasto\\_publico/61\\_08.pdf](http://www.ief.es/documentos/recursos/publicaciones/revistas/presu_gasto_publico/61_08.pdf), último acceso abril de 2012.

- Blekesaune, Morten y Jill Quadagno (2003): «Public Attitudes toward Welfare State Policies: A Comparative Analysis of 24 Nations», *European Sociological Review*, 19 (5): 415-427.
- Browne, William J., S. V. Subramanian, Harvey Goldstein y Kelvin Jones (2005): «Variance Partitioning in Multilevel Logistic Models that Exhibit Overdispersion», *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 168 (3): 599-613.
- Bryk, Anthony S. y Stephen W. Raudenbush (1992): *Hierarchical Linear Models*, Newbury Park (CA): Sage.
- Calzada, Inés y Eloísa del Pino (2008): «Perceived Efficacy and Citizens Attitudes toward Welfare State Reform», *International Review of Administrative Sciences*, 74 (4): 555-574.
- Carrillo, Ernesto y Manuel Tamayo (2008): «El estudio de la opinión pública sobre la administración y las políticas públicas», *Gestión y Política Pública*, 17 (1): 193-215.
- CES (2010): *Informe. Desarrollo autonómico, competitividad y cohesión social en el sistema sanitario*, Madrid: Consejo Económico y Social.
- Cots, Francesc, Xavier Castells, Oscar García, Marta Riu, Aida Felipe y Oriol Vall (2007): «Impact of Immigration on the Cost of Emergency Visits in Barcelona (Spain)», *BMC Health Services Research*, 7: 9.
- Crepaz, Markus M. L. y Reagan Damron (2009): «Constructing Tolerance: How the Welfare State Shapes Attitudes About Immigrant», *Comparative Political Studies*, 42 (3): 437-463.
- Federación de Asociaciones para la Defensa de la Sanidad Pública (FADSP) (2010): *Los servicios sanitarios de las comunidades autónomas* (en línea). [www.fadsp.org](http://www.fadsp.org), último acceso abril de 2012.
- Fraile, Marta (2005): «Evaluación de políticas públicas y preferencias sobre nivel de gobierno», en Mariano Torcal, Laura Morales y Santiago Pérez-Nieves (eds.), *España: sociedad y política en perspectiva comparada*, Valencia: Tirant lo Blanch.
- Gallego, Raquel y Joan Subirats (coord.) (2011): *Autonomies i desigualtats a Espanya: percepcions, evolució social i polítiques de benestar*, Barcelona: Institut d'Estudis Autònoms.
- Goldstein, Harvey (2010): *Multilevel Statistical Model*, Chichester: John Wiley & Sons.
- Hasenfeld, Yeheskel y Jane A. Rafferty (1989): «The Determinants of Public Attitudes toward the Welfare State», *Social Forces*, 67 (4): 1027-1048.
- Hox, Joop (2010): *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*, Mahwah (NJ): Erlbaum.
- Hsiao, Cheng (2003): *Analysis of Panel Data* (2ª ed.), Econometric Society Monographs, Cambridge: Cambridge University Press.
- Instituto de Evaluación (2010): *Sistema Estatal de Indicadores de Educación*, Madrid (en línea). <http://www.educacion.gob.es/evaluacion/sistema-indicadores/Edicion-2010.html>, último acceso 1 de abril de 2012.
- Jeffery, Charlie (2005): «Devolution and Divergence: Public Attitudes and Institutional Logics», en John Adams y Katie Schmueker (eds.), *Devolution in Practice 2006: Public Policy Differences within the UK*, Newcastle: IPPR.
- Jordan, Jason (2010): «Institutional Feedback and Support for the Welfare State: The Case of National Health Care», *Comparative Political Studies*, 43 (7): 862-885.
- Larsen, Christian A. (2008): «The Institutional Logic of the Welfare Attitudes: How Welfare Regimes Influence Public Support», *Comparative Political Studies*, 41 (2): 145-168.
- León, 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.
- Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad (2007): *Informe del Grupo de Trabajo de Análisis del Gasto Sanitario* (en línea). [http://www.mspes.es/estadEstudios/estadisticas/sislnfSanSNS/inclasSNS\\_DB.htm](http://www.mspes.es/estadEstudios/estadisticas/sislnfSanSNS/inclasSNS_DB.htm), último acceso 1 de abril de 2012.
- Ministerio de Sanidad y Política Social (MSPS) (2010): *Sistema Nacional de Salud de España*, Madrid: Ministerio de Sanidad y Política Social.
- Moreno, Luis (ed.) (2009): *Reformas de las políticas de bienestar en España*, Madrid: Siglo XXI.
- OECD (2009): *PISA (Programme for International Student Assessment) 2009 Science Competencies for Tomorrow's World* (en línea). <http://www.oecd.org>, último acceso 1 de abril de 2012.
- OMS (Organización Mundial de la Salud) (2008): *World Health Statistics 2008* (en línea). <http://www.who.int/whosis/whostat/2008/en/index.html>, último acceso 1 de abril de 2012.
- Pino, Eloísa del y Juan A. Ramos (2009): «Las Reformas de las políticas de bienestar en España: una visión de conjunto», en Luis Moreno (ed.), *Refor-*

- mas de las políticas de bienestar en España*, Madrid: Siglo XXI.
- Raudenbush, Stephen W., Anthony A. Bryk, Yuk Fai Cheong y Richard Congdon (2004): *HLM 6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Lincolnwood: Scientific Software International.
- Riba, Clara y Anna Cuxart (2007): «Assessing Public Policies. The Case of Education in Europe and the Interaction between Personal and Institutional Factors», Universidad Pompeu Fabra, Economics and Business Working Papers, 1004.
- Ruiz-Huerta, Jesús y José M. Díaz Pulido (2004): «Old-Age Benefits and Decentralisation: The Spanish Case in Comparative Perspective», *European Journal of Social Security*, 6: 299-334.
- Snijders, Tom y Roel J. Bosker (1999): *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, Londres: Sage.
- Taylor-Gooby, Peter (1989): «Disquiet and State Welfare: Clinging to Nanny», *International Journal of Urban and Regional Research*, 13: 201-216.
- Thomson, Sarah y Elias Mossialos (2006): «Choice of Public or Private Health Insurance: Learning from the Experience of Germany and The Netherlands», *Journal of European Social Policy*, 16: 315-327.
- Van Oorschot, Wim (2006): «Making the Difference in Social Europe: Deservingness Perceptions among Citizens of European Welfare States», *Journal of European Social Policy*, 16: 23-42.

**RECEPCIÓN:** 06/04/2011

**APROBACIÓN:** 19/10/2011

## ANEXOS

**ANEXO I. Distribución de la muestra, coeficientes de ponderación, errores de muestreo y descriptivos****TABLA D1.** *Distribución de la muestra, coeficientes de ponderación y errores de muestreo*

	Diseñada	Realizada	Ponderación	Error (%)
1. Andalucía	768	767	1,786	3,61
2. Aragón	379	379	0,613	5,14
3. Asturias	369	367	0,545	5,22
4. Baleares	361	355	0,505	5,31
5. Canarias	420	415	0,846	4,91
6. Cantabria	335	335	0,309	5,46
7. Castilla-La Mancha	417	417	0,819	4,9
8. Castilla y León	457	456	1,009	4,68
9. Cataluña	733	728	1,739	3,71
10. Com. Valenciana	592	591	1,447	4,11
11. Extremadura	365	365	0,517	5,23
12. Galicia	473	473	1,069	4,6
13. Madrid	664	628	1,697	3,99
14. Murcia	380	377	0,622	5,15
15. Navarra	336	332	0,32	5,49
16. País Vasco	432	431	0,897	4,82
17. La Rioja	319	312	0,176	5,66
18. Ceuta	100	100	0,123	10
19. Melilla	100	96	0,113	10,21
Total	8.000	7.924		1,12

*Fuente:* Elaboración propia a partir del Estudio 2813, CIS (2009).

**TABLA D2.** *Porcentaje de satisfechos con la sanidad, enseñanza y pensiones públicas en las CCAA (2009)*

	Satisfacción con la enseñanza pública					Satisfacción con la sanidad pública					Satisfacción con la gestión de las pensiones					
	Muy	Bas- tante	Poco	Nada	N válida (no pon- derada)	Muy	Bas- tante	Poco	Nada	N válida (no pon- derada)	Muy	Bas- tante	Poco	Nada	N válida (no pon- derada)	Tasa de res- puesta
And	8	49	36	7	704	9	50	35	6	756	4	47	37	12	615	80
Arg	5	62	30	3	344	7	61	26	7	371	2	52	36	10	302	80
Ast	23	8	17	2	328	26	58	14	3	360	4	55	29	12	278	76
Bal	8	51	35	6	321	10	59	26	5	352	2	45	36	17	253	71
Can	5	46	41	9	383	4	32	50	15	408	4	33	51	13	352	85
Cant	5	55	28	12	287	8	52	30	10	331	4	40	33	23	240	72
CyL	8	54	29	9	357	8	55	30	6	409	4	50	32	15	308	74
CLM	2	55	37	6	398	6	58	31	5	453	3	56	36	5	360	79
Cat	4	48	40	8	648	7	52	34	7	722	2	41	43	15	603	83
CVal	7	51	35	8	553	10	50	32	8	588	3	47	40	10	495	84
Ext	17	45	34	4	343	15	35	38	12	363	11	30	44	15	308	84
Gal	4	57	37	2	406	5	52	38	5	468	3	39	49	9	405	86
Mad	6	39	41	14	555	8	48	35	9	619	3	47	37	13	458	73
Murc	6	57	32	5	327	9	43	41	6	373	4	43	42	12	258	68
Nav	5	68	23	4	281	17	60	21	2	331	4	57	28	13	210	63
PV	6	68	25	1	374	10	68	20	2	428	1	50	41	8	338	78
Rioj	5	70	23	2	288	6	53	35	6	303	3	75	19	3	284	91
CeUt	13	45	33	10	95	11	34	39	16	100	9	33	40	18	90	90
Mel	7	57	33	3	89	6	47	41	7	91	6	59	27	9	70	73
N Total	7.924															

Fuente: Elaboración propia a partir del Estudio 2813, CIS (2009).

**TABLA D3.** Descriptivos de las variables de nivel 1<sup>a</sup>

	<b>N</b>	<b>18-24</b>	<b>25-34</b>	<b>35-44</b>	<b>45-54</b>	<b>55-64</b>	<b>65 y más</b>
Edad agrupada sin imputar	7.924	9,9	20,8	20,2	16,3	12,7	20,1
Edad agrupada tras imputar	7.924	9,9	20,8	20,2	16,3	12,7	20,1
	<b>N</b>	<b>Alta</b>	<b>Media alta</b>	<b>Media</b>	<b>Media baja</b>	<b>Baja</b>	
Clase social sin imputar	7.710	0,4	5,8	59,1	26,3	8,5	
Clase social tras imputar	7.924	0,4	5,6	60,1	25,7	8,2	
	<b>N</b>	<b>Distribución (sin imputar)</b>		<b>Distribución (imputando)</b>			
		<b>Sí</b>	<b>No</b>	<b>Sí</b>	<b>No</b>		
¿Hijos edad escolar?	7.892	31	69	31	69		
Funcionario	6.424	19	81	15	85		
	<b>N</b>	<b>Secundaria</b>					
		<b>Primaria</b>	<b>Secundaria</b>	<b>profesional</b>	<b>Universitaria</b>		
Nivel educativo sin imputar	7.899	29,60	36,40	14,90	19,10		
Nivel educativo tras imputar	7.924	29,60	36,40	14,90	19,10		
	<b>N</b>	<b>Católico</b>	<b>Creyente de otra religión</b>	<b>No creyente</b>	<b>Ateo</b>		
Religión sin imputar	7.740	73,3	4,1	13,6	6,7		
Religión tras imputar	7.924	75,5	4,1	13,7	6,8		
	<b>N</b>	<b>Izquierda</b>	<b>Centro</b>	<b>Derecha</b>			
Ideología sin imputar	5.672	42,3	30,0	27,7			
Ideología tras imputar	7.924	30,3	21,5	48,2			
	<b>N</b>	<b>Española</b>	<b>Doble</b>	<b>Extranjero</b>			
Nacionalidad sin imputar	7.919	90,7	2,1	7,2			
Nacionalidad tras imputar	7.924	91,7	1,9	6,4			

<sup>a</sup> Los valores perdidos se han imputado utilizando árboles de decisión CHAID.

Fuente: Elaboración propia a partir del Estudio 2813, CIS (2009).

TABLA D4. Descriptivos y fuentes de las variables de nivel 2

Variable	Fuente	Fecha	Tipo	Media entre CCAA*	Varianza entre CCAA
% de extranjeros en la población de la CA	INE. Explotación del Padrón Municipal de la CA	2009	Continua (tanto por 100)	13,12	32,47
% de mayores de 65 años en la población de la CA	INE. Explotación del Padrón Municipal	2009	Continua (tanto por 100)	16,77	12,4
PIBpc	INE. Contabilidad Regional de España	2009	Euros por habitante	22,707	18.567,631
Gasto medio en BB y SS de los hogares	INE. ECV	2009	Euros por hogar	30,978	9.287,017
Tasa de paro	INE. EPA	Media 2009	Continua (tanto por 100)	16,69	25,39
Tasa de empleo	INE. EPA	Media 2009	Continua (tanto por 100)	48,77	20,57
Tasa de pobreza relativa (60% renta mediana)	INE. ECV	2006	Continua (tanto por 100)	2028	80,71
Color del Gob. de la CA	Elaboración propia	2009	Dummy (0-1)	0,42	0,26
Factorial entorno económico: (PIBpc, Gasto med. en BB y SS, Tasa paro, Tasa empleo, Tasa pobreza relativa)	Elaboración propia	2006/2009	Continua	0,00	1,00

\* La media entre CC AA se ha obtenido sin ponderar por la población relativa de cada CA.

## Anexo II. Resultados

TABLA R1. Test de líneas paralelas para regresión ordinal<sup>a</sup>

Sanidad		-2 log de la verosimilitud	Chi cuadrado	g.l.	Sig.
	Hipótesis nula	369,133			
	General	279,489	89,643773	36	0
Educación		-2 log de la verosimilitud	Chi cuadrado	g.l.	Sig.
	Hipótesis nula	408,988			
	General	265,747	143,240768	36	0
Pensiones		-2 log de la verosimilitud	Chi cuadrado	g.l.	Sig.
	Hipótesis nula	368,239			
	General	175,478	192,761171	36	0

La hipótesis nula establece que los parámetros de ubicación (los coeficientes para las pendientes) son los mismos para todas las categorías de respuesta.

<sup>a</sup> Función de enlace: Logit.

TABLA R2. Diferentes estimaciones de la variación regional bruta (modelo nulo)

	var u(0j)	CIC <sup>1</sup>	var beta <sup>2</sup>	CIC <sup>1,2</sup>	var n1 <sup>7</sup>	var n2 <sup>7</sup>	CIC <sup>3</sup>	var n1 <sup>7</sup>	var n2 <sup>7</sup>	CIC	V de Cramer <sup>5</sup>	IOR <sup>6</sup>	IOR <sup>6</sup>
Sanidad	0,187	5,4	0,147	4,5	0,0107	0,2387	4,3	0,0094	0,2336	3,9	0,1741	3,49	4,28
Educación	0,141	4,1	0,127	3,9	0,0083	0,2421	3,3	0,0075	0,2388	3,0	0,1654	2,73	2,92
Pensiones	0,065	1,9	0,063	1,9	0,0041	0,2469	1,6	0,0039	0,2469	1,6	0,1212	1,77	2,47
Estimación	Ef. aleatorios (R-PQL)		Ef. fijos*		Ef. aleatorios (R-PQL)			Ef. aleatorios (R-PQL)			Tablas de contingencia	Ef. aleatorios	Ef. fijos
Linearización	—		—		Polinomio de Taylor***			—			—		
Función de enlace	Logística		Logística		Logística			Identidad ****			—	Logística	

<sup>1</sup> La aproximación de la variable latente a la correlación intraclase asume como varianza de nivel 1 la varianza de una distribución logística estándar (pi cuadrado dividido entre 3). Véase Snijders y Bosker (1999).

<sup>2</sup> A partir de los coeficientes estimados por una regresión logística con 18 dummies autonómicas se han construido los efectos autonómicos centrados en la media española, análogos a los u(0j) del modelo aleatorio, pero sin ningún estrechamiento. A continuación se ha calculado la varianza de dichos efectos autonómicos.

<sup>3</sup> Siguiendo a Goldsteln (2010) se ha realizado una linearización de la ecuación del modelo por una serie de Taylor de primer orden, a partir de la cual se obtienen estimadores de las varianzas de nivel 1 y de nivel 2.

<sup>4</sup> Se ha estimado un modelo de probabilidad lineal de efectos aleatorios, que permite obtener estimadores de la varianza de nivel 1 y de nivel 2.

<sup>5</sup> Se ha calculado la V de Cramer sobre las tablas de contingencia de la satisfacción de cada una de las tres políticas por Comunidad Autónoma.

<sup>6</sup> Se ha calculado la razón de las ventajas de los residentes en las 4 CC AA de mayor satisfacción frente a los residentes en las 4 CC AA de menor satisfacción.

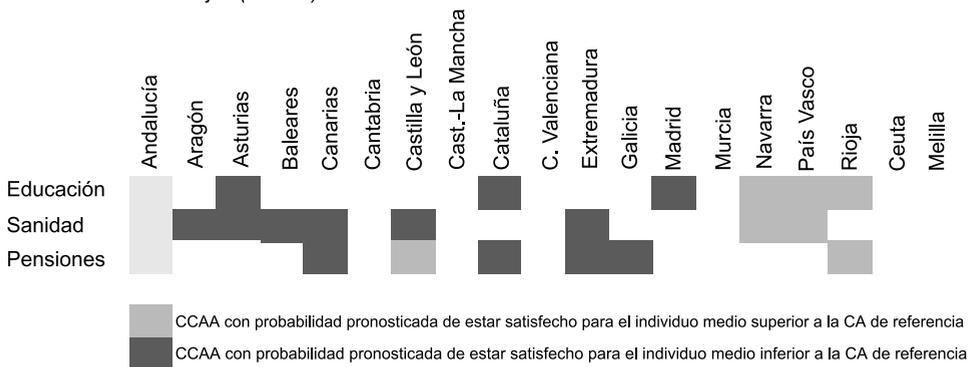
<sup>7</sup> Estas variantes están medidas en tanto por uno al cuadrado, al proceder de una linearización de la probabilidad.

**FIGURAS R3.** *Diferencias autonómicas en los modelos nulos*

Modelo de efectos aleatorios R-PQL



Modelo de efectos fijos (J-1 DV)

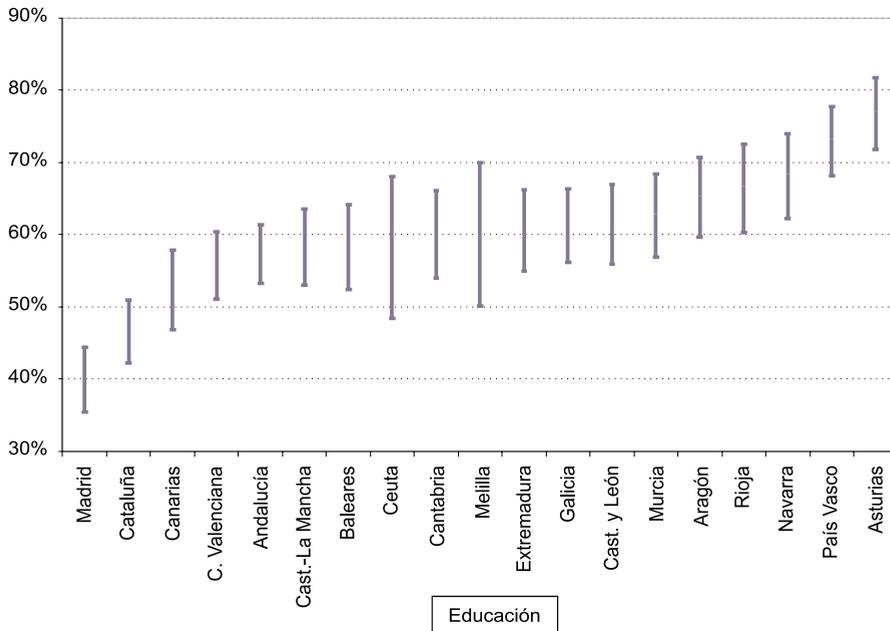


\* El nivel de confianza se fija en el 95%. \*\* Andalucía es la CA de referencia.

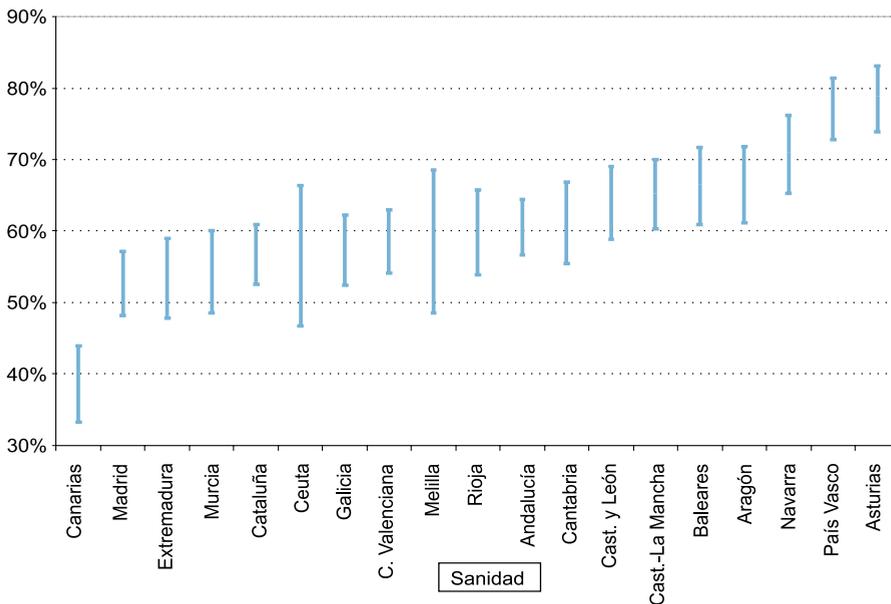
Fuente: Elaboración propia a partir del Estudio 2813, CIS (2009).

**GRÁFICOS R4.** Probabilidades pronosticadas regionales para el individuo medio de cada CCAA en el modelo nulo de efectos aleatorios

EBN\*-Educación

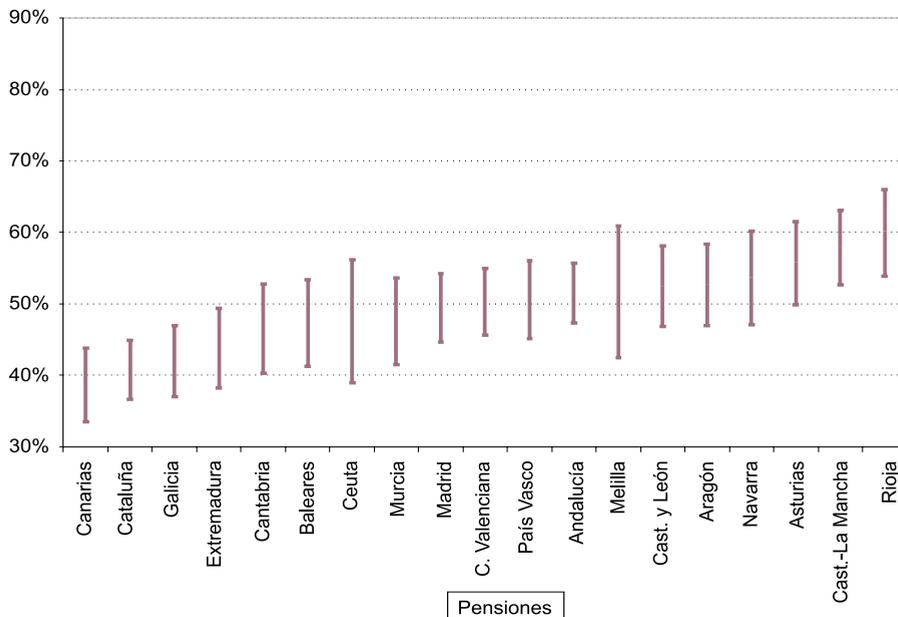


EBN\*-Sanidad



**GRÁFICOS R4.** (Continuación)

EBN\*-Pensiones



\* Se calculan las probabilidades pronosticadas en un modelo nulo a partir de los estimadores bayesianos de los residuos aleatorios autonómicos y sus intervalos de confianza al 95%.

Fuente: Elaboración propia a partir del Estudio 2813, CIS (2009).

**TABLAS R5.** Modelos logísticos de efectos mixtos estimados por cuasi-máxima verosimilitud restringida penalizada

Tabla RPQL = E Educación												
	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	P**		P**		P**		F**		P**		P**	
	(%)		(%)		(%)		(%)		(%)		(%)	
<i>Constante</i>	0,36*	—	0,26*	—	0,59*	—	0,81*	—	0,80*	—	1,58*	—
Andalucía	-0,11	56	-0,10	57	-0,13	57	-0,05	57	0,01	58	-0,26	56
Aragón	0,27	65	0,26	65	0,25	65	0,31	65	0,33	65	0,28*	65
Asturias	0,78*	76	0,84*	77	0,84*	77	0,91*	77	0,90*	77	0,49*	79
Baleares	0,01	59	-0,06	59	-0,05	59	-0,04	58	-0,02	58	0,34	54
<b>Canarias</b>	-0,31	51	-0,19	53	-0,21	52	-0,22	52	-0,18	52	0,08	52
Cantabria	0,03	60	0,06	60	0,05	60	0,04	60	0,01	61	-0,14	65
Cast. y León	0,10	61	0,01	61	-0,01	61	0,06	61	0,04	62	-0,07	62
Cast.-La Man.	-0,05	57	0,02	58	0,00	58	0,03	59	0,00	58	-0,28	58
<b>Cataluña</b>	-0,42	48	-0,62*	48	-0,60*	48	-0,69*	46	-0,68*	47	-0,32	50
C. Valenciana	-0,05	58	-0,06	57	-0,08	56	-0,16	55	-0,18	55	0,19	57
Extremadura	0,07	61	0,16	62	0,12	61	0,14	61	0,21	60	-0,12	64
<b>Galicia</b>	0,10	61	0,19	63	0,16	62	0,18	61	0,16	61	-0,18	60
Madrid	-0,77*	40	-0,87*	37	-0,77*	40	-0,91*	39	-0,91*	39	-0,37*	43
Murcia	0,14	62	0,19	63	0,16	62	0,20	63	0,15	63	0,24	62
Navarra	0,35*	67	0,38*	68	0,42*	69	0,40*	68	0,34*	69	0,27*	70
País Vasco	0,63*	73	0,67*	74	0,71*	75	0,73*	73	0,73*	3	0,34*	74
Rioja	0,30	66	0,35	66	0,36	67	0,39	67	0,37	67	0,33	66
Ceuta	-0,01	59	0,02	59	-0,02	58	0,00	59	-0,02	59	-0,06	64
Melilla	0,06	60	0,07	61	0,06	60	0,08	60	0,06	61	0,12	54
<b>Sociodemográficas</b>												
<i>Sexo</i>												
Hombre	—	—	—	55	—	55	—	55	—	56	—	58
Mujer	—	—	0,06	56	0,05	56	0,07	56	0,07	58	0,07	60
<i>Nacionalidad</i>												
Español	—	—	—	54	—	54	—	53	—	55	—	57
Extranjero	—	—	0,95*	75	0,91*	74	0,94*	75	0,93*	76	0,96	78
Doble nac. (esp. + otra)	—	—	0,57*	67	0,61*	68	0,60*	68	0,59*	69	0,61*	71
<i>¿Tiene hijos en edad escolar?</i>												
No	—	—	—	53	—	54	—	53	—	55	—	57
Sí	—	—	0,26*	60	0,26*	60	0,26*	60	0,27*	61	0,28*	63
<i>Edad</i>												
18-24 años	—	—	—	58	—	59	—	58	—	60	—	62
25-34 años	—	—	0,11	55	-0,03	58	-0,02	58	-0,02	60	-0,03	61
35-44 años	—	—	-0,26**	52	-0,20	54	-0,20*	53	-0,20**	55	-0,21**	57
45-54 años	—	—	-0,26	52	0,30**	51	-0,31*	51	-0,31*	52	-0,32*	54
55-64 años	—	—	0,03	59	-0,11	56	-0,09	56	-0,09	58	-0,09	60
65 y más años	—	—	-0,13	61	-0,09	57	-0,05	57	-0,05	59	-0,06	61
<b>Socioeconómicas</b>												
<i>Clase social</i>												
Baja	—	—	—	—	—	56	—	56	—	58	—	60
Media-baja	—	—	—	—	0,00	56	-0,04	55	-0,04	57	-0,04	59
Media	—	—	—	—	-0,02	56	-0,04	55	-0,04	57	-0,04	59
Media-alta	—	—	—	—	-0,03	55	-0,02	56	-0,02	58	-0,03	59
Alta	—	—	—	—	-0,10	54	-0,05	55	-0,05	57	-0,05	59
<i>¿Es empleado público?</i>												
No	—	—	—	—	—	55	—	55	—	57	—	58
Sí	—	—	—	—	0,13	58	0,10	58	0,10	59	0,11	61

TABLAS R5. (Continuación)

Tabla RPQL = E Educación												
	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	P** (%)		P** (%)		P** (%)		F** (%)		P** (%)		P** (%)	
<i>Nivel educativo</i>												
Primaria	—	—	—	—	—	63	—	63	—	64	—	66
Secundaria	—	—	—	—	-0,23*	57	-0,24*	57	-0,24*	59	-0,24*	61
FP	—	—	—	—	-0,45*	52	-0,47*	51	-0,47*	53	-0,48	55
Universitaria	—	—	—	—	-0,69*	46	-0,73*	5	-0,73*	47	-0,75	48
<i>Ideología</i>												
Izquierda	—	—	—	—	—	—	—	60	—	61	—	62
Centro	—	—	—	—	—	—	-0,12	58	-0,12	58	-0,11	59
Derecha	—	—	—	—	—	—	-0,39*	51	-0,25*	55	-0,18	57
PSOE	—	—	—	—	—	—	—	—	-0,28*	—	-0,38*	—
<i>Nacido extranjero</i>												
extranjero	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-0,06*	—
VAR Entre (u(Oj))	0,1		0,2		0,2		0,2		0,20		0,10	
MÉTODO ESTIMACIÓN	R-PQL		R-PQL		R-PQL		R-PQL		R-PQL		R-PQL	
(N)	7.097		7.097		7.097		7.097		7.097		7.097	
PARÁMETROS ESTIMADOS	2		11		19		21		21		25	
ESPECIFICIDAD	35%		34%		41%		43%		43%		43%	
SENSIBILIDAD	75%		80%		75%		75%		75%		75%	
VEROSIMILITUD	-10.059,6		-10.072,2		-10.079,2		-10.084,3		-10.089,5		-10.089,4	

\* p < 0,05; \*\* = > P pron l x = med.

Modelos estimados por máxima cuasiverosimilitud penalizada restringida.

La CIC se ha estimado, por la aproximación de variable latente a la variación intraclase.

Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2813.

TABLAS R5. (Continuación)

Tabla RPQL = S Sanidad	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	P (%)		P (%)		P (%)		F**(%)		P (%)	
Constante	0,43*	—	0,58*	—	0,70*	—	0,70*	—	1,53*	—
Andalucía	-0,12	58	-0,05*	60	0,13	61	0,14	61	0,12	61
Aragón	0,26	67	0,23	67	0,29	67	0,31	67	0,20	67
Asturias	0,85*	78	0,88*	79	0,85*	79	0,90*	79	0,52*	81
Baleares	0,25	66	0,25	67	0,25	67	0,28	66	0,55	63
<b>Canarias</b>	-0,98*	37	-0,93	38	-0,98*	39	-0,99*	38	-0,45*	39
Cantabria	-0,01	60	0,01	61	0,01	61	-0,01	62	-0,25	67
Cast. y León	0,12	63	0,13	64	0,12	64	0,17	64	0,23	64
Cast.-La Man.	0,16	64	0,17	65	0,18	65	0,14	65	-0,21	65
<b>Cataluña</b>	-0,09	58	-0,14	58	-0,20	57	-0,16	57	-0,02	58
C. Valenciana	-0,05	59	-0,09	59	-0,17	59	-0,19	58	0,36	61
Extremadura	-0,34	52	-0,31	54	-0,22	54	-0,22	53	-0,37	54
<b>Galicia</b>	-0,16	57	-0,13	58	-0,11	58	-0,16	58	-0,51	57
Madrid	-0,25	54	-0,34	53	-0,46	53	-0,46	52	-0,31*	53
Murcia	-0,28	54	-0,29	54	-0,31	55	-0,33	55	-0,05	53
Navarra	0,44*	71	0,46*	71	0,36*	71	0,38*	72	0,19*	75
País Vasco	0,83*	78	0,85*	79	0,97*	78	0,94*	78	0,25*	77
Rioja	-0,02	60	-0,03	60	-0,09	60	-0,09	61	-0,05	61
Ceuta	-0,20	56	-0,18	57	-0,19	57	-0,20	58	-0,18	60
Melilla	-0,09	58	-0,09	59	-0,11	59	-0,11	60	0,09*	47
<b>Sociodemográficas</b>										
<i>Sexo</i>										
Hombre	—	—	—	64	—	63	—	65	—	66
Mujer	—	—	-0,31*	56	-0,30*	56	-0,30*	58	-0,30*	58
<i>Nacionalidad</i>										
Español	—	—	—	58	—	58	—	59	—	60
Extranjero	—	—	1,04*	79	1,06*	80	1,06*	81	1,06*	81
—Doble nac. (español + otra)	—	—	0,29	65	0,30	65	0,30	66	0,30	67
<i>¿Tiene hijos en edad escolar?</i>										
No	—	—	—	60	—	59	—	61	—	62
Sí	—	—	0,04	60	0,04	60	0,04	62	0,04	63
<i>Edad</i>										
18-24 años	—	—	—	64	—	63	—	65	—	66
25-34 años	—	—	-0,43*	53	-0,43*	53	-0,43*	55	-0,43*	55
35-44 años	—	—	-0,37*	55	-0,37*	55	-0,37*	56	-0,37*	57
45-54 años	—	—	-0,31*	56	-0,32*	56	-0,32*	57	-0,32*	58
55-64 años	—	—	-0,05	62	-0,04	63	-0,04	64	-0,04	65
65 y más años	—	—	0,30**	70	0,33*	71	0,33*	72	0,32*	73
<b>Socioeconómicas</b>										
<i>Clase social</i>										
Baja	—	—	—	56	—	57	—	58	—	59
Media-Baja	—	—	0,15	60	0,12	60	0,12	61	0,12	62
Media	—	—	0,13	60	0,11	60	0,11	61	0,11	62
Media-Alta	—	—	0,39*	66	0,39*	66	0,39*	68	0,39*	68
Alta	—	—	0,75	73	0,80	75	0,81	76	0,80	76
<i>¿Es empleado público?</i>										
No	—	—	—	60	—	60	—	61	—	62
Sí	—	—	-0,04	59	-0,05	59	-0,05	60	-0,05	61

**TABLAS R5.** (Continuación)

Tabla RPQL = S Sanidad	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	P (%)		P (%)		P (%)		F**(%)		P (%)	
<i>Nivel educativo</i>										
Primaria	—	—	—	60	—	61	—	62	—	63
Secundaria	—	—	-0,04	59	-0,05	60	-0,05	61	-0,05	62
FP	—	—	-0,12**	57	-0,14	57	-0,14	59	-0,15	60
Universitaria	—	—	0,04	61	0,00	61	0,00	62	0,00	63
<i>Ideología</i>										
Izquierda	—	—	—	—	—	62	—	62	—	63
Centro	—	—	—	—	0,02	63	0,02	63	0,02	63
Derecha	—	—	—	—	-0,23*	57	-0,11	60	-0,06	61
PSOE	—	—	—	—	—	—	-0,25	—	-0,32**	—
Nacido extranjero	—	—	—	—	—	—	—	—	-0,06*	—
FACL_2, G02	—	—	—	—	—	—	—	—	0,20**	—
VAR ENTRE (U)(Qj)	0,187		0,190		0,22		0,220		0,12	
MÉTODO ESTIMACIÓN	RPQL		RPQL		RPQL		RPQL		RPQL	
(N)	7.834		7.834		7.834		7.834		7.834	
PARÁMETROS ESTIMADOS	2		19		21		21		25	
ESPECIFICIDAD	7%		32%		35%		34%		31%	
SENSIBILIDAD	97%		83%		82%		82%		84%	
VEROSIMILITUD	-11.117,3		-11.154,8		-11.153,7		-11.155,9		-11.159,7	

\* p &lt; 0,05; \* p &lt; 0,01.

Modelos estimados por máxima cuasiverosimilitud penalizada restringida.

La CIC se ha estimado, por la aproximación de variable latente a la variación intraclase.

Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2813.

TABLAS R5. (Continuación)

Tabla RPQL = P Pensiones	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	P (%)		P (%)		P (%)		F**(%)	
<i>Constante</i>	-0,04	—	0,03	—	-0,46*	—	-0,17	—
Andalucía	0,11	52	0,14	53	0,14	53	0,13	52
Aragón	0,15	53	0,15	53	0,17	54	0,17	53
Asturias	0,27	56	0,29	56	0,27	56	0,29	56
Baleares	-0,07	47	-0,09	47	-0,08	47	-0,08	47
<b>Canarias</b>	-0,43*	39	-0,42*	39	-0,40*	39	-0,37*	40
Cantabria	-0,10	46	0,09	47	-0,05	48	-0,05	48
Cast. y León	0,14	52	0,14	52	0,15	53	0,16	53
Cast.-La Mancha	0,36	58	0,37	58	0,41	59	0,45	60
<b>Cataluña</b>	-0,34*	41	-0,38*	40	-0,39*	40	-0,45*	38
C. Valenciana	0,06	50	0,05	50	0,05	51	0,04	50
Extremadura	-0,21	44	-0,19	44	-0,18	45	-0,18	45
<b>Galicia</b>	-0,28*	42	-0,26*	43	-0,24*	43	-0,26*	43
Madrid	0,02	49	-0,02	49	-0,05	48	-0,03	48
Murcia	-0,06	48	-0,06	48	-0,08	47	-0,03	48
Navarra	0,19	54	0,19	54	0,17	54	0,18	54
País Vasco	0,07	51	0,08	51	0,05	50	0,01	49
Rioja	0,45	60	0,46	60	0,43	60	0,46	61
Ceuta	-0,06	47	-0,05	48	-0,06	48	-0,05	48
Melilla	0,11	52	0,12	52	0,11	52	0,13	52
<b>Sociodemográficas</b>								
<i>Sexo</i>								
Hombre	—	—	—	51	—	51	—	51
Mujer	—	—	-0,23*	45	-0,23*	46	-0,21*	45
<i>Nacionalidad</i>								
Español	—	—	—	47	—	47	—	47
Extranjero	—	—	0,82*	67	0,90*	69	0,95*	69
Doble nac. (español + otra)	—	—	0,61*	62	0,63*	63	0,63*	62
<i>¿Tiene hijos en edad escolar?</i>								
No	—	—	—	48	—	48	—	48
Sí	—	—	0,08	50	0,08	50	0,10	50
<i>Edad</i>								
18-24 años	—	—	—	49	—	48	—	47
25-34 años	—	—	-0,07	47	-0,10	46	-0,08	45
35-44 años	—	—	-0,04	48	-0,06	47	-0,05	46
45-54 años	—	—	-0,13	45	-0,11	46	-0,12	44
55-64 años	—	—	-0,01	48	0,04	49	0,06	49
65 y más años	—	—	0,11	51	0,19	53	0,25*	54
<b>Socioeconómicas</b>								
<i>Clase social</i>								
Baja	—	—	—	—	—	39	—	39
Media-baja	—	—	—	—	0,33*	47	0,29*	46
Media	—	—	—	—	0,46*	50	0,45*	50
Media-alta	—	—	—	—	0,71*	56	0,72*	56
Alta	—	—	—	—	0,52	51	0,57	53
<i>¿Es empleado público?</i>								
No	—	—	—	—	—	48	—	48
Sí	—	—	—	—	0,05	49	0,02	48

**TABLAS R5.** (Continuación)

Tabla RPQL = P Pensiones	Modelo 0		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	P (%)		P (%)		P (%)		F** (%)	
<i>Constante</i>	-0,04	—	0,03	—	-0,46*	—	-0,17	—
<i>Nivel educativo</i>								
Primaria	—	—	—	—	—	47	—	47
Secundaria	—	—	—	—	0,26*	53	-0,01	47
FP	—	—	-0,10	44	-0,01	47		
Universitaria	—	—	—	—	-0,06	45	0,21*	52
<i>Ideología</i>								
Izquierda	—	—	—	—	—	—	—	55
Centro	—	—	—	—	—	—	-0,32*	47
Derecha	—	—	—	—	—	—	-0,46*	44
VAR ENTRE ( $u(O)$ )	0,070		0,070		0,070		0,076	
MÉTODO ESTIMACIÓN	R-PQL		R-PQL		R-PQL		R-PQL	
(N)	6.284,4		6.284,4		6.284,4		6.284,4	
PARÁMETROS ESTIMADOS	2,0		11,0		19,0		21,0	
ESPECIFICIDAD	0,5		0,7		0,7		0,7	
SENSIBILIDAD	0,6		0,5		0,5		0,5	
VEROSIMILITUD	-8.845,2		-8.857,8		-8.870,2		-8.873,9	

\*  $p < 0,05$ ; \*\* =  $> P$  pron  $l x = med$ .

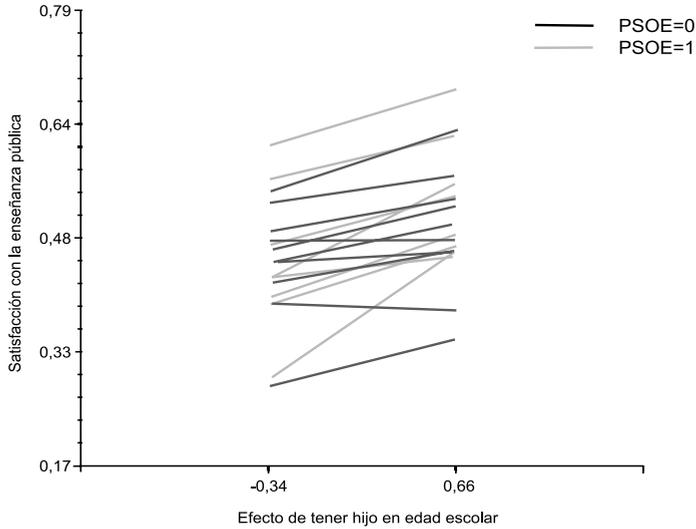
Modelos estimados por máxima cuasiverosimilitud penalizada restringida.

La CIC se ha estimado, por la aproximación de variable latente a la variación intraclase.

Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2813.

**GRÁFICAS R6.** Ecuaciones autonómicas pronosticadas

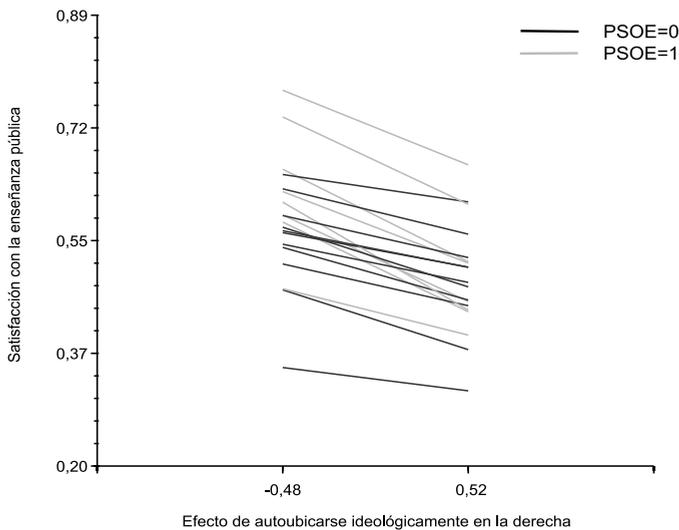
Ecuaciones autonómicas pronosticadas del efecto de tener hijos en edad escolar en la satisfacción con la educación pública



Modelo completo. El resto de variables predictoras están tomadas en el valor medio.

Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2813.

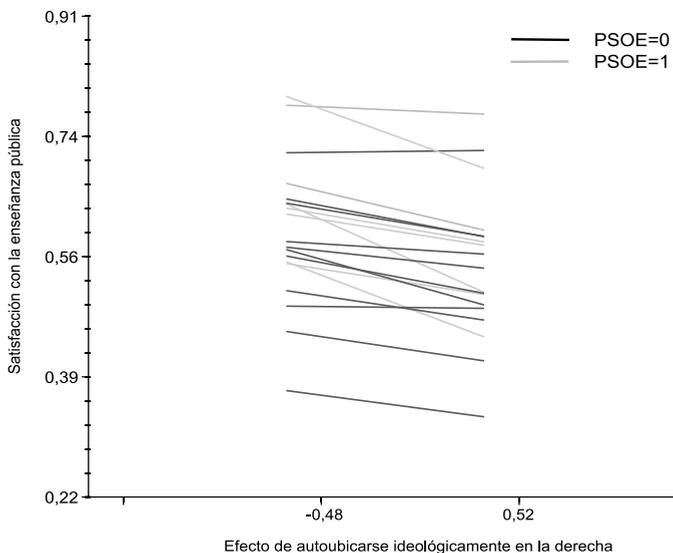
Ecuaciones autonómicas pronosticadas del efecto de situarse en la parte derecha de la escala ideológica en la satisfacción con la educación pública según el color político de la CA



Modelo completo. El resto de variables predictoras están tomadas en el valor medio.

Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2813.

Ecuaciones autonómicas pronosticadas del efecto de situarse en la parte derecha de la escala ideológica en la satisfacción con la sanidad pública según el color político de la CA

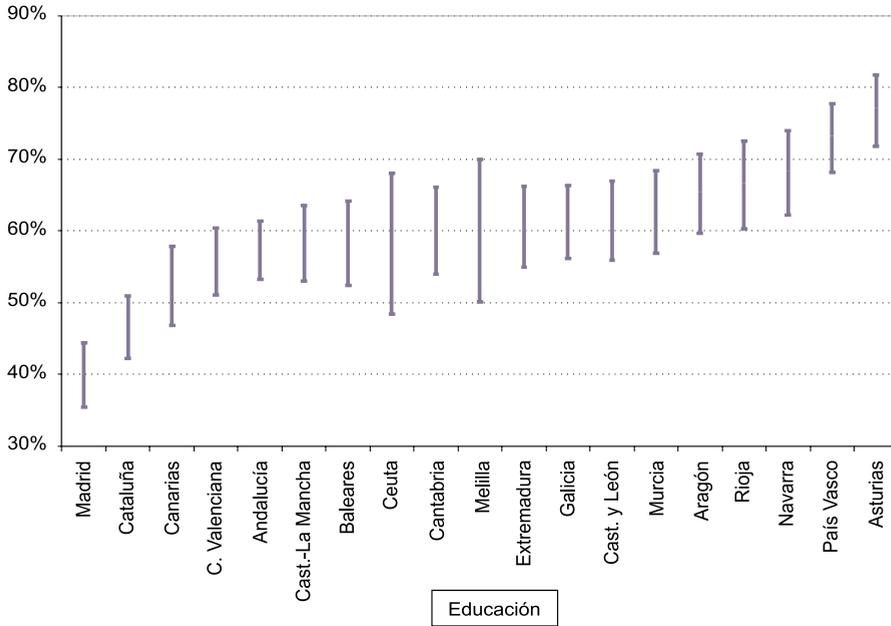


Modelo completo. El resto de variables predictoras están tomadas en el valor medio.

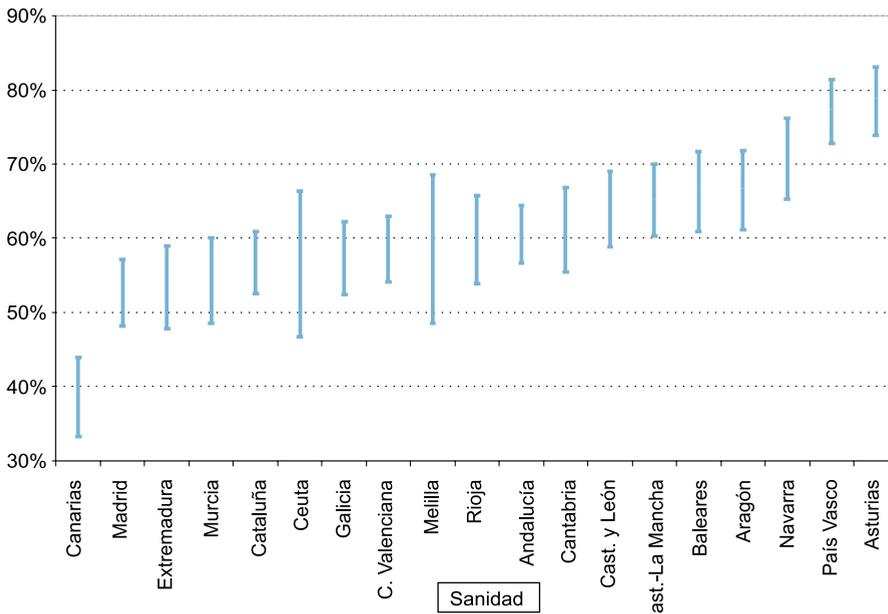
Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2813.

**GRÁFICOS R7.** Probabilidades pronosticadas regionales para el individuo medio (centroide), una vez descontado el efecto de las variables individuales. Gráficos EBI

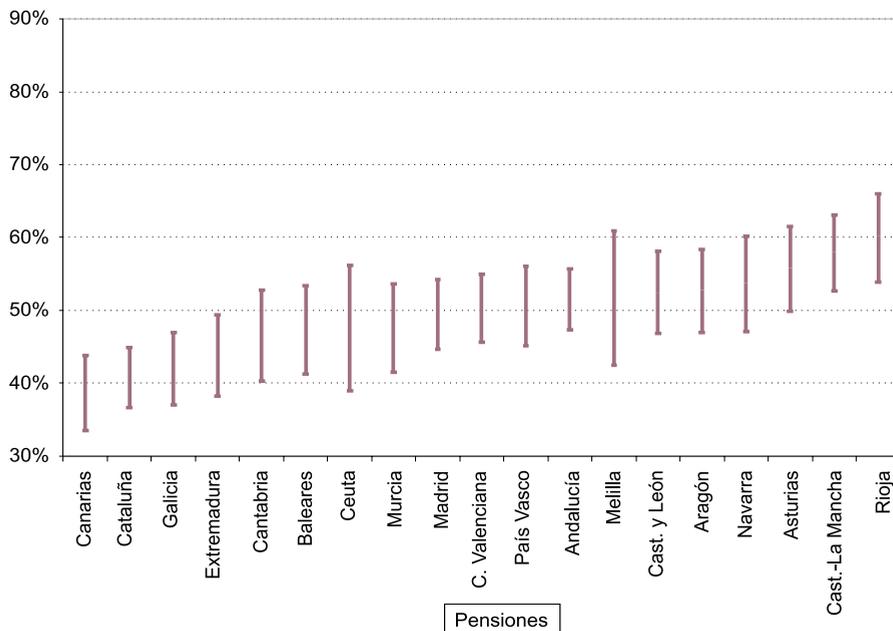
EBI- Educación



EBI-Sanidad



EBI- Pensiones



Se calculan las probabilidades pronosticadas en un modelo con todos los regresores individuales en su valor medio para España (centroide) a partir de los estimadores bayesianos de los residuos aleatorios autonómicos y sus intervalos de confianza al 95%.

Fuente: Elaboración propia a partir del Estudio 2813, CIS (2009).

**TABLAS R8.** Comparación de modelos de efectos fijos y aleatorios

Tabla EA-EF. Sanidad	Modelo EA 3.1 RPQL			Modelo EF 3.1 DVL		
	u(0,j)	U (dcha,j)	P**(%)	B (CC AA)	B (dcha* CC AA)	p**(%)
Andalucía	0,13	-0,23	61			61
Aragón	0,29	-0,08	67	0,25	0,13	68
Asturias	0,85*	0,05	79	0,54*	0,79	84
Baleares	0,25	-0,01	67	0,17	0,35	69
Canarias	-0,98*	0,13	39	-1,19*	0,49	38
Cantabria	0,01	0,00	61	-0,13	0,33	62
Castilla-La Mancha	0,12	0,02	64	-0,03	0,37*	64
Castilla y León	0,18	0,02	65	0,01	0,36	65
Cataluña	-0,20	0,06	57	-0,29*	0,37*	58
Com. Valenciana	-0,17	0,15	55	-0,31*	0,50	59
Extremadura	-0,22	-0,17	54	-0,32	-0,21	51
Galicia	-0,11	-0,07	SS	-0,22	0,17	58
Madrid	-0,46	0,24	53	-0,52	0,57*	55
Murcia	-0,31	0,07	55	-0,56	0,46	53
Navarra	0,36*	0,19	71	0,23	1,37*	79
País Vasco	0,97*	-0,38	7S	0,99*	-0,43	77
Rioja	-0,09	0,10	60	-0,48	0,34	59
Ceuta	-0,19	0,04	57	-0,91	0,66	46
Melilla	-0,11	0,05	59	-0,82	0,99	53
	<b>B (kj)</b>	<b>St Error</b>	<b>p**(%)</b>	<b>B (kj)</b>	<b>St Error</b>	<b>p**(%)</b>
<b>Sociodemográficas</b>						
<i>Sexo</i>						
Hombre	—		63	—		64
Mujer	-0,30	0,05	56	-0,30	0,05	57
<i>Nacionalidad</i>						
Español		—	55	—		59
Extranjero	1,06*	0,11	80	1,05	0,11	80
Doble nac. (español + otra)	0,30	0,17	65	0,30	0,17	66
<i>¿Tiene hijos en edad escolar?</i>						
No	—	—	59	—		60
Sí	0,04	0,06	60	0,04	0,06	61
<i>Edad</i>						
18-24 años			63	—		64
25-34 años	-0,43*	0,10	53	-0,43	0,10	54
35-44 años	-0,37	0,10	55	-0,37	0,10	55
45-54 años	-0,32*	0,10	56	-0,32	0,10	57
55-64 años	-0,04	0,11	63	-0,04	0,11	63
65 y más años	0,33*	0,11	71	0,33	0,11	71
<b>Socioeconómicas</b>						
<i>Clase social</i>						
Baja	—	—	57	—		58
Media-baja	0,12	0,10	60	0,12	0,10	61
Media	0,11	0,09	60	0,11	0,09	60
Media-alta	0,39	0,14	66	0,40	0,14	67
Alta	0,30	0,47	75	0,82	0,47	76
<i>¿Es empleado público?</i>						
No	—	—	60			61
Sí	-0,05	0,07	59	-0,05	0,07	60

**TABLAS R8.** (Continuación)

Tabla EA-EF. Sanidad	Modelo EA 3.1 RPQL			Modelo EF 3.1 DVL		
	u(0,j)	U (dcha,j)	P**(%)	B (CC AA)	B (dcha* CC AA)	p**(%)
<i>Nivel educativo</i>						
Primaria		—	61	-0,06	0,07	62
Secundaria	-0,05	0,07	60	-0,15	0,09	60
FP	-0,14	0,09	57	0,00	0,09	58
Universitaria	0,00	0,09	61			62
<i>Ideología</i>						
Izquierda	—	—				
Centro	0,02	0,07		0,02	0,07	
Derecha	-0,23 *	0,03		-0,54	0,12	
Constante	0,70	0,17		0,85	0,15	
Método estimación	Efectos aleatorios (RPQL)			Efectos fijos (dummies J-1 CC AA y dummies interacción dcha*CCAA)		
(N)		7.834			7.834	
Parámetros estimados		22			38	
Especificidad		35%			32%	
Sensibilidad		82%			84%	

\* p-valor < 0,05; \*\* = > P pron l x (ij) = med.

Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de CIS 2813.