

LAS PREFERENCIAS POR LA REDISTRIBUCIÓN DE LOS ESPAÑÓLES A COMIENZOS DEL SIGLO XXI¹

Spaniards' Preferences for Redistribution in the Early Twenty-First Century

JULIO LÓPEZ LABORDA
EDUARDO SANZ ARCEGA

Universidad de Zaragoza

Revista de Estudios Políticos
ISSN-L 0048-7694, núm. 171, Madrid, enero/marzo (2016), pp. 137-166
<http://dx.doi.org/10.18042/cepc/rep.171.05>

Cómo citar/Citation

López Laborda, J. y Sanz Arceaga, E. (2016). Las preferencias por la redistribución de los españoles a comienzos del siglo XXI. *Revista de Estudios Políticos*, 171, 137-166.
doi: <http://dx.doi.org/10.18042/cepc/rep.171.05>

Resumen

Este trabajo propone una clasificación de los determinantes de las preferencias redistributivas de los ciudadanos en tres argumentos: imperativos de justicia social, aversión al riesgo y marco institucional. Acto seguido, con los datos del Barómetro Fiscal del Instituto de Estudios Fiscales para el período 2003-2010, se plantea una aplicación empírica para identificar los factores determinantes de las preferencias por

¹ Versiones previas de este trabajo fueron presentadas en el *XIV Encuentro de Economía Aplicada*, celebrado los días 2 y 3 de junio de 2011 en Islantilla (Huelva) y en la *VII Summer School in Public Economics*, celebrada los días 11 a 15 de julio de 2011 en Atlanta (EEUU). Los autores agradecen los comentarios de los asistentes a esta última y, en especial, de Jorge Martínez-Vázquez y Luis Ayala, así como la inestimable ayuda prestada por Fernando Rodrigo Sauco y César Pérez López. También deseamos agradecer los comentarios de dos evaluadores anónimos, que han estimulado una mejora sustancial del texto inicial.

Julio López Laborda agradece la financiación recibida del Ministerio de Economía y Competitividad (proyecto ECO2012-37572) y del Gobierno de Aragón y el Fondo Social Europeo (Grupo de investigación de Economía Pública).

la redistribución de los españoles. La aplicación incluye sendas estimaciones probit y MCO. Los resultados, en coherencia con la literatura internacional, confirman las predicciones teóricas. Las preferencias por la redistribución de los españoles quedan influenciadas por los tres determinantes descritos y, en especial, por el marco institucional.

Palabras clave

Redistribución; preferencias; determinantes; España.

Abstract

Based on a survey of international literature, this paper proposes the classification of citizens' preferences for redistribution in three categories that shape those preferences: imperatives of social justice, risk aversion and the institutional framework. With the data provided by the «Spanish Institute for Fiscal Studies Fiscal Barometer» an empirical application for the Spanish case is carried out. We use a probit model when the endogenous variable is dichotomized, and a linear model estimated through ordinary least squares when the dependent variable is an index constructed by principal components. The results, consistent with the theory and international experience, show that the preferences under study, homogeneously distributed throughout the country, are based on the three described determinants. In particular most of the variables are significantly associated with the description of the institutional framework.

Key Words

Redistribution; preferences; explanatory factors; Spain.

SUMARIO

I. INTRODUCCIÓN. II. LAS PREFERENCIAS POR LA REDISTRIBUCIÓN: UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA. 1. Imperativos de justicia social. 2. Aversión al riesgo. 3. Marco institucional: percepciones individuales sobre el funcionamiento del sistema político democrático y los comportamientos de búsqueda de rentas. III. UNA APROXIMACIÓN EMPÍRICA A LAS PREFERENCIAS REDISTRIBUTIVAS DE LOS ESPAÑOLES. 1. Base de datos, especificaciones y variables dependientes. 2. Variables independientes. 3. Resultados. IV. CONSIDERACIONES FINALES. BIBLIOGRAFÍA.

I. INTRODUCCIÓN

La desigualdad interpersonal se revela como una de las características inherentes al sistema de mercado. De hecho, en ausencia de intervención pública en la economía y de mecanismos de transferencia de renta entre individuos, el orden espontáneo capitalista genera desigualdades económicas que, de prolongarse a lo largo del tiempo, derivan no solo en concentraciones estables de riqueza, sino también de poder (Roncaglia, 2011). Además, recientemente se ha reforzado la evidencia empírica inicial (Sala i Martín, 1997) que asociaba una mayor desigualdad con un menor crecimiento económico (Piketty, 2014; Ostry *et al.*, 2014).

En este sentido, si la resistencia de las sociedades frente a la mercantilización de todos los aspectos de la existencia ha sido puesta de relieve por la historiografía político-económica (seminalmente, Polanyi, 1944/2007), ya a mediados del siglo XIX, desde la economía política, se explicitó la diferencia entre las leyes que regían la producción de las que subyacían a la distribución de la riqueza (Mill, 1848/1996). Distinción que implica, de un lado, trasladar el argumento último sobre la redistribución del ámbito científico al ideológico; y, de otro, aceptar la existencia de una pluralidad de argumentos en el debate sobre la desigualdad (valgan como ejemplos antitéticos Rawls, 1971 y Hayek, 2001).

A partir de la universalización del derecho de sufragio, las preferencias de los agentes, entre las que se cuentan las redistributivas, se sitúan en el epicentro del interés político (Roemer, 1998). De ahí que la determinación de los factores subyacentes que explican las actitudes de los individuos respecto de la redistribución contenga claras implicaciones electorales. Con

mayor razón por cuanto la evidencia empírica subraya cómo los postulados de la racionalidad económica y la búsqueda del propio interés no explican suficientemente el amplio apoyo existente, tanto entre los ricos como entre los pobres, a favor de la redistribución (Andreoni y Miller, 2002; Fong *et al.*, 2005).

Con base en el marco conceptual esbozado, el presente trabajo se propone analizar los factores que determinan las preferencias por la redistribución de los españoles. Así, no se trata ni de focalizar la atención en la justificación de la redistribución ni en dirigir los esfuerzos a la investigación sobre la agregación de preferencias en este ámbito. En consecuencia, se pretende responder a la pregunta: ¿de qué depende que los ciudadanos favorezcan o no la redistribución?

La estructura del artículo se divide en tres secciones, adicionales a esta introducción. En primer lugar se realiza una revisión de la literatura nacional e internacional sobre las preferencias por la redistribución de los ciudadanos. Con base en ella, proponemos la clasificación de los determinantes de las preferencias redistributivas en tres categorías: imperativos de justicia social, aversión al riesgo y marco institucional. Acto seguido, se plantea una aplicación empírica para el caso español mediante la utilización de los datos recogidos por la matriz del «Barómetro Fiscal IEF 2003-2010», de la que se colige que, en coherencia con literatura, las preferencias objeto de estudio se fundamentan en los tres determinantes descritos y, muy especialmente, en el marco institucional.

El trabajo concluye con unas consideraciones finales en las que se resumen los principales resultados alcanzados, se discute sobre sus implicaciones y se sugiere alguna posible extensión de la investigación realizada.

II. LAS PREFERENCIAS POR LA REDISTRIBUCIÓN: UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura sobre preferencias redistributivas ha desechado en la actualidad la motivación del ideal *homo economicus* como fundamento exclusivo de sus argumentaciones, aceptando que la redistribución resulta una cuestión en la que confluyen múltiples motivaciones (entre otros, Piketty, 1995; Boadway y Keen, 2000; Corneo y Grüner, 2000; Riddell, 2010). En este sentido, la literatura empírica ha identificado la existencia de diversos determinantes de las preferencias redistributivas que, a nuestro juicio, son sistematizables en tres categorías: imperativos de justicia social, aversión al riesgo y marco institucional. Dado que algunos de los determinantes de las preferencias redistributivas son incardinables, por su propia naturaleza, en más de un argumento, debe

desecharse una visión de los propios argumentos como compartimentos estancos.

Los imperativos de justicia social hacen referencia a factores ético-políticos individuales en relación con los temas redistributivos. Dichos factores comprenderían tanto valores personales como características sociodemográficas individuales íntimamente conectadas con aquellos.

En segundo término, el individuo también participa en las actividades del mercado y queda sometido a sus riesgos. La actitud ante el riesgo de los agentes motiva que factores asociados a su situación laboral y grado de empleabilidad influyan también en sus preferencias por la redistribución.

Por último, el individuo se relaciona dentro de un marco institucional concreto, que condiciona la mutualización pública de riesgos derivados del mercado. De acuerdo con la Constitución Española, la fórmula social de Estado impele a la Administración a minorar las diferencias de renta y riqueza existentes entre los ciudadanos (arts. 1.1, 2, 31, 40.1, 138.1, 156.1 y 158.2 de la Constitución Española). Sin embargo, por lo que respecta a las preferencias redistributivas, más allá del marco institucional formalmente aprobado, serán las actitudes de los ciudadanos respecto del funcionamiento de aquel las que determinarán su actitud ante la redistribución.

Si bien sobre los imperativos de justicia y la aversión al riesgo la aportación de este trabajo consiste en concretar los fundamentos que subyacen tras ellos, el vector institucional no ha sido sistematizado hasta el momento por la literatura. Respecto del marco institucional, la literatura se ha concentrado en la conexión que existiría entre la instauración de un entorno institucional concreto y la capacidad de este para influenciar las preferencias de los agentes (por ejemplo, la identificación de diversos modelos dentro del paradigma del sistema de mercado, como en Soskice y Hall, 2001).

A continuación, presentaremos con un mayor detalle los resultados más relevantes alcanzados por la literatura en cada una de las tres dimensiones señaladas.

1. IMPERATIVOS DE JUSTICIA SOCIAL

Bajo esta rúbrica se pretende englobar los aspectos relacionados con la configuración de los postulados ético-políticos individuales en relación con los temas redistributivos. La aceptación de la redistribución trascendería la propia lógica económica, al conectar con planteamientos de justicia. Dentro de esta dimensión también encontramos algunas características sociodemográficas de los individuos estrechamente ligadas a una posición ético-política concreta respecto de la redistribución.

Así, y, de un lado, como características sociodemográficas configuradoras de los imperativos de justicia social la literatura ha identificado las siguientes: la edad (Tabellini, 1991; Jaime, 2008), ser mujer (Rehm, 2005), estar casado (Alesina y Giuliano, 2011), el nivel de renta (Meltzer y Richard, 1981; Piketty, 1995; Fong, 2001; Larsen, 2006; Guillaud, 2013), pertenecer a una minoría étnica (Alesina y Giuliano, 2011) y el estatus social (Ravallion y Lokshin, 2000; Corneo y Grüner, 2000; Cruces *et al.*, 2013; Buell *et al.*, 2014). En términos generales, tener una menor edad, ser hombre, no estar casado, poseer una mayor renta, no pertenecer a una minoría étnica y ostentar un estatus superior resultan cualidades personales que minoran las preferencias redistributivas.

De otro lado, como valores que inciden en las preferencias individuales por la redistribución encontramos la historia y la cultura de la sociedad en la que vive el sujeto, así como la propia trayectoria vital del individuo (Lindbeck, 1997; Fehr y Schmidt, 1999; Boadway y Keen, 2000; Tirole y Bénabou, 2004; Alesina y Giuliano, 2011); el sentimiento de pertenencia a una comunidad (Luttmer, 2001; Lupu y Pontusson, 2011; Yamamura, 2012); la percepción individual sobre la existencia de justicia respecto de los resultados económicos cosechados por los sujetos (Bowles *et al.*, 2001; Roemer, 2002; Hochschild, 2003; Alesina y Angeletos, 2005); la ideología (Shaw y Shapiro, 2005); el grado de movilidad social que el sujeto crea que existe (De Tocqueville, 1835; Hirschman, 1973; Alesina y La Ferrara, 2005; Bénabou y Ok, 2001); la religiosidad del individuo (Scheve y Stasavage, 2006); y su altruismo (Hochman y Rodgers, 1969; Thurow, 1971; Esarey *et al.*, 2012; Costa i Font y Cowell, 2014). La evidencia empírica subraya que ser una persona religiosa, ideológicamente conservadora, carecer de sentimientos comunitarios, manifestar posiciones egoístas y la creencia de que la sociedad es móvil y meritocrática debilitan las preferencias por la redistribución de los sujetos.

2. AVERSIÓN AL RIESGO

La naturaleza del riesgo estriba en la gran variabilidad a la que, a lo largo de la vida de los individuos, quedan sometidos sus ingresos (Jencks, 1972; Piketty, 1995). A partir de aquí, la redistribución también puede ser contemplada desde el prisma del ciudadano como factor productivo, identificándola con un seguro frente a riesgos (Buchanan y Tullock, 1962). Dado que la mayoría de la población resulta aversa al riesgo (Cusack *et al.*, 2006), la necesidad de atemperarlo ha aflorado con fuerza a lo largo de la historia (valga como ejemplo Polanyi, 1944/2007). A modo de ilustración, aquellos individuos que experimentan un shock económico negativo tien-

den a favorecer la redistribución en mayor medida de lo que lo hacían antes (Margalit, 2013).

La aversión al riesgo influencia las preferencias por la redistribución a partir de tres canales diferenciados. En primer lugar, la posición que el sujeto ocupa respecto del mercado laboral matiza sus preferencias redistributivas. En función de si el sujeto está desempleado o jubilado, o es trabajador por cuenta ajena, autónomo, empresario, etc., sus expectativas salariales y de seguridad laboral diferirán. En este sentido, la evidencia empírica ha puesto de relieve que, con la excepción de la condición de empresario y de autónomo (Iversen y Soskice, 2001), todas las demás situaciones descritas presentan una mayor aversión al riesgo y, por ende, devienen características más proclives al favorecimiento de la redistribución.

En segundo lugar, cualidades sociodemográficas del sujeto, como su raza o su sexo, también limitan las expectativas salariales de los ciudadanos, toda vez que la vigencia sin matices de la meritocracia ha sido descartada por la literatura (Jencks, 1972; Mulligan, 1999, o Bowles *et al.*, 2001). De acuerdo con la evidencia empírica, los sujetos que pertenecen a minorías étnicas y las mujeres favorecen en mayor medida la redistribución (Alesina y Giuliano, 2011).

Por último, la posibilidad de recolocación laboral asociada a la empleabilidad de los sujetos también queda asociada con el riesgo económico que estos soportan y, por ende, incide en sus preferencias por la redistribución (Rehm, 2009). En todo caso, si desde la Ciencia Política se ha enfatizado la relación positiva que existiría entre el grado de especificidad en las habilidades de un individuo y su preferencia por la redistribución (Baldwin, 1992), el nivel formativo que, en definitiva, redundaría en una mayor especialización de los individuos con un nivel de estudios más alto, mantiene una posición ambivalente con el favorecimiento de la redistribución (Iversen y Soskice, 2001; Alesina y Giuliano, 2011).

Por todo lo expuesto, dado que, de manera más o menos acentuada, el riesgo afecta a todos los sujetos, independientemente de cómo lo valoren estos, interconectando aversión y entramado institucional, la evolución de la función económica del Estado en Occidente ha reflejado un compromiso creciente en el aseguramiento de la población.

3. MARCO INSTITUCIONAL: PERCEPCIONES INDIVIDUALES SOBRE EL FUNCIONAMIENTO DEL SISTEMA POLÍTICO DEMOCRÁTICO Y LOS COMPORTAMIENTOS DE BÚSQUEDA DE RENTAS

El individuo, bien en su faceta de factor productivo o en la de ciudadano dotado de una conciencia ético-política, se desenvuelve dentro de un marco

institucional concreto. Por ello, el estudio del contexto político resulta de capital importancia, pues la redistribución es, en definitiva, el ejercicio de un poder soberano y coercitivo y, en este sentido, se trata inherentemente de una cuestión política (Boadway y Keen, 2000). Cada tipo de Estado conlleva un correlativo sistema institucional que, en función de sus valores teleológicos, aboga *ab initio* por (y eclosionará en) un esquema redistributivo de mayor o menor alcance que, a su vez, ostenta cierta capacidad de influencia sobre las preferencias individuales (Soskice y Hall, 2001).

A nuestro juicio, la configuración del marco institucional en lo atinente a su impacto sobre las preferencias redistributivas de los ciudadanos queda caracterizada a partir de dos elementos: el sistema político democrático y la búsqueda de rentas (corrupción, fraude y grupos de presión). De las actitudes de los ciudadanos hacia ambos elementos podrán derivarse determinantes de sus preferencias por la redistribución.

En primer lugar, respecto del sistema democrático, deben tenerse en cuenta las implicaciones que para la determinación de las preferencias redistributivas tiene la democracia en sí misma, pues hablar de aquellas en entornos totalitarios carece de sentido. La ideología constituiría su factor descriptivo. De acuerdo con la evidencia empírica, los individuos de izquierdas favorecen en mayor medida la redistribución (Lane, 1959; Shaw y Shapiro, 2005; Singhal, 2013; Pittau *et al.*, 2013).

En segundo término, el marco institucional puede integrar un conjunto de comportamientos reprochables que influyen en la asignación de recursos por parte del Estado y que minan la confianza de los ciudadanos en las instituciones. De ahí que los resultados obtenidos por la literatura pongan de relieve que un incremento de los niveles de transparencia y una mayor confianza en la gestión del gobierno inciden positivamente en las preferencias por la redistribución de los ciudadanos (Hetherington, 2004; Tabellini, 2010; Hutchinson y Ming Tan, 2012; Kuziemko *et al.*, 2013).

Por el contrario, la existencia generalizada de grupos de presión con un alto grado de capacidad para extraer en beneficio propio recursos del Estado, la corrupción y el fraude minoran las preferencias redistributivas.

En primer lugar, la actitud ante la redistribución variará en función de la naturaleza de los programas de gasto público. De ahí que la apuesta por políticas redistributivas universales concite una mayor apoyo de la redistribución (Larsen, 2008). Además, de acuerdo con Moene y Wallerstein (2001), el apoyo a las políticas redistributivas universalistas quedará correlacionado positivamente con el nivel de desigualdad, mientras que el de los dirigidos a sectores específicos de la población puede relacionarse negativamente con el nivel de desigualdad social (Wendt *et al.*, 2010).

En segundo lugar, la corrupción y el fraude (no solo en términos tributarios) deben ser entendidos tanto en lo concerniente a la Administración como en lo referente a la percepción del sujeto respecto del comportamiento de los ciudadanos. De acuerdo con la literatura, mientras la creencia de que existen sujetos que reciben prestaciones a las que no tienen derecho y la percepción de que el fraude está generalizado minorarían las preferencias individuales por la redistribución (respectivamente, Georgiadis y Manning, 2012; Bergh y Bjørnskov, 2011); quienes ostentan una menor conciencia sobre el cumplimiento tributario favorecerán en mayor medida la corrección de las desigualdades, pues estos sujetos manifiestan una preferencia por desatender sus obligaciones tributarias al tiempo que mantienen su voluntad de beneficiarse del gasto público del Estado (Sabatini *et al.*, 2014).

III. UNA APROXIMACIÓN EMPÍRICA A LAS PREFERENCIAS REDISTRIBUTIVAS DE LOS ESPAÑOLES

Con base en la literatura revisada en la sección precedente, y a partir de la explotación de los datos contenidos en el «Barómetro Fiscal IEF 2003-2010», en esta sección vamos a identificar económicamente los factores determinantes de la actitud de los españoles ante la redistribución.

La aplicación que aquí se presenta contiene varias aportaciones. En primer lugar, a pesar de que la literatura no lo ha utilizado para el análisis de este problema, el «Barómetro Fiscal IEF 2003-2010» se revela como la única base de datos que permite incorporar de manera amplia el tratamiento de los aspectos institucionales.

En segundo lugar, en lo que conocemos, nuestra aplicación cuenta con datos más actuales que otros trabajos y estima variables no exploradas hasta el momento por la literatura, incardinadas, como se ha dicho, en las tres dimensiones mencionadas.

En tercer lugar, el ejercicio empírico incorpora tanto una estimación multinivel como la construcción de un índice de la preferencia redistributiva individual utilizando el método de componentes principales. Ambas técnicas se alinean con los últimos desarrollos de la literatura comparada: valgan como ejemplo Pittau *et al.* (2013), respecto del empleo de la metodología multinivel, y Tóth y Keller (2011), por lo que hace al empleo de un índice para aproximar la preferencia redistributiva de los ciudadanos. En la literatura española, en lo que conocemos, únicamente Jaime (2008) y Jaime y Sáez (2010) utilizan la metodología multinivel, en sendos estudios para los países europeos.

En cuarto y último lugar, las estimaciones que se presentan y discuten en los siguientes apartados contrastan la variabilidad a lo largo del tiempo de

las preferencias por la redistribución de los españoles, en consonancia con una reciente literatura (Georgiadis y Manning, 2012; Olivera, 2012; Pittau *et al.*, 2013). Para el caso español, esta cuestión también la han tratado recientemente Iglesias *et al.* (2013).

1. BASE DE DATOS, ESPECIFICACIONES Y VARIABLES DEPENDIENTES

Como ya se ha señalado, la estimación de los determinantes de las preferencias redistributivas de los españoles se va a realizar para el periodo 2003-2010, a partir de la explotación del «Barómetro Fiscal IEF 2003-2010». Metodológicamente, con la finalidad de lograr una mayor robustez en los resultados obtenidos, realizamos sendos análisis de combinación de cortes transversales de datos, en los que, en función de la naturaleza de la variable endógena, empleamos la correspondiente técnica econométrica.

En coherencia con los resultados obtenidos por la literatura, nos proponemos contrastar la hipótesis de que las preferencias redistributivas de los españoles en el período considerado están determinadas por imperativos de justicia social, factores relacionados con la aversión al riesgo y factores institucionales. A tal fin, proponemos y estimamos de manera sucesiva tres especificaciones.

En primer lugar, estimamos el siguiente modelo probit:

$$PREFREDISTRIBUTIVA_i = X_i\beta + u_i \quad (1),$$

donde la variable dependiente aproxima las preferencias redistributivas del individuo i en el año t , X_{it} es un vector de variables explicativas de interés y u_{it} es el término de error.

No resulta nada sencillo encontrar en el Barómetro del IEF una pregunta que represente claramente la actitud de los ciudadanos ante la redistribución. Por tal motivo, hemos construido *PREFREDISTRIBUTIVA* como una variable que toma valor uno si las tres variables siguientes toman simultáneamente el valor uno, y cero en otro caso:

1. «Redistribución»: variable discreta que toma valor uno si el sujeto afirma que los servicios y prestaciones contribuyen mucho o bastante a la redistribución de la riqueza, y cero en otro caso.
2. «Justifican impuestos»: variable discreta que toma el valor uno si el individuo cree que los servicios y prestaciones en general justifican mucho o bastante el pago de impuestos, y cero en otro caso.
3. «Universal»: variable discreta que toma el valor uno si el individuo está muy o bastante acuerdo con la afirmación de que los servicios

y prestaciones en general son accesibles a todo el mundo, y cero en otro caso.

Mediante la interacción de estas tres variables, la endógena resultante logra reflejar una opinión del ciudadano respecto de la redistribución menos ambigua que si se tomara por separado cualquiera de aquellas. Además, se combina la doble aproximación que puede realizarse a la intervención redistributiva del sector público: desde la vertiente de los ingresos y desde la perspectiva de los gastos. De un lado, los individuos deben apoyar la financiación de los servicios y prestaciones públicas a través de impuestos («justifican impuestos»). De otro lado, pero simultáneamente, los sujetos deben ser conscientes de la capacidad redistributiva del sistema, tanto en términos de accesibilidad como de eficacia («universal» y «redistribución»).

La segunda estimación realizada trata de averiguar si el diseño político-territorial descentralizado de España pudiera ejercer alguna influencia sobre las preferencias de los ciudadanos, máxime cuando son las comunidades autónomas las que administran los servicios y prestaciones sociales característicos del Estado de bienestar.

Para ello, especificamos y estimamos un modelo probit multinivel, que nos debe permitir determinar si las diferencias en las preferencias de los ciudadanos con respecto a la redistribución se deben, además de a razones asociadas a cada individuo, a la existencia de un efecto regional. Una cuestión debatida es el número de grupos (en nuestro caso, regiones) que deben utilizarse para que la técnica multinivel tenga las propiedades adecuadas desde el punto de vista econométrico. Según Heck y Thomas (2000), serían precisos al menos 20 grupos distintos y un número mínimo de 30 observaciones dentro de cada grupo. Nosotros nos aproximamos al primer requisito (17 comunidades) y cumplimos sobradamente el segundo. Otros autores han aplicado la técnica de análisis multinivel a las comunidades autónomas: véanse, por ejemplo, Abásolo *et al.* (2008) o Albert y Davia (2013).

A partir de la expresión (1), la forma de introducir el componente territorial es la siguiente:

$$PREFREDISTRIBUTIVA_{ij} = X_{ij}\delta + u_{ij} + \eta_j \quad (2),$$

donde el subíndice j denota a la comunidad de residencia del individuo i , y donde se introducen dos términos de error: uno para el nivel individual (u_{ij} , con media 0 y varianza σ_u^2), y otro para el nivel regional (η_j , con media 0 y varianza σ_η^2).

Ahora bien, la estimación de la especificación contenida en (2) sin variables explicativas —el denominado por la literatura como «modelo vacío»—,

nos lleva a concluir que el modelo multinivel planteado no permite mejorar la estimación del modelo individual que obedece a la forma (1). En consecuencia, los resultados hallados no nos permiten afirmar la existencia de un componente territorial en la configuración de las preferencias por la redistribución de la ciudadanía española.

Con la tercera estimación ensayamos otra forma de resolver el problema de la inexistencia en el Barómetro del IEF de una pregunta que refleje inequívocamente las preferencias redistributivas de los ciudadanos. En sintonía con algunos de los más recientes trabajos sobre este mismo tema (Tóth y Keller, 2011), construimos un indicador de la preferencia redistributiva de los ciudadanos por la técnica de componentes principales; técnica estadísticamente idónea para la explotación de bases de datos de naturaleza cualitativa (Pérez López, 2004; Kolenikov y Ángeles, 2009). Mediante el empleo de este método se logra extraer información de diferentes aspectos relacionados con un objeto de estudio no sintetizados por una sola variable pero que, en conjunto, ofrecen una mejor comprensión de aquella. Por otro lado, los errores aleatorios son menores (Barone y Mocetti, 2011).

La variable *INDIPREFREDISTRIBUTIVA* es el componente principal capaz de explicar un porcentaje mayor de la varianza de las tres variables que lo integran (un 53 por ciento), que son las mismas con las que se ha construido la variable dependiente *PREFREDISTRIBUTIVA* en la especificación recogida en (1): «redistribución», «justifican impuestos» y «universal». El valor propio del componente principal asciende a 1,58, por lo que su selección resulta adecuada de acuerdo con el criterio de la media aritmética (Pérez López, 2004). Del análisis de las puntuaciones puede predicarse una consistencia con el reflejo de una preferencia redistributiva. Todas ellas resultan positivas y sus valores son 0,61 para «redistribución», 0,59 para «justifican impuestos» y 0,53 para «universal», por lo que, además, podemos afirmar que hay un equilibrio en el efecto de las tres variables sobre el componente principal que se convierte en endógena.

Dada la naturaleza no dicotómica de la variable endógena, estimaremos una regresión lineal mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO):

$$INDIPREFREDISTRIBUTIVA_i = X_i\gamma + \varepsilon_i \quad (3).$$

2. VARIABLES INDEPENDIENTES

En todas las especificaciones se incluyen como variables explicativas aquellas que entre las preguntas recogidas en el cuestionario del «Barómetro IEF 2003-2010» sintetizan lo más fielmente posible los argumentos explicitados por

la literatura. Con la excepción de la edad y el año, todas las variables se han dicotomizado. Los signos esperados derivan de los resultados mayoritarios obtenidos por la literatura. Las variables explicativas son las siguientes:

- «Año»; variable discreta que toma los valores 3 a 10 en función del año en el que el sujeto fuera entrevistado (2003 a 2010). El signo esperado resulta indeterminado.
- «Crisis»; variable discreta; toma valor uno en los años 2008 a 2010, y cero en el período 2003-2007. Con esta variable queremos comprobar el efecto de la reciente crisis económica sobre las preferencias de los ciudadanos. De acuerdo con la evidencia empírica internacional, el signo esperado es positivo (Margalit, 2013).
- «Edad»: variable continua; número de años del ciudadano. Se espera un signo positivo (Jaime, 2008).
- «Edad2» (edad al cuadrado): variable continua; número de años del sujeto al cuadrado. Se incluye con objeto de captar la posible existencia de efectos no lineales. El signo esperado, por tanto, resulta negativo.
- «Mujer»: variable discreta; toma valor uno cuando el entrevistado es una mujer y cero si es hombre. La literatura predice un signo positivo (Rehm, 2005).
- «Casado»: variable discreta; toma valor uno cuando el individuo está casado y cero en otro caso. Se espera un signo positivo (Alesina y Giuliano, 2011).
- «Formación superior»: variable discreta; toma valor uno si el entrevistado ha completado estudios universitarios y cero en otro caso. El signo esperado resulta indeterminado (Iversen y Soskice, 2001; Alesina y Giuliano, 2011).
- «Universitario»: variable discreta; toma valor uno si el sujeto se encuentra cursando estudios universitarios y cero en otro caso. En coherencia con el signo predicho en el caso anterior, el signo esperado resulta indeterminado.
- «Jubilado»: variable discreta; toma valor uno cuando el individuo está jubilado y cero en otro caso. Se espera un signo positivo de esta variable (Tabellini, 1991).
- «Parado»: variable discreta; toma valor uno cuando el ciudadano se encuentra en situación de desempleo y cero en otro caso. La literatura muestra una posición favorable de esta categoría hacia la redistribución (Cusack *et al.*, 2006).

- «Empresario y profesional»: variable discreta; toma valor uno cuando el individuo es un empresario o un profesional y cero en otro caso. Se espera un signo negativo (Iversen y Soskice, 2001).
- «Urbano»: variable discreta; toma valor uno cuando el ciudadano vive en una población de más de 200.000 habitantes y cero en otro caso. Si bien la solidaridad interpersonal es mayor en el medio rural respecto del urbano, el nivel de servicios y prestaciones públicas es superior en las grandes ciudades. El signo esperado resulta, pues, indeterminado.
- «Foral»: variable discreta; toma valor uno si el entrevistado reside en Navarra o en el País Vasco y cero en otro caso. La mayor correspondencia entre contribuyentes y perceptores de servicios y prestaciones, además de la posible existencia de sentimientos comunitarios más intensos, hace que se espere un signo positivo (Luttmer, 2001; Yamamura, 2012).
- «CA rica»: variable discreta; toma valor uno si el individuo reside en una comunidad autónoma con una renta per cápita superior a la media durante el período temporal 2003-2010² y cero en otro caso. Hay algunas razones para esperar un signo negativo. En primer lugar, la mayor presencia de individuos con rentas elevadas se asociará a una menor inclinación por la redistribución. Además, ricos y pobres de las comunidades ricas pueden oponerse a la redistribución, en la medida en que supone una salida de recursos de su región hacia otros territorios. Pero también podemos encontrar argumentos que apoyan un signo positivo. Por una parte, la mayor renta per cápita puede estimular el deseo de los individuos de compartir la prosperidad de la región con sus vecinos. Por otro lado, y relacionado con lo anterior, las comunidades ricas (aunque, ciertamente, no todas), pueden disponer de más recursos para desarrollar políticas sociales. En consecuencia, asignamos a esta variable un signo indeterminado.
- «CA de izquierdas»: variable discreta; toma valor uno si el entrevistado reside en una comunidad autónoma cuyo gobierno autonómico ha sido siempre de izquierdas hasta 2010 y cero en otro caso³. Esperamos un signo positivo (Lane, 1959; Shaw y Shapiro, 2005).

² Aragón, Baleares, Cantabria, Cataluña, La Rioja, Madrid, Navarra y el País Vasco (a partir de los datos del INE).

³ Concretamente: Extremadura, Castilla-La Mancha y Andalucía.

- «Abuso»: variable discreta; toma el valor uno si el ciudadano está de acuerdo con la afirmación de que existe una mala utilización de los servicios y prestaciones públicos por parte de los usuarios y cero en otro caso. Dado que dicha variable supone el contraste de una suerte de actitud fraudulenta se espera un signo negativo (Georgiadis y Manning, 2012).
- «Gestión»: variable discreta que toma valor uno si el entrevistado cree que los servicios y prestaciones están gestionados correctamente y cero en otro caso. Predecimos un signo positivo de esta variable en el contraste (Hetherington, 2004, Hutchinson y Ming Tan, 2012).
- «Fraude necesario»: variable discreta; toma valor uno si el sujeto cree que la evasión es algo consustancial en los impuestos, todos tienden a hacerlo y de este modo se consigue un cierto equilibrio, y cero en otro caso. Por un lado, como explicábamos en la sección segunda, es posible que los individuos hagan compatible su justificación del fraude con el deseo de beneficiarse de las políticas públicas (Sabatini *et al.*, 2014). En tal caso, el signo de esta variable sería positivo. Por otro lado, cabe que quienes justifican el fraude también se muestren contrarios a la intervención pública, especialmente en materia de corrección de las desigualdades, lo que implicaría un signo negativo para la variable analizada.
- «Fraude general»: variable discreta; toma valor uno si el individuo cree que la evasión fiscal está muy generalizada y el pago de impuestos es muy imperfecto, y cero en otro caso. Esperamos un signo negativo (Bergh y Bjørnskov, 2011).
- «Fraude focalizado»: variable discreta; toma valor uno si el entrevistado opina que existen algunos colectivos específicos que defraudan habitualmente, y cero en otro caso. Extrapolando la evidencia empírica hallada por trabajos que estudian la moral fiscal, de los que se concluye que el hecho de que existan colectivos identificados que defraudan sistemáticamente no afecta a la voluntad del pagar impuestos por el resto de la población (López Laborda y Sanz Arcega, 2013; Llácer, 2014), el signo esperado resulta positivo.

El cuadro 1 presenta un resumen de las variables independientes que componen el vector X de la estimación, así como el argumento de la preferencia por la redistribución que describen y los signos que se espera obtener en el contraste. Por su parte, el cuadro 2 muestra los estadísticos descriptivos de todas las variables identificadas.

CUADRO 1. *Variables seleccionadas y signo esperado*

Variable	Dimensión ¹			Signo esperado
Año			I	?
Crisis	J	R	I	+
Edad	J			+
Edad2	J			-
Mujer	J	R		+
Casado	J			+
Formación superior		R		?
Universitario		R		?
Jubilado		R		+
Parado		R		+
Empresario y profesional		R		-
Urbano	J		I	?
Foral	J		I	+
CA rica	J		I	?
CA de izquierdas	J		I	+
Abuso			I	-
Gestión			I	+
Fraude necesario			I	?
Fraude general			I	-
Fraude focalizado			I	+

¹ Principal o principales dimensiones subyacentes a cada variable de entre las tres que describen las preferencias de los ciudadanos por la redistribución, desarrolladas en la sección teórica. Así, J = Justicia, R = aversión al riesgo e I = marco institucional.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2. *Estadísticos descriptivos 2003-2010*

Variable	Media	Me- diana	Valor máxi- mo	Valor míni- mo	Desvia- ción típica	Coeffi- ciente asime- tría	Coeffi- ciente curtosis
Preferencia redistributiva	0,28	0,5	1	0	0,44	1,03	2,05
Índice pref. redistributiva	0,20	0,4	1,61	-1,89	1,26	-0,14	1,73
Edad	43	64	93	18	17,27	0,51	2,17
Edad2	2.146,67	4.096	8.649	324	1.660,65	1,01	3,10
Mujer	0,54	1	1	0	0,50	-0,15	1,02
Casado	0,53	0	1	0	0,50	-0,11	1,01
Formación superior	0,23	0	1	0	0,42	1,29	2,67
Universitario	0,09	0	1	0	0,29	2,87	9,26
Jubilado	0,17	0,5	1	0	0,38	1,75	4,07
Parado	0,07	0	1	0	0,25	3,48	13,13
Empresario y profesional	0,11	0	1	0	0,31	2,56	7,53
Urbano	0,39	1	1	0	0,49	0,44	1,20
Foral	0,06	0	1	0	0,24	3,75	15,01
CA rica	0,45	0	1	0	0,50	0,19	1,04
CA de izquierdas	0,23	1	1	0	0,42	1,28	2,63
Abuso	0,53	0,5	1	0	0,50	-0,10	1,01
Gestión	0,37	0,5	1	0	0,48	0,52	1,27
Fraude necesario	0,09	0	1	0	0,29	2,80	8,84
Fraude general	0,47	0,5	1	0	0,50	0,13	1,02
Fraude focalizado	0,69	1	1	0	0,46	-0,84	1,71

Fuente: Elaboración propia.

3. RESULTADOS

Los resultados de las estimaciones, robustos a heteroscedasticidad y en ausencia de multicolinealidad entre las variables, quedan recogidos en el cuadro 3. A tenor de los mismos, las preferencias por la redistribución de los españoles, distribuidas homogéneamente a lo largo del país y, en general, alineadas con los resultados hallados por la literatura internacional, se encuentran condicionadas por los tres determinantes referidos en la sección teórica: los imperativos de justicia social, la aversión al riesgo y el marco institucional. Las regresiones en las que exclusivamente habíamos introducido como variables independientes factores referidos a uno o a dos de los determinantes descritos han obtenido un menor poder explicativo que los modelos generales (de ahí que las hayamos omitido).

Dado que los resultados empíricos obtenidos a partir de la estimación de los modelos probit y lineal son, en general, coincidentes, vamos a describirlos de manera conjunta, detallando cuando sea preciso las diferencias entre ambos. También iremos anotando las discrepancias entre nuestros resultados y los alcanzados por la literatura internacional revisada en la sección segunda.

CUADRO 3. *Resultados de las estimaciones*

Variable	Estimación probit	Estimación MCO
	Efecto marginal (p valor)	Coefficiente (p valor)
Constante		-0.61 (0.00)***
Año	0,02 (0,63)	0,02 (0.22)
Crisis	0,02 (0,58)	-0,03 (0.65)
Edad	0,00 (0,85)	-0,01 (0.36)
Edad2	0,00 (0,89)	0,00 (0.20)
Mujer	0,01 (0,58)	-0,01 (0.70)
Casado	0,06 (0,00)***	0,16 (0.00)***
Formación superior	0,07 (0,00)***	0,17 (0.00)***
Universitario	0,08 (0,01)***	0,15 (0.04)**
Jubilado	-0,01 (0,70)	-0,08 (0.35)
Parado	-0,01 (0,74)	-0,08 (0.18)
Empresario y profesional	0,01 (0,36)	0,01 (0.71)

.../...

.../...

Variable	Estimación probit	Estimación MCO
	Efecto marginal (p valor)	Coefficiente (p valor)
Urbano	0,03 (0,03)**	-0,00 (0.92)
Foral	-0,02 (0,52)	-0,04 (0.62)
CA rica	0,04 (0,03)**	0,13 (0.00)***
CA de izquierdas	0,08 (0,00)***	0,20 (0.00)***
Abuso	0,03 (0,05)*	0,15 (0.00)***
Gestión	0,33 (0,00) ***	1,11 (0.00)***
Fraude necesario	-0,05 (0,03) **	-0,07 (0.17)
Fraude general	-0,05 (0,00)***	-0,16 (0.00)***
Fraude focalizado	-0,02 (0,23)	-0,07 (0.06)*
<i>N</i>	7.912	7.912
<i>Log-verosimilitud</i>	-3.999,33	
<i>Wald chi2</i>	(20) 655,70	
<i>Prob > chi2</i>	0,00	
<i>Pseudo R²</i>	13,59%	
<i>Pseudo R² de predicción Total</i>	74,24%	
<i>Pseudo R² de predicción Positivos</i>	56,18%	
<i>Pseudo R² de predicción Negativos</i>	78,22%	
<i>R²</i>		22,16%
<i>F (20, 7891)</i>		71,34
<i>Prob > F</i>		0,00

*** Significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Por lo que se refiere, en primer lugar, a las variables relacionadas con los imperativos de justicia social, estar casado y residir en entornos urbanos (en la estimación probit) o en comunidades autónomas ricas o presididas por gobiernos de izquierdas resultan cualidades individuales relacionadas positivamente con las preferencias redistributivas de los sujetos. Ni la edad ni el

sexo han resultado significativas en nuestras estimaciones, como tampoco la residencia en una comunidad foral.

Respecto de las variables más estrechamente ligadas al argumento de aversión al riesgo, en el caso español, quienes poseen una formación superior y los universitarios mantienen preferencias favorables a la redistribución. El resto de las características individuales más íntimamente conectadas al mercado laboral —parado, jubilado, empresario y profesional— no resultan significativas, en contra de lo que esperábamos a tenor de los resultados puestos de relieve por la literatura (Iversen y Soskice, 2001; Cusack *et al.*, 2006).

Por lo que concierne a las percepciones sobre el marco institucional, la opinión de que los servicios y prestaciones sociales están correctamente gestionados es el factor que, de acuerdo con los efectos marginales obtenidos en las dos estimaciones, más predispone a los sujetos en favor de la redistribución. La creencia de que existe una mala utilización de los servicios públicos por parte de los usuarios también estimula la preferencia redistributiva de los españoles, en contra de lo que esperábamos a tenor de la literatura comparada (Georgiadis y Manning, 2012).

Las variables relacionadas con las opiniones sobre el fraude fiscal también han resultado significativas. La consideración de que el fraude fiscal se encuentra ampliamente extendido, la creencia de que la evasión está justificada (solo en el modelo probit) y la percepción de que son determinados colectivos los que defraudan (en la estimación MCO) debilitan la voluntad redistributiva de los ciudadanos. El signo negativo asociado a la variable «fraude focalizado» no responde a nuestras expectativas. Contra lo que esperábamos, parece que a los individuos les afecta negativamente la existencia de fraude, aunque esté localizado en determinados colectivos.

Por último, resulta pertinente señalar cómo el elemento temporal y, en particular, la presente crisis económica, contrariamente a los resultados hallados para otras experiencias internacionales (Kuziemko *et al.*, 2013; Margalit, 2013), no han influido significativamente sobre las preferencias por la redistribución de los españoles, que parecen ofrecer un patrón estable a lo largo de la primera década del siglo XXI.

En cuanto a la magnitud de los coeficientes estimados, los dos modelos también ofrecen resultados similares. Como ya se ha dicho, la variable «gestión» es la que tiene un impacto más destacado sobre las actitudes de los españoles ante la redistribución. El efecto de las restantes variables no difiere mucho. En el modelo probit, los efectos marginales están siempre por debajo del 10 por ciento. En la estimación MCO, los valores de los coeficientes se sitúan entre el 13 por ciento («CA rica») y el 20 por ciento («CA de izquierdas»).

IV. CONSIDERACIONES FINALES

Tras realizar una revisión de la literatura, el presente trabajo ha llevado a cabo un análisis de los factores que explican las preferencias por la redistribución de los españoles en la primera década del siglo XXI.

En el plano teórico, las preferencias redistributivas de los ciudadanos se fundamentan sobre tres pilares: los imperativos de justicia social, la aversión al riesgo y la actitud de los sujetos respecto del marco institucional. Si bien sobre las dos primeras dimensiones la aportación de este trabajo ha consistido en concretar los fundamentos que subyacen tras ellas, en lo que conocemos, el vector institucional no había sido sistematizado como tal hasta el momento.

Sobre dicha base conceptual se ha realizado una aplicación a la realidad española, contrastando con sendos modelos probit (incluyendo una estimación multinivel) y lineal (estimando por MCO un indicador de la preferencia redistributiva de los ciudadanos obtenido mediante la técnica de componentes principales) los tres postulados descritos.

En consonancia con las predicciones teóricas, los resultados de las estimaciones han reflejado cómo las preferencias por la redistribución de los españoles para el período 2003-2010 se encuentran condicionadas por los tres argumentos señalados y, en especial, por el marco institucional. De hecho, con la salvedad de alguna variable puntual, las dos técnicas econométricas empleadas han arrojado resultados coincidentes y alineados con los obtenidos por la literatura internacional sobre la materia.

Resulta reseñable la significatividad observada en la mayoría de las variables asociadas al nivel educativo de los ciudadanos y al marco institucional en el que aquellos se desenvuelven: en este caso, tanto por lo que respecta al impacto negativo que sobre las preferencias redistributivas tiene la percepción de la evasión fiscal como por el efecto positivo que sobre las mismas preferencias tiene una correcta gestión pública de los bienes y servicios provistos por el Estado. De estos resultados cabe colegir que la mejora de la gestión de los bienes y servicios públicos, el aumento de la inversión en educación y la lucha contra el fraude fiscal coadyuvarían a estimular las preferencias redistributivas de los españoles.

El reciente trabajo sobre imposición óptima de Piketty y Saez (2013) ofrece una posible extensión a la presente investigación. Estos autores muestran cómo pueden revelarse las preferencias por la redistribución en un país determinado a partir de la política tributaria adoptada por ese país.

Siguiendo a Piketty y Saez (2013), si aceptamos que, en muchos países, el sistema fiscal es aproximadamente proporcional (se compensan los impuestos progresivos y regresivos) y que los gastos fundamentales representan, tam-

bién de manera aproximada, una cantidad igual por habitante; la incidencia del sector público en un individuo cualquiera, SP_i , puede representarse de la siguiente manera:

$$SP_i = tY_i - D \quad (4),$$

donde t es la presión fiscal, Y_i , la renta del individuo i , y D , la cuantía de gasto público por habitante.

A partir de aquí, Piketty y Saez (2013) demuestran que el tipo impositivo óptimo (que, en su modelo, equivaldría a la presión fiscal del país, puesto que están considerando todos los impuestos), t^* , se obtiene a partir de la siguiente expresión:

$$t^* = \frac{1 - g}{1 - g + e} \quad (5),$$

donde g son las preferencias redistributivas de ese país, y e , la elasticidad-tipo impositivo de la renta de los sujetos, es decir, la distorsión en el comportamiento de los individuos a consecuencia de los impuestos.

Por tanto, diferentes preferencias por la redistribución y diferentes respuestas de los individuos determinan distintos tipos/presiones fiscales óptimas. Si las preferencias por la redistribución son elevadas (g tiende a cero), el tipo óptimo se aproximará a $1/(1+e)$. Si esas preferencias son reducidas (g tiende a uno), el tipo óptimo se aproximará a cero.

Trasladando dicho esquema a la realidad española para el período objeto de estudio de este trabajo, 2003-2010, podemos derivar las preferencias reveladas por la redistribución de los españoles, g , sin más que sustituir la cifra de presión fiscal en la expresión anterior, para diversas hipótesis razonables sobre el valor de e . Los resultados, con datos de presión fiscal de la OCDE, se muestran en el cuadro 4.

CUADRO 4. *Preferencias por la redistribución reveladas por los españoles (valores de g)*

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
e=0,25	0,8710	0,8661	0,8591	0,8537	0,8514	0,8760	0,8883	0,8810
e=0,5	0,7419	0,7322	0,7183	0,7075	0,7027	0,7521	0,7765	0,7619

Fuente: Elaboración propia.

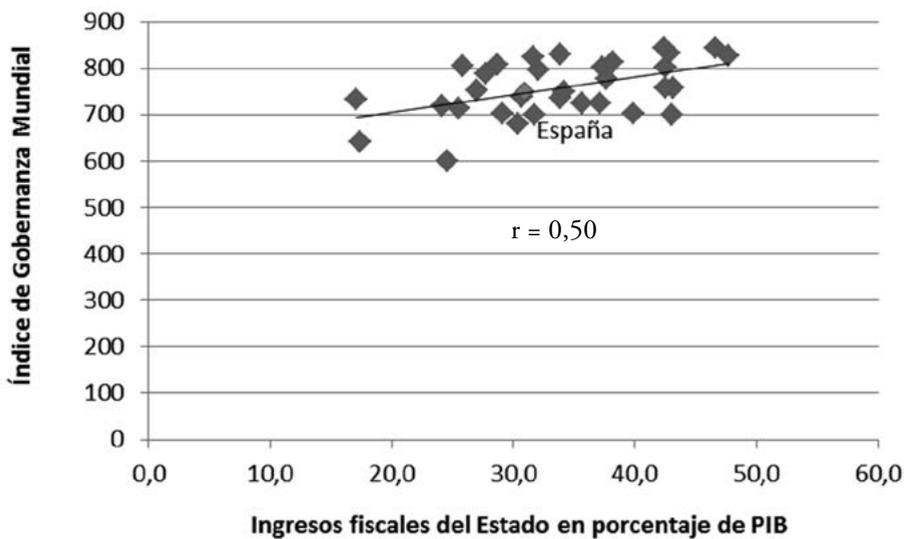
De estos resultados cabe inferir que, si la presión fiscal en España en el período 2003-2010 es óptima, las preferencias reveladas por la redistribución de los españoles son muy reducidas.

No obstante, aquí hay que introducir una cautela. Hasta ahora, hemos asumido que la política tributaria recoge de manera fidedigna las preferencias por la redistribución de los ciudadanos. Pero también es posible que, por diversos motivos, no se trasladen a la política tributaria unas preferencias redistributivas determinadas. Dada esta disyuntiva, y ahondando un poco más en la discusión, podemos conjugar los resultados obtenidos en nuestras estimaciones con el trabajo de Piketty y Saez (2013) y preguntarnos si aquellos factores que hemos hallado como configuradores de las preferencias por la redistribución tienen un impacto real en la política tributaria de los Estados. Es decir, dado que la mejora de la gestión pública, un mayor nivel educativo y una menor tolerancia del fraude fiscal influyen positivamente, como hemos visto, las preferencias por la redistribución, podemos tratar de identificar si, a nivel comparado, una mejor gobernanza, un mayor rendimiento educativo y una menor evasión aumentan el tamaño de la presión fiscal. Hay que señalar que, en este ejercicio, estamos suponiendo que los mismos factores que favorecen la redistribución en España lo hacen en otros países, y que la respuesta de los ciudadanos ante los impuestos (el valor de e) también es similar.

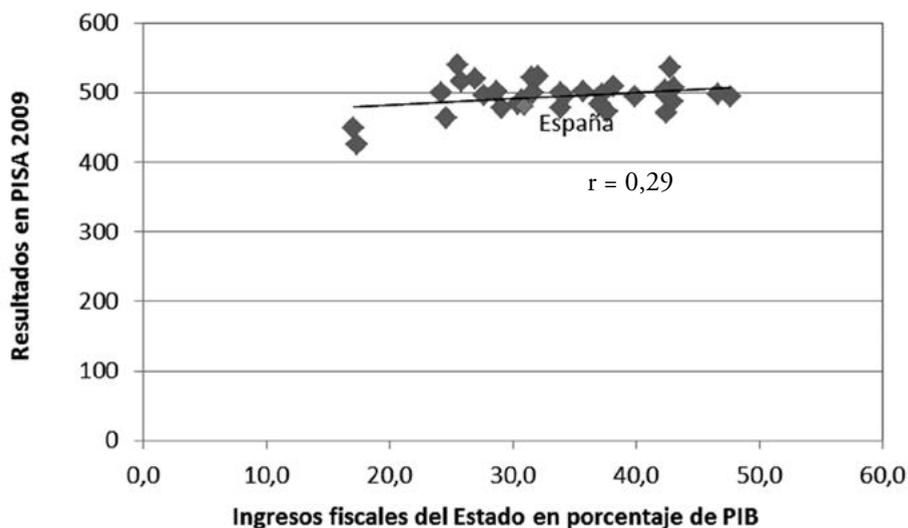
Para ello, con datos de 2009 (salvo los relativos a gobernanza, que se refieren a 2011), año más reciente de los que pertenecen al período que hemos considerado en este trabajo y para el que se tiene información, hemos elaborado los gráficos 1 a 3. En ellos se observa una relación positiva entre el peso de los ingresos fiscales del Estado en el conjunto del PIB y la obtención de una mayor puntuación tanto en el ranking de gobernanza como en el de rendimiento escolar, relación especialmente acentuada en el primer caso (el coeficiente de correlación es de 0,5). Un menor tamaño de la economía sumergida también se relaciona con mayores ingresos fiscales.

En el caso de España, la relación entre presión fiscal y rendimiento educativo o gobernanza se sitúa sobre la línea de tendencia. El tamaño de la economía sumergida existente en nuestro país es bastante superior al que le correspondería de acuerdo con su presión fiscal.

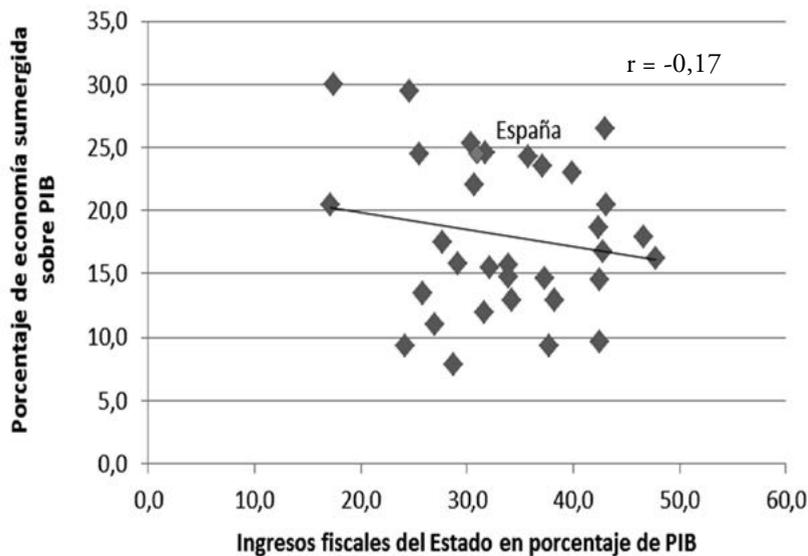
Aceptando que no se puede ir mucho más lejos en las conclusiones, dado el carácter tan preliminar del ejercicio que acabamos de presentar, podemos afirmar que los principales factores explicativos de las preferencias de los ciudadanos por la redistribución están correlacionados positivamente con la presión fiscal soportada en el país.

GRÁFICO 1. *Presión fiscal y gobernanza*

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la OCDE y del Forum for a New World Governance (2011).

GRÁFICO 2. *Presión fiscal y educación*

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la OCDE.

GRÁFICO 3. *Presión fiscal y economía sumergida*

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la OCDE y de Schneider y Buehn (2013).

Bibliografía

- Abásolo, I., Pinilla, J. y Negrín, M. (2008). Equidad en la utilización de servicios sanitarios públicos por Comunidades Autónomas en España: un análisis multinivel. *Hacienda Pública Española*, (187), 87-106.
- Albert, C. y Davia, M. A. (2013). El fenómeno de la pobreza juvenil: ¿hay diferencias relevantes entre Comunidades Autónomas? *Investigaciones Regionales*, (25), 67-87.
- Alesina, A. y Giuliano, P. (2011). Preferences for redistribution. En A. Bisin y J. Benhabib (eds.). *Handbook of Social Economics, Vol. 1 A* (pp. 93-132). Nueva York: North Holland.
- Alesina, A. y Angeletos, G. M. (2005). Fairness and Redistribution: U.S. versus Europe. *American Economic Review*, 95 (4), 913-935. Disponible en: 10.1257/0002828054825655.
- Alesina, A. y La Ferrara, E. (2005). Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities. *Journal of Public Economics*, 89 (5-6), 897-931. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.05.009>.
- Andreoni, J. y Miller, J. (2002). Giving According to GARP: An Experimental Test of Consistency of Preferences for Altruism. *Econometrica*, 70 (2), 737-753. Disponible en: 10.1111/1468-0262.00302.
- Baldwin, P. (1992). *The Politics of Social Solidarity: Class Bases of the European Welfare State 1875-1975*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Barone, G. y Mocetti, S. (2011). Tax morale and Public Spending Inefficiency. *International Tax and Public Finance*, 18 (6), 724-749. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1601924>.
- Bénabou, R. y Ok, E.A. (2001). Social mobility and the demand for redistribution: the POUM hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), 447-488. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1162/00335530151144078>.
- Bergh, A. y Bjørnskov, C. (2011). Historical levels of trust predict the current size of the welfare state. *Kyklos*, 64 (1), 1-19. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6435.2010.00492.x>.
- Boadway, R. y Keen, M. (2000). Redistribution. En A. B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.). *Handbook of Income Distribution*, vol. 1 (pp. 677-789). Elsevier.
- Bowles, S., Gintis, H. y Osborne, M. (2001). The Determinants of Earnings: A Behavioral Approach. *Journal of Economic Literature*, XXXIX (4), 1137-1176. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1257/jel.39.4.1137>.
- Buchanan, J. M. y Tullock, G. (1962). *The calculus of consent: logical foundations of constitutional democracy*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Buell, R., Kuziemko I., Norton, M. I. y Reich, T. (2014). Last-place aversion: Evidence and redistributive implications. *Quarterly Journal of Economics*, 129 (1), 105-149. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjt035>.
- Corneo, G. y Grüner, H. P. (2000). Social Limits to Redistribution. *American Economic Review*, 90 (5), 1491-1507. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1257/aer.90.5.1491>.
- Costa i Font, J. y Cowell, F. (2014). Social Identity and Redistributive Preferences: A Survey. *Journal of Economic Surveys*, 29 (2), 357-374. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1111/joes.12061>.
- Cruces, G., Pérez-Tuglia, R. y Tetaz, M. (2013). Biased perceptions of income distribution and preferences for redistribution: Evidence from a survey experiment. *Journal of Public Economics*, 98, 100-112. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1817906>.
- Cusack, T., Iversen, T. y Rehm, P. (2006). Risks at Work: The demand and supply sides of Government redistribution. *Oxford Review of Economic Policy*, 22(3), 365-389. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1093/oxrep/grj022>.
- Esarey, J., Salmon, T. y Barrilleaux, C. (2012). Social Insurance and Income Redistribution in a Laboratory Experiment. *Political Research Quarterly*, 65 (3), 685-698. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1177/1065912911411096>.
- Fehr, E. y Schmidt, K. M. (1999). A Theory of Fairness, Competition and Cooperation. *The Quarterly Journal of Economics*, 114 (3), 817-868. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1162/003355399556151>.
- Fong, C. M. (2001). Social preferences, self-interest, and the demand for redistribution. *Journal of Public Economics*, 82 (2), 225-246. Disponible en: [http://dx.doi.org/10.1016/S0047-2727\(00\)00141-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0047-2727(00)00141-9).
- Fong, C. M., Bowles, S. y Gintis, H. (2005). Behavioural motives for income redistribution. *The Australian Economic Review*, 38 (3), 285-297. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8462.2005.00375.x>.
- Forum for a New World Governance (2011). *World Governance Index*. Disponible en: http://www.world-governance.org/IMG/pdf_WGI_short_version_EN_web-2.pdf.

- Georgiadis, A. y Manning, A. (2012). Spend it like Bechkam? Inequality and redistribution in the UK, 1983-2004. *Public Choice*, 151 (3-4), 537-563. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1007/s11127-010-9758-7>.
- Guillaud, E. (2013). Preferences for redistribution: an empirical analysis over 33 countries. *Journal of Economic Inequality*, 11 (1), 57-78. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1007/s10888-011-9205-0>.
- Hayek, F. A. von (2001). *Principios de un orden social liberal*. Madrid: Unión Editorial.
- Heck, R. H. y Thomas, S. L. (2000). *An Introduction to Multilevel Modeling Techniques*. Mahwah (Nueva Jersey): Laurence Erlbaum Associates.
- Hetherington, M.J. (2004). *Why Trust Matters: Declining Political Trust and the Demise of American Liberalism*. Princeton: Princeton University Press.
- Hirschman, A. O. (1973). The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development, with a Mathematical Appendix by Michael Rothschild. *The Quarterly Journal of Economics*, 87 (4), 544-566. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2307/1882024>.
- Hochman, H. M. y Rodgers, J. D. (1969). Pareto optimal redistribution. *American Economic Review*, 59 (4), 542-557.
- Hochschild, J. (2003). Psychological Meanings of Social Class in the Context of Education. *Journal of Social Issues*, 59 (4), 677-692.
- Hutchinson, C. y Ming Tan, C. (2012). Chutes & Ladders: Understanding the Interplay between Preferences for Redistribution and Intergenerational Mobility. *SSRN Working Paper Series*.
- Iglesias, E. M., Pena, J. A. y Sánchez, J. M. (2013). Evolution over time of the determinants of preferences for redistribution and the support for the welfare state. *Applied Economics*, 45 (30), 4260-4274. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2013.778948>.
- Iversen, T. (2005). *Capitalism, Democracy, and Welfare*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Iversen, T. y Soskice, D. (2001). An Asset Theory of Social Preferences. *American Political Science Review*, 95 (4), 875-893.
- Jaime Castillo, A. M. (2008). Préférences pour la redistribution en Europe: Inégalité sociale, État-providence et dispositions fiscales. *Pôle Sud. Revue de science politique de l'Europe méridionale*, 128 (1), 101-141.
- Jaime Castillo, A. M. y Sáez Lozano, J. L. (2010). Redistributive Conflicts and Preferences for Tax Schemes in Europe. *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, 11/2010.
- Jencks, C. (1972). *Inequality*. Nueva York: Basic Books.
- Kolenikov, S. y Angeles, G. (2009). Socioeconomic status measurement with discrete proxy variables: Is principal component analysis a reliable answer? *Review of Income and Wealth*, 55 (1), 128-165.
- Kuziemko, I., Norton, M. I., Saez, E. y Stantcheva, S. (2013). How elastic are preferences for redistribution? Evidence from randomized survey experiments. *NBER Working Paper*, 18865. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.3386/w18865>.
- Lane, R. E. (1959). The Fear of Equality. *American Political Science Review*, 53 (1), 35-51. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2307/1951729>.

- Larsen, C. A. (2008). The institutional logic of welfare attitudes: how welfare regimes influence public support. *Comparative Political Studies*, 41 (2), 145-168. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1177/0010414006295234>.
- Lindbeck, A. (1997). Incentives and Social Norms in Household Behavior. *American Economic Review*, 87 (2), 370-377.
- Llácer, T. (2014). Resentimiento fiscal: una propuesta de mecanismo explicativo de la relación entre la edad y la moral fiscal. *Revista Internacional de Sociología*, 72 (1), 35-56. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.3989/ris.2011.12.22>.
- López Laborda, J. y Sanz Arcega, E. (2013). La moral fiscal de los españoles, revisitada. *Documentos de Trabajo de Funcas*, 722/2013.
- Lupu, N. y Pontusson, J. (2001). The Structure of Inequality and the Politics of Redistribution. *American Political Science Review*, 105 (2), 316-336. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1017/S0003055411000128>.
- Luttmer, E. F. P. (2001). Group Loyalty and the Taste for Redistribution. *Journal of Political Economy*, 109 (3), 500-528. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1086/32101>.
- Margalit, Y. (2013). Explaining Social Policy Preferences: Evidence from the Great Recession. *American Political Science Review*, 107 (1), 80-103. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1017/S0003055412000603>.
- Meltzer, A. H. y Richard, S. F. (1981). A rational Theory of the Size of Government. *The Journal of Political Economy*, 89 (5), 914-927. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1086/261013>.
- Mill, J. S. (1848/1996). *Principios de economía política, con algunas de sus aplicaciones a la filosofía social*. Buenos Aires: Fondo de Cultura Económica.
- Mone, K. O. y Wallerstein, M. (2001). Inequality, Social Insurance and Redistribution. *American Political Science Review*, 95 (4), 859-874. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511619793.014>.
- Mulligan, C. (1999). Galton vs. the Human Capital Approach of Inheritance. *Journal of Political Economy*, 107 (6), 184-224. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1086/250108>.
- Olivera, J. (2012). Preferences for Redistribution in Europe. *UCD Geary Institute Discussion Paper Series*, 2012/25.
- Osty, J. D., Berg, A. y Tsangarides, C. G. (2014). Redistribución, desigualdad y crecimiento. *Revista de Economía Institucional*, 16 (30), 53-81.
- Pérez López, C. (2004). *Técnicas de Análisis Multivariante de Datos*. Madrid: Pearson.
- Piketty, T. (1995). Social Mobility and Redistributive Politics. *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (3), 551-584. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2307/2946692>.
- (2014). *El capital en el siglo XXI*. Madrid: Fondo de Cultura Económica.
- Piketty, T. y Saez, E. (2013). Optimal Labor Income Taxation. En A. J. Auerbach, R. Chetty, M. Feldstein y E. Saez (eds.). *Handbook of Public Economics*, Vol. 5 (pp. 391-474). North-Holland.
- Pittau, M.G., Massari, R. y Zelli, R. (2013). Hierarchical Modelling of Disparities in Preferences for Redistribution. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75 (4), 556-584. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.2012.00703.x>.
- Polanyi, K. (1944/2007). *La gran transformación: los orígenes políticos y económicos de nuestro tiempo*. Buenos Aires: Fondo de Cultura Económica.

- Ravallion, M. y Lokshin, M. (2000). Who Wants to Redistribute? The Tunnel Effect in 1990s Russia. *Journal of Public Economics*, 76 (1), 87-104. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1596/1813-9450-2150>.
- Rawls, J. (1971). *A Theory of Justice*. Oxford: Oxford University Press.
- Rehm, P. (2009). Risks and Redistribution. An Individual-Level Analysis. *Comparative Political Studies*, 42 (7), 855-881. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1177/0010414008330595>.
- Riddell, P. (2010). «Commentary by Peter Riddell» a James Alt, Ian Preston y Luke Sibieta «The Political Economy of Tax Policy». En J. Mirrlees (dir.). *Dimensions of Tax Design - The Mirrlees Review* (pp. 1280-1293). Oxford (RU): Oxford University Press.
- Roemer, J. E. (1998). Why the poor do not expropriate the rich: and old argument in new garb. *Journal of Public Economics*, 70 (3), 339-424. Disponible en: [http://dx.doi.org/10.1016/S0047-2727\(98\)00042-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0047-2727(98)00042-5).
- (2002). Equality of opportunity: A progress report. *Social Choice and Welfare*, 19 (2), 455-471.
- Roncaglia, Alessandro (2011). El mito de la mano invisible. Zaragoza: Genuève ediciones.
- Sabatini, F., Sarracino, F. y Yamamura, E. (2014). Social norms on rent seeking and preferences for redistribution. *MPRA Paper*, 57151. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jebo.2010.12.022>.
- Sala i Martín, X. (1997). Transfers, social safety nets and economic growth. *IMF Staff Papers* 44, 81-102.
- Schneider, F. y Buehn, A. (2013). *Shadow Economies in highly developed OECD countries: What are the driving forces?* Disponible en: <http://www.business.otago.ac.nz/econ/seminars/Abstracts/2013/Schneider24May.pdf>
- Scheve, K. y Stasavage, D. (2006). Religion and Preferences for Social Insurance. *Quarterly Journal of Political Science*, 1 (3), 255-286. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1561/100.00005052>.
- Shaw, G. M. y Shapiro, R. Y. (2005). Welfare. En S. J. Best y B. Radcliff (eds.). *Polling America: An Encyclopedia of Public Opinion* (pp. 880-892). Westport: Greenwood Press.
- Singhal, M. (2013). *Quantifying Preferences for Redistribution*. Disponible en: http://www.hks.harvard.edu/fs/msingha/taxprefs_nov2013.pdf.
- Soskice, D. y Hall, P. (2001). *Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage*. Oxford: Oxford University Press.
- Tabellini, G. (1991). The politics of intergenerational redistribution. *Journal of Political Economy*, 99 (2), 335-357. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1086/261753>.
- (2010). «Commentary by Guido Tabellini» a James Alt, Ian Preston y Luke Sibieta «The Political Economy of Tax Policy». En J. Mirrlees (dir.). *Dimensions of Tax Design - The Mirrlees Review* (pp. 1294-1299). Oxford (RU): Oxford University Press.
- Tirole, J. y Bénabou, R. (2006). Belief in a Just World and Redistributive Politics. *Quarterly Journal of Economics*, 121 (2), 699-746. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1162/qjec.2006.121.2.699>.
- Tocqueville, A. de (1835/1961). *De la Démocratie en Amérique*. En *Ouvres Complètes*. París: Gallimard.

- Tóth, I. G. y Keller, T. (2011). Income Distributions, Inequality Perceptions and Redistributive Claims in European Societies. *GINI Discussion Paper*, 7.
- Thurow, L. C. (1971). The income distribution as a pure public good. *Quarterly Journal of Economics*, 85 (2), 327-336. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2307/1880707>.
- Wendt, C., Kohl, J., Mischke, M. y Pfeifer, M. (2010). How do Europeans perceive their healthcare system? Patterns of satisfaction and preference for state involvement in the field of healthcare. *European Sociological Review*, 26 (2), 177-192. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcp014>.
- Yamamura, E. (2012). Effect of social capital on income redistribution preferences: comparison of neighborhood externality between high- and low-income households. *MPRA Working Paper*, 32557.