

Consenso y disenso en la resolución de conflictos de competencia por el Tribunal Constitucional español: el papel del federalismo y la ideología

Julio López-Laborda

Fernando Rodrigo

Eduardo Sanz-Arcega

Departamento de Economía Pública, Universidad de Zaragoza

(6 de marzo de 2018)

Abstract: Ante la ausencia de una base constitucional sólida, el Tribunal Constitucional español (TC) ha tenido que asumir un papel protagonista en la construcción normativa del Estado autonómico. En este trabajo se analiza si esa función ha afectado de manera determinante y positiva al grado de acuerdo entre los magistrados del TC en la adopción de sus resoluciones y, en especial, al logro de decisiones unánimes. De ser así, el “modelo legalista” (en este contexto, puede hablarse también de modelo “federalista”) sería el más idóneo para dar cuenta del comportamiento de los magistrados del TC. A tal fin, se construye una base de datos con los 390 conflictos positivos de competencia entre el nivel central y las comunidades autónomas resueltos por el TC entre 1981 y 2017, a partir de la cual se estiman diversos modelos explicativos del comportamiento judicial. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la importancia del modelo legalista/federalista cuando se trata de explicar la unanimidad en los pronunciamientos del Tribunal. Pero también ofrecen evidencia de que el “modelo ideológico” es determinante para explicar, más generalmente, el grado de acuerdo de los magistrados del TC español en la resolución de los conflictos de competencia.

Keywords: Tribunal Constitucional, conflictos de competencia, unanimidad, federalismo, ideología.

J.E.L. classification: H77.

Acknowledgements: Agradecemos la financiación del Gobierno de Aragón –Fondo Europeo de Desarrollo Regional (Grupo de Investigación de Economía Pública) y del Ministerio de Economía y Competitividad, proyecto ECO2016-76506-C4-3-R (Julio López-Laborda).

1. Introducción

El Estado descentralizado español se ha desarrollado a lo largo del tiempo sin contar con una base normativa sólida. Por un lado, el reparto de competencias entre el Estado central y las comunidades autónomas derivado de la Constitución es confuso y poco operativo; por otra parte, las normas constitucionales sobre el reparto de ingresos entre niveles de gobierno son también escasas y poco precisas (Aja, 2014; García Roca, ed., 2014). En consecuencia, el modelo regional se ha tenido que construir sobre la marcha, a partir de la legislación central y autonómica, el conflicto y la negociación entre las administraciones, y la jurisprudencia del Tribunal Constitucional (en adelante, TC), al resolver la constitucionalidad de las leyes y los conflictos de competencia entre niveles de gobierno.

En esta investigación queremos averiguar si el papel destacado que ha tenido que desempeñar el TC en este proceso se ha reflejado en la forma de adoptar sus decisiones. Para ello, hemos construido una base de datos con los 390 conflictos positivos de competencia entre el nivel central y las comunidades autónomas resueltos por el TC entre 1981 y 2017 y hemos tratado de determinar empíricamente si la conciencia de estar contribuyendo a la construcción del Estado autonómico ha afectado de manera determinante y positiva al grado de acuerdo entre los magistrados del TC en la adopción de sus resoluciones y, en especial, al logro de decisiones unánimes; o si la mayor o menor intensidad del acuerdo en el seno del TC se explica mejor con otros de los factores habituales explicativos del comportamiento judicial, como la ideología o la estrategia de los magistrados.

Los conflictos positivos de competencia se regulan en los artículos 60 a 67 de la Ley Orgánica del Tribunal Constitucional (LOTC), y se formalizan ante el TC cuando el gobierno central (autonómico) considera que una disposición, resolución o, en su caso, acto de una comunidad (del Estado) no respeta el orden de competencias establecido en la Constitución, los estatutos de autonomía y las leyes.¹ Si la competencia controvertida hubiera sido atribuida por una Ley o norma con rango de Ley, el conflicto de competencias se tramita en la forma prevista para el recurso de inconstitucionalidad.²

¹ Los conflictos negativos se producen cuando el gobierno central (autonómico) declina su competencia para resolver una pretensión determinada, al entender que la competencia corresponde a una comunidad autónoma (al Estado o a otra comunidad autónoma): véanse los artículos 68 a 72 de la LOTC.

² Sobre la delimitación de los conflictos de competencia y los recursos de inconstitucionalidad, véase Muñoz Machado (2007: 377 y ss.).

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección segunda revisa la literatura sobre los determinantes de la unanimidad en las resoluciones judiciales. La sección tercera presenta la base de datos empleada en el trabajo. El ejercicio empírico se desarrolla en las secciones cuarta y quinta, en las que se especifican y estiman diversos modelos para identificar los factores explicativos del grado de acuerdo en las decisiones del TC. El trabajo concluye que el objetivo de construir un cuerpo doctrinal constitucional sólido en materia de descentralización es un elemento determinante para explicar el grado de acuerdo entre los magistrados del TC, como también lo son los factores ideológicos. Las principales conclusiones del trabajo se resumen en la sección sexta.

2. Revisión de la literatura

La literatura que analiza los factores determinantes de la unanimidad de las resoluciones judiciales colegiadas descansa en los modelos ya clásicos explicativos del comportamiento judicial: el legalista o formalista, el actitudinal, y el estratégico o basado en la elección racional (Segal y Spaeth, 2002; Halberstam, 2008; Epstein, Landes y Posner, 2013). El modelo legalista sostiene que los jueces se limitan a interpretar y aplicar la ley para encontrar la respuesta legal correcta a un conflicto. El modelo actitudinal, por su parte, explica el comportamiento judicial como el resultado de las preferencias político-ideológicas de los magistrados. Finalmente, el modelo estratégico caracteriza a los jueces como agentes maximizadores de su utilidad, cuyo comportamiento queda sujeto a restricciones exógenas, por ejemplo, el marco institucional en el que se desenvuelve la actividad de los magistrados.

Dentro del modelo estratégico pueden destacarse tres hipótesis, de particular interés en un análisis preocupado por la identificación de los factores determinantes de la unanimidad en las resoluciones judiciales: la hipótesis de Shapiro, el efecto colegio y la aversión al disenso. En primer lugar, de acuerdo con la hipótesis de Shapiro, los tribunales constitucionales constituyen una extensión del poder central (Shapiro, 1981, 2002 y 2003), por lo que el favorecimiento unánime de las posiciones legales del Ejecutivo central debería ser el comportamiento dominante de dichos tribunales.

El efecto colegio, entendido como el proceso deliberativo en el que se basa la interacción entre magistrados, constituye un arreglo institucional que predispone hacia un menor nivel de disenso (Edwards, 2003). La literatura ha señalado diversos factores relacionados con el efecto colegio que favorecerían la unanimidad, si bien muchos de ellos son difícilmente

mensurables y, por lo tanto, complejos de abordar empíricamente. Por ejemplo, los beneficios sociales derivados de la aceptación en el grupo, la personalidad de los magistrados, o la empatía entre magistrados que surgiría a partir de la interacción continuada entre ellos (Edwards, 2003; Smyth y Narayan, 2004).

No obstante, hay dos factores derivados de la propia hipótesis colegial que sí son incluidos por la literatura en las estimaciones econométricas. De un lado, con base en la evidencia que subraya la predisposición de los sujetos a seguir al líder (Stout, 2002), el papel de liderazgo que desempeña el presidente del tribunal –que, en la mayoría de contextos, cuenta, además, con voto de calidad–, es un factor que influye decisivamente el proceso deliberativo (Hensley y Johnson, 1998). De otro lado, el número de miembros que conforme el colegio determinará el grado de interacción entre magistrados, con un efecto esperado positivo sobre la unanimidad cuanto menor sea aquel (Edwards, 2003).

La aversión al disenso es la tercera hipótesis incardinable en el modelo estratégico. Se fundamenta en el análisis coste-beneficio que entraña la redacción de un voto particular (Epstein et al., 2011). Los beneficios asociados al disenso se relacionan con la potencial influencia del voto particular, que incrementaría la reputación del magistrado que lo suscribe si el mismo es acogido por la doctrina jurídica. El principal coste del disenso resulta de la propia redacción de un voto particular, pues implica un incremento en la carga de trabajo –tanto para su firmante como para la mayoría, que debe reforzar su argumentación–, al tiempo que puede restar *auctoritas* a la decisión contenida en el fallo.

Todos los modelos anteriores han sido contrastados empíricamente, sin que ninguno de ellos pueda erigirse en explicación única para comprender el comportamiento que motiva la unanimidad de las resoluciones judiciales colegiadas (véanse Epstein et al., 2013; Dalla Pellegrina y Garoupa, 2013; Basabe-Serrano, 2014; o Tiede, 2016, en los que se contienen revisiones recientes de la literatura teórica y empírica).

Con respecto al modelo legalista, la literatura destaca la claridad de la ley (Hettinger, Lindquist y Martinek, 2004) y la existencia de precedentes como factores que favorecen la unanimidad (Epstein et al., 2013). Con otras palabras, la resolución de lo que alguna literatura denomina “casos rutinarios” (Hensley y Johnson, 1998) o escasamente controvertidos –que, en ocasiones, además, son juzgados por subconjuntos del colegio– se asocia positivamente con la unanimidad (Songer y Siripurapu, 2009).

En relación con el modelo actitudinal, la literatura identifica tanto factores relacionados con la ideología de quien nombra a los magistrados como con la de estos. Así, el consenso

político que genera el nombramiento y el signo político de quien nombra un magistrado, constituyen dos factores contrarios a la unanimidad si el fallo ha favorecido al partido contrario (respectivamente, Basabe-Serrano, 2014; Dalla Pellegrina y Garoupa, 2013). La ideología de los magistrados se contrasta por la literatura, tanto en términos de distancias ideológicas entre magistrados -a mayor dispersión, mayor probabilidad de disenso (Hettinger et al., 2004; Goff, 2005)-, como en relación con la naturaleza ideológica de cada caso. Si el componente ideológico de este es escaso, se incrementa la probabilidad de que la sentencia se dicte de manera unánime (Epstein et al., 2013), mientras que si, por ejemplo, se trata de casos sobre derechos civiles, disminuye la unanimidad (Hensley y Johnson, 1998; Hettinger et al., 2004; Epstein et al. 2013).

Por último, en lo atinente al modelo estratégico, la evidencia empírica pone de manifiesto que, mientras una mayor carga de trabajo y un menor número de componentes del colegio son factores que incrementan la unanimidad (respectivamente, Epstein et al., 2011; Songer y Siripurapu, 2009), el tiempo necesario para alcanzar una decisión la reduce (Hensley y Johnson, 1998). La importancia del papel de liderazgo del presidente del tribunal tiene su reflejo en una influencia significativa sobre la unanimidad, cuyo signo dependerá del magistrado concreto que ocupe la presidencia (Smyth y Narayan, 2004; Epstein et al., 2013). Específicamente por lo que respecta al marco institucional, la literatura ha obtenido evidencia acerca del impacto sobre la unanimidad de la aprobación de reformas legislativas que modifican el sistema de nombramiento de los magistrados, como en el caso de Chile, en el cual dicha influencia es negativa (Tiede, 2016). De otro lado, la seguridad en el puesto ha sido identificada como un factor que potencia el disenso en el seno de los tribunales colegiados, si la ideología domina el comportamiento de los magistrados (Epstein y Knight, 1998; Basabe-Serrano, 2014).

En España, la investigación aplicada sobre los determinantes del comportamiento judicial se ha centrado en su mayoría en el análisis de los factores que motivan el sentido de los fallos (Sala, 2010, 2011 y 2014; Garoupa, Gómez-Pomar y Grembi, 2013; López-Laborda, Rodrigo y Sanz-Arcega, 2018). Todos ellos descartan la existencia de un único modelo para explicar el comportamiento de los magistrados del TC español.³ El estudio de los determinantes de la unanimidad de las sentencias del TC en el marco de los modelos de comportamiento judicial ha recibido un tratamiento muy escaso en España, más allá de

³ Solo la hipótesis de Shapiro podría rechazarse sin ambages (Garoupa et al., 2013; López-Laborda et al., 2018).

trabajos que se centran en sentencias concretas (como Ahumada, 2000). Lo habitual es realizar un análisis descriptivo de las sentencias, centrado en los votos particulares.

El estudio pionero de Del Castillo (1987) analiza las sentencias dictadas por el Pleno del TC desde la creación del Tribunal hasta diciembre de 1985. Los resultados de Del Castillo (1987), incardinables en el modelo actitudinal, sugieren la existencia de dos bloques de magistrados, pudiéndose “presumir la existencia de una cierta regularidad en el modelo de comportamiento de los dos grupos de Magistrados por lo que se refiere a los votos particulares” (Del Castillo, 1987: 185).

Sin embargo, Ridaura (1988) realiza un estudio descriptivo de los votos particulares de los autos y las sentencias dictadas por el TC desde 1981 a 1987, y obtiene la conclusión opuesta, por cuanto “no parece que existan en el seno del Tribunal uniones consolidadas de sus miembros” (1988: 298). Adicionalmente, durante el periodo de análisis considerado, se observa que el número de opiniones disidentes no muestra una tendencia descendente.

Ezquiaga (1990) también lleva a cabo un análisis descriptivo de las sentencias dictadas por el TC entre 1981 y 1988. Su trabajo encuentra que los votos particulares se emiten muy mayoritariamente en sentencias dictadas por el Pleno, que una mayor carga de trabajo se asocia con una menor ratio de disenso y que, en relación con la emisión de opiniones discrepantes, “con carácter general no puede hablarse de tendencias organizadas o de grupos de opinión” (Ezquiaga, 1990: 134).

Con el mismo enfoque descriptivo, Cámara Villar (1993) analiza, para el periodo 1981-1991, los votos particulares emitidos por Magistrados del TC en sentencias que versan sobre derechos fundamentales. De acuerdo con sus resultados, de nuevo se encuentra evidencia de que una porción muy mayoritaria de los votos particulares es suscrita en sentencias dictadas por el Pleno, al tiempo que, en términos de alineación ideológica, Cámara Villar (1993: 381) afirma que “no podemos honradamente dar respuesta a la cuestión de si los magistrados coinciden o no en sus votos con una cierta coherencia ideológica”.

Finalmente, y, de nuevo con una perspectiva cualitativa, Bercholc (2016) compila todos los votos particulares del TC hasta 2011, identificando qué magistrado emitió cada voto. A partir de la constatación de que las sentencias unánimes del Tribunal se sitúan para todo el periodo objeto de estudio en el entorno del 80 %, sus resultados ofrecen evidencia a favor de los modelos actitudinal y estratégico, por cuanto ponen de manifiesto cómo la unanimidad del Tribunal, en general escasamente volátil, fue significativamente menor

durante la presidencia de Casas Baamonde (2004-2010), coincidente, a su vez, con un periodo de polarización política más elevada.

El único trabajo que, en lo que conocemos, adopta una perspectiva econométrica, es el de Hanretty (2012), que analiza las sentencias del TC en las que se emitieron votos particulares en el período 2000-2009. A partir de la estimación de la ideología de los magistrados (su “punto ideal”), seleccionando dos de ellos como representativos de cada uno de los extremos ideológicos, Hanretty (2012) muestra evidencia predictiva de que las diferencias ideológicas constituyen un determinante del disenso.

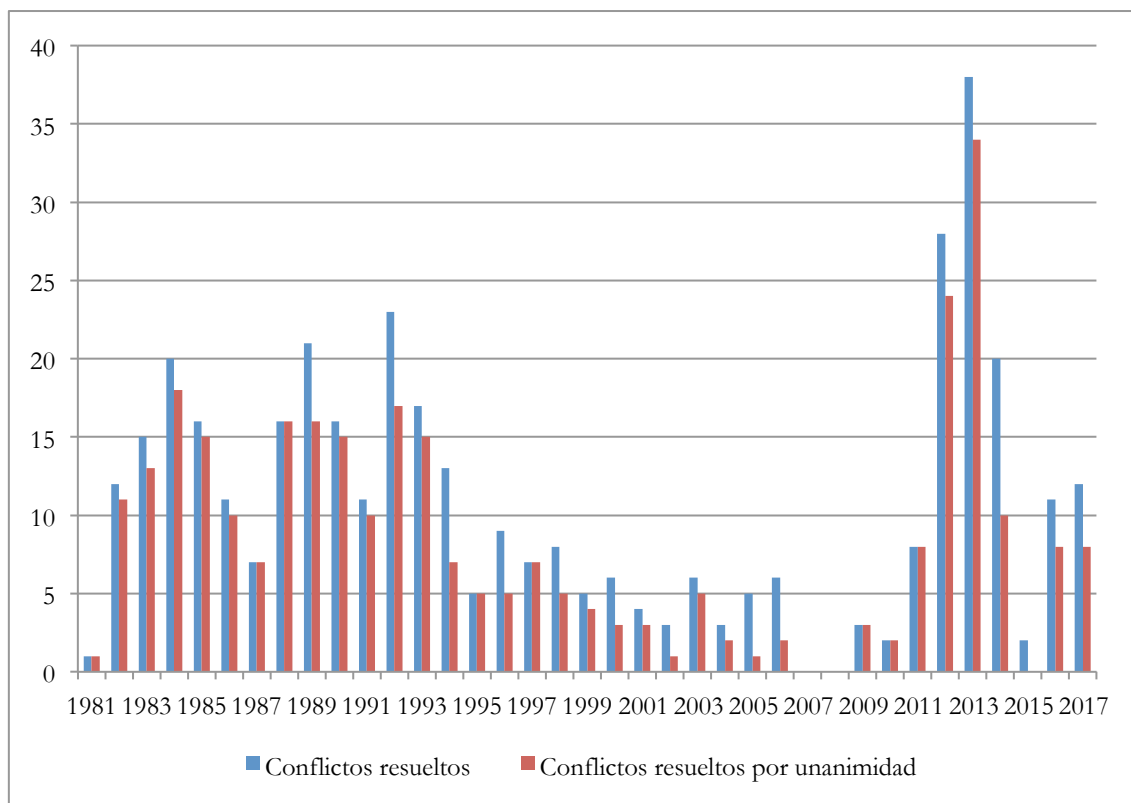
Nuestra investigación amplía las aportaciones previas en cuatro aspectos. En primer lugar, realiza un análisis econométrico, más allá de los exámenes descriptivos que constituyen la tónica general de la investigación sobre este tema en España. En segundo lugar, los años de estudio (1981-2017) cubren todo el período de actuación del TC hasta la actualidad. En tercer lugar, la base de datos incorpora la totalidad de los conflictos de competencia resueltos por el TC durante ese período. Y, por último, los ejercicios empíricos contrastan por separado y conjuntamente todos los modelos de comportamiento de jueces y magistrados propuestos por la literatura.

3. La base de datos. Análisis descriptivo

Como se ha explicado, la base de datos comprende los 390 conflictos positivos de competencia entre el gobierno central y las comunidades autónomas resueltos por el TC entre 1981 y 2017. El gráfico 1 refleja los conflictos resueltos cada año y los que se han resuelto por unanimidad. El cuadro 1 desglosa esa información en cuatro paneles. En el panel A se detalla el número de conflictos presentados por el gobierno central, las comunidades autónomas o ambos gobiernos⁴ y, de ellos, cuántos se han resuelto a favor de cada pleiteante y cuántos por decisión unánime. Los mismos datos se recogen en los paneles B, C y D para los conflictos que han afectado a Cataluña, País Vasco y las restantes comunidades, respectivamente.

⁴ Los conflictos que figuran como planteados por “ambos” corresponden a recursos instados de manera independiente por el Estado y las comunidades autónomas y acumulados por el TC.

Gráfico 1. Total de conflictos de competencia resueltos y conflictos resueltos por unanimidad (1981 y 2017)



Fuente: elaboración propia.

Cuadro 1. Conflictos presentados por, y resueltos en favor de cada nivel de gobierno, 1981-2017

A) Total

		FAVORABLE A			
		GOBIERNO CENTRAL	COMUNIDADES AUTÓNOMAS	AMBOS	TOTAL
PRESENTADO	GOBIERNO CENTRAL	43	38	17	98
		41	35	11	87
		95,3%	92,1%	64,7%	88,8%
POR	COMUNIDADES AUTÓNOMAS	121	48	109	278
		93	44	75	212
		76,9%	91,7%	68,8%	76,3%
	AMBOS	4	2	8	14
		3	2	7	12
		75,0%	100,0%	87,5%	85,7%
TOTAL		168	88	134	390
		137	81	93	311
		81,5%	92,0%	69,4%	79,7%

B) Cataluña

		FAVORABLE A			TOTAL
		GOBIERNO CENTRAL	COMUNIDADES AUTÓNOMAS	AMBOS	
	GOBIERNO CENTRAL	12	13	7	32
		12	12	5	29
		100,0%	92,3%	71,4%	90,6%
PRESENTADO	COMUNIDADES AUTÓNOMAS	54	29	74	157
		35	27	52	114
		64,8%	93,1%	70,3%	72,6%
POR	AMBOS	1	1	1	3
		1	1	1	3
		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	TOTAL	67	43	82	192
		48	40	58	146
		71,6%	93,0%	70,7%	76,0%

C) País Vasco

		FAVORABLE A			TOTAL
		GOBIERNO CENTRAL	COMUNIDADES AUTÓNOMAS	AMBOS	
	GOBIERNO CENTRAL	14	8	7	29
		14	8	4	26
		100,0%	100,0%	57,1%	89,7%
PRESENTADO	COMUNIDADES AUTÓNOMAS	31	11	18	60
		25	11	15	51
		80,6%	100,0%	83,3%	85,0%
POR	AMBOS	1	0	5	6
		1	0	5	6
		100,0%	-	100,0%	100,0%
	TOTAL	46	19	30	95
		40	19	24	83
		87,0%	100,0%	80,0%	87,4%

D) Otras comunidades autónomas

		FAVORABLE A			TOTAL
		GOBIERNO CENTRAL	COMUNIDADES AUTÓNOMAS	AMBOS	
	GOBIERNO CENTRAL	18	17	3	38
		16	15	2	33
		88,9%	88,2%	66,7%	86,8%
PRESENTADO	COMUNIDADES AUTÓNOMAS	46	11	26	83
		40	9	17	66
		87,0%	81,8%	65,4%	79,5%
POR	AMBOS	1	1	2	4
		1	1	1	3
		100,0%	100,0%	50,0%	75,0%
	TOTAL	65	29	31	125
		57	25	20	102
		87,7%	86,2%	64,5%	81,6%

Nota: En cada casilla, la primera fila corresponde al total de conflictos resueltos, la segunda, a los resueltos por unanimidad, y la tercera, al cociente en porcentaje entre las dos filas anteriores.

Fuente: elaboración propia.

De los 390 conflictos resueltos durante el período, un 79,7% se resuelve por unanimidad, prácticamente, el mismo porcentaje que Bercholz (2016) documenta para todas las

sentencias del TC hasta 2011. El porcentaje es algo menor para los conflictos que afectan a Cataluña (76%) y superior para los que afectan al resto de comunidades (81,6%) y, sobre todo, al País Vasco (87,4%).⁵

El TC resuelve más de manera unánime los recursos presentados por el gobierno central (un 88,8%) que por las comunidades autónomas (76,3%). Esto es cierto también cuando se observa por separado los conflictos que afectan a las diversas comunidades autónomas. En el caso de los conflictos presentados por estas, es llamativo el elevado porcentaje de los resueltos por unanimidad en el caso del País Vasco (85%), frente al menor porcentaje en el caso de Cataluña (72,6%).

Por contraste con el resultado anterior, en general, la unanimidad es mayor cuando la sentencia favorece a las comunidades autónomas que cuando beneficia al gobierno central: para los datos agregados, el 92% y 81,5%, respectivamente. Este resultado se repite para Cataluña y País Vasco, pero no para las restantes comunidades: en este caso, el TC resuelve por unanimidad en un porcentaje de casos ligeramente mayor cuando la sentencia favorece al gobierno central: 87,7 frente a 86,2%.

También merece la pena señalar que el TC adopta sus decisiones por unanimidad en un porcentaje mayor de conflictos cuando favorece a la administración que los plantea. En la siguiente sección propondremos una hipótesis vinculada a este resultado, que no se cumple en los casos que afectan a comunidades distintas de Cataluña y País Vasco.

4. Especificación

Como se ha indicado, nuestro objetivo es determinar empíricamente si el papel desempeñado por el TC en la construcción normativa del Estado autonómico ha afectado de manera determinante y positiva al grado de acuerdo entre los magistrados en las sentencias que resuelven conflictos de competencia entre el nivel central y las comunidades autónomas. De ser así, creemos que el modelo legalista (en este contexto, puede hablarse también de modelo “federalista”) sería el más idóneo para explicar el comportamiento de los magistrados del TC. En caso contrario, estamos interesados en identificar cuál de los otros modelos propuestos por la literatura tiene más capacidad para explicar el grado de acuerdo en las decisiones del TC.

⁵ El gobierno vasco decidió no acudir al Tribunal Constitucional entre 1990 y 2002. Véase García Roca (2004: 45).

Para alcanzar el objetivo señalado, planteamos la siguiente especificación general, con la que queremos identificar, en primer lugar, las variables explicativas del mayor grado posible de acuerdo ente los magistrados del TC, esto es, la unanimidad:

$$UNAN = f(\text{varlegalistas/federalistas}, \text{varideológicas}, \text{varestratégicas}, \text{varcolegiales}) \quad (1)$$

La variable dependiente es *UNAN*, que toma el valor 1 si el conflicto se resuelve por unanimidad, y 0 en caso contrario.

En cuanto a las variables independientes, vamos a agruparlas en los modelos identificados habitualmente en la literatura: legalista/federalista, ideológico y estratégico. Además, por su interés, hemos considerado el modelo colegial separado del estratégico. No obstante, debe reconocerse que resulta muy complicado adscribir de manera inequívoca algunas variables a un modelo determinado. Por eso, aunque vamos a estimar cada uno de los cuatro modelos por separado, pensamos que tiene más interés y fiabilidad la especificación que agrega todas las hipótesis sobre el comportamiento de jueces y magistrados.

a) Modelo legalista/federalista

En López-Laborda et al. (2018) hemos comprobado empíricamente que, en el caso español, no se puede sostener la hipótesis de Shapiro, pero tampoco la anti-Shapiro. Es decir, que el TC no está predispuesto a fallar ni a favor del gobierno central ni de las comunidades autónomas. En este trabajo queremos contrastar la hipótesis de que el TC ha tratado de colaborar al adecuado desarrollo del federalismo en España, limitando, además, las fricciones entre niveles de gobierno. Las variables implicadas en esta hipótesis son las siguientes:

-*CONFL*: variable que toma el valor 1 para las sentencias pronunciadas en el período de mayor conflictividad entre el gobierno central y las comunidades autónomas, que se extiende entre 1981 y diciembre de 1989, y 0 entre 1990 y 2017. Si el TC ha querido amortiguar el conflicto entre administraciones, se esperaría que resolviera más con unanimidad durante estos años. En consecuencia, asignamos un signo positivo a esta variable.

-*CGPP*: variable que toma el valor 1 si gobierna el PP en el momento de resolverse el conflicto, y 0 en otro caso. Dado que el Partido Popular (PP) es menos proclive a la descentralización que el Partido Socialista Obrero Español (PSOE), cabría esperar una

mayor labor didáctica del TC en los períodos de gobierno de ese partido y, por tanto, mayor unanimidad en sus fallos. Se espera, por tanto, un signo positivo.

-*CAT/PV/CATPV*: variables alternativas que toman el valor 1 si el conflicto afecta (por ser parte activa o pasiva) a Cataluña (*CAT*) o País Vasco (*PV*) o a cualquiera de ellas (*CATPV*), y 0 en otro caso. Si el conflicto afecta a estas comunidades, el TC recurrirá más a la unanimidad, para reforzar la idea de acuerdo en los conflictos más importantes relacionados con la descentralización del Estado. En consecuencia, se espera un signo positivo.

-*FAVOURFILER*: variable que toma el valor 1 cuando el fallo favorece al gobierno (central o autonómico) que plantea el conflicto, y 0 en otro caso. Como dar la razón a quien presenta el conflicto supone llevar la contraria al gobierno que se ha atribuido inicialmente la competencia, cabe esperar que se resuelva en más casos con unanimidad. Además, este comportamiento encajaría en el principio de deferencia que rige la actuación del TC. Asignamos a esta variable un signo positivo.

-*MORETHANONEAC*: variable que toma el valor 1 cuando el conflicto afecta a más de una comunidad autónoma, y 0 en caso contrario. La hipótesis es que, cuando hay más de una comunidad autónoma afectada, el TC tendrá más interés en ser contundente en la decisión, con independencia de a quién favorezca esta, por lo que el signo esperado de esta variable es positivo.

-*TIME*: variable que se introduce como una tendencia. La hipótesis es que el paso del tiempo favorecerá disponer de un corpus doctrinal sobre el Estado autonómico y, por lo tanto, aumentarán los conflictos resueltos por unanimidad. Nuevamente, esperamos un signo positivo.

b) Modelo ideológico

De acuerdo con el modelo ideológico, el mayor o menor grado de acuerdo entre los magistrados del TC depende de su ideología, es decir, de su “comportamiento sincero”. Las variables asociadas a este modelo son las siguientes:

-*CGPP*: esta variable ya se ha definido en el apartado anterior. La hipótesis es que, al ser el PP un partido más centralista, cuando gobierne prevalecerá el conflicto ideológico entre los magistrados del TC por encima de la búsqueda de consensos. Por tanto, asignamos a esta

variable un signo negativo, contrario al que se espera para la misma si predomina el componente legalista/federalista en el comportamiento de los magistrados.

-*CGTCSAMEIDEOL*: variable que toma el valor 1 si, en el momento del fallo, la ideología mayoritaria de los magistrados del TC coincide con la del gobierno central, y 0 en otro caso. Se espera un signo negativo: la coincidencia ideológica llevará a imponer las mayorías, por encima de la búsqueda de consenso.

-*CAT/PV/CATPV*: también se ha explicado en el apartado anterior la construcción de estas variables. Cabe esperar que el conflicto ideológico sea más fuerte cuando estén afectadas estas comunidades, por lo que se espera un signo negativo, contrario al que asignamos a las mismas variables si predomina el componente legalista/federalista.

b) Modelo estratégico

En el modelo estratégico, el comportamiento de los magistrados del TC depende del entorno institucional y de razones estratégicas. Las variables que asociamos a este modelo son las siguientes:

-*DIFF*: variable que toma el valor 1 si el conflicto afecta a una comunidad de distinto color político que el gobierno central en el momento de resolverse, y 0 en otro caso. Si los dos gobiernos tienen el mismo color, no habrá interés por las mayorías ni por las minorías del TC en obtener un resultado determinado. Sin embargo, si el color es distinto, es más probable el disenso entre los magistrados, por lo que se espera un signo negativo.

-*IDEOTCLEFT*: esta variable toma el valor 1 si la mayoría del TC es de izquierdas, y 0 si es de derechas. El signo esperado es ambiguo. Por un lado, si la minoría del TC es de izquierdas, podría estar más dispuesta a llegar al consenso en asuntos territoriales que si la minoría es de derechas, por lo que el signo esperado sería negativo. Pero también podría defenderse el signo contrario si se entiende que una mayoría de izquierdas puede ser más propensa a buscar la unanimidad en temas relacionados con el Estado autonómico.

-*IDEOTC%*: variable que representa el porcentaje de magistrados con la ideología mayoritaria (con independencia de si es de derechas o izquierdas). La hipótesis es que, cuanto menos peso tenga la minoría, más dispuesta estará al consenso. Se espera un signo positivo.

-*WORKLOAD*: esta variable mide, en meses, el tiempo que transcurre entre la admisión de un conflicto y su resolución. El signo de esta variable también es indeterminado. La

dilación en la resolución del conflicto tanto puede influir positivamente en la búsqueda de consensos como, al contrario, ser un indicio del disenso reinante en el TC.

-*RAPPORTEUR&PRESIDENT*: variable que toma el valor 1 si el ponente de la sentencia y el presidente del TC tienen la misma ideología, y 0 en otro caso. Se espera un signo positivo: si el presidente y el ponente tienen la misma ideología, cabe esperar que exista una mayor resistencia a aceptar una opinión alternativa, por lo que estratégicamente sería mejor no disentir.

d) Modelo colegial

En este modelo incluimos las siguientes variables :

-*NEWJUSTICES*: variable que toma el valor 1 para las sentencias dictadas durante los seis meses posteriores a las renovaciones de magistrados, y 0 en el resto del período. De acuerdo con la literatura, tras cada renovación de los magistrados, se esperaría un tiempo de mayor consenso, por la búsqueda de la aceptación de los nuevos miembros en el grupo. El signo esperado para esta variable es, en consecuencia, positivo.

-*CHAMBER*: esta variable toma valor 1 si la sentencia ha sido dictada por la Sala y cero si ha sido resuelta por el Pleno. Se espera un signo positivo, ya que cabe esperar una mayor interacción y colaboración entre los seis magistrados que forman la Sala que entre los doce que integran el Pleno.

-*PRESIDENT*: se construye una variable por cada presidente del TC, que toma valor 1 para las sentencias que se han dictado bajo su presidencia, y 0 para el resto. La hipótesis es que hay algunos presidentes más favorecedores del consenso que otros, que pueden influir en el comportamiento de los demás magistrados. Para dichos presidentes, el signo de la variable será positivo.

-*TIME*: como los miembros del TC se designan por un período de nueve años y se renuevan por terceras partes cada tres años, cabe esperar que el transcurso del tiempo favorezca el efecto colegio. En consecuencia, esperamos de esta variable el mismo signo positivo que le atribuimos en el modelo legalista/federalista.

-*BOTHWIN*: variable que toma el valor 1 si el conflicto se falla a favor de ambas partes, y 0 en otro caso. La hipótesis es que, para salvaguardar el consenso en el seno del TC, habrá más acuerdo cuando el conflicto se resuelva a favor de ambas partes. Por tanto, se espera un signo positivo.

Los estadísticos descriptivos de todas las variables, dependientes e independientes, se recogen en el cuadro 2.

Cuadro 2. Estadísticos descriptivos de las variables endóneas y exógenas

VARIABLE	<i>UNAN</i>	<i>% ACCORD</i>	<i>CGPP</i>	<i>CGTC SAME IDEOLOGY</i>	<i>CAT</i>	<i>PV</i>	<i>CATPV</i>	<i>DIFF</i>	<i>IDEO TCLEFT</i>	<i>IDEOTC%</i>	<i>WORKLO AD</i>	<i>RAPPORTEUR & PRESIDENT</i>
Media	0.80	0.96	0.44	0.62	0.49	0.24	0.68	0.68	0.71	0.67	60.45	0.70
Mediana	1	1	0	0.49	0	0	1	1	1	0.64	58	1
Máximo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0.83	154	1
Mínimo	0	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0.5	3	0
Desviación estándar	0.40	0.09	0.50	0.49	0.50	0.43	0.47	0.47	0.45	0.12	35.35	0.46
Coeficiente de asimetría	-1.48	-2.61	0.26	-0.49	0.03	1.19	-0.78	-0.79	-0.93	0.30	0.25	-0.87
Coeficiente de curtosis	3.19	9.39	1.07	1.24	1.00	2.43	1.61	1.63	1.86	1.52	2.31	1.76

VARIABLE	<i>CONFL</i>	<i>FAVOUR FILER</i>	<i>TIME</i>	<i>MORETHAN ONEAC</i>	<i>NEW JUSTICES</i>	<i>CHAMBE R</i>	<i>BOTHWIN</i>
Media	0.31	0.26	195.5	0.07	0.16	0.08	0.34
Mediana	0	0	195.5	0	0	0	0
Máximo	1	1	390	1	1	1	1
Mínimo	0	0	1	0	0	0	0
Desviación estándar	0.46	0.44	112.73	0.26	0.37	0.27	0.48
Coeficiente de asimetría	0.85	1.12	0	3.24	1.84	3.04	0.66
Coeficiente de curtosis	1.72	2.24	1.80	11.53	4.38	10.28	1.43

VARIABLE	<i>MGP</i> <i>M. García</i> <i>Pelayo</i>	<i>FTV</i> <i>F. Tomás y</i> <i>Valiente</i>	<i>MRP</i> <i>M. Rodríguez</i> <i>Piñero</i>	<i>ARB</i> <i>A. Rodríguez</i> <i>Bereijo</i>	<i>PCV</i> <i>P. Cruz</i> <i>Villalón</i>	<i>MJP</i> <i>M. Jiménez</i> <i>de Parga</i>	<i>MCB</i> <i>M. Casas</i> <i>Baamonde</i>	<i>PSS</i> <i>P. Sala</i> <i>Sánchez</i>	<i>FPC</i> <i>F. Pérez de</i> <i>los Cobos</i>	<i>JGR</i> <i>J. González</i> <i>Rivas</i>
Media	0.17	0.23	0.12	0.07	0.04	0.03	0.05	0.16	0.13	0.02
Mediana	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Máximo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Desviación estándar	0.38	0.42	0.32	0.25	0.19	0.16	0.21	0.36	0.34	0.13
Coeficiente de asimetría	1.74	1.31	2.37	3.39	4.80	6.00	4.33	1.89	2.19	7.26
Coeficiente de curtosis	4.03	2.72	6.61	12.52	24.04	37.03	19.72	4.58	5.80	53.73

5. Estimaciones y resultados

Dado que la variable dependiente *UNAN* tiene carácter discreto, hemos estimado la ecuación (1) utilizando modelos probit/logit, seleccionando entre ambos el que presente mayor valor de la función de verosimilitud en cada estimación. El cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones realizadas para cada modelo explicativo del comportamiento judicial y para la estimación conjunta de los cuatro modelos. Junto al valor estimado del coeficiente, se ofrece el de los efectos marginales en el caso de que la variable explicativa resulte significativa.

Como se aprecia en el cuadro 3, la significación global de la estimación conjunta es mejor que la de cada modelo por separado. Por eso, y porque, como hemos explicado más arriba, nos parece más fiable la especificación del modelo agregado, vamos a limitar a este último el comentario de los resultados. Como se observa en las dos últimas columnas del cuadro 3, los cuatro modelos explicativos del comportamiento de jueces y magistrados intervienen, en distinta medida, para determinar la probabilidad de que el TC pronuncie un fallo unánime.

Hay dos variables del modelo legalista/federalista que resultan significativas y con el signo positivo esperado: *FAVOURFILER* y *PV*. De tal forma que, si la sentencia favorece a quien presenta el conflicto o afecta al País Vasco, aumenta la probabilidad de que se alcance la unanimidad.

Sin embargo, la variable *MORETHANONEAC* también es significativa, pero con el signo negativo contrario al esperado, de manera que, si un conflicto afecta a más de una comunidad autónoma, se reduce la probabilidad de que se resuelva por unanimidad. O, de otra forma, que es más probable que el TC resuelva por unanimidad cuando el conflicto de competencias afecta a una única comunidad. Hemos realizado dos estimaciones complementarias, para examinar si este resultado puede explicarse por motivaciones ideológicas. En la primera, utilizamos la variable interactuada *MORETHANONEAC*SAMEIDEOL*, que recoge la existencia de dos o más comunidades autónomas afectadas con similar color político. Esta variable no es significativa. En la segunda estimación, empleamos la variable *MORETHANONEAC*DIFFIDEOL*, que recoge los conflictos que afectan a varias comunidades autónomas con diferente color político. Esta variable resulta significativa y con signo negativo, lo que puede apoyar la interpretación de que, cuando hay más de una comunidad implicada, prevalece el comportamiento ideológico de los magistrados.

También resulta significativa la variable *CGPP*, con el signo negativo asociado a la misma en el modelo ideológico. En consecuencia, la probabilidad de que el TC resuelva por unanimidad un conflicto de competencias se reduce si gobierna el PP.

Hay una única variable significativa del modelo estratégico, con el signo positivo esperado: la coincidencia ideológica del ponente y el presidente del TC aumenta la probabilidad de que el fallo sea unánime (*RAPPORTEUR&PRESIDENT*).

Finalmente, dos variables del modelo colegial también han resultado significativas. En primer lugar, aunque no encontramos presidentes que favorezcan la unanimidad, sí que hemos hallado uno en cuya presidencia se reduce la probabilidad de que el TC alcance la unanimidad en las resoluciones de los conflictos de competencia: se trata de Miguel Rodríguez Piñero, entre 1992 y 1995 (*MRP*). En segundo lugar, la estimación nos dice que, si ambas partes resultan favorecidas por la sentencia (*BOTHWIN*), también disminuye la probabilidad de que el fallo sea unánime. Este resultado indica que los magistrados se ponen más de acuerdo cuando el fallo es favorable a una de las partes, y quizás pueda interpretarse en clave del modelo legalista/federalista: el TC prefiere una mayor claridad en el reparto de competencias.

En resumen, los resultados obtenidos ofrecen evidencia de que el comportamiento legalista, vinculado al papel principal del TC en la construcción normativa del Estado autonómico, es, efectivamente, un factor relevante para explicar la unanimidad en las resoluciones de los conflictos positivos de competencia entre el Estado central y las comunidades autónomas. Pero también se obtiene evidencia de que hay otros factores determinantes de la existencia o no de consenso, en especial, los ideológicos.

La importancia de las variables ideológicas en las decisiones del TC se refuerza con la estimación que realizamos a continuación. En ella, sustituimos en (1) la variable dependiente *UNAN* por la variable *%ACCORD*, que mide el porcentaje de magistrados que apoya cada sentencia del TC. Como refleja el cuadro 2, el porcentaje medio de acuerdo de los magistrados con las resoluciones de los conflictos de competencia es muy elevado, un 96%. Las variables independientes son las mismas que las estimaciones anteriores, y les atribuimos el mismo signo esperado.

Téngase en cuenta que no estamos midiendo exactamente lo mismo con las dos estimaciones. Hasta ahora, hemos tratado de identificar los factores determinantes de la existencia de consenso en el TC, es decir del acuerdo del 100% de los magistrados. Con la

nueva estimación, queremos encontrar de qué depende el mayor o menor grado de acuerdo entre los mismos, desde el 50 hasta el 100%.

Como $\%ACCORD$ es una variable continua, realizamos la estimación aplicando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios, robustos a heterocedasticidad. Los resultados se presentan en el cuadro 4, y muestran la importancia de las variables ideológicas. El porcentaje de acuerdo entre los magistrados del TC se reduce durante los gobiernos del PP (CGPP), si el gobierno central y la mayoría de magistrados tienen la misma ideología (CGTCSAMEIDEOL) y si el conflicto afecta a más de una comunidad autónoma (MORETHANONEAC). El porcentaje de acuerdo también se reduce cuanto mayor sea el porcentaje de magistrados con la ideología mayoritaria, sea esta de derechas o izquierdas (IDEOTC%). Aunque habíamos atribuido a esta variable un signo positivo dentro del modelo estratégico, creemos que el signo negativo debe interpretarse en clave ideológica: cuanto más peso tenga dentro del TC el grupo de magistrados de una determinada ideología, más incentivo tendrá a imponer sus criterios.

La única variable del modelo legalista/federalista que resulta significativa y con el signo positivo esperado es, de nuevo, *FAVOURFILER*, de manera que el porcentaje de acuerdo entre los magistrados se eleva cuando el TC da la razón a la administración que ha planteado el conflicto. Y también son significativas dos *dummies* representativas de los presidentes del TC, incluidas en el modelo colegial. La presidencia de Francisco Tomás y Valiente, de 1986 a 1992 (FTV), favorece el acuerdo entre los magistrados, mientras que la de Pedro Cruz Villalón, entre 1998 y 2001 (PCV), lo reduce.

Cuadro 3. Resultados de las estimaciones *probit*/*logit*^a para UNAN ^a

	Variables federalistas		Variables ideológicas		Variables estratégicas		Variables colegiales		Estimación global	
	Coef.	$\frac{\partial P(Y=1)}{\partial X_j}$	Coef.	$\frac{\partial P(Y=1)}{\partial X_j}$	Coef.	$\frac{\partial P(Y=1)}{\partial X_j}$	Coef.	$\frac{\partial P(Y=1)}{\partial X_j}$	Coef.	$\frac{\partial P(Y=1)}{\partial X_j}$
<i>CONFL</i>	0.80**	0.10								
<i>CGPP</i>	-0.40		-0.57***	-0.16					-0.88***	-0.13
<i>CAT</i>			-0.28*	-0.08						
<i>PV</i>	0.46								0.65*	0.08
<i>FAVOURFILER</i>	1.22***	0.14							1.17***	0.13
<i>MORETHANONEAC</i>	-0.90*	-0.16							-0.98**	-0.17
<i>TIME</i>							-0.003**	-0.001		
<i>CGTCSAMEIDEOL</i>			-0.35**	-0.09						
<i>DIFF</i>					0.01					
<i>IDEOTCLEFT</i>					0.14					
<i>IDEOTC%</i>					-0.03					
<i>WORKLOAD</i>					-0.01					
<i>RAPPORTEUR & PRESIDENT</i>					0.54*	0.09			0.57**	0.08
<i>NEWJUSTICES</i>							0.24			
<i>CHAMBER</i>							-0.27			
<i>PRESIDENT</i>							MRP ^b : -0.91**	-0.16	MRP: -1.40***	-0.26
<i>BOTHWIN</i>							-0.68**	-0.11	-0.61**	-0.09
<i>CONSTANT</i>	1.14***		1.47***		1.29		2.57***		1.60***	
Número de observaciones	390		390		390		390		390	
LR χ^2 (<i>Prob</i> > χ^2)	32.95 (0.0000)		16.01 (0.0011)		5.30 (0.3798)		31.33 (0.0018)		45.83 (0.0000)	
Log. Función verosimilitud	-180.06229		-188.53242		-193.93409		180.86859		-173.62075	
Pseudo R ² de predicción	0.0838		0.0407		0.0135		0.0797		0.1166	
Observaciones correctamente clasificadas por la estimación (%)	80.51%		79.74%		79.74%		80.00%		80.26%	

^a El cuadro muestra, en columnas, el valor del coeficiente estimado de cada variable y el efecto marginal de las variables significativas sobre la probabilidad de que la variable endógena tome el valor 1. Si dos variables presentan una correlación elevada, se estima el modelo correspondiente eliminando una de ellas para evitar posibles problemas de multicolinealidad. Los resultados corresponden a un modelo *probit* o *logit*, atendiendo al criterio habitual de elegir aquel que presenta un mayor valor del logaritmo de la función de verosimilitud.

^b Esta *dummy* se corresponde con la presidencia de Miguel Rodríguez Piñero (MRP).

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

Cuadro 4. Resultado de la estimación MCO para %*ACCORD*^a

	Coefficiente
<i>CGPP</i>	-0.03***
<i>FAVOURFILER</i>	0.03***
<i>MORETHANONEAC</i>	-0.03*
<i>CGTCSAMEIDEOL</i>	-0.03***
<i>IDEOTC%</i>	-0.10*
<i>RAPPORTEUR</i> & <i>PRESIDENT</i> ^b	0.02
<i>FTV</i> ^c	0.03**
<i>PCV</i> ^d	-0.06*
<i>CONSTANT</i>	1.04***
Número de observaciones	390
<i>F</i> (8, 381)	4.17
<i>Prob > F</i>	0.0001
<i>R</i> ²	0.0978

^a El cuadro muestra, en columnas, el valor del coeficiente estimado de las variables que resultan significativas.

^b La variable *RAPPORTEUR* & *PRESIDENT* resulta significativa al 13.3%.

^c Esta *dummy* se corresponde con la presidencia de Francisco Tomás y Valiente (*FTV*).

^d Esta *dummy* se corresponde con la presidencia de Pedro Cruz Villalón (*PCV*).

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

6. Consideraciones finales

Las estimaciones realizadas en este trabajo ponen de manifiesto la importancia del modelo legalista/federalista cuando se trata de explicar el consenso, esto es, la unanimidad, en los pronunciamientos del Tribunal Constitucional español en los conflictos de competencia. Por tanto, puede sostenerse que el papel protagonista que el TC ha tenido que asumir en la edificación del modelo autonómico español ha influido positivamente en la búsqueda del consenso entre sus magistrados a la hora de resolver las controversias en materia de competencias entre el Estado central y las comunidades autónomas. Pero los resultados obtenidos también ofrecen evidencia de que el modelo ideológico es determinante para explicar, más generalmente, el grado de acuerdo de los magistrados del Tribunal Constitucional español en la resolución de los conflictos de competencia.

Referencias

- Aja, E. (2014): *Estado autonómico y reforma federal*, Madrid: Alianza Editorial.
- Ahumada Ruiz, M.A. (2000): “La regla de la mayoría y la formulación de doctrina constitucional. *Rationes decidendi* en la STC 136/1999”, *Revista Española de Derecho Constitucional*, 58: 155, 188.
- Basabe-Serrano, S. (2014): “Determinants of Judicial Dissent in Contexts of Extreme Institutional Instability: The Case of Ecuador’s Constitutional Court”, *Journal of Politics in Latin America*, 6 (1): 83-107.
- Bercholz, J.O. (2016): *La producción del tribunal constitucional español a través del ejercicio de control de constitucionalidad de los actos normativos de los otros poderes políticos de estado (1980-2011). Un estudio empírico-cuantitativo, con análisis cualitativo agregado, sobre el rol desempeñado por el Tribunal Constitucional en el sistema político-institucional de España*, Tesis Doctoral, Universidad de Castilla-La Mancha.
- Cámara Villar, G. (1993): *Votos particulares y derechos fundamentales en la práctica del Tribunal Constitucional español (1981-1991)*, Madrid: Ministerio de Justicia, Secretaría General Técnica.
- Dalla Pellegrina, L. y N. Garoupa (2013): “Choosing between the government and the regions: An empirical analysis of the Italian Constitutional Court decisions”, *European Journal of Political Research*, 52 (5): 558-580.
- Del Castillo, P. (1987): “Notas para el Estudio del Comportamiento Judicial. El Caso del Tribunal Constitucional” (Notes for the Study of Judicial Behavior. The Case of the Constitutional Court), *Revista Española de Derecho Constitucional*, 20: 177-191.
- Edwards, H.T. (2003): “The effects of collegiality on judicial decision making”, *University of Pennsylvania Law Review*, 151 (5): 1639-1690.
- Epstein, L., W. M. Landes y R. A. Posner (2013): *The Behavior of Federal Judges. A Theoretical and Empirical Study of Rational Choice*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Epstein, L., W. M. Landes y R. A. Posner (2011): “Why (and when) Judges Dissent: A theoretical and empirical analysis”, *Journal of Legal Studies*, 3 (1): 101-137.
- Epstein, L. y Knight, J. (1998): *The Choices Justices Make*, Washington, DC: CQ Press.
- Ezquiaga Ganuzas, F.J. (1990): *El voto particular*, Madrid: Centro de Estudios Políticos y Constitucionales.

- García Roca, J. (2004): “La consolidación de la democracia y justicia constitucionales”, *Revista Jurídica de Castilla y León*, Número Extraordinario. 25 años de Constitución: lo que nos une: 33-50.
- García Roca, J., ed. (2014): *Pautas para una reforma constitucional. Informe para el debate*, Cizur Menor: Thomson Reuters Aranzadi.
- Garoupa, N., F. Gomez-Pomar y V. Grembi (2013): “Judging under Political Pressure: An Empirical Analysis of Constitutional Review Voting in the Spanish Constitutional Court”, *Journal of Law, Economics, and Organization*, 29 (3): 513-534.
- Goff, B. (2005): “Supreme Court consensus and dissent: Estimating the role of the selection screen”, *Public Choice*, 122: 483-499.
- Halberstam, D. (2008): “Comparative Federalism and the Role of the Judiciary”, in G. A. Caldeira, R. D. Kelemen and K. E. Whittington, eds., *The Oxford Handbook of Law and Politics*, Oxford: Oxford University Press.
- Hanretty, C. (2012): “Dissent in Iberia: The ideal points of justices on the Spanish and Portuguese Constitutional Tribunals”, *European Journal of Political Research*, 51: 671-692.
- Hensley, T.R. y S.P Johnson (1998): “Unanimity in the Rehnquist Court”, *Akron Law Review*, 31 (3): 387-408.
- Hettinger, V.A., S.A. Lindquist y W.L. Martinek (2004): “Comparing Attitudinal and Strategic Accounts of Dissenting Behavior on the U.S. Courts of Appeals”, *American Journal of Political Science*, 48 (1): 132-137.
- López-Laborda, J., F. Rodrigo y E. Sanz-Arcega (2018): “Is the Spanish Constitutional Court an instrument of the central government against the Autonomous Communities?”, *Constitutional Political Economy*, forthcoming.
- Muñoz Machado, S. (2007): *Derecho Público de las Comunidades Autónomas II*, 2ª ed., Madrid: Iustel.
- Ridaura Martínez, M.J. (1988): *La jurisprudencia del Tribunal Constitucional español a través del voto particular*, Tesis Doctoral Universidad de Valencia.
- Sala, G. (2010): *Can Courts Make Federalism Work?: The Impact of the Constitutional Court on Federal Conflict in Spain*, doctoral thesis, Yale University.
- Sala, G. (2011): “Courts as Political Institutions with Legal Constraints: Evidence from Spain”, presented at the *ECPR General Conference 2011*.
- Sala, G. (2014): “Can Courts Make Federalism Work? A Game Theory Approach to Court-Induced Compliance and Defection in Federal Systems”, *Economics*, 2 (193-217).
- Segal, J. y H. Spaeth (2002), *The Supreme Court and the Attitudinal Model Revisited*, New York, NY: Cambridge University Press.
- Shapiro, M. (1981): *Courts. A Comparative and Political Analysis*, Chicago and London: The University of Chicago Press.
- Shapiro, M. (2002): “The Success of Judicial Review and Democracy”, in M. Shapiro and A. Stone Sweet, *On Law, Politics and Judicialization*, Oxford: Oxford University Press.
- Shapiro, M. (2003): “Judicial review in developed democracies”, *Democratization*, 10 (4): 7-26.
- Smyth, R. y P. Narayan (2004): “Hail to the Chief! Leadership and Structural Change in the Level of Consensus in the High Court of Australia”, *Journal of Empirical Legal Studies*, 1 (2): 399-427.
- Songer, D.R. y J. Siripurapu (2009): “The Unanimous Decisions of the Supreme Court of Canada as a Test of the Attitudinal Model”, *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique*, 42 (1): 65-92.
- Stout, L.A. (2002): “Judges as Altruistic Hierarchs”, *William & Mary Law Review*, 43 (4): 1605-1627.
- Tiede, L. B. (2016): “The political determinants of judicial dissent: evidence from the Chilean Constitutional Tribunal”, *European Political Science Review*, 8 (3): 377-403.