

# La aritmética electoral tomada en serio: El uso de la estadística en la jurisprudencia del Tribunal Constitucional

Comentario a la STC 105/2012, Sala Primera, de 11 de mayo

**Arturo Muñoz Aranguren**

Centro de Estudios e Investigación  
Ilustre Colegio de Abogados de Madrid

### *Abstract\**

*Existe una discusión académica sobre la pertinencia de la utilización, a la hora de resolver problemas jurídicos, de las enseñanzas de otras ciencias auxiliares, como pueden ser la economía, la psicología, la estadística, etc. Mediante el análisis de la STC 105/2012 pretendemos justificar como, por ejemplo, en materias como el derecho electoral es ya imprescindible acudir a la estadística en los “casos difíciles”, si se quiere ofrecer una respuesta judicial rigurosa. Partiendo de esas premisas, se realiza una aproximación estadística al problema resuelto, con resoluciones contradictorias, por la Junta Electoral Central, el Tribunal Superior de Justicia de Asturias y el Tribunal Constitucional español.*

*There is a scholarship discussion about the use of the insights of auxiliary sciences such as economics, psychology, statistics, etc, for solving legal issues. By analyzing the Spanish Constitutional Court Judgment 105/2012, we argue that, for instance, in areas such as electoral law, it's already indispensable the use of statistics for deciding “hard cases”, if the judges want to offer an accurate decision. Based on these assumptions, in this article we propose a statistical approach to the problem discussed, that was solved in contradictory ways by the Central Electoral Commission, the High Court of Asturias and the Spanish Constitutional Court.*

*Title: The electoral arithmetic taken seriously: the use of statistics in the case-law of the Spanish Constitutional Court. Commentary on the Judgment nº 105/2012 of the Spanish Constitutional Court*

*Palabras clave: estadística, derecho electoral, interdisciplinariedad, formación jurídica*

*Keywords: statistics, electoral law, interdisciplinary nature, legal education*

### *Sumario*

1. Introducción: la enseñanza del Derecho y las ciencias auxiliares
2. La resolución de la Junta Electoral Central de 27 de marzo de 2012
3. La sentencia del Tribunal Superior de Justicia de Asturias 559/2012, de 27 de abril
4. La doctrina del Tribunal Constitucional
  - 4.1. El recurso a las técnicas de ponderación estadística en material electoral
  - 4.2. El principio de inalterabilidad de las listas electorales y su modulación por la jurisprudencia constitucional
5. La sentencia de la Sala Primera 105/2012, de 11 de mayo, del Tribunal Constitucional (RTC 2012\105; MP: Adela Asúa Batarrita)
6. El voto particular del magistrado Sr. Delgado Barrio
7. Análisis estadístico
  - 7.1. El punto de partida
  - 7.2. Una breve definición de la estadística
  - 7.3. Una aproximación estadística plausible
  - 7.4. El margen razonable de seguridad
8. Conclusión
  - 8.1. La necesidad de incorporar al análisis jurídico las aportaciones de otras disciplinas
  - 8.2. El punto de vista constructivista
9. Tabla de jurisprudencia citada
10. Bibliografía

## 1. Introducción: la enseñanza del Derecho y las ciencias auxiliares

En fechas recientes, unas declaraciones del Presidente Barack Obama han avivado un debate recurrente en Estados Unidos: la posibilidad de reducir los estudios de Derecho —equivalentes en EEUU a un posgrado—, a dos años, en vez de los tres actualmente exigibles. El prestigioso constitucionalista —y profesor en la Universidad de Yale—, Bruce ACKERMAN<sup>1</sup> criticó con dureza esta iniciativa del Presidente, señalando que el ahorro económico en el coste de los estudios propiciado por la supresión de ese tercer año —justificación de los que, como el actual Presidente norteamericano, abogan por reducir el número de cursos— tendría, como contrapartida, efectos devastadores en la educación legal, ya que se retrocedería 75 años en el tiempo. Y ello porque los alumnos dejarían de estudiar las ciencias auxiliares que contribuyen a la interpretación jurídica, refiriéndose, en concreto, a la economía, la estadística y a la psicología.

Citaba ACKERMAN una frase pronunciada hace más de un siglo por el que fuera magistrado del Tribunal Supremo de los Estados Unidos, Oliver Wendell HOLMES Jr., en su conocida conferencia “La senda del Derecho”<sup>2</sup>. Hablando en junio de 1897 frente a una audiencia de profesores y estudiantes de la facultad de Derecho de la Universidad de Boston, HOLMES lanzó la siguiente profecía: “[p]ara el estudio racional del Derecho, puede ser que el hombre estudioso de la letra de la Ley sea el hombre del presente, pero el hombre del futuro es el hombre de la estadística y el maestro en economía”.

La “ciencia del Derecho” —cuyo acelerado proceso de racionalización en los sistemas jurídicos occidentales constituye, para Max WEBER, uno de los signos distintivos de la modernidad— era prácticamente inexistente en EEUU como consecuencia del predominio del realismo jurídico mientras que, en Europa, la dogmática jurídica se desarrolló apoyándose en la filosofía, que era el estudio dominante en las universidades alemanas desde el siglo XIX<sup>3</sup>. Un factor añadido que explica la divergencia entre EEUU y el derecho europeo fue la pujanza en aquel país del utilitarismo (preocupación por las consecuencias o efectos de la aplicación de las normas).

Como señalaba ACKERMAN, la posición del Presidente no dejaba de ser llamativa, teniendo en cuenta que, durante su primer mandato, designó al profesor Cass SUNSTEIN —uno de los padres del *Behavioral Law and Economics*— como el Director de la muy influyente Oficina de Información y Asuntos Regulatorios de su Administración; puesto que SUNSTEIN ha dejado para retornar a su labor docente e investigadora en la

---

<sup>1</sup> ACKERMAN (2013), “[Why legal education should last for three years](#)”, *The Washington Post*, 6.9.2013.

<sup>2</sup> JONES (1897) “The path of Law”, *10 Harvard Law Review* 457. Años después, el que también fuera “Justice” del Tribunal Supremo de EEUU, Louis D. BRANDEIS, en una conferencia impartida en 1916 en el Colegio de abogados de Chicago (“[The Living Law](#)”) reiteró esa idea, utilizando las palabras del sociólogo C.R HENDERSON: “Difícilmente puede uno escapar de la conclusión de que un abogado que no ha estudiado economía o sociología cumple con todos los requisitos para convertirse en un enemigo público”.

<sup>3</sup> Jesús ALFARO AGUILA-REAL (2012), “[¿Por qué el análisis económico del Derecho no ha tenido \(tanto\) éxito en Europa?](#)”.

Universidad de Harvard. En sustitución de éste, el Presidente nombró a Howard SHELANSKI, otro jurista versátil que, utilizando su formación como economista, ha dotado de una perspectiva interdisciplinar a sus trabajos académicos<sup>4</sup>.

En España, reducido el debate sobre la enseñanza del Derecho a la implantación del “Plan Bolonia”, una discusión de estas características sigue siendo, a día de hoy, impensable. Continúa imperando una concepción de la enseñanza del Derecho como ciencia autónoma, de carácter cerrado<sup>5</sup>.

Solo así se explica que algunos de los hallazgos más relevantes de la literatura jurídica norteamericana de las últimas décadas no hayan encontrado apenas eco en la Europa continental y, específicamente, en España. No deja de ser llamativo que una escuela tan importante como la del análisis económico del Derecho, que supuso una auténtica revolución dogmática en Estados Unidos, haya recibido una muy limitada atención por parte de nuestra doctrina —y no digamos ya de la jurisprudencia—, siendo en todo caso destacables los trabajos en este campo de autores como Cándido PAZ-ARES<sup>6</sup>, Jesús ALFARO<sup>7</sup>, Pablo SALVADOR CODERCH<sup>8</sup> o Fernando GÓMEZ POMAR<sup>9</sup>.

En efecto, muy esquemáticamente resumidos sus postulados, se trataba de aplicar los conceptos de la teoría microeconomía neoclásica a las figuras jurídicas y de examinar —y predecir— el comportamiento

---

<sup>4</sup> El propio Presidente Barak Obama colaboró, en su época de estudiante en la facultad de Derecho de Harvard, con otro afamado constitucionalista norteamericano, Laurence H. TRIBE, en un trabajo pionero de este autor (TRIBE [1989, pp. 1-39]), que teorizaba sobre la aplicabilidad de determinados conceptos de la física moderna al análisis jurídico. El profesor TRIBE agradece expresamente a Barack Obama —por aquel entonces, el primer editor afroamericano de la *Harvard Law Review*— en el citado trabajo su ayuda. Para aquellos interesados en conocer a los juristas que más han influido en la formación intelectual del actual Presidente de EEUU, y las referencias a sus —escasas— publicaciones jurídicas, es muy recomendable el estudio de KLOPPENBERG (2010).

<sup>5</sup> Cuando se habla de la apertura del Derecho a otras disciplinas científicas convendría distinguir entre tres planos distintos, aunque obviamente relacionados entre sí: el de la aplicación práctica del Derecho, el de su investigación y el de su enseñanza. En España, el índice de penetración interdisciplinar es incipiente en el ámbito investigador, y muy escaso en el campo de la enseñanza y en la práctica forense.

<sup>6</sup> PAZ-ARES (1995, pp. 2843-2900).

<sup>7</sup> ALFARO (1999, pp. 925-976; 2007).

<sup>8</sup> SALVADOR CODERCH (2002), entre otros muchos trabajos suyos sobre esta materia.

<sup>9</sup> GÓMEZ POMAR *et al* (2002), es una excelente muestra, entre otras muchas, de las incursiones del profesor Gómez Pomar en el terreno del *Law and Economics*. Debe reseñarse que la revista jurídica InDret, de la mano, entre otros, de los profesores SALVADOR CODERCH y GÓMEZ POMAR, constituye en ese sentido una —afortunada— excepción entre las publicaciones académicas españolas, puesto que desde su inicio ha venido publicando de forma regular trabajos que han adoptado esa perspectiva metodológica. Son reseñables también actividades de la Asociación Española del Derecho y Economía (<http://www.aede-laweconomics.org/>).

esperado bajo el prisma de la eficiencia<sup>10</sup>. Esta escuela, lejos de ser un fenómeno unitario, constituye un movimiento dentro del cual —compartiendo algunos supuestos metodológicos— se han desarrollado diversas tendencias. Desde la más conservadora (cuyo representante más destacado es el juez y profesor de la Universidad de Chicago, Richard POSNER), a la más liberal-reformista, liderada por otro juez norteamericano, Guido CALABRESI, pasando por corrientes intermedias como la encabezada por W.J. SAMUELS.

Otra cuestión diferente es el valor que deba concederse a sus postulados y conclusiones. De hecho, de alguna forma el denominado *Behavioral Law and Economics* —que puede traducirse como “psicología jurídico-económica”— ha desmentido eficazmente algunas de sus premisas fundamentales<sup>11</sup>. Para calibrar su influencia en la doctrina y jurisprudencia de EEUU de este nuevo enfoque, el trabajo fundacional sobre esta disciplina, *Behavioral Approach to Law and Economics*, de Christine JOLLS, Cass SUNSTEIN y Richard THALER, publicado en 1998<sup>12</sup>, pasa por ser el artículo doctrinal de los últimos quince años más citado por otros autores norteamericanos, con un amplísimo margen de diferencia sobre el segundo [KOROBKIN (2011, p. 2)]. En mi caso, lejos de aceptar la asimilación acrítica de los conceptos eficiencia y Justicia que defienden alguno de los epígonos del análisis económico del Derecho —ni de conceder a sus conclusiones un valor normativo—, creo que no deja de ser un útil instrumento analítico en determinadas áreas jurídicas —todo ello sin perjuicio de aplicar luego las correcciones oportunas (muchas de ellas debidas a conceptos tales como los de “racionalidad limitada”, “efecto marco”, “voluntad y egoísmo limitados”, etc.; importados del *Behavioral Law and Economics*) e integrándolo en el discurso jurídico en la medida en que sea procedente—, del que es absurdo prescindir<sup>13</sup>. Dicho sea de otra forma: que el *Law and Economics* sirva para comprender mejor los efectos económicos de las normas jurídicas en la realidad social, facilitando pronósticos sobre determinados fenómenos económicos, no supone aceptar que le corresponda a la teoría económica del Derecho la facultad de diseñar cómo deberían ser las normas (o de decidir cómo deben ser interpretadas). Por ponerlo en boca de alguien en las antípodas ideológicas de POSNER o EASTERBROOK: “[U]na formulación adecuada de los derechos y de la libertad puede hacer un uso importante del modelo empleado normalmente en la economía” [SEN (2008, p. 88)].

Lo que se pretende mostrar en el presente trabajo, mediante el análisis de la STC 105/2012, Sala Primera (RTC 2012\105; MP: Adela Asúa Batarrita) es que muchas de las controversias que dirimen los Tribunales de Justicia no pueden ya resolverse, exclusivamente, con las herramientas del análisis jurídico tradicional. En una sociedad cada vez más compleja y tecnificada, los litigios tienden progresivamente a ser más sofisticados, mientras que el imparable avance científico

---

<sup>10</sup> El análisis económico del Derecho, partiendo de principios del utilitarismo y del pragmatismo filosófico americano, asume la premisa básica de que los objetos de las ciencias sociales (Historia, Política, Derecho, etc.) poseen una estructura similar al objeto propio de la ciencia económica —la conducta humana (BECKER y POSNER)—, por lo que son susceptibles de ser estudiados desde el punto de vista de la teoría económica. De ahí que, por sus detractores, se haya hablado del “imperialismo dogmático” de la ciencia económica.

<sup>11</sup> El viejo análisis económico del Derecho ha discrepado, como era esperable, de este nuevo enfoque. Véase a este respecto, la crítica de POSNER a los trabajos de JOLLS, SUNSTEIN y THALER y la respuesta de estos últimos en SUNSTEIN *et al* (1998, p. 1593).

<sup>12</sup> SUNSTEIN *et al* (1998, pp. 1593-1608).

<sup>13</sup> He tratado este asunto —aunque de forma colateral— en MUÑOZ ARANGUREN (2012, p. 32). Para los lectores interesados en una visión —muy— crítica del análisis económico del Derecho, puede consultarse TENA ARREGUI (2010).

—normalmente introducido en el proceso por medio de la prueba pericial— aumenta la exigencia de conocimientos metajurídicos por parte de los jueces<sup>14</sup>.

Lo anterior no puede salvarse afirmando que, por medio de la prueba pericial, siempre podrá el juez suplir su eventual carencia de los conocimientos científicos más básicos, “pues deberá ser él, y no el perito, en uso de la facultad de libre valoración de la prueba, quien decida el sentido de la resolución del caso”. Lo anterior nunca podrá hacerlo el juez, debidamente, sin una formación mínima que le permita analizar correctamente el resultado de la prueba o pruebas periciales incorporadas al proceso, o discernir cuál de ellas es más rigurosa desde un punto de vista técnico o científico. Y ello sin tener en cuenta que, en casos con el que se analiza en este trabajo, no se aportó por las partes dictamen pericial alguno.

Comprobaremos, a continuación, a través de en una discusión surgida en el ámbito del derecho electoral —una materia que no parecería, en principio, especialmente propicia a ese tipo de exigencias—, que una mínima formación estadística se antoja imprescindible para dar una respuesta judicial correcta en más supuestos de los que cabría imaginar.

## *2. La resolución de la Junta Electoral Central de 27 de marzo de 2012*

La controversia nace de las elecciones al Parlamento Asturiano celebradas el 25 de marzo de 2012, en que debían elegirse por las circunscripciones central, occidental y oriental, 34, 6 y 5, diputados autonómicos, respectivamente.

La Ley Orgánica 2/2011, de 28 de enero (BOE núm. 25, 29.1.2011), modificó el art. 75.4 de la Ley Orgánica del Régimen Electoral General (LOREG) (BOE núm. 147, 20.6.1985) de forma que, en lo sucesivo, el voto por los españoles que vivían en el extranjero debía ser remitido por los electores al consulado correspondiente y no directamente a la Junta Electoral Provincial como ocurría antes de que tuviera lugar dicha modificación legal—<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup> Por ello creo que el jurista necesita una formación elemental en ciencias sociales y, en particular, unos conocimientos básicos de economía y estadística que le permitan dar una respuesta satisfactoria a estos desafíos crecientes. No se trata, como con agudeza ha advertido MAGRIS (2008, p. 63), de que la Ley —y los profesionales del Derecho— tengan que adecuarse, mansamente, a la evolución de la realidad, “término lo suficientemente vago, porque es difícil entender qué es esa realidad a la que tendríamos que conformarnos como si estuviéramos fuera de ella, mientras que la realidad es el resultado de la continua confrontación de valores en la que cada uno, concurriendo a formarla, afirma sus propios valores”. Lo que se pretende es incorporar al razonamiento jurídico las perspectivas de otras ciencias —cuyo progresivo avance en las últimas décadas es difícilmente cuestionable—, no con el ánimo de suplantar aquél, sino de enriquecerlo.

<sup>15</sup> Cuya actual redacción no es especialmente afortunada, pues la referencia expresa al “sobre dirigido a la Junta Electoral correspondiente” es ciertamente confusa, dado que el elector puede dudar sobre dónde debe remitir el sobre con la papeleta: “ Los electores que opten por ejercer por correo su derecho de voto, deberán incluir en el sobre dirigido a la Junta Electoral correspondiente, junto al sobre o sobres de votación y el certificado de estar inscrito en el censo, fotocopia del pasaporte o del Documento Nacional de Identidad expedidos por las autoridades españolas o, en su defecto, certificación de nacionalidad o certificación de inscripción en el Registro de Matrícula Consular expedidas por el Consulado de España en el país de residencia y enviar todo ello en el

Para comprender la justificación de esta modificación legislativa, ante la ausencia de una referencia más explícita en la Exposición de Motivos de la Ley Orgánica 2/2011, es necesario acudir al Informe del Consejo de Estado sobre las Propuestas de Modificación del Régimen Electoral General de 24 de febrero de 2009, así como al Informe de la Junta Electoral Central de 20 de enero de 2009. De su lectura no se acaban de percibir con claridad las razones de esta modificación legislativa, que parece obedecer al intento de facilitar que los votos por correo de estos electores residentes ausentes llegaran a tiempo para ser computados, al entender que la remisión a la Oficina Consular, en vez de a la Junta Electoral Provincial, agilizaría este trámite.

Posiblemente por la inercia del sistema anterior, vigente desde 1985, 351 electores inscritos en el Censo Electoral de Residentes Ausentes (CERA) remitieron la documentación electoral directamente a la Junta Electoral Provincial de Asturias. La Junta Electoral Provincial, tras comprobar la identidad de los votantes y la autenticidad del voto —lo que le llevó a excluir 19 de los 351 votos dirigidos a la Junta—, procedió a computar como válidos el resto (332). La incidencia tan solo era relevante en relación a la adjudicación del sexto diputado de la circunscripción occidental, ya que la diferencia entre los votos recibidos por los distintos partidos que concurrían a las elecciones en el resto de circunscripciones provocaba que no pudiera verse afectada la atribución de escaños como consecuencia de la toma o no en consideración de los 332 votos remitidos a la Junta Electoral Provincial de forma directa.

En un sistema de representación parlamentaria es necesario asignar un número entero de escaños a cada formación política, y la Ley D'Hondt es el mejor algoritmo conocido para repartir el número total de escaños que forman el Parlamento, de manera que cada formación política reciba un número entero de escaños aproximadamente proporcional al porcentaje de votos válidos que ha obtenido. Como es sabido, el algoritmo de Jefferson-D'Hondt (propuesto por Thomas Jefferson casi un siglo antes de que Víctor D'HONDT lo redescubriese y popularizase)<sup>16</sup>, consigue esta aproximación entera mediante el uso de cocientes sucesivos. Específicamente, si se trata de un Parlamento con N escaños disputados por p formaciones políticas que han obtenido ( $n_1, \dots, n_p$ ) votos, se calcula la matriz de cocientes  $r_{ij}=n_i/j, j=1, \dots, N$ , se seleccionan sus N mayores elementos, y se asigna a cada formación política un número de escaños igual al número de esos N elementos que corresponden a sus propios cocientes. En este algoritmo no hay mecanismo distorsionador alguno, más allá de la aproximación necesaria para poder encontrar una partición entera. Nuestra ley electoral distorsiona efectivamente la voluntad popular, pero esto no es debido al uso del algoritmo de Jefferson-D'Hondt, sino al empleo de las provincias como circunscripciones electorales y, en menor medida, al requisito de un porcentaje mínimo de votos válidos para obtener representación parlamentaria.

El art. 163.1 LOREG explica de forma detallada el funcionamiento del sistema D'Hondt:

Artículo 163. [Atribución de escaños en el Congreso]

---

sobre dirigido a la Oficina Consular de Carrera o Sección Consular de la Misión Diplomática a la que el elector esté adscrito, por correo certificado no más tarde del quinto día anterior al día de la elección”.

<sup>16</sup> BERNARDO (1999), “La Ley D'Hondt y las elecciones catalanas”, *El País*, 2.11.1999.



1. La atribución de los escaños en función de los resultados del escrutinio se realiza conforme a las siguientes reglas:

- a) No se tienen en cuenta aquellas candidaturas que no hubieran obtenido, al menos, el 3 por 100 de los votos válidos emitidos en la circunscripción.
- b) Se ordenan de mayor a menor, en una columna, las cifras de votos obtenidos por las restantes candidaturas.
- c) Se divide el número de votos obtenidos por cada candidatura por 1, 2, 3, etc., hasta un número igual al de escaños correspondientes a la circunscripción, formándose un cuadro similar al que aparece en el ejemplo práctico. Los escaños se atribuyen a las candidaturas que obtengan los cocientes mayores en el cuadro, atendiendo a un orden decreciente.

Ejemplo práctico: 480.000 votos válidos emitidos en una circunscripción que elija ocho Diputados. Votación repartida entre seis candidaturas:

A (168.000 votos) B (104.000) C (72.000) D (64.000) E (40.000) F (32.000)

División	1	2	3	4	5	6	7	8
A	168.000	84.000	56.000	42.000	33.600	28.000	24.000	21.000
B	104.000	52.000	34.666	26.000	20.800	17.333	14.857	13.000
C	72.000	36.000	24.000	18.000	14.400	12.000	10.285	9.000
D	64.000	32.000	21.333	16.000	12.800	10.666	9.142	8.000
E	40.000	20.000	13.333	10.000	8.000	6.666	5.714	5.000
F	32.000	16.000	10.666	8.000	6.400	5.333	4.571	4.000

Por consiguiente: la candidatura A obtiene cuatro escaños. La candidatura B dos escaños y las candidaturas C y D un escaño cada una.

- d) Cuando en la relación de cocientes coincidan dos correspondientes a distintas candidaturas, el escaño se atribuirá a la que mayor número total de votos hubiese obtenido. Si hubiera dos candidaturas con igual número total de votos, el primer empate se resolverá por sorteo y los sucesivos de forma alternativa.
- e) Los escaños correspondientes a cada candidatura se adjudican a los candidatos incluidos en ella, por el orden de colocación en que aparezcan. [...]

Como antes se indicó, por acuerdo de la Junta Electoral Provincial del Principado de Asturias de 30 de marzo de 2012 se proclamó como válido el cómputo de los votos de los residentes ausentes dirigidos a la Junta Electoral Provincial; resolución contra la que la formación política que disputaba, por unos pocos votos, el diputado sexto de la circunscripción occidental, planteó el

correspondiente recurso administrativo ante la Junta Electoral Central. Recurso que fue desestimado mediante resolución de 9 de abril de 2012<sup>17</sup>.

La tesis del partido recurrente era que debía declararse la nulidad del voto de los electores del CERA en las 3 circunscripciones electorales, debiendo procederse por la Junta Electoral de Asturias a modificar en ese sentido el escrutinio general, y llevar a cabo la proclamación de electos con arreglo a la atribución de voto resultante de la referida exclusión (lo que, como es fácil de imaginar, hubiera supuesto la atribución de ese disputado escaño al partido recurrente)<sup>18</sup>.

Como antecedentes necesarios para comprender la decisión de la Junta Electoral Central conviene tomar en consideración que, en sus previos acuerdos de 22 de mayo y 20 de noviembre de 2011, había manifestado que, ante la “relativa novedad” del procedimiento del voto por correo de los electores CERA establecido en el art. 75 de la LOREG —en su redacción dada por la Ley Orgánica 2/2011—, pendiente además del correspondiente desarrollo reglamentario, “en aras de una interpretación más favorable al ejercicio efectivo del derecho fundamental de participación política”, y en relación a los dos comicios electorales anteriores celebrados tras la entrada en vigor de la modificación legislativa, debían considerarse “como irregularidades excepcionalmente no invalidantes” los votos de los electores inscritos en el CERA remitidos directamente a la Junta Electoral Provincial competente, en vez de al Consulado.

Más allá de la extrañeza que provoca que una irregularidad que se produce en dos ocasiones consecutivas pueda tener la condición de “excepcional” y, más aún, que a pesar de ello se mantenga su carácter “no invalidante”, es cierto que los acuerdos de la Junta Electoral Central podrían haber llevado a los electores afectados a pensar que, en la tercera contienda electoral desde la modificación legal, también sería considerado válido el voto remitido directamente a la Junta Electoral Provincial<sup>19</sup>. Sin embargo, el problema que se suscitaba en este caso, a diferencia de los dos anteriores, es que la declaración de validez o nulidad de esos 332 votos podía dar lugar a un cambio en la atribución del sexto escaño en la circunscripción occidental<sup>20</sup>.

---

<sup>17</sup> La resolución puede consultarse aquí:

[http://www.juntaelectoralcentral.es/jec/htdocs/web/documentos/AJEC\\_210-9\\_09-04-2012VP.pdf](http://www.juntaelectoralcentral.es/jec/htdocs/web/documentos/AJEC_210-9_09-04-2012VP.pdf)

<sup>18</sup> Tesis difícilmente admisible ya que, como a *sensu contrario* determina el artículo 113.3 LOREG, la nulidad se ha de restringir, cuando ello sea posible, a la de la votación celebrada en las secciones o mesas en las que se produjo la irregularidad invalidante.

<sup>19</sup> El principio de confianza legítima en la Administración —en este caso, electoral—, consagrado por el artículo 3.1 de la Ley 30/1992 podría haber generado en los electores una expectativa, digna de tutela, de que los votos remitidos directamente a la Junta Electoral Provincial serían computados como válidos. Pero se trata de una discusión ajena al objeto del presente estudio.

<sup>20</sup> La atribución de ese escaño era, además, esencial para la conformación de un gobierno de uno u otro signo político en la Comunidad autónoma de Asturias. Los resultados pueden consultarse en esta dirección: <http://www.resultadoselecciones2012.asturias.es/ini03v.htm>

La resolución de la Junta Electoral Central comienza señalando que “[l]a incidencia se ha producido respecto del conjunto de la votación de los electores residentes en el exterior, pero no necesariamente de los 332 votos remitidos a la Junta Electoral Provincial y computados por ésta. Esto es así, porque no consta el dato de cuántos de estos votos se referían a la circunscripción occidental, ya que este dato ni lo solicitaron los intervinientes del partido recurrente —ya que se limitaron a solicitar el número total de votos con esta irregularidad así como que todos aquellos no se computasen— ni la Junta Electoral Provincial lo hizo constar”.

Por ello concluye que “[n]o es posible saber a ciencia cierta cuántos de los 332 votos irregulares corresponden a la circunscripción occidental y, en consecuencia, si pudieron tener incidencia en el resultado electoral”.

Tras rechazar, por desproporcionada, la petición del partido recurrente en el sentido de que ninguno de los 2.863 votos electorales inscritos en el CERA fuera computado, apuntala su decisión en la jurisprudencia del Tribunal Constitucional, que viene desde hace años declarando que resulta un “criterio razonable” para determinar si los votos irregulares han influido en el resultado electoral la utilización de juicios de probabilidad o técnicas de ponderación estadística, como, por ejemplo, el consistente en comparar la cifra de los votos litigiosos con la diferencia numérica entre los cocientes de las candidaturas que se disputan el último escaño (SSTC 24/1990 y 166/1991).

Ahora bien, como a continuación veremos, la jurisprudencia del Tribunal Constitucional efectivamente sostiene lo anterior, pero siempre y cuando se justifique por medio de esos juicios de probabilidad o técnicas estadísticas que existe una razonable seguridad de que los votos en cuestión no son determinantes para alterar el resultado electoral. Tras enunciar esta jurisprudencia constitucional, la Junta Electoral Central invierte su significado real al afirmar que “[l]a aplicación de un criterio de ponderación estadística, por el que se hiciese una atribución de los votos enunciados a la circunscripción afectada y de éstas a cada una de las candidaturas que se disputan el escaño al presente caso nos conduciría a poder considerar que los votos discutidos pueden no haber tenido incidencia en el resultado de la votación en la circunscripción occidental”.

Abundando en su error, el acuerdo concluye afirmando que “[e]n este punto solo cabe considerar que ni la formación política recurrente ha acreditado ni los datos del expediente permiten a esta Junta tener constancia de que los votos denunciados hayan podido tener trascendencia en el resultado de la votación en la circunscripción occidental”.

El razonamiento de la Junta Electoral Central, formulado a través de una doble negación, es conceptual —y jurídicamente— erróneo. No es admisible que, para validar los votos discutidos, formule (o más bien no lo haga) el juicio de proporcionalidad en sentido negativo, admitiendo que tales votos “podrían no haber tenido incidencia” en el resultado de la votación. Desde luego, de ser esa la conclusión alcanzada en conciencia por la Junta Electoral Central tras el examen de las alegaciones de las partes y del expediente, la resolución correcta habría sido ordenar la

repetición de la votación en la mesa de electores del CERA, pues admitía implícitamente una falta de seguridad razonable en que los votos irregulares no hubieran tenido una influencia decisiva en la asignación de escaños.

Sin embargo, más que fruto de una decisión meditada o de un genuino juicio de proporcionalidad, el acuerdo de la Junta Electoral parece adolecer de una cierta pereza intelectual a la hora de realizar el juicio probabilístico *ad hoc*, imprescindible para alcanzar una conclusión definitiva, ya fuera en un sentido o en otro.

### **3. La sentencia del Tribunal Superior de Justicia de Asturias 559/2012, de 27 de abril**

Planteado el recurso contencioso-administrativo contra el acuerdo de la Junta Electoral Provincial, éste fue resuelto por la STSJ Asturias, Sec. 1ª, 559/2012, de 27 de abril (RJCA 2012\216; MP: Olga González-Lamuño Romay), estimatoria de la pretensión deducida por la formación política recurrente. La sentencia comienza restando importancia al hecho de que la Junta Electoral Central, por medio de dos resoluciones previas, hubiera reputado como una “irregularidad excepcional no invalidante” la remisión de los votos por correo directamente a la Junta Provincial —y no a la oficina consular—, en la medida en que los mecanismos de emisión del voto regulados en el art. 75 LOREG eran claros, sin que este órgano electoral pudiera alterar el régimen legal.

Al acometer la necesidad de aplicar los criterios de relevancia y proporcionalidad establecidos por la jurisprudencia del Tribunal Constitucional al caso debatido, la Sala afirma que “[e]l principio de proporcionalidad y el juicio de relevancia entre la medida adoptada y el resultado producido debe de conjugarse dentro de la racionalidad sobre el resultado, de forma que conocido éste pueda hacerse abstracción de lo pedido si no tiene trascendencia alguna sobre el mismo, sin que pueda apoyarse en meros cálculos de probabilidades o estadísticas cuando se desconocen todos los datos de los votos emitidos de forma irregular, incluso cuántos de ellos correspondían a la circunscripción que se discute”.

Esta afirmación de la Sala evidencia un grave error de concepto, puesto que precisamente es necesario acudir a cálculos estadísticos porque se desconocen algunos de los datos de los votos emitidos de forma irregular, ya que, en caso contrario, ningún cálculo sería preciso (la ciencia estadística, por definición, parte de una situación de incertidumbre o desconocimiento de datos).

A partir de ese momento, los razonamientos de la sentencia se vuelve cada más opacos, pues tras señalar que no procede declarar la nulidad de la elección cuando el vicio del procedimiento no sea determinante del resultado de la elección, insiste en afirmar que, si bien con carácter general pueden admitirse los juicios de probabilidad o técnicas de ponderación estadística en la resolución de controversias electorales, se excluye su uso “cuando los vicios e irregularidades supusieran una alteración del resultado de la elección”, concluyendo que, en el caso analizado, se produjo “un número de irregularidades suficientes como para alterar el resultado, como aquí

sucede, con el número total de los votos emitidos de forma irregular, suficientes para variar el resultado dado por válido en cuanto se desconoce cuántos de ellos afectan a la circunscripción impugnada”.

A resultas de la estimación del recurso contencioso electoral interpuesto, el TSJ declara la nulidad del escrutinio de la mesa de electores del CERA, ordenando la repetición de la votación de la indicada mesa, manteniendo como efectiva la proclamación como diputados electos de candidatos a los que les fueron asignados los cinco primeros escaños correspondientes a la circunscripción occidental. Sorprendentemente —y ahora ya en sede jurisdiccional—, nos encontramos con una nueva negativa a analizar —incluso cuando, como el caso que nos ocupa, era imperativo, según la doctrina antes vista del TC—, desde un punto de vista estadístico, la influencia real en el resultado electoral de esos 332 votos irregulares. La fundamentación de la sentencia del TSJ es, por ello, muy cuestionable. A su parquedad se une, como ya hemos dicho, un confuso entendimiento de la doctrina del Tribunal Constitucional y, a la postre, una ausencia completa del efectivo juicio de relevancia y proporcionalidad que exige la misma. No es aceptable despachar el asunto afirmando, de forma apodíctica, que el número total de votos emitidos de forma irregular son suficientes para hacer variar el resultado electoral dado inicialmente por válido, sin haber efectuado previamente el menor esfuerzo en utilizar los cálculos estadísticos debidos. Se incurre en el error lógico de la petición de principio.

#### **4. La doctrina del Tribunal Constitucional**

##### **4.1. El recurso a las técnicas de ponderación estadística en material electoral**

La última palabra en materia electoral la tiene, en nuestro ordenamiento, el Tribunal Constitucional. Pese a que la Constitución encomienda el control de la verificación de las actas electorales al Poder Judicial (art. 70.2 CE), la acción del legislador a través de la LOREG y la del propio TC, estableciendo una interpretación expansiva del art. 23 CE, han convertido en nuestro sistema al TC en el último tribunal electoral. Consecuencia última de ello son los llamados “amparos electorales”, a través de los cuales el TC satisface, *de facto*, la doble instancia en materia electoral (por mucho que, en principio, el propio Tribunal haya manifestado reiteradamente que el recurso de amparo electoral no constituye una “última instancia”)<sup>21</sup>.

---

<sup>21</sup> “Por todo ello, en una reciente Sentencia hemos dicho que ‘no cabe entender el recurso de amparo interpuesto tras un recurso contencioso electoral como una última instancia de apelación en la que pueda plantearse un plena revisión de los hechos y de la interpretación del Derecho electoral realizadas primero por la Junta Electoral y luego, sobre todo, por la Sala de lo Contencioso-Administrativo’ [STC 79/1989 (RTC 1989\79, FJ 2º)]. Tratándose, como se trata, de un derecho de configuración legal, el derecho del art. 23.2 CE debe ser ejercido con arreglo a los requisitos legales que lo integran, y la interpretación de esa legalidad hecha por los Tribunales no debe ser revisada *in toto* por este Tribunal” [STC, Pleno, núm. 24, de 15.2.1990 (RTC 1990\24; MP: Francisco Tomás y Valiente)].

Convendrá recordar ahora, brevemente, cuál era la doctrina del Tribunal Constitucional sobre la discusión de fondo suscitada ante la Junta Electoral Central. La STC 24/1990 (RTC 1990\24) de la que fue ponente su por entonces Presidente, el malogrado profesor TOMÁS Y VALIENTE, constituye el auténtico “leading case” en materia de derecho electoral, propugnando una hermenéutica finalista en la que tengan cabida, entre otros, el principio de conservación del acto, de proporcionalidad y de interpretación más favorable a la efectividad de los derechos fundamentales (en este caso, al de participación política).

En apoyo de postura, la indicada sentencia advierte que la ponderación de intereses en conflicto debe resolverse en favor de restringir al máximo la sanción anulatoria dado que, en caso contrario, nos encontraríamos ante “una vulnerabilidad del proceso electoral en manos de quienes malévolamente quisieran (acaso por disconformidad con el resultado electoral previsible o incluso con el sistema electoral y democrático) alterarlo en términos generales”.

Es también decisiva otra de las razones que fundamentan esta sentencia, que no es otra que la exigencia constitucional de que el sufragio “sea igual para todos” (art. 68.1 y 62.2 CE) no se agota en el principio “un hombre, un voto”, ni en las condiciones de elegibilidad, sino que se proyecta también durante el proceso electoral en la exigencia de simultaneidad del mismo en todas sus fases y, en particular, en lo tocante a la votación. Hace valer aquí el Tribunal Constitucional la dimensión temporal del derecho de voto, dado que la anulación de unas elecciones provoca inexorablemente su repetición en un momento ulterior a aquel en el que se celebraron las anuladas, lo que sitúa de modo inevitable a candidatos y electores en un escenario diferente al inicial. Como sostiene ÁLVAREZ CONDE (1991, p. 27), este “principio de unidad del acto electoral” encuentra su razón de ser en que “[p]arece lógico afirmar que el Derecho no puede proteger [...] que unos electores expresen su criterio sobre la base del conocimiento de la opinión de los otros, y a ello apuntan, por ejemplo, previsiones tan elementales como que todos los colegios electorales cierren a la misma hora”.

Esta sentencia llega hasta el punto de considerar que el Tribunal Constitucional debe considerarse libre de las ataduras provenientes de una estricta aplicación del principio dispositivo, “que debe ceder en momentos como éste ante el interés general, nunca en exceso ponderado, por saber realmente y con certeza cuál fue la voluntad expresada por el pueblo soberano”.

---

Sin embargo, en otras ocasiones, como en la reciente STC 15/2013 (RTC 2013\125; MP: Juan José González Rivas), de 23.5.2013, el Tribunal Constitucional relativiza el hecho de que se trate de un derecho de configuración legal, fiscalizando, en el seno del recurso de amparo electoral, la interpretación de la LOREG previamente realizada por los órganos judiciales: “[E]n todo caso, el examen de la interpretación y aplicación de esa legalidad, a la que no es ajena la jurisdicción de este Tribunal, cuando regula el acceso a cargos públicos de naturaleza representativa, es decir cuando configura el derecho de sufragio pasivo (que no debe confundirse con un presunto derecho a ser candidato), no se debe ceñir únicamente a la salvaguardia de que esa interpretación o aplicación no sea discriminatoria, sino que también ha de velar por su eficacia real, tal como subraya la STC 144/1999, de 22 de julio, en su FJ 4”.

Con firmeza, la STC 24/1990 exige al órgano judicial que resuelva las impugnaciones de los procesos electorales que exprese el proceso lógico que le lleva, en su caso, a apreciar la alteración del resultado como consecuencia de los vicios o irregularidades detectados, precisamente como garantía del respeto al principio de proporcionalidad antes aludido. Cuando se trate de vicios de procedimiento “no mensurables en cuanto a su relevancia para la alteración del resultado”, impone al órgano judicial la realización del ineludible juicio de ponderación, tomando en cuenta todas las circunstancias del caso y especificando que, si se trata de irregularidades cuantificables, se acuda a juicios de probabilidad o técnicas de ponderación estadística, como el consistente en comparar la cifra de votos afectados por las irregularidades con la diferencia numérica entre los cocientes de las candidaturas que se disputan el último escaño.

La STC 166/1991 (RTC 1991\166; MP: Luis López Guerra) se encargó de perfilar la doctrina sentada en la previa STC 24/1990:

“[E]l Tribunal establecía diversos criterios para que esa determinación fuera constitucionalmente aceptable. En primer lugar, y desde luego que “en su motivación y según el supuesto de hecho que en cada recurso hay que resolver, la Sala deberá expresar el proceso lógico que le lleva a apreciar la alteración del resultado como consecuencia de los vicios e irregularidades”. En segundo lugar, cuando se trate de irregularidades cuantificables, esto es, de un número determinado de votos de sentido desconocido, el Tribunal lleva a cabo dos tipos de indicaciones. Una de tipo genérico: es un “criterio fecundo y racional” para apreciar el carácter determinante de los votos de sentido desconocido comparar su cifra con la diferencias entre los coeficientes de las candidaturas en liza pues, evidentemente, cuanto menores sean las diferencias y mayor el número de votos dudosos, más alta será la posibilidad de que éstos sean relevantes. Y, en forma más específica, el Tribunal señala que ello es así “sin excluir el posible recurso a juicios de probabilidad o técnicas de ponderación estadísticas [...] el sistema de ponderación utilizado por la Sala, y consistente en aplicar a los votos inciertos el porcentaje de sufragios obtenidos por el partido recurrente en toda la circunscripción, no es el único de los posibles. Baste pensar en que cabría también, por ejemplo, tomar como cifra porcentual la de sufragios conseguidos en las papeletas válidas de las mesas cuestionadas. Sin embargo, el sistema empleado por el Tribunal Superior de Justicia de la Comunidad Valenciana es perfectamente admisible, por lo que no cabe apreciar que en su aplicación se hayan vulnerado los derechos alegados por el recurrente”.

#### **4.2. El principio de inalterabilidad de las listas electorales y su modulación por la jurisprudencia constitucional**

Hay otra doctrina jurisprudencial del Tribunal Constitucional que debe ser recordada también. Históricamente, en la mayoría de los casos analizados por el Tribunal Constitucional en la resolución de amparos electorales, de lo que se trataba era de determinar si las irregularidades formales consistentes, casi siempre, en alteraciones, añadidos o tachones en las papeletas, afectaban o no al denominado por la jurisprudencia constitucional “principio de inalterabilidad de las listas electorales”.

La enunciación misma del “principio de inalterabilidad de la lista electoral” acuñado, por, entre otras, la STC 165/1991, de 19 de julio (RTC 1991\165; MP: Jesús Leguina Villa) constituye ya toda una declaración de intenciones, pues la propia afirmación de su existencia, fundamentada por el TC en la

utilización, en nuestro sistema electoral, de listas cerradas, tiene por objeto hacer prevalecer las irregularidades formales en la emisión del voto sobre el principio de conservación de los actos y de primacía de la verdad material, lo que de alguna forma contradecía el espíritu —y la letra— de la STC 24/1990. En virtud de tal principio, dice la STC 169/2007 (RTC 2007\169; MP: Vicente Conde Martín de Hijas), “se robustece la exigencia de rigor que dicho precepto (96.2 LOREG) implica”.

Sin perjuicio de que la casuística haya llevado al Tribunal Constitucional, al resolver estos recursos a lo largo de más de tres décadas, a no ser siempre coherente en sus pronunciamientos, sí es cierto que, en los últimos años, se observaba una acentuación del rigorismo formal. Exponente de este giro literalista es la STC 169/2007, de 18 de julio (RTC 2007\169; MP: Vicente Conde Martín de Hijas) que, anulando precisamente la STSJ Asturias, 2.7.2007 (JUR 2007\319158; MP: Luis Querol Carceller) declaró vulnerado el derecho a acceder a los cargos públicos en condiciones de igualdad con los requisitos que señalen las leyes (art. 23.2 CE), en un caso en el que en dos papeletas a favor de determinada candidatura se había hecho constar una cruz al lado del primer candidato de la lista. Una postura tan drástica parecía en exceso formalista, si tenemos en cuenta que, de forma inequívoca, era clara la voluntad del votante de escoger una determinada candidatura —y no otra—, sin que el hecho de haber añadido una cruz al lado del candidato número uno de la lista en cuestión pudiera hacer suponer, razonablemente, que la voluntad de aquel era invalidar su propio voto de forma deliberada.

Era un camino que ya había sido transitado por la STC 153/2003, de 17 de julio (RTC 2003\153; MP: Elisa Pérez Vera), pronunciándose, en este caso, sobre tres papeletas electorales en las que, en el recuadro destinado a recoger el nombre de la formación política a cuya candidatura se otorgaba el voto —se trataba de votos por correo de residentes en el extranjero— se incluyeron las siglas del partido político y el nombre de algunos miembros de la candidatura de ese partido que no eran los que encabezaban la lista. También en ese caso, anulándose la STSJ Galicia, 27.6.2013 (JUR 2003\263236; MP: Benigno López González), se declaró la invalidez de esos votos. A pesar del rigorismo de la doctrina fijada en las SSTC 166, 167, 169 y 170/2007, todas ellas de 18 de julio, la Junta Electoral Central, en el momento de dictar una Instrucción para su aplicación —pues suponía un cambio radical en la doctrina hasta entonces seguida por dicha Junta— tuvo que prever ciertas irregularidades como “no invalidantes” y así, en su Instrucción 12/2007, de 25 de octubre, declaró que debían exceptuarse los casos en que la ley exigiera una intervención del elector, como sucede, por ejemplo, en las elecciones al Senado, en las que el elector debe incluir un aspa o cruz para marcar el candidato elegido.

Ahora bien, tras la modificación introducida por la Ley Orgánica 2/2011 en el art. 96.2 LOREG, el Tribunal Constitucional se vio obligado a modular su jurisprudencia y, en la tensión dialéctica permanente entre el principio de inalterabilidad de la papeleta electoral y el de conservación de los actos, hizo primar la verdad material, favoreciendo la interpretación más favorable al ejercicio del derecho fundamental de participación política, lo que suponía, de alguna manera, una vuelta a la doctrina finalista fijada en la STC 24/1990. La STC 124/2011, de 14 de julio (RTC 2011\124; MP: Javier Delgado Barrio) supuso un claro punto de inflexión y, ante un supuesto en el que —como en la STC 179/2007— se habían colocado cruces o aspás al nombre del primer candidato, se proclamó en este caso la validez de la papeleta, anulando las resoluciones contrarias de la Junta Electoral y del TSJ de Aragón. Con arreglo a esta nueva jurisprudencia:



“[P]uede concluirse que el artículo 96.2 LOREG, en la redacción que le dio Ley Orgánica 2/2011, no determina necesariamente la nulidad de los votos emitidos en papeletas en las que se haya efectuado una señal junto al nombre de los candidatos. Para determinar si esta irregularidad tiene o no efectos invalidantes habrá de atenderse a si la señal introducida permite albergar duda sobre cuál es la efectiva voluntad del elector. En aquellos casos en que la marca efectuada no suscite dudas acerca del verdadero sentido del voto, por resultar evidente que la voluntad del elector es otorgar el voto a la candidatura escogida, la señal realizada en la papeleta no pueda determinar la nulidad del voto. La validez del voto en estos supuestos constituye, tal y como ya se ha indicado, el resultado de una conciliación sistemática de los principios mencionados en el fundamento anterior. En el presente caso, las irregularidades denunciadas consisten en haber colocado una cruz o aspa junto al nombre del primer candidato. De acuerdo con la doctrina expuesta, la señal efectuada en las papeletas cuestionadas debe considerarse como una irregularidad no invalidante del voto, pues el tipo de señal del que se trata no permite dudar de que la voluntad del elector era la de dar el voto a la candidatura a la que se refiere la papeleta”.

Por ello, la evolución de la doctrina jurisprudencial hacía prever que, aplicando el razonamiento por analogía, el TC concluiría, en relación a los votos litigiosos remitidos directamente ante la Junta Electoral de Asturias, que nos encontraríamos ante una irregularidad formal que, a tenor de la STC 124/2011 (RTC 2011\124; MP: Javier Delgado Barrio), no debía ya provocar la nulidad de los sufragios cuestionados.

Esto es, si como sostiene el Tribunal Constitucional en la indicada Sentencia “en el terreno electoral no solo opera el principio de inalterabilidad de la papeleta (en el supuesto examinado en la STC 105/2012 se trataría de la inalterabilidad del procedimiento de voto de los electores ausentes), sino también los de la interpretación más favorable a la efectividad de los derechos fundamentales, el de conocimiento de la verdad material manifestada en unas urnas por los electores y el de conservación de los actos”, ante lo ocurrido en las elecciones asturianas de 2012 era preciso tener en cuenta que la LOREG no preveía que la consecuencia de no cumplir las exigencias del art. 75.4 (envío a través de los consulados) fuera la nulidad o el rechazo del voto así remitido y que, adicionalmente, no existían dudas sobre el hecho de que el sufragio emitido por los electores no había supuesto una alteración de su voluntad decisoria, pues necesariamente habían tenido que remitir, junto al sobre de votación, el certificado que acreditaba su inscripción en el censo, así como una fotocopia del pasaporte o del DNI<sup>22</sup>. El Ministerio Fiscal, en su escrito de contestación a la demanda presentada ante el TSJ de Asturias, sostuvo que, con arreglo a lo dispuesto en el apartado 9 del artículo 75 LOREG, es indispensable para la validez de estos votos que conste claramente en el sobre un matasellos u otra inscripción oficial de una oficina de correos del Estado en cuestión, o en su caso, de la Oficina Consular correspondiente, de lo que podría deducirse, *a sensu contrario*, que se produce la invalidez del voto solo si no concurre dicha circunstancia. También alegó el Ministerio Público que el apartado 11 establece que se introducirán en la urna los sobres de votación de los residentes ausentes recibidos hasta ese día, sin concretar la forma de recepción de los mismos; y, por último, también en relación al mencionado precepto (art. 75 LOREG), destacó que en el número 12 establece la posibilidad de que el Gobierno, previo informe de la Junta Electoral Central, pueda regular otros procedimientos para el voto de los residentes ausentes, lo que de alguna manera parecía indicar que el legislador no otorgar rango “esencial” al procedimiento consular.

---

<sup>22</sup> En esa línea apuntaba el artículo de PRESNO LINERA (2012), “El disputado sexto escaño de la circunscripción occidental”, *La nueva España*, 28 de abril de 2012.

Sin embargo, como luego veremos, la STC 105/2012 anulará la STSJ de Asturias y validará la proclamación efectuada por la Junta Electoral por un camino más alambicado, y no mediante la simple aplicación analógica de la doctrina contenida en su previa STC 124/2011.

Interesa hacer constar también que, en el recurso de amparo electoral, el Tribunal Constitucional ha entendido que el alcance de su análisis debía ser diferente según se denunciara una infracción del art. 24 CE o de los derechos consagrados en el art. 23 de la Norma Suprema. Así, cuando en el ámbito del recurso de amparo electoral, el recurrente planteaba una vulneración del art. 24 CE, el TC afirma, en su STC 169/2007, de 28 de julio, que: “[E]s a la Administración Electoral, en primer término y, en caso de impugnar su decisión, a los órganos jurisdiccionales, a quienes corresponde la aplicación de los supuestos del artículo 96.6 LOREG, lo cual, como es obvio y no puede ser de otra forma, ha de razonarse y motivarse en cada supuesto, atendiendo las circunstancias que concurren en el mismo. En ese sentido hemos asimismo de reiterar que la aplicación del citado precepto legal se configura normalmente y en principio como un juicio de estricta legalidad electoral, que puede ser revisado por este Tribunal si la interpretación seguida por el órgano judicial ordinario es arbitraria, irrazonada o irrazonable (...)”.

Sin embargo, cuando es otro el derecho fundamental invocado y, de manera específica, el derecho a acceder en condiciones de igualdad y conforme a lo dispuesto en las Leyes a determinados cargos públicos (art. 23.2 CE), en palabras del Tribunal Constitucional, “[l]a determinación de si se ha respetado requiere también por nuestra parte una indagación con carácter sustantivo, que no se cumple, por tanto, con el simple reconocimiento de la razonable interpretación que puedan exhibir las resoluciones administrativas y judiciales impugnadas. Desde la perspectiva constitucional que nos ocupa, más en concreto, desde el ámbito del art. 23 CE, es premisa insoslayable de la conformidad a la Constitución de cualquier interpretación del art. 96.2 LOREG que la interpretación en cuestión ha de efectuarse de tal modo que los contenidos, requisitos y límites que estable la Ley Orgánica de Régimen Electoral General no se vean enervados o alterados por aquella interpretación, pues si así fuera quedaría en manos del intérprete, y no del legislador, la fijación de los contornos del derecho de acceso a los cargos públicos en condiciones de igualdad” [STC 169/2007, de 28 de julio (RTC 2007\169; MP: Vicente Conde Martín de Hijas)].

### ***5. La sentencia de la Sala Primera 105/2012, de 11 de mayo, del Tribunal Constitucional (RTC 2012\105; MP: Adela Asúa Batarrita)***

El Tribunal Constitucional comienza dando la razón al Tribunal Superior de Justicia en cuanto a que la remisión directa del voto por el elector a la Junta Electoral constituye una clara irregularidad dada la redacción vigente del art. 75.4 LOREG. La sentencia recuerda que los derechos fundamentales protegidos por el art. 23 CE son de configuración legal, de forma que el legislador deberá determinar el contenido de esos derechos, siendo la decisión de cambiar el sistema de voto por correo —separándose del régimen legal anteriormente vigente—, una opción legislativa perfectamente legítima. Recuerda el Tribunal Constitucional que “[a]unque relativamente novedosa, dado el lapso de tiempo transcurrido, apenas año y medio desde la aprobación de la Ley Orgánica 2/2011 hasta la celebración del proceso electoral del que trae causa el recurso de amparo que nos ocupa, se han celebrado ya dos procesos electorales correspondientes a las elecciones autonómicas y municipales de mayo de 2011 y al Congreso de los Diputados y al Senado de noviembre de 2011, en los que ciertamente pudieron participar los

que ahora han visto anulados o invalidados sus votos por la resolución judicial recurrida en amparo”.

En este punto, el Tribunal Constitucional examina el peso que debe darse al hecho de que, en las dos contiendas electorales subsiguientes a la modificación legislativa, la Junta Electoral Central admitiera como válidos los votos directamente remitidos a la Junta Electoral Provincial. Aunque el Tribunal admite que “[t]ales precedentes acuerdos de la Junta Electoral Central bien pudieron llevar a algunos electores inscritos en el censo de electores residentes la idea de validez o, cuando menos, no la nulidad del voto por correo dirigido directamente a la Junta Electoral” en el ejercicio de función fiscalizadora que le corresponde al Alto Tribunal en el ámbito del proceso de amparo electoral, concluye que ningún reproche puede hacerse a la decisión judicial por no computar en el escrutinio —al ser nulos— los 332 votos controvertidos de los electores inscritos en el censo de electores residentes. Esta argumentación es, sin duda, acertada para desestimar la queja de los recurrentes en relación a la supuesta vulneración del art. 24.1 CE por la sentencia del TSJ; pero es dudoso que también lo fuera para rechazar la —también— alegada vulneración del art. 23 CE, pues no se alcanza a comprender con nitidez por qué el criterio finalista sentado en la STC 124/2011, de 14 de julio, no sería de aplicación a este caso.

Es cierto que seguir sosteniendo que, a pesar de la modificación legislativa, tras tres comicios electorales sucesivos, seguía siendo admisible el sistema de voto para los residentes ausentes anterior a la reforma conduciría al absurdo de continuar aplicando *sine die* un precepto expresamente derogado y amparar una interpretación *contra legem* de la normativa vigente, sobre la base de unas dudosas decisiones administrativas. Pero también lo es que, con arreglo a la doctrina fijada por la STC 124/2011, no estando en cuestión la existencia de alteraciones en los sufragios emitidos (todos ellos perfectamente identificados, y sin que se alteraran las papeletas electorales), y no sancionando expresamente la LOREG la remisión al lugar equivocado de los votos con su declaración de nulidad —a diferencia de otros supuestos—, regresar a una interpretación rigorista de la LOREG parece contradictorio. Se echa en falta en la STC 105/2012 una explicación dogmática que permitiera entender, si es el caso, por qué motivo el TC entendía que no concurría una identidad de razón entre los dos tipos de irregularidades. La falta de una explicación sobre la razón por la que la STC 105/2012 se aparta, de alguna forma, de la precedente 124/2011, es todavía más incomprensible si tenemos en cuenta que el propio Tribunal Constitucional viene exigiendo de forma constante —a través de sus resoluciones— al legislador que las normas reguladoras de nulidad de los votos sean “formuladas en términos precisos, con determinación detallada de todas las reglas especiales y de los posibles exclusiones, sin que sea posible acudir a interpretaciones más o menos complejas sobre la aplicabilidad de cada precepto” (STC 169/2007, de 18 de julio).

El TC funda esta —razonable— exigencia de precisión y claridad en la redacción de las normas electorales en que su aplicación inmediata es efectuada, normalmente, por los componentes de las mesas electorales, integradas por ciudadanos designados por sorteo que constituyen una Administración Electoral no especializada (STC 153/2003, de 17 de julio, FJ 6º). Si esa exigencia de precisión normativa es siempre deseable, también lo será la necesidad de que el Tribunal Constitucional formule un corpus interpretativo coherente en materia electoral, de forma que sus resoluciones futuras sean previsibles y no estén tan sujetas a los vaivenes de los casos particulares como parece.

A continuación, el Tribunal Constitucional entra a analizar, a instancia de las formaciones políticas perjudicadas por la decisión judicial, si la Sentencia del TSJ habría vulnerado o no los

derechos de sufragio reconocidos en el art. 23 CE al declarar la nulidad del escrutinio de la mesa electoral del CERA en la circunscripción occidental sin llevar a cabo previamente un juicio de relevancia o de incidencia de las irregularidades sobre el resultado final de la elección.

Acierta de lleno el Tribunal Constitucional al reprochar a la sentencia recurrida no haber efectuado tal juicio de relevancia en los términos exigidos por la doctrina constitucional; y acierta también al censurar, por carente de justificación, la conclusión del TSJ de que no se conocía —ni se podría conocer— el número de votos invalidados que hubieran correspondido a la circunscripción occidental, máxime cuando lo hace rechazando *tout court* el empleo de las técnicas de ponderación estadística que hubieran podido servir para despejar esas dudas. Así, el Tribunal Constitucional sostiene que: “[A]l margen de que no se hacen expresas las razones de por qué el recurso a razonamientos hipotéticos, técnicas de ponderación estadística o de otra naturaleza no hubiera permitido también conocer en este caso la eventual incidencia de los votos controvertidos en cada una de las circunscripciones, lo cierto es que, conforme a la doctrina constitucional anteriormente citada, es precisamente la circunstancia de la existencia de un número cierto de votos de destino desconocido, como ocurre en este caso, la que debe servir como presupuesto habilitante para acudir a juicios de probabilidad o a técnicas de ponderación estadística para apreciar la afectación al resultado electoral”.

También resalta la STC 105/2012 la contradicción en que incurre el TSJ de Asturias al rechazar, de un lado, acudir a las técnicas de ponderación estadísticas para acabar concluyendo, de otro, que el número de irregularidades era suficiente para haber alterado el resultado electoral. El Constitucional censura a la Sala que su conclusión en relación al número de irregularidades invalidantes “[e]sté ayuna de cualquier tipo de operación, cálculo o argumentación que nos permita verificar o controlar su veracidad, por lo que tampoco es posible conocer las razones por las que el órgano judicial ha considerado que los votos controvertidos inciden en el resultado final de la elección, en este caso, en la asignación del sexto escaño de la circunscripción de occidente”.

A continuación, y por vez primera a lo largo de este complejo *iter procesal*, el Tribunal Constitucional realiza ese cálculo estadístico. Lo que constituye una singularidad del caso examinado por el TC, en relación a supuestos precedentes, es que se hace precisa la realización de una doble ponderación estadística sucesiva:

“[E]s claro que la operación propuesta por FAC ni responde a criterios estadísticos, ya que es sumamente improbable que el 100 por 100 de los votos nulos emitidos en la circunscripción hubiera sido para la candidatura presentada por el PSOE, ni cuenta con la característica de aportar un cálculo lógico imparcial que intente hacer un reparto no interesado para la obtención de un cálculo ponderado [...] si bien el porcentaje del voto del censo de electores residentes ausentes en dicha circunscripción para el PSOE es de casi el 51 por 100 (290 de los 573 votos emitidos), sin embargo, su porcentaje total entre presentes y ausentes se reduce ostensiblemente hasta el 35,4 por 100 (20.106 de los votos 56.811). Justo lo contrario de lo que ocurre con la candidatura de FAC en esta circunscripción en la que ha obtenido un porcentaje de voto del censo de electores residentes ausentes del 7,68 por 100 (44 de los 573 votos emitidos) frente a un 23,53 por 100 (13.369 de los 56.811 votos emitidos). Esto es, incluso habiendo consagrado este Tribunal la posibilidad de que en esta operación se acudiera como parámetro referencial a la totalidad de la

circunscripción, lo que hubiera sido más beneficioso para el PSOE, sin embargo, ha optado incluso por proponer un criterio que podría resultarle menos favorable. Más allá de lo expuesto, lo cierto es que el voto de los electores del censo de electores residentes ausentes tiene la suficiente singularidad estadística en relación con la totalidad de votos como para que en este caso la operación a realizar se haga optando, en el sentido propuesto por el PSOE y el Ministerio Fiscal, por asumir el porcentaje obtenido sólo sobre los votantes del censo de electores residentes ausentes de esta circunscripción. En atención a esta operación, los votos a detracer al PSOE serían 33 y a FAC 5. Una vez determinado estadísticamente el número de votos nulos que corresponden a cada candidatura y restados éstos del número total de votos escrutados, la aplicación de la ley D'Hondt para determinar la atribución del sexto escaño de la circunscripción de occidente, según las cifras aportadas por el PSOE, su candidato, y el Ministerio Fiscal reflejadas en sus escritos de demanda y de alegaciones, respectivamente, determina un cociente de 6.690,6 votos del PSOE frente al cociente de 6.682 votos de FAC”.

El cálculo que realiza el Tribunal Constitucional, en relación con los resultados de la circunscripción occidental —siguiendo la propuesta formulada por uno de los partidos políticos que formularon el recurso de amparo electoral—, aplicando una doble estimación, es el siguiente:

- Por un lado, la estimación consistente en sostener que, de los 332 votos controvertidos en la Mesa CERA (3 circunscripciones), corresponderían a la circunscripción occidental 66 votos, aplicando para ello el mismo porcentaje de ponderación que el total del voto CERA, esto es un 20,01% (total CERA= 2.863 votos/CERA C. Occ.= 573 votos).
- Por otro lado, la operación consistente en atribuir primero, y descontar después, los 66 votos CERA controvertidos a cada candidatura en proporción a los votos obtenidos en la circunscripción, y consolidando el resultado así obtenido con el voto de los residentes no ausentes (noCERA).

Partido	Votos circ. Occ.	%	Estimación controvertidos	Total
PSOE	290	50,61	34	256
PP	159	27,74	18	141
FAC	44	7,67	5	39
IU	39	6,80	4,4	34,6
P.Anim.	13	2,26	1,5	11,5
UPyD	5	0,87	0,5	4,5
URAS	4	0,70	0,4	3,6
P.T.EO NAVIA	3	0,52	0,3	2,7
Otros	12	2,09	1,37	10,63

Sumando esos votos CERA estimados al voto NO CERA de cada candidatura:

Partido	Escaño 1	Escaño 2	Escaño 3	Escaño 4	Escaño 5	Escaño 6
PSOE (20.072)	20.072	10.036	6.690,6			
PP (14.769)	14.769	7.384,5				
FAC (13.364)	13.364	6.682				

El 6º escaño correspondería a PSOE al tener un cociente superior al de FAC<sup>23</sup>.

Concluye el Tribunal Constitucional afirmando que tendría que haberse producido una desviación estadística del porcentaje de voto de censo de electores residentes ausentes obtenidos por el partido más votado (51%) y el necesario para que perdiera el escaño (80%) de 29 puntos porcentuales. Por ello, “[d]ebe ratificarse en su apreciación de que hay garantías estadísticas sólidas para concluir que el cómputo de los votos controvertidos en la circunscripción occidental no ha resultado determinante del resultado final de la elección y, por tanto, que no resulta procedente una nueva convocatoria electoral”.

## 6. El voto particular del magistrado Sr. Delgado Barrio

Frente a dicha sentencia se formuló un voto particular por el magistrado Sr. Delgado Barrio, en el que se afirmaba que la necesaria realización de dos cálculos sucesivos en la ponderación estadística —primero, la asignación de los votos nulos a una circunscripción y, después, a sus destinatarios— multiplicaba las posibilidades de error; lo que, a su juicio, dotaba de escasa fiabilidad a esas técnicas estadísticas en el presente caso, sin que —siempre según el magistrado disidente— pudiera llegarse a una conclusión “con un razonable margen de seguridad”. A juicio del voto particular, el respeto a la voluntad real de los votantes, fundamento del principio democrático, no permitía admitir soluciones que califica como “aventuradas”.

El voto particular acusa a la sentencia de la mayoría de obviar el hecho de que, en realidad, se esté efectuando una doble ponderación estadística, pues el Tribunal Constitucional parte del dato de que los votos controvertidos son solamente 66, sin que, a juicio del magistrado Sr. Delgado, exista certeza de ese hecho, ya que sigue siendo el resultado de una ponderación y, por tanto, sometido a un margen de error. Ahora bien, creo que esta crítica del magistrado discrepante no es justa: la sentencia de la mayoría es plenamente consciente de la singularidad que supone esa doble ponderación y así se recoge el fundamento jurídico 17<sup>a</sup>, cuando se dice que: “[E]l hecho de

<sup>23</sup> Agradezco a Javier Núñez Seoane, abogado que dedujo la demanda de amparo ante el Tribunal Constitucional en representación del Partido Socialista Obrero Español (PSOE), que me facilitara los datos numéricos que aquí se reproducen.

que este Tribunal no haya tenido la oportunidad de pronunciarse con anterioridad sobre la aplicación de estas técnicas para casos tan singulares como el presente, en que no se conoce cuántos de los votos controvertidos corresponden a la circunscripción ni, lógicamente, cómo se distribuyen entre las diversas candidaturas, no supone un obstáculo para que, en aras del principio de conservación de los votos válidos y la simultaneidad del desarrollo de las votaciones, pueda acudirse a estas técnicas de ponderación en ambas operaciones”.

Otra cosa es que la doble ponderación incluida en la sentencia de la mayoría esté o no sustentada en una base estadística sólida. Se hace patente aquí que el punto nuclear del debate no deja de ser sino un juicio de valor sobre una cuestión puramente estadística: si la realización de dos operaciones de ponderación estadística sucesivas, dado el contexto en que se efectúan, ofrece el margen de seguridad suficiente como para dar por bueno el resultado electoral. Pero para dar un significado cabal al concepto jurídico indeterminado consistente en el “razonable margen de seguridad” se hace preciso acudir a la ciencia estadística. Y aun acudiendo a esa ciencia auxiliar habrá espacio para la discusión, ya que, como con ironía afirmó el Premio Nobel de Economía Ronald H. COASE —autor de uno de los trabajos fundacionales del análisis económico del Derecho<sup>24</sup>—, recientemente fallecido, “si uno tortura los datos lo suficiente, acabarán confesando”<sup>25</sup>.

## 7. Análisis estadístico

### 7.1. El punto de partida

Para la STC 105/2012, aun siendo poca la diferencia obtenida entre los cocientes de las candidaturas que aspiraban a que se les asignara el sexto escaño —de apenas ocho puntos (6.690,6 frente a 6.682)— y, teniendo en cuenta las desviaciones estadísticas asumibles, la diferencia señalada de ocho puntos entre ambas candidaturas —dado que no se refería al número de votos, ya que lo que se comparaba eran cocientes resultantes de la aplicación de la Ley D’Hondt—, otorgaba un margen de seguridad razonable de que los votos nulos no habían afectado a la adjudicación del sexto escaño.

Para la mayoría de los miembros de la Sala Primera del Tribunal Constitucional esa conclusión se infería del hecho de que, para que el partido al que se atribuyó el sexto escaño lo perdiera, tendría que haberse producido una desviación estadística entre el voto CERA obtenido por ese partido en la circunscripción occidental, y el necesario para que perdiera el escaño, de 29 puntos porcentuales. Efectivamente, para ello hubiera sido preciso que, del total de los 66 votos

---

<sup>24</sup> COASE (1960, pp. 1-44).

<sup>25</sup> COASE (1982, p. 16).

irregulares atribuidos a la circunscripción occidental, 53 de los mismos fueran dirigidos a ese partido político; es decir, 20 votos más de lo que establecía la proyección estadística.

Por ello, concluye el Tribunal que existían “garantías estadísticas sólidas” para concluir que la exclusión del cómputo de los votos controvertidos en la circunscripción occidental no había resultado determinante para el resultado final de las elecciones y, por tanto, que no resultaba procedente una nueva convocatoria electoral.

Frente a esta postura, la tesis del voto particular no formula proyección estadística alternativa alguna, ni emplea una fórmula de contraste, sino que se limita a señalar que la doble ponderación sucesiva incrementaba notablemente el margen de error, “lo que en este caso se potencia muy severamente por la muy escasa diferencia entre los cocientes”. Obviamente, la falta de cuantificación numérica de ese margen de error priva al lector de haberse una idea de las magnitudes de las que estamos hablando.

## 7.2. Una breve definición de la estadística

Como punto de arranque, partiremos de la definición de la ciencia estadística de KENDALL & STUART (1977), quienes la conciben como una rama del método científico: “[l]a estadística es la rama del método científico que se ocupa de los datos obtenidos contando o midiendo las propiedades de las poblaciones de los fenómenos naturales”; definición que matiza la realizada por KENDALL<sup>26</sup> en un trabajo anterior cuando afirmó:

“La estadística es la matriz de toda ciencia experimental y, por consiguiente, una rama del método científico, si no el método científico por excelencia”.

Ambas definiciones enfatizan el carácter instrumental de la estadística en la investigación científica —al menos en lo referente a las ramas experimentales— y ponen de manifiesto el carácter metodológico de la estadística, al ser un instrumento que permite examinar las proposiciones teóricas a la luz de los hechos del mundo observable. Afinando un poco más, DEGROOT (1988) sostiene que “[l]a ciencia estadística se ocupa del desarrollo de teorías y técnicas apropiadas para realizar inferencias bajo condiciones de incertidumbre e ignorancia parcial que necesariamente existen en una amplia gama de actividades. La práctica estadística corriente depende fundamentalmente de la formulación de modelos probabilísticos de diversos sistemas físicos, de métodos de recogida y análisis de datos numéricos y del diseño de experimentos eficientes e informativos”.

Finalmente, para CARRASCO ARROYO (2005, p. 5) “[l]a estadística es una ciencia, fundamentada en la teoría matemática de la probabilidad, que se ocupa de elaborar teorías y técnicas destinadas a

---

<sup>26</sup> KENDALL (1968).



la recogida, transformación y clasificación de información y a la toma de decisiones en situaciones de desconocimiento, incertidumbre o ignorancia”<sup>27</sup>.

No deja de ser sorprendente que ninguna de las partes, ni en el procedimiento administrativo electoral, ni en el judicial, ni en el recurso de amparo electoral —quizás por extrema brevedad de los plazos procesales en esta materia—<sup>28</sup>, aportara un dictamen pericial estadístico que permitiera objetivar el debate y, lo que es más importante, facilitara el conocimiento intersubjetivo de la lógica de la decisión tomada en cada caso. Por decirlo con otras palabras, salvo el Tribunal Constitucional, el resto de órganos decisores (la Junta Electoral Central y el TSJ de Asturias) no exteriorizaron el razonamiento lógico-estadístico que sustentaba sus conclusiones y que arrojará luz, como en el verso de NERUDA, sobre la “matemática tiniebla”.

### 7.3. Una aproximación estadística plausible

Se analizará ahora, de acuerdo con lo expuesto, si la decisión del Tribunal Constitucional estaba o no sustentada en una base estadística robusta. A la hora de calcular el margen de error teórico de la primera ponderación estadística, consistente en la asignación de 66 votos irregulares a la circunscripción occidental, y para adoptar un criterio objetivo generalmente aceptado, aplicaremos la denominada distribución binomial<sup>29</sup>. Esta distribución de probabilidad modeliza un evento que sólo puede presentar dos estados (por ejemplo, cara o cruz); estados que en este caso se traducen en que, al asignar un voto irregular —a la circunscripción occidental; o, posteriormente, al partido más votado— se acierte o no.

Se demuestra que el mejor estimador de la probabilidad de obtener un voto irregular (P) es la proporción (es decir:  $\frac{\text{votos irregulares}}{\text{votos totales}}$ , en este caso  $11.02\% = \frac{66}{600}$ ). Lógicamente, el número de votos irregulares que se espera encontrar en un conjunto de votos (del total de los emitidos, o de los votos de cada circunscripción o de cada partido) es la suma de tantas distribuciones binomiales iguales como votantes. Se demuestra que el número esperado de votos irregulares es la probabilidad individual de voto irregular (que hemos notado como ‘P’) por el número de casos (votos totales). Podemos decir, consecuentemente, que la “esperanza matemática” es ‘N\*P’, siendo ‘N’ el número total de votos<sup>30</sup>.

<sup>27</sup> CARRASCO ARROYO (2005).

<sup>28</sup> Con arreglo al art. 112.1 LOREG, “[e]l recurso contencioso electoral se interpone ante la Junta Electoral correspondiente dentro de los tres días siguientes al acto de proclamación de electos”; mientras que el art. 114.2 de la misma norma dispone que “el amparo debe solicitarse en el plazo de tres días y el Tribunal Constitucional debe resolver sobre el mismo en los quince días siguientes”.

<sup>29</sup> Es relevante tener en cuenta que el resultado de la ponderación estadística dependerá de la función de probabilidad que se asuma y de la variabilidad de la misma; también conviene precisar que el uso de la distribución binomial resulta “estadísticamente razonable” de acuerdo con la información disponible.

<sup>30</sup> Quiero agradecer al inspector de seguros del Estado Lorenzo Esteban Jódar su ayuda con los cálculos estadísticos. Cualquier error numérico—o de otra índole— que pudiera existir en el presente trabajo es de mi exclusiva responsabilidad.

Es importante no perder de vista que 'N\*P' es una "estimación", lo que supone que, si pudiéramos repetir la votación muchas veces en igualdad de condiciones, la mayor parte de las veces los votos irregulares que obtendríamos no serían iguales a la media 'N\*P'; es decir, habría desviaciones. Pero es posible demostrar dos elementos fundamentales:

- Las desviaciones "hacia arriba" (más votos irregulares en cada experimento que 'N\*P') son igualmente probables que las desviaciones "hacia abajo" (es decir, 'N\*P' es un estimador "in-sesgado" de la media), lo que resulta relevante en la cuestión que se analiza, tal como se resalta posteriormente.
- También se demuestra que si comparamos la media esperada de votos erróneos 'N\*P' con los votos erróneos de todas las teóricas votaciones experimentales, el margen de error que obtenemos tendrá un valor promedio igual a  $\frac{N \cdot P}{N}$  (donde N es el n° total de votos y P es la proporción de que un voto sea irregular)<sup>31</sup>.

Aplicando estos cálculos con referencia a la circunscripción occidental, se obtiene que la media esperada de votos irregulares es 66.4; y que si repitiéramos muchas veces la votación en iguales condiciones, los votos irregulares de cada votación diferirían de 66 en un promedio de 7.7 votos (es decir, en el 11.5% de los votos irregulares esperados = —).

Teniendo en cuenta la posibilidad de aproximar, bajo determinadas condiciones, la suma de distribuciones binomiales con una distribución normal, se puede afirmar que si se acepta 66 como la estimación de los votos erróneos de la circunscripción occidental, el margen de error es inferior o igual a  $\pm 8$  votos (redondeando) con 2/3 de probabilidad, e inferior o igual a  $\pm 16$  votos con un 95% de probabilidad. O dicho a la inversa, la probabilidad de que los votos reales erróneos fueran más de 66+16 es de un 2.5 % de probabilidad (y otro 2.5% menos de 66-16), todo ello bajo la distribución estadística e hipótesis consideradas.

A continuación, se procederá a utilizar también la distribución binomial y su aproximación por la distribución normal, para calcular el margen de error en la asignación, al partido más votado en la circunscripción electoral occidental, de los 33 votos irregulares esperados: (  $\frac{33 \cdot 0.162}{33}$  5,4525 votos irregulares que, en % sobre los 33, supone un 16,2% de margen de error).

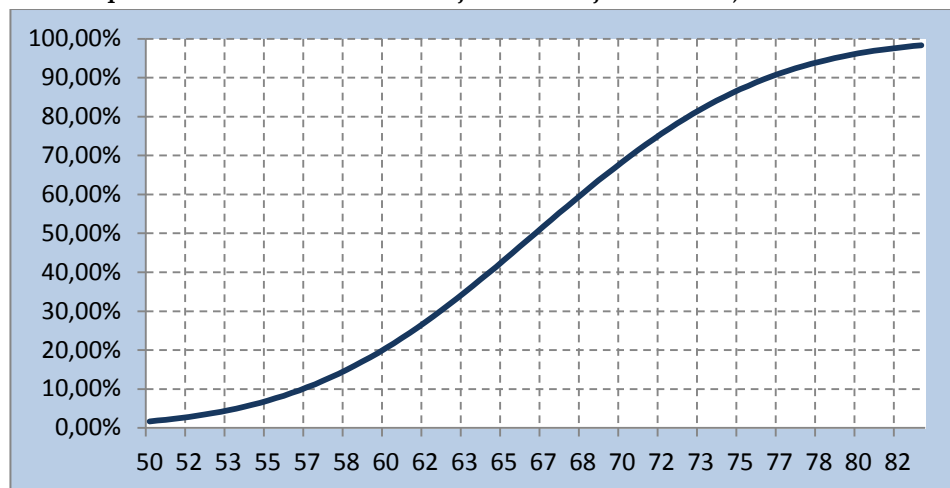
A título ilustrativo, el Gráfico 1 muestra que la probabilidad de que, por ejemplo, los votos irregulares correspondientes a la circunscripción occidental fueran 77 o más —frente a los 66 asignados en el cálculo aceptado por el TC— es inferior al 10% (siempre, eso sí, de que se parta de la fórmula binominal antes expuesta).

---

<sup>31</sup> Las distribuciones de probabilidad sencillas se suelen identificar por su media y desviación típica (que, en aras de la simplicidad, denominaremos "margen de error", sin ánimo de una completa exactitud terminológica estadística). Así, la distribución binomial suele enunciarse como Binomial: NP,  $\frac{N \cdot P}{N}$ . Asimismo, y dado que el tamaño de la muestra es suficientemente alto, utilizaremos la desviación típica muestral, ya que la corrección de la "cuasi-desviación típica" (el estimador in-sesgado de la desviación típica poblacional) no tiene una influencia numérica relevante en las conclusiones.

Gráfico 1.  
Función de distribución

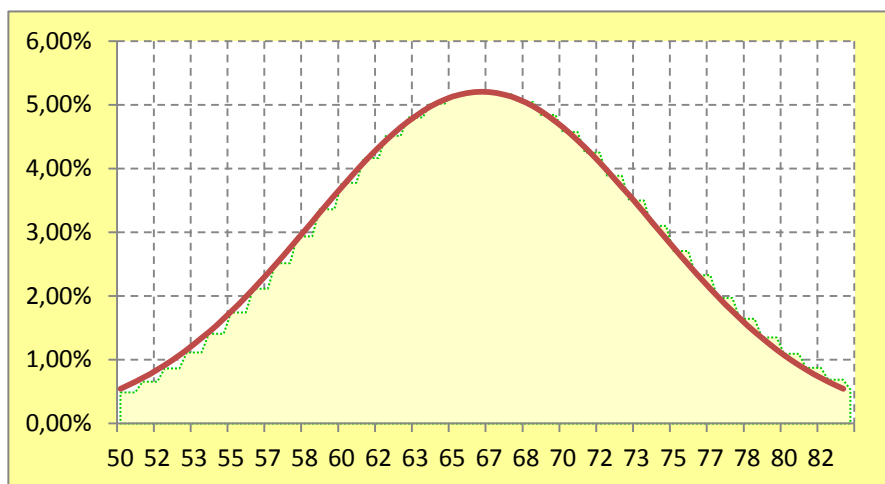
(Probabilidad de que el número de votos irregulares de la circunscripción occidental sea menor que cada uno de los valores reflejados en el eje horizontal)



La diferencia entre 100 y el valor de la curva azul muestra la probabilidad de que el número de votos irregulares de la circunscripción occidental sea mayor que cada uno de los valores del eje horizontal.

Este cálculo se completa con el siguiente gráfico, que muestra cómo la distribución de densidad (probabilidad no acumulada) es simétrica alrededor de la proporción. La proporción es el estimador "estadísticamente in-sesgado" de la media esperada de votos irregulares emitidos por el total de los electores CERA. En efecto, la proporción utilizada por el TC (66.8 para la circunscripción occidental, por el efecto de los decimales) es la que tiene una probabilidad acumulada del 50%. Al haber tomado el TC la proporción (es decir, el estimador "in-sesgado") la probabilidad de equivocarse en un sentido o en otro era la misma (en este caso, al ser la distribución simétrica, esperanza matemática y mediana coinciden en el mismo valor).

Gráfico 2.  
Distribución de probabilidad  
(Función de densidad, probabilidad no acumulada)



La línea roja recoge la distribución normal, mientras que el área amarilla recoge la distribución binomial, de forma que existe una evidencia gráfica de que la aproximación realizada es razonable.

Finalmente, y para calcular el “margen de error” resultante de la doble ponderación sucesiva, seguiremos tres pasos<sup>32</sup>:

- En primer lugar, en vez de asumir que los votos irregulares reales de la circunscripción occidental fueron 66, también se han considerado los escenarios en que dichos votos tomaran otros valores (en un rango desde 1 a 100). Cada uno de dichos valores supone una proporción diferente, y por tanto una binomial con media y margen de error diferentes.
- En segundo lugar, para cada uno de los 100 escenarios anteriores se ha calculado la función de probabilidad de los votos irregulares asignados en la segunda ponderación (por partidos políticos)<sup>33</sup>.
- En tercer lugar, con las 10.000 probabilidades (100x100) así obtenidas se han calculado las funciones de probabilidad y de distribución finalmente resultantes en la segunda ponderación.

<sup>32</sup> En la práctica estadística es frecuente la utilización de métodos más sofisticados, pero se ha optado por esta aproximación por su sencillez expositiva.

<sup>33</sup> A modo de ejemplo, si el número de votos irregulares de la circunscripción occidental hubiera sido de 80 votos irregulares, se han calculado las probabilidades de que el partido al que se le asignó el escaño tuviera 1, 2, 3, ... 100 votos irregulares.

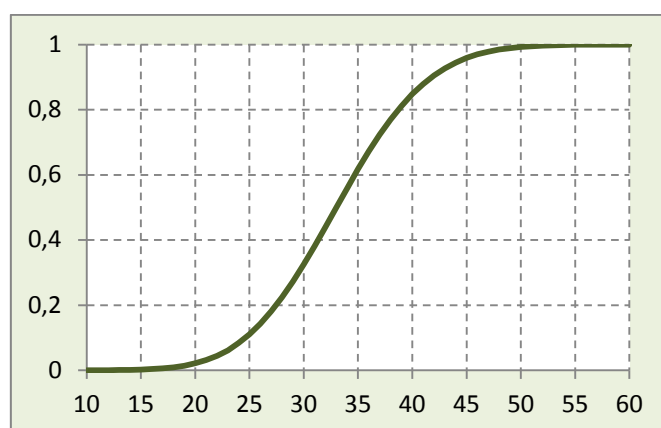
El resultado final arroja una media de votos irregulares de 33,628, con una desviación típica de 6,687, de lo que resulta un porcentaje de desviación típica o margen de error estadístico total de 19,886%.<sup>34</sup>

Recordemos que el margen de error (19,886%) es simplemente un promedio ponderado de las desviaciones esperadas (al alza y a la baja) respecto de la media y, por ello, el margen de error debe ir siempre acompañado de una probabilidad. Así, bajo la aproximación normal, un margen de error de casi el 20% significa que los votos irregulares asignados al partido más votado pueden diferir, al alza o a la baja, de 34 (redondeando la media 33,6) en más de 7 votos (redondeando 6,68) con una probabilidad de 1/3. Igualmente la aproximación normal afirma que la probabilidad de que los votos irregulares asignados al partido más votado fueran iguales o superiores a 47 ( $33,6 + 2 \cdot 6,68$ ) es del 2,50% (aproximadamente).

Gráfico 3

Función de distribución.

(Probabilidad de que el número de votos irregulares dirigidos al PSOE sea menor que cada uno de los valores reflejados en el eje horizontal, acumulando la incertidumbre de la doble ponderación sucesiva)



Este gráfico permita constatar que, tras las dos ponderaciones sucesivas, la probabilidad de que los votos irregulares asignados al partido más votado fueran superiores a 52 —lo que determinaba la asignación del escaño a la otra formación política— era muy remota.

Naturalmente, se trata de una hipótesis de trabajo ya que, como recuerda el propio Tribunal Constitucional en su jurisprudencia en material electoral, no existe una sola fórmula estadística aceptable. Sería posible esgrimir una asimetría alrededor de la proporción o partir de unos niveles mucho más altos o bajos de variabilidad (desviación); pero parecen hipótesis mucho más difíciles de justificar que la metodología expuesta.

<sup>34</sup> Nótese que, lógicamente, al acumular la incertidumbre de la doble ponderación, el margen de error asciende de 16,5% a 19,886%. Por su parte, la media permanece igual como consecuencia de la simetría del modelo binomial (las diferencias en los decimales se deben a determinadas aproximaciones efectuadas en los cálculos). Como ya se apuntó anteriormente, esta simetría parece la hipótesis más aséptica, a falta de dato alguno en sentido contrario.

#### 7.4. El margen razonable de seguridad

Ahora bien, es improbable que alguna vez el Tribunal Constitucional llegue a determinar qué porcentaje de margen de error se entiende como admisible con carácter general en las estimaciones estadísticas utilizadas para resolver controversias en materia electoral. Pero, en cualquier caso, la decisión sobre la repetición o no de las elecciones debe tomarse siempre tras un previo estudio estadístico de las variables en juego y del margen de error esperado<sup>35</sup>, puesto que, de no hacerse así, la decisión final sería puramente intuitiva.

Es obvio que la estadística nunca podrá dar una solución definitiva a este tipo de controversias (que no son dicotómicas) y que, en último término, corresponderá a los tribunales determinar si, dadas las circunstancias concurrentes en cada caso, existe ese “margen razonable de seguridad” en el resultado de las proyecciones estadísticas. La sociedad y la conducta humana son extremadamente complejas, por lo que medir el grado de satisfacción de los principios jurídicos implica una importante dosis de discrecionalidad.

Por decirlo con las palabras de Laurence H. TRIBE (1989, p. 2):

“[A]cudir a las ciencias en busca de respuestas definitivas a los problemas legales es algo erróneo. [...] La mejor visión de la ciencia es la de una continua y, por encima de todo, crítica exploración de fructíferos hallazgos; la mejor metáfora es la del viaje. Fijar la vista en las ciencias naturales en busca de criterios definitivos —es decir, de certezas— es buscar algo allí dónde no se encuentra”.

Pero para que esa decisión judicial tenga un sustento lógico —y científico, en sentido estricto de la palabra—, será preciso que, en este caso, se utilicen las enseñanzas de la estadística, en vez de acudir a conceptos abstractos no mesurables objetivamente (de los que son ejemplo —por su manifiesta arbitrariedad— tanto el “podrían no haber tenido incidencia” de la Junta Electoral Central, como “el número total de los votos emitidos de forma irregular es suficiente para variar el resultado dado por válido” del TSJ de Asturias).

Como ya se ha expuesto de forma reiterada a lo largo de este trabajo, con arreglo a la jurisprudencia del Tribunal Constitucional es requisito imprescindible para validar el cómputo electoral realizado que exista una “seguridad razonable” en el resultado de las técnicas estadísticas empleadas.

¿Existe la misma si, bajo un modelo estadístico que determina un margen de error del 19,89%, puede afirmarse que la probabilidad de que los votos irregulares reales hubieran determinado un cambio de asignación del escaño es inferior al 1%? Dicho de otra forma, si el margen de error es del 19,89% ¿existe una “seguridad razonable” de que la asignación del escaño es

---

<sup>35</sup> La célebre sentencia del Tribunal Supremo de EEUU dictada en el caso *Daubert v. Merrell Dow Pharmaceuticals* [(92-102), 509], de 28 de junio de 1993, fijó como uno de los requisitos para la admisibilidad de la prueba científica —y no precisamente por casualidad— la determinación de su margen de error: “[...] Adicionalmente [...] el tribunal deberá considerar la tasa de error conocida o potencial”.

“estadísticamente” correcta cuando la desviación requerida para que así no lo fuera hubiera debido ser del 57,57%? ( $52-33=19$ ,  $19/33=57,57\%$ ).

A nuestro juicio, y dadas las circunstancias concurrentes, un margen de error y una probabilidad de esa magnitud sí deberían entenderse aceptables y proporcionados. El margen de error estadístico agregado resultante de la doble ponderación —fundamento del magistrado discrepante del TC para no apoyar la sentencia de la mayoría— ascendía, como ya hemos justificado, desde 16,5% al 19,89%; en el contexto analizado, que ese margen de error se incrementa un 3,39% como resultado de la doble estimación sucesiva, no parece determinante<sup>36</sup>.

No existe en nuestro ordenamiento, por decirlo con las palabras empleadas por el Tribunal Supremo, una “dosis concreta de prueba”<sup>37</sup> aceptable para todos los supuestos como regla general, de forma que, atendiendo a las circunstancias del caso, deberá el órgano judicial determinar qué márgenes de error son admisibles (concepto de “principio o coeficiente de elasticidad de la prueba” acuñado también por la jurisprudencia de la Sala Primera del Tribunal Supremo)<sup>38</sup>. En efecto, como afirma la STS, 1ª, 9.5.2013 (Ar. 3088; MP: Rafael Gimeno-Bayón Cobos):

“[C]uestión radicalmente diferente es la dosis de prueba, ya que “en nuestro sistema probatorio rige la regla de apreciación libre, salvo algunas excepciones, y un criterio de elasticidad, de modo que no se exige por la ley una determinada cantidad o entidad probatoria —dosis o tasa de prueba—”. Determinar esta dosis es función soberana de los tribunales que conocen en instancia —primera y apelación—, estando vedado su acceso a casación salvo que se incurra en arbitrariedad o irrazonabilidad con infracción del artículo 24.1 CE (STS 635/2012, de 2 noviembre, RC 681/2010) y, en idéntico sentido, SSTS 347/2011 de 30 mayo, RC 1348/2007, y 485/2012, de 18 de julio, RC 990/2009”.

<sup>36</sup> Si bien en el cálculo estadístico es habitual entender, a modo de estándar, que un grado de probabilidad igual o inferior a un 5% es técnicamente despreciable, el hecho de que se supere ampliamente ese umbral en este caso, no debe llevarnos, necesariamente, a la conclusión opuesta, dada la notablemente cualificada probabilidad —desde el punto de vista estadístico— de que los votos discutidos no hubieran efectivamente alterado la asignación del 6º escaño en la circunscripción occidental. El uso de la estadística excluye, por definición, la certeza. Parece sensato dar por bueno el criterio del Tribunal Constitucional cuando, adicionalmente, la repetición de la elección en la mesa CERA tendría unos costes sociales indudables para el conjunto del sistema—en la medida en que, durante meses, estaría en suspenso la conformación del Parlamento y, por extensión, del Ejecutivo autonómico— además, nunca podría proporcionarnos la “verdad material” sobre lo realmente acontecido en la votación de las elecciones celebradas el 25 de marzo de 2012. Y ello puesto que, como es obvio, los electores de la mesa CERA no tendrían por qué emitir su voto en el mismo sentido, de ser llamados por segunda vez a hacerlo.

<sup>37</sup> STS 30.5.2011. En sentido contrario, en el voto particular formulado por siete Magistrados del TS al Auto de la Sala Especial del art. 61 LOPJ del Tribunal Supremo, “Caso Sortu”, 1.4. 2011 —si bien como *obiter dicta*—, se afirma que “doctrinalmente el porcentaje de probabilidad necesario para una condena penal o civil se sitúa, en el primer caso, en torno al 90%, mientras que para la segunda, con arreglo a diversas corrientes doctrinales, se daría entre el 51% y el 80%”.

<sup>38</sup> STS, 1ª, 30.5.2011, FJ 3º.

Así, que la probabilidad de que se produzca un resultado indeseable sea del 1% constituirá o no un riesgo aceptable dependiendo críticamente del coste social de ese resultado. Esa probabilidad nos parecería intolerablemente elevada si se refiriera, por ejemplo, a un accidente nuclear grave, habida cuenta de la magnitud de los daños a los que éste puede dar lugar; mientras que, en otros casos, en los que el coste social del resultado es muy inferior, podríamos considerar que se trata de un riesgo despreciable.

Que la decisión judicial responda, en último término, a un juicio de valor<sup>39</sup>, no obsta para que, a nuestro modo de ver, sea preciso que los jueces y magistrados manejen, antes de tomar su decisión, una cuantificación numérica de la fiabilidad de los cálculos estadísticos empleados, pues en otro caso se operaría en el vacío, abriéndose la puerta a posiciones decisionistas o basadas en la mera intuición. Como han apuntado con agudeza EPSTEIN & KING (2002, p. 37) “no importa cuán perfecto sea el diseño de la investigación, no importa cuántos datos recojamos, ni cuánto tiempo, esfuerzo y recursos materiales empleemos; nunca seremos capaces de efectuar inferencias causales con certeza”. Por ello, la toma en consideración de las enseñanzas de esas ciencias auxiliares no significa, como ya se ha dicho, que se renuncie por parte de los jueces a resolver las controversias con base a criterios jurídicos, ni tampoco ceder a una suerte de “imperialismo” economicista o estadístico. Se trata de incorporar perspectivas aportadas por otras ciencias al razonamiento jurídico, no de sustituirlo.

Una vez determinado el margen de error estadístico concreto, creo que es difícil cuestionar que nos encontramos —*ceteris paribus*— en una mejor disposición para efectuar adecuadamente el juicio de proporcionalidad que exige la jurisprudencia del TC. Para SOLOZÁBAL ECHAVARRÍA (1990, p. 145), “el principio de proporcionalidad conlleva no atribuir consecuencias desfavorables para los derechos fundamentales a las actuaciones irregulares en el proceso electoral, sino en la menor medida posible”.

A la vista de la aproximación estadística efectuada, creo que cobra aún mayor fuerza la posición prevalente que deben ostentar la “primacía de la verdad material” —STC 146/1999— y el “principio de conservación de los actos jurídicos”<sup>40</sup> —STC 169/1987— frente a las irregularidades formales de mera legalidad ordinaria. No debe olvidarse, además, que no existían dudas de que mediante los 332 votos incorrectamente remitidos a la Junta Electoral Provincial los electores afectados habían expresado inequívocamente su voluntad de votar por una formación política determinada, sin que existieran tampoco dudas sobre su identidad, dado que todos ellos habían

---

<sup>39</sup> Siempre con un límite o estándar mínimo, que me parece bien trazado por GASCÓN ABELLÁN (2005, p. 130): “[D]esde una perspectiva epistemológica cabe decir que la racionalidad exige un grado de probabilidad mínimo del que ningún orden jurisdiccional debería abdicar, a menos que estemos dispuestos a concebir la decisión probatoria como irracional. Ese grado mínimo lo constituye la probabilidad prevalente, que es el estándar de probabilidad normalmente exigido en el proceso civil”.

<sup>40</sup> Del que es expresión, en el ámbito electoral, el art. 113.3 *in fine* de la LOREG: “No obstante, la invalidez de la votación en una o varias Mesas o en una o varias Secciones no comportará nueva convocatoria electoral en las mismas cuando su resultado no altere la atribución de escaños en la circunscripción”.



remitido el certificado que acreditaba su inscripción en el censo, así como una fotocopia del pasaporte o de su DNI. No estando tampoco afectado en este caso el denominado “principio de inalterabilidad de la lista electoral”, creo que existen pocas dudas sobre la necesidad de hacer prevalecer la efectividad del derecho fundamental de participación política de las 332 personas que remitieron su voto a la Junta Electoral Provincial, proyección básica del principio de soberanía popular. Además, desde la perspectiva del (sexto) parlamentario elegido por la mayoría de los votantes —que igualmente formuló el recurso de amparo electoral de forma conjunta con la formación política a la que pertenecía—, también ha de ponderarse la vulneración de su derecho fundamental a acceder en condiciones de igualdad a las funciones y cargos públicos<sup>41</sup> (art. 23.2 CE).

Y si el peso “en abstracto” de los derechos en colisión es significativamente desigual —al ser claramente prevalente la interpretación más favorable para el ejercicio de los derechos constitucionales en juego, como consecuencia lógica de la diferente jerarquía de la norma que los protege—, la toma en consideración de los respectivos pesos “relativos” de los derechos e intereses concretos en conflicto, una vez visto el relativamente reducido margen de error estadístico —aunque, indudablemente, no sea despreciable—, de nuevo conduce a entender como adecuada la solución adoptada por el Tribunal Constitucional en la STC 105/2012<sup>42</sup>.

La escasa magnitud del indicado margen de error refuerza el acierto, desde el punto de vista del principio de la proporcionalidad, de la solución postulada por el TC, protegiéndose así también la dimensión temporal o histórica del derecho de voto expresamente contemplada por la STC 24/1990 —principio de unidad del acto electoral que se vería perturbado de acordarse la nulidad de los votos en la mesa electoral de residentes ausentes—. A la hora de efectuar este juicio de

---

<sup>41</sup> En palabras de la STC 131/1990, “decretar indebidamente la nulidad de una votación supone privar del voto a los electores afectados y, en su caso, privar a un candidato de acceder a un escaño al que pudiera tener derecho”. A *sensu contrario*, habrá que plantearse si era preciso ponderar igualmente el derecho derivado del art. 23.2 CE del sexto candidato teóricamente elegido si dichos votos se hubiesen considerado inválidos. Creo que es dudoso que ese derecho haya llegado a nacer como tal (a lo sumo, sería una expectativa) puesto que, o se computan los 332 controvertidos —en cuyo caso es otro el titular del derecho—, o se ordena la repetición de la votación en la mesa CERA —sin que exista el derecho fundamental a la asignación del escaño en base a una contabilización parcial de los votos emitidos, excluyendo incluso emitidos correctamente por los residentes ausentes, como se pretendía por FORO DE ASTURIAS—. En todo caso, de asignársele algún peso a esa expectativa en la labor de ponderación de los intereses en juego, creo que su peso quedaría neutralizado, a su vez, por la importancia del derecho de sufragio activo de los votantes de la mesa CERA, también en conflicto.

<sup>42</sup> Por lo que se refiere a la técnica de la ponderación, la STS, 1ª, 24.11.2011 explica de forma didáctica los dos pasos a seguir: “[L]a técnica de ponderación exige valorar, en primer término, el peso en abstracto de los respectivos derechos fundamentales que entran en colisión [...] la técnica de la ponderación exige valorar, en segundo término, el peso relativo de los derechos fundamentales que entran en colisión [...]”. La formulación académica más influyente de esta técnica —al menos en el mundo jurídico iberoamericano y, quizás, en Alemania, sigue siendo la de ALEXY (1989)—. Hay trabajos ulteriores sobre el tema igualmente relevantes, como el de HOFMANN (2009, pp. 149-186). En cuanto a la doctrina española, merece destacarse la aportación de DOMÈNECH PASCUAL (2009, pp. 149-186).

proporcionalidad, tampoco conviene desdeñar un análisis de los costes y beneficios de las dos soluciones posibles barajadas (repetir las elecciones en la Mesa CERA o dar por bueno el resultado inicialmente proclamado por la Junta Electoral)<sup>43</sup>. Si bien es cierto que la repetición de la votación en la mesa de electores CERA podría suponer, a primera vista, una apuesta por una mayor profundización en la búsqueda de verdad material de la voluntad electoral expresada en las urnas —con el “beneficio” social consiguiente—, creo que esta aproximación es engañosa. La repetición de la votación en esta mesa electoral implicaría, de suyo, la celebración de unas nuevas elecciones —aunque fuera de forma parcial—, con el conocimiento previo del resultado electoral en el resto de las mesas y la correspondiente asignación del resto de escaños. La primacía de la “búsqueda de la verdad material” mencionada por la jurisprudencia del Tribunal Constitucional hace referencia a las elecciones ya celebradas, y no a un hipotético posicionamiento abstracto —e inmutable— de los electores; posicionamiento electoral que, a buen seguro, se vería afectado, en mayor o menor medida, de tener que emitir, por segunda vez, su voto, con conocimiento además en este caso de su trascendental importancia, no sólo para asignar el escaño pendiente en la circunscripción occidental sino, además, para permitir la conformación de un gobierno autonómico de uno u otro signo político, en atención al virtual empate existente<sup>44</sup>. Por usar la metáfora de Heráclito, no es posible bañarse dos veces en las mismas aguas electorales, lo que ha dado lugar a la conformación del “principio de unidad del acto electoral” que enuncia la STC 24/1990.

Finalmente, la aproximación estadística realizada también sirve para objetivar el juicio de relevancia en relación a los votos impugnados; juicio que ni la Junta Electoral Central ni el TSJ de Asturias efectuaron con un mínimo de rigor, puesto que no justificaron las premisas numéricas —de existir— en base a las cuales alcanzaron sus conclusiones decisorias contrapuestas.

---

<sup>43</sup> Entiendo que debe excluirse de plano la posibilidad de abogar por la anulación de todos los votos emitidos por correo y la proclamación de resultados teniendo en consideración exclusivamente el voto presencial (postura defendida por FORO DE ASTURIAS), puesto que supondría, *de facto*, cercenar el derecho de voto de aquellos electores de la mesa CERA que remitieron su voto, correctamente, a la Oficina Consultar. La otra alternativa posible —también descartable de plano— sería decretar la nulidad de todo el proceso electoral y optar por su íntegra repetición, lo que, además de contrariar el artículo 113.3 LOREG, supondría, desde la perspectiva de los costes y beneficios, una medida totalmente desproporcionada.

<sup>44</sup> En definitiva, frente al indudable coste social (en términos económicos, política e inestabilidad transitoria—, etc.) que provocaría la repetición de la votación en la Mesa CERA, los beneficios de esta alternativa, a la vista de lo expuesto, son dudosos. Máxime cuando tampoco cabe apreciar un interés público específicamente tutelable por el hecho de que, tras la reforma legal de 2011, los votos debieran remitirse a la Oficina Consular, en vez de la Junta Electoral Provincial.

## 8. Conclusión

### 8.1. La necesidad de incorporar al análisis jurídico las aportaciones de otras disciplinas

En definitiva, si algo nos muestra la STC 105/2012 y los hechos que dieron lugar a que se dictara, es que el Derecho difícilmente puede dar solución a todas las cuestiones que se plantean en la sociedad (pos)moderna —en sentido weberiano de la expresión— con los únicos instrumentos del análisis jurídico clásico. La necesidad de incorporar las enseñanzas de otras ciencias sociales y, en particular, de la estadística o de la microeconomía, es cada vez más acuciante.

Piénsese que, en el campo del derecho penal, la valoración de las pruebas periciales de ADN —cuyo resultado se expresa en términos de probabilidad estadística—, vienen exigiendo en los últimos años de los tribunales la comprensión de nociones básicas de la ciencia estadística<sup>45</sup>. La reciente STS, 2ª, 491/2013, 31.5.2013 (RJ 2013\3995; MP: José Manuel Maza Martín) admite, con una sinceridad elogiada, que “[e]stamos ante un porcentaje de certidumbre enormemente superior del que en tantas ocasiones, por desgracia, han de valerse los Tribunales de Justicia penales para basar sus conclusiones probatorias, en orden a la identificación del autor del hecho delictivo”.

La Sala Segunda del Tribunal Supremo se ha visto obligada también en ocasiones a utilizar criterios estadísticos para validar las inferencias derivadas de tomas de muestras de estupefacientes, como en su STS, 2ª, 18.9.2009 (RJ 2009\7423; MP: Luciano Varela Castro), que rechazó la queja sobre la credibilidad conferida a la técnica de muestreo utilizada por la sala *a quo*, subrayando que las conclusiones alcanzadas habían sido corroboradas “desde la ciencia estadística”<sup>46</sup>.

Fuera de nuestras fronteras, merece la pena dejar constancia de que el Tribunal Supremo de Estados Unidos, en el caso *Utah v. Evans*, resuelto mediante sentencia dictada el 20 de junio de 2002 (536 U.S. 452. 2002), también tuvo que hacer frente a una controversia que exigía el conocimiento de unas nociones básicas de estadística para ser resuelto.

---

<sup>45</sup> Esas nociones básicas son aún más necesarias si tenemos en cuenta que, como han demostrado infinidad de estudios empíricos, las personas cometemos errores mentales sistemáticos (“sesgo cognitivo de representatividad”) en el cálculo de la probabilidad, derivados de la insensibilidad a la probabilidad previa de resultados y al tamaño de la muestra, así como de errores relativos a la aleatoriedad y en relación a la denominada “regresión a la media”. Véase MUÑOZ ARANGUREN (2011). Por lo que se refiere específicamente a la valoración de la prueba de ADN, se ha descrito en la literatura forense la recurrencia de la denominada “falacia del fiscal” o “inverse fallacy”. Véase MUÑOZ ARANGUREN (2012a, pp. 277-310). La referencia clásica sobre este sesgo cognitivo es el estudio pionero de THOMPSON & SHUMANN (1987, p. 167).

<sup>46</sup> En el mismo sentido, y ante debate idéntico, se pronuncia la STS, 2ª, 1.3.2011 (RJ 2011\2499; MP: Juan Ramón Berdugo y Gómez de la Torre), citando las directrices recomendadas por el Consejo de la Unión Europea, de 30 de marzo de 2004 que, en su apartado tercero, entre otros requisitos, exigen que el muestreo esté basado en los métodos hiper-geométrico o bayesiano con un nivel de confianza del 95% y una proporcionalidad del 50%.

En el caso examinado por el Tribunal Supremo se ponía en cuestión si la técnica de *hot deck imputation* empleada por la Administración en la elaboración del censo en el año 2000 consistía o no en una técnica de inferencia estadística. Con arreglo al sistema de *hot deck imputation* cuando la oficina del censo no disponía de los datos de una unidad familiar, a pesar de que previamente se le había remitido un cuestionario por correo y se la había visitado personalmente, se procedía al cálculo, de acuerdo con unas tablas, del número estimado de miembros que integraban dicha familia, en función de varios criterios —entre ellos, los metros cuadrados de la vivienda y la media aritmética de los miembros de las familias vecinas—.

La cuestión no era intrascendente, puesto que, con arreglo al art. 13 USC, párrafo 195, la población de EEUU debe “enumerarse” cada diez años; esto es, para el *United States Code* el censo, al ser el recuento de la población del país, impone la obligación de contar a todos sus habitantes, sin aparente recurso posible a técnicas estadísticas. Ante un Tribunal dividido casi por la mitad, el juez BREYER se vio obligado a utilizar todas sus armas de persuasión retórica para, en la opinión suscrita por la mayoría del Tribunal, concluir que el indicado sistema era un método de procesar datos, pero no de recopilarlos, de forma que no cabría calificarlo, en sentido estricto, como un método estadístico<sup>47</sup>. No obstante, la propia sentencia de la mayoría se vio obligada a reconocer que una delgada línea separaba la “técnica de la imputación” cuestionada de los métodos estadísticos al uso<sup>48</sup>. En todo caso, el largo debate entre los magistrados del que dan cuenta tanto la sentencia como los votos particulares fue eminentemente epistemológico y estadístico, siendo las consideraciones jurídicas puramente secundarias<sup>49</sup>.

Otro caso resuelto por el Tribunal Supremo norteamericano en el que la comprensión de los datos estadísticos era crucial fue *MkCleskey v. Kemp* [481, US 279 (1987)], donde otra vez por una exigua mayoría de 5-4, el TS declaró que, a pesar de haberse acreditado en el proceso, a través de una exhaustiva prueba pericial estadística (“the Baldus study”), la desproporcionada importancia que tenía la raza en la imposición por jurados de la pena de muerte en el estado de Georgia, no cabía dejar sin efecto la condena, pues de ello —siempre según la tesis de la mayoría— no se infería necesariamente que los miembros concretos del jurado que condenó a Warren McCleskey hubieran actuado siguiendo un sesgo racial discriminatorio. Años después, algunos estados como Kentucky o Carolina del Norte (*Racial Justice Act*, de 2009, derogada en 2013) aprobaron leyes que permitían expresamente la revisión de condenas a la pena capital, si se acreditaba por el reo que la raza había sido un “factor significativo” en la imposición de esa pena. El 20 de abril de 2002, un Juzgado del condado de Cumberland conmutó la pena de muerte impuesta a Marcus Raymond Robinson por la de cadena perpetua, al entender acreditado —a través de modelos estadísticos ofrecidos por expertos y de la prueba pericial de especialistas en psicología

---

<sup>47</sup> Por una exigua mayoría, el Tribunal Supremo Federal de los Estados Unidos de América resolvió que el uso de la técnica empleada no invalida el censo, al no constituir un método estadístico en sentido estricto. A pesar de los meritorios esfuerzos argumentales del ponente, al leer la sentencia uno tiene la sensación de que, por encima del debate técnico, pesó el hecho de que censar a más de 300 millones de personas es una tarea extraordinariamente compleja y que, por tanto, el recurso a técnicas como la referenciada era la solución más proporcionada a las exigencias del recuento.

<sup>48</sup> La citada sentencia —que fue objeto en su día de un breve comentario por parte de GÓMEZ LIGÜERRE (2002)—, tras un extenso debate sobre qué debe entenderse por “inferencia estadística” concluye que “[e]stas diferencias, ya sean de grado o de clase, son lo suficientemente importantes como para situar a la imputación fuera del ámbito de aplicación de la frase legal ‘el método estadístico conocido como muestreo’”.

<sup>49</sup> Lo mismo cabe decir de otro caso resuelto por el Tribunal Supremo de EEUU unos años antes en sentido contrario: *Department of Commerce et al v. United States House of Representatives et al* [525 U.S. 316 (1998)].

cognitiva— que la Fiscalía del condado, en la fecha en que se celebró el juicio (1994), descartaba sistemática y desproporcionadamente a los potenciales jurados de raza negra<sup>50</sup>.

Como afirma el profesor ALFARO<sup>51</sup>, “los académicos europeos estudian el Derecho “desde dentro”, con herramientas metodológicas propias y distintas de otras ciencias sociales, mientras que en EEUU impera una visión del Derecho desde fuera —desde la economía, la psicología, etc.—, que aprovecha los instrumentos de análisis de otras ciencias sociales que —se suponen— más avanzadas”. Si es así, el predominio actual en la Europa continental de las teorías argumentativas del Derecho y el agotamiento de la dogmática como método de análisis del Derecho (análisis textual de las normas, pensamiento sistemático, utilización de la analogía, etc.) debería reducir la resistencia a incorporar al estudio del Derecho los métodos de otras ciencias sociales, so pena de que el análisis jurídico devenga, progresivamente, en un trabajo cada vez menos atractivo intelectualmente, y de escasa utilidad social.

No debe dejar de resaltarse que la resistencia del *Civil Law* a utilizar las enseñanzas de las “ciencias duras” en el ámbito de aplicación del Derecho no se ha mostrado, en cambio, a la hora de acudir a determinadas disciplinas que forman parte de las ciencias sociales, como la historia o la filosofía<sup>52</sup>. Sirva como ejemplo la sentencia del Tribunal Constitucional alemán de 15 de febrero de 2006 (BvB 357/05), que estimó el recurso de amparo promovido por varios ciudadanos contra un precepto de la Ley de seguridad aérea 11 de enero de 2005, que facultaba a las autoridades federales para ordenar el derribo de una aeronave, cuando, a la vista de las circunstancias, pudiera concluirse que iba a ser utilizada contra la vida de los hombres, y ésta medida constituyera la única manera de salvar dicho peligro. El TC alemán concluyó que permitir el derribo de un avión con personas inocentes a bordo lesionada su dignidad como seres humanos. Usando una terminología inspirada en el segundo imperativo categórico kantiano, el tribunal sostuvo que el artículo cuestionado trataba a los pasajeros como “simples objetos” con los que proteger a otras personas. Al utilizar su muerte como un medio para salvar a otras personas, se les cosifica. Y en cuanto al recurso a la historia para decidir controversias judiciales, el “originalismo” interpretativo de algunos magistrados del actual TS de EEUU como Antonin Scalia es un elocuente exponente de su actual influencia. Para el “originalismo”, la Constitución norteamericana se debe interpretar exclusivamente teniendo en cuenta el significado que le dieron los “Padres Fundadores” en el momento de su elaboración en 1788, el que tuvo en el momento de la promulgación de la *Bill of Rights* (1781) o, a lo sumo, cuando se aprobaron las “enmiendas de la reconstrucción” (entre 1865 y 1870). No es casual que los magistrados del TS de EEUU más vinculados a esta interpretación constitucional hayan sido los que de forma más radical se hayan negado a acudir a las fuentes de derecho extranjero para resolver controversias judiciales. Esta suerte de “excepcionalismo judicial”, por utilizar la expresión de Michael IGNATIEFF, es una muestra más del carácter esencialmente regresivo del positivismo formalista.

---

<sup>50</sup> Puede accederse a la resolución judicial completa—que llama la atención por la extraordinaria exhaustividad del análisis estadístico — del en magistrado siguiente dirección <http://www.deathpenaltyinfo.org/documents/RobinsonRJAOrder.pdf>

<sup>51</sup> ALFARO (2012) “¿Por qué el análisis económico del Derecho no ha tenido (tanto) éxito en Europa?”.

<sup>52</sup> Admito que es discutible que la historia o la filosofía puedan considerarse como ciencias sociales, no siendo descartable que los juristas europeos tradicionales se hayan servido tradicionalmente de ellas porque venían a entender que, tanto el Derecho, como la historia y la filosofía, no eran ciencias sociales, sino más bien “humanidades”.

El ejemplo por excelencia es la sentencia del caso *Roper v. Simmons* [543 U.S.551 (2005)], en la que una mayoría exigua del TS norteamericano declaró la inconstitucionalidad de la aplicación de la pena de muerte ante crímenes cometidos por menores de edad basándose, entre otros argumentos, en el consenso jurídico existente sobre su carácter inaceptable en la mayoría de los países occidentales. Ese fue precisamente el argumento contestado con mayor virulencia por los magistrados “originalistas”.

## 8.2. El punto de vista constructivista

El enfoque multidisciplinar encuentra también respaldo en la concepción de la argumentación jurídica como un caso especial dentro del razonamiento práctico. Frente a quienes apuntan, como Jürgen HABERMAS (2010, p. 332), que las ponderaciones jurídicas se realizan “bien arbitrariamente o de forma irreflexiva según estándares y escalas al uso [...], pues faltan criterios racionales para ello”<sup>53</sup>, sostenemos la posibilidad de realizar juicios racionales en el ámbito del Derecho, lo que permite incorporar al análisis jurídico, con naturalidad, conceptos científicos de cuya racionalidad no puede dudarse<sup>54</sup>. Dicho de otra forma: la posibilidad de realizar juicios racionales en Derecho facilita la labor “constructivista” —a la que a continuación nos referiremos—, en la medida en que permite imbricar datos empíricos, obtenidos a través de las ciencias auxiliares, con los postulados extraídos de una ciencia normativa, como es el Derecho.

Por decirlo con la afortunada expresión de Robert ALEXI, a un Tribunal no le pedimos sólo soluciones formalmente conformes a la Ley; también le pedimos soluciones materialmente razonables. La necesidad del Derecho, como recuerda ALEXI (2005, p. 84), no significa decir adiós a la razón<sup>55</sup>. Por ese motivo, la utilización de las enseñanzas de otras ciencias en la resolución de problemas jurídicos cobra sentido y surge como una evolución lógica y progresiva en la aplicación del Derecho, dado que contribuye a elevar el listón de racionalidad de las decisiones judiciales.

Esta visión, en contraposición con el positivismo formalista, ha sido denominada “constructivista”<sup>56</sup> por nuestra mejor doctrina (XIOL RÍOS, 2013, p. 34-37) y aboga por “[l]a necesidad, al menos en los casos difíciles, de elaborar una construcción argumentativa que

---

<sup>53</sup> HABERMAS (2010).

<sup>54</sup> Ahora bien, cabe suponer que quienes critican el método de ponderación por su—supuesta— irracionalidad no afirman necesariamente la imposibilidad de realizar juicios racionales en Derecho: tal vez haya otras técnicas jurídicas distintas de la ponderación, como la subsunción, que sí sean en todo caso racionales.

<sup>55</sup> ALEXI (2005).

<sup>56</sup> El término constructivismo fue introducido por RAWLS (1996), reinterpretao determinados conceptos de la filosofía de Kant: “Mantiene que ese proceso idealizado parte de una posición original lograda tendiendo sobre los participantes un velo de la ignorancia sobre sus propios intereses. Se han buscado las raíces del constructivismo en la filosofía aristotélica (Aristóteles justifica la razón práctica) y en la filosofía de Hume (según la cual la verdad de una propuesta normativa se deduce de una evaluación llevada a cabo por los agentes a partir de compromisos contingentes y preocupaciones prácticas” [XIOL RÍOS (2013a, p. 22)].

integre como premisas jurídicas principios y valores, paradigmáticamente establecidos en la Constitución; y aplique la ley de acuerdo con la realidad social y con los instrumentos suministrados por la ciencia y la técnica<sup>57</sup>. “La información relativa al impacto del Derecho sobre la realidad social podrá ser imperfecta o fragmentaria, pero no por ello deja de ser valiosa”.

La tesis constructivista incorpora nuevos métodos jurídicos que no tienen en cuenta únicamente la forma clásica del razonamiento por subsunción, sino métodos de adecuación y de ponderación, que incluyen las referencias dialógicas obtenidas en el ámbito del proceso y de la cultura jurídica de la comunidad, incluyendo los precedentes de otros tribunales o las aportaciones de otras disciplinas si resulta oportuno. La creación y la aplicación del Derecho no es un acto de voluntad, sino que se realiza a través de la razón práctica, optando entre diversas soluciones racionales, superándose así el voluntarismo.

La resistencia a entablar ese dialogo intelectual —ya sea con otras familias del Derecho o con otras disciplinas— no suele ser, como muchas veces se dice, síntoma de pureza conceptual jurídica, sino de positivismo reduccionista. La toma en consideración de la perspectiva proporcionada por otras ciencias supone, en definitiva, una apuesta por la resolución de las controversias judiciales con arreglo al canon de la racionalidad práctica, en la mayor medida posible. Y ello se efectúa mediante un proceso dialéctico, sin despreciar aportaciones que, aunque provengan de otras disciplinas, puedan suministrar una información relevante para la mejor resolución de la controversia. Al introducir en el razonamiento jurídico elementos provenientes de otras ciencias que suministran una información objetiva, relevante para decidir el caso litigioso, se reduce la arbitrariedad judicial, como hemos podido comprobar en los epígrafes anteriores, pues la ausencia de esos datos se suple por los jueces con decisiones, en el mejor de los casos, intuitivas —muchas veces desacertadas—, cuando no abiertamente condicionadas por otro tipo de factores subjetivos menos confesables.

Creo que buena parte de los temores de la doctrina española que se niega a aceptar la perspectiva constructivista provienen del “imperialismo economicista” propugnado por el sector más radical del *Law and Economics*, que todo lo mide en términos de eficiencia. Sin embargo, manejar una mejor información para decidir un caso, a través del recurso a alguna disciplina auxiliar —o al derecho extranjero— no significa aceptar acríticamente sus resultados (o una interpretación muy concreta de los mismos). Saliendo al paso de este reproche, SUNSTEIN *et al* (2007, p. 1313) sostiene que: “Existe una confusión, aquí y en todas partes, entre aprender y obedecer —o, correlativamente, entre informar y ordenar— [...] Exigir a los tribunales que tomen en consideración informes científicos, en vez de confiar en el conocimiento anecdótico o en la sabiduría popular, reduce su discrecionalidad en el sentido de reducir su discrecionalidad para cometer errores. Esta exigencia mejora sus decisiones”. Naturalmente, el cómo se incorpore esta información al razonamiento jurídico es muy relevante. Pero esa es una discusión que excede de los márgenes de este trabajo.

---

<sup>57</sup> “Frente a la Teoría pura del Derecho de Kelsen, el Derecho se convierte en impuro, pues no solo se tiene en cuenta el razonamiento abstracto sobre el texto de la ley, sino que toman en cuenta valoraciones sobre los elementos proporcionados por otras disciplinas, que integran las llamadas premisas extra-sistemáticas y sirven también para la creación de la ley” [Xiol Ríos (2013, p. 37)].

En el ámbito del Derecho privado, la econometría, la psicología cognitiva y a la sociología empírica, pueden, por ejemplo, ayudarnos a comprender mejor el funcionamiento de los mercados o los efectos de normas jurídicas sobre los incentivos de conducta de los individuos y de las empresas.

La ya célebre STS, 1<sup>a</sup>, 9.5.2013 (Ar. 3088; MP: Rafael Gimeno-Bayón Cobos), dictada en el caso de las “cláusulas suelo” constituye, a mi juicio, un ejemplo paradigmático de lo anterior. La falta de un correcto análisis de las variables económicas —y no sólo jurídicas— en juego hace que la sentencia adolezca de varios errores de calado. Naturalmente que la controversia debía dirimirse en última instancia con base a criterios jurídicos, pero previa comprensión por parte del Tribunal de las consecuencias económicas que para las partes contratantes tenían los negocios jurídicos concertados, lo que exigía, por ejemplo, saber si, de la estructura temporal de los tipos de interés a distintos plazos que el mercado está cotizando cierto día, pueden deducirse, de forma implícita, los tipos de interés futuros que el mercado espera. Esto es, cerciorarse de que efectivamente existía una “asimetría informativa” que permitiría a las entidades financieras concertar operaciones de derivados implícitos cuyo precio explícito era muy favorable para el banco y desconocido por el cliente<sup>58</sup>.

En este área del Derecho —y estamos ante un dato objetivo—, se saben cosas que no se podían conocer en la época en la que cristalizaron (la Codificación en el siglo XIX) o surgieron (mucho antes, en su origen) las reglas e instituciones de buena parte de nuestro derecho privado [Fernando GÓMEZ POMAR (2013)]<sup>59</sup>. Pretender ponerse una “venda en los ojos” ante estas aportaciones, apelando a la autonomía del Derecho, no parece la forma intelectualmente más honesta de encarar el desafío. Si la aplicación de principios jurídicos supone la búsqueda de la realización en la práctica, en la medida de lo posible, de determinados valores, resultará de mucha utilidad observar la realidad a través de las ciencias auxiliares y verificar si las decisiones debatidas optimizarán o no —o en qué medida lo han hecho en el pasado—, en el mundo de los hechos sensibles, su satisfacción.

Pero, como hemos intentado acreditar mediante el examen de la STC 105/2012, no sólo en ese campo puede verse la necesidad de acudir al conocimiento científico extramuros del Derecho; cada vez es más evidente que tampoco en el área del Derecho público puede darse ya la espalda a esos conocimientos, si verdaderamente quiere ofrecerse una respuesta judicial rigurosa.

En concreto, en materia de derecho electoral existen determinados casos en los que, por mandato del Tribunal Constitucional, deberá determinarse por las Juntas Electorales y, en su caso, por los órganos judiciales que revisen sus decisiones, si el resultado proclamado ofrece o no un margen razonable de seguridad estadística. Hemos justificado que, cuando no se acude a la estadística de forma rigurosa, las resoluciones administrativas y judiciales tienden a ser arbitrarias,

---

<sup>58</sup> A este respecto: CONTHE GUTIERREZ (2013), “Cláusulas suelo: un borrón supremo”, *Expansión*, 17.9.2013; y LAMOTHE FERNÁNDEZ y PÉREZ SOMALO (2013), “Cláusulas suelo: un acierto supremo”, *Expansión*, 21.11.2013. También ÁLVAREZ ROYO-VILLANUEVA (2013).

<sup>59</sup> Comentario al post “Conferencia en Harvard: “Poder y dinero en las sociedades cotizadas: vuelta a los principios”, *Hay Derecho*, 23.10.2013.



enmascarando formalmente sus conclusiones apodícticas en vagas referencias inasibles. Sin perjuicio de ser inherente a toda labor de ponderación jurídica una cierta dosis de discrecionalidad, la aplicación de la ciencia estadística y la exteriorización en las resoluciones administrativas o judiciales de los cálculos efectuados contribuye, tanto a la reducción de la arbitrariedad de esas decisiones, como a permitir el control externo de su acierto.

## 9. Tabla de jurisprudencia citada

### *Tribunal Constitucional*

<b>Sala y fecha</b>	<b>Ref.</b>	<b>Magistrado Ponente</b>
STC, Pleno, 15.2.1990	RTC 1990\24	Francisco Tomás y Valiente
STC, 1ª, 19.7.1991	RTC 1991\165	Jesús Leguina Villa
STC, 1ª, 19.7.1991	RTC 1991\166	Luis López Guerra
STC, 2ª, 17.7.2003	RTC 2003\153	Elisa Pérez Vela
STC, 2ª, 18.7.2007	RTC 2007\169	Vicente Conde Martín de Hijas
STC, 1ª, 14.7.2011	RTC 2011\124	Javier Delgado Barrio
STC, 1ª, 11.5.2012	RTC 2012\105	Adela Asúa Batarrita

### *Tribunal Supremo*

<b>Sala y fecha</b>	<b>Ref.</b>	<b>Magistrado Ponente</b>
STS, 2ª, 18.9.2009	RJ 2009\7423	Luciano Varela Castro
STS, 2ª, 1.3.2011	RJ 2011\2499	Juan Ramón Berdugo y Gómez de la Torre
STS, 1ª, 30.5.2011	RJ 2011\3994	Jesús Corbal Fernández
STS, 1ª, 9.5.2013	RJ 2013\3008	Rafael Gimeno-Bayón Cobos
STS, 2ª, 31.5.2013	RJ 2013\3995	José Manuel Maza Martín

### *Tribunales Superiores de Justicia*

<b>Sala y fecha</b>	<b>Ref.</b>	<b>Magistrada Ponente</b>
TSJ Asturias, 1ª, 27.4.12	RJCA 2012\216	Olga González-Lamuño Romay

## 10. Bibliografía

Bruce ACKERMAN (2013), [“Why legal education should last for three years”](#), *The Washington Post*, 6.10.2013.

Robert ALEXEY (1989), *Teoría de la argumentación jurídica*, Centro de Estudios Constitucionales, Madrid.

---(2005), *La institucionalización de la justicia*, Comares, Granada.

Jesús ALFARO ÁGUILA-REAL (1999), *“Imperialismo económico y dogmática jurídica”*, *Revista de Derecho Mercantil*, núm. 233, pp. 925-976.

---(2007), "Los juristas —españoles— y el análisis económico del Derecho. European Contract Law and Economic Welfare: A view from Law and Economics", *InDret 1/2007* ([www.indret.com](http://www.indret.com)).

---(2012), "¿Por qué el análisis económico del Derecho no ha tenido (tanto) éxito en Europa?", *Derecho Mercantil*.

Enrique ÁLVAREZ CONDE (1991), "Los principios del derecho electoral", *Revista del Centro de Estudios Constitucionales*, núm. 9, pp. 10 y ss.

Segismundo ÁLVAREZ ROYO-VILLANUEVA (2013), "La STS 241/2013 sobre la cláusula suelo", *El Notario del Siglo XXI*, núm. 5, pp. 70-74.

José MIGUEL BERNARDO (1999), "Ley D'Hondt y elecciones catalanas", *El País*, 2.11.1999.

Salvador CARRASCO ARROYO (2005), "Aproximación a la Estadística desde las Ciencias Sociales", pp. 1-25.

Ronald H. COASE (1960), "The Problem of Social Cost", *Journal of Law and Economics*, vol. III, pp. 1-44.

---(1982), *How Should Economists Choose? (G. Warren Nutter lectures in political economy)*, American Enterprise Institute for Public Policy Research.

Manuel CONTHE GUTIÉRREZ, "Cláusulas suelo: un borrón supremo", *Expansión*, 17.9.2013.

Morris H. DEGROOT (1988), *Probabilidad y estadística*, Addison-Wesley, Méjico.

Gabriel DOMÉNECH PASCUAL (2009), "Principios jurídicos, proporcionalidad y análisis económico", en Luís ORTEGA y Susana DE LA SIERRA (Coords.), *Ponderación y derecho administrativo*, Editorial Marcial Pons.

Lee EPSTEIN & Gary KING (2002), "The Rules of Inference", *The University of Chicago Law Review*, núm. 69, pp. 1 y ss.

Marina GASCÓN ABELLÁN (2005), "Sobre la posibilidad de formular estándares de prueba objetivos", *Doxa, Cuadernos de Filosofía del Derecho*, núm. 28, pp. 127-139.

Carlos GÓMEZ LIGÜERRE (2002), "Utah v. Evans", *InDret 4/2002* ([www.indret.com](http://www.indret.com)).

Fernando GÓMEZ POMAR *et al* (2002) "La noción de daño puramente económico: una visión crítica desde el análisis económico del derecho", *InDret 4/2002* ([www.indret.com](http://www.indret.com)).

Jürgen HABERMAS (2010), *Facticidad y validez. Sobre el Derecho y el Estado democrático de derecho en términos de teoría del discurso*, Editorial Trotta, Madrid.

Oliver W. HOLMES Jr. (1897), "The path of Law", *10 Harvard Law Review* 457.

Maurice G. KENDALL & Alan STUART (1977), *The Advance Theory of Statistics. Vol I: Distribution Theory*. London and High Wycombe: Charles Griffin&Co. Ltd, Londres.

Maurice G. KENDALL, (1968), "Sobre el futuro de la Estadística. Una segunda visión", *Estadística Española*, núm. 41.

James T KLOPPENBERG (2010), *Reading Obama: Dreams, Hope, and the American Political Tradition*, Princeton University Press, Princeton.

Russell B. KOROBKIN (2011), "What Comes After Victory for Behavioral Law and Economics?". *UCLA School of Law, Law-Econ Research Paper*, núm. 10, pp. 1653-1674.

Prosper LAMOTHE FERNÁNDEZ y Miguel PÉREZ SOMALO (2013), "[Cláusulas suelo: un acierto supremo](#)", *Expansión*, 21.11.2013.

Claudio MAGRIS (2008), *La historia no ha terminado. Ética, política y laicidad*, Editorial Anagrama, Barcelona.

Arturo MUÑOZ ARANGUREN (2011), "La influencia de los sesgos cognitivos en las decisiones jurisdiccionales. El factor humano. Una aproximación", *InDret 2/2011* ([www.indret.com](http://www.indret.com)).

---(2012), "'Bodum USA, Inc. v. La Cafetière, Inc.' Tres apuntes sobre la prueba del derecho extranjero, los remedios ante el incumplimiento contractual y el concepto de efficient breach", *InDret 2/2012* ([www.indret.com](http://www.indret.com)).

---(2012a), "La valoración judicial de la prueba de ADN: estadística y verdad procesal: a propósito de la STS 607/2012, de 9 de julio de 2012", en *Revista de derecho y proceso penal*, núm. 30, pp. 277-310.

José Cándido PAZ-ARES RODRÍGUEZ (1995), "Principio de eficiencia y Derecho privado", en VV. AA. *Estudios de Derecho mercantil en homenaje al profesor Manuel Broseta*, Tirant lo Blanch, Valencia, pp. 2843-2900.

Miguel Ángel PRESNO LINERA (2012), "[El disputado sexto escaño de la circunscripción occidental](#)", *La nueva España*, 28.4.2012.

Pablo SALVADOR CODERCH (2002), "ABC de la transacción", *InDret 4/2002* ([www.indret.com](http://www.indret.com)).

Juan José SOLOZÁBAL ECHAVARRÍA (1990), "Sobre la jurisprudencia constitucional en material electoral", *Revista Española de Derecho Constitucional*, núm. 30, pp. 133-147.

Amartya SEN (2008), *Sobre ética y economía*, Editorial Alianza, Madrid.

Cass SUNSTEIN *et al* (1998), "Theories and Tropes: A reply to Posner and Kelman", *Stanford Law Review*, núm. 50, pp. 1593-1608.

---(2007), "On Learning from others", *Stanford Law Review*, núm. 59, pp. 1309 y ss.

Rodrigo TENA ARREGUI (2010), Documentos de Trabajo del Departamento de Derecho Mercantil de la *Universidad Complutense de Madrid*, 2010/30 (<http://eprints.ucm.es/11652>).

William C. THOMPSON & Edward L. SHUMANN (1987). "Interpretation of Statistical Evidence in Criminal Trials: The Prosecutor's Fallacy and the Defense Attorney's Fallacy", *Law and Human Behavior*, vol. II, núm. 3, pp. 167-187.

Laurence H. TRIBE (1989), "The curvature of constitutional space: what lawyers can learn from modern physics", *Harvard Law Review*, núm. 103, pp. 1-39.

John RALWS (1996), *El liberalismo político*, Crítica, Barcelona.

Juan Antonio XIOL RÍOS (2013), "El futuro de nuestra Administración de Justicia", *Revista General de la Abogacía*, núm. 79, pp. 34 y ss.

---(2013a), "[La protección de los derechos fundamentales en la jurisdicción ordinaria: valoración general](#)". Ponencia presentada en el XI Congreso de la Asociación de Constitucionalistas de España.