

JORDI FERRER BELTRÁN

LA VALORACIÓN  
RACIONAL  
DE LA PRUEBA

Prólogo de  
Larry Laudan

Marcial Pons  
MADRID | BARCELONA | BUENOS AIRES  
2007

La segunda observación tiene que ver con la aplicación del filtro de la relevancia a los efectos de la admisión de este tipo de pruebas. Su propio objeto (*i. e.*, otras pruebas, no los hechos del caso) hace que no cumplan el criterio de relevancia y que, por tanto, deban ser, en principio, excluidas. Una prueba cuyo objeto sea determinar la autenticidad de un documento cuyo contenido es un contrato de alquiler, no permite fundar inferencia alguna sobre el contrato mismo, sobre la verdad de los hechos a demostrar en un juicio de desahucio, por ejemplo. Lo que podrá inferirse a partir del resultado de esa prueba es la fiabilidad con la que cuente la prueba documental, que es la que permite, a su vez, realizar inferencias sobre el valor de verdad de los enunciados fácticos sobre los hechos del caso. Del mismo modo, una prueba pericial cuyo objeto sea determinar la capacidad visual de un testigo, no nos permitirá fundar inferencia alguna sobre la verdad de los enunciados sobre los hechos del caso (por ejemplo, sobre si Juan disparó a Pedro), pero sí sobre la fiabilidad de esa prueba testimonial (cuyo contenido es que el testigo vio disparar a Juan sobre Pedro).

A pesar, pues, de no cumplir las exigencias del filtro de relevancia para la admisión de la prueba, como se acaba de ver este tipo de pruebas pueden tener una importante utilidad epistemológica para la correcta toma de decisiones. Por eso conviene considerar aquí, en mi opinión, una excepción a la definición general de relevancia de la prueba. Diremos que una prueba  $P_1$  también es relevante cuando permita fundar (directa o indirectamente) inferencias sobre la fiabilidad de otra prueba  $P_2$  que, a su vez, permita realizar inferencias sobre la verdad de los enunciados fácticos a probar. Se trataría, pues, de una suerte de relevancia indirecta.

parte para las pruebas, especialmente referido al proceso penal, puede verse en FERNÁNDEZ LÓPEZ, 2005: 195-196 y 306-350. No ofreceré aquí argumentos para el debate sobre la conveniencia de que los jueces y tribunales dispongan de poderes para ordenar la práctica de pruebas no solicitadas por las partes. Sí quiero, en cambio, manifestar que al menos en lo que hace a las pruebas sobre la prueba, creo epistemológicamente muy conveniente que el juez pueda ordenarlas, a los efectos de realizar una valoración de la fiabilidad de la prueba bien fundada.

## 2.2. El momento de la valoración de la prueba

Una vez conformado el conjunto de elementos de juicio sobre cuya base deberá tomarse la decisión sobre los hechos, es el momento de valorar el apoyo empírico que esos elementos aportan individual y conjuntamente a las diversas hipótesis fácticas disponibles sobre lo ocurrido. Por supuesto, ello no quiere decir que la valoración de la prueba no se realice en absoluto hasta este momento. Se podría decir que hay una valoración *in itinere* que el juzgador realiza durante la práctica de la prueba, por ejemplo, a los efectos de determinar si es necesario ordenar (de oficio o a instancia de parte) una nueva prueba sobre la fiabilidad de una ya practicada, o una nueva prueba que verse sobre un extremo de alguna de las hipótesis en conflicto que no ha sido suficientemente acreditado. Ahora bien, como se observa, esta valoración *in itinere* tiene por objetivo detectar insuficiencias en el peso o riqueza del conjunto de elementos de juicio a los efectos de resolverlas. Otra cosa es la valoración de la prueba que se debe realizar una vez el conjunto de elementos de juicio ya ha sido cerrado. En este momento, el objetivo es determinar el grado de corroboración que éste aporte a cada una de las posibles hipótesis fácticas en conflicto<sup>57</sup>.

Pues bien, la primera observación que se impone realizar es que nunca un conjunto de elementos de juicio, por grande y relevante que éste sea, permitirá tener certezas racionales sobre la verdad de una hipótesis. No es posible obtener una conclusión general (positiva) válida o justificada a partir de casos individuales<sup>58</sup>. Estamos ante el gran problema de la justificación del razonamiento inductivo, que

<sup>57</sup> Conviene señalar, una vez más, que me centraré en este punto en los problemas planteados en la valoración de la prueba cuando ésta se realiza bajo el principio de libre valoración.

<sup>58</sup> Se podría argüir que el objeto de la prueba jurídica no son habitualmente hipótesis generales sino individuales. Se trataría entonces de la justificación del paso de casos individuales a hipótesis individuales, que tendría otro esquema, el de la abducción, y otros problemas (sobre las distintas formas de inferencia probatoria, véase GONZÁLEZ LAGIER, 2003: 36-39). No obstante, si el contenido de la hipótesis individual a probar no es tautológico con el contenido de la o las pruebas, exigirá siempre el paso intermedio por algún tipo de generalización, de modo que no se puede escapar al problema señalado en el texto (TRIBE, 1971: 1330, nota 2). En todo caso, sobre esto volveré más adelante.

vale tanto para la ciencia como para la prueba judicial. Se trata de un problema clásico ya advertido por HUME (1758: 54-57) y que podría ser formulado así: ¿Hay argumentos ampliativos que preserven el valor de verdad? La conocida respuesta de HUME es que no (al respecto, por todos, HACKING, 1975: 235 ss.; LAUDAN, 1981: 73-85; BLACK, 1984: 38 ss., y QUESADA, 1998: 215-220).

En esta constatación se han basado tradicionalmente las concepciones escépticas sobre el conocimiento general y también sobre la prueba en el derecho. Se trata de las posiciones de los que POPPER (1963: 279) denominó «verificacionistas desengañados» y TWINING (1984: 96-97) «absolutistas desilusionados», en el dominio general y en el de la prueba jurídica respectivamente. Pero estamos más bien en este caso ante una conclusión exagerada, que parte de la constatación de la imposibilidad de la certeza racional absoluta acerca del mundo para concluir que no podemos tener creencias fundadas racionalmente.<sup>59</sup> Como bien señalara el mismo POPPER (1974: 140), no es posible verificar una hipótesis, pero ello no implica que no podamos *preferir* racionalmente una hipótesis sobre otras sobre la base de la mayor corroboración de la primera.

Así las cosas, si las conclusiones a las que podemos arribar en nuestros razonamientos sobre los hechos no pueden ser ciertas, nos situamos plenamente en el espacio del razonamiento probabilístico (KAYE, 1979a: 45, nota 41; TWINING, 1990: 209; STEIN, 2005: 81, en-

<sup>59</sup> También WITTGENSTEIN fue muy contundente contra este tipo de razonamiento escéptico sobre la inducción: «A quien dijera que por medio de datos sobre el pasado no se le puede convencer de que algo va a ocurrir en el futuro —a ése yo no lo entendería. Se le podría preguntar: ¿Qué quieres oír? ¿Qué clase de datos serían para ti razones para creer eso? ¿A qué llamas tú "convencerse"? ¿Qué tipo de convicción esperas tú? —Si éstas no son razones, entonces ¿cuáles lo son? —Si dices que esas no son razones, entonces debes ser capaz de indicar qué cosa debería ser el caso para que pudiéramos decir justificadamente que existen razones para nuestra suposición. Pues nótese bien: las razones no son en este caso proposiciones de las que se siga lógicamente lo creído. Pero no se trata de que se pueda decir: para el creer basta menos que para el saber. Pues aquí no se trata de una aproximación a la inferencia lógica» (WITTGENSTEIN, 1953: sección 481. La cursiva es del autor). Una reflexión parecida podemos encontrar en STRAWSON (1952: 257), quien considera que la pregunta por el fundamento del razonamiento inductivo, que no puede ser de otro tipo que inductivo también, es un sinsentido del mismo tipo que preguntar, ¿es la ley legal?

tre otros muchos)<sup>60</sup>. Al decir de Max BLACK (1984: 88), «cualquiera que aspire a la racionalidad debe guiarse ante la incertidumbre por probabilidades»<sup>61</sup>.

## 2.2.1. *Conceptos de probabilidad*

Decir, no obstante, que estamos en el campo del razonamiento probabilístico es seguramente decir muy poco porque se usan en la literatura muchas nociones de probabilidad y, seguramente, no hay entre ellas más que un aire de familia, puesto que no comparten un mínimo común denominador<sup>62</sup>. En lo que sigue presentaré de un modo rudimentario una clasificación muy básica de los conceptos (o concepciones, si se prefiere) de la probabilidad a los efectos de la discusión que importa a este epígrafe: la metodología de la valoración de la prueba.

<sup>60</sup> Algo que, en principio, niega expresamente POPPER (1935: apéndice IX, 367) por razones que sefán analizadas más adelante.

<sup>61</sup> Es curioso advertir que el ámbito de la prueba jurídica fue siempre ejemplo para los estudiosos de la probabilidad. Más aún, «todos los padres fundadores de la teoría de la probabilidad fueron juristas profesionales (FERMAT, HUYGENS, DE WITT, LEIBNIZ), o por lo menos hijos de juristas (CARDANO, PASCAL), de modo que tuvieron contacto con, al menos, los conceptos más generales del razonamiento jurídico» (FRANKLIN, 2001: 350).

<sup>62</sup> MACKIE (1973: 154) considera que «el concepto de probabilidad es extraordinariamente escurridizo y enigmático». En cambio, BLACK (1984: 103-104) considera que no hay una disparidad de conceptos de probabilidad, sino más bien diferentes vías de verificación de afirmaciones de probabilidad. En una línea afín, COHEN, L. J. (1977: 13 ss.), sostiene que si hay un elemento común a todos los usos de la probabilidad, que es-taría vinculado con la demostrabilidad, como la bondad inferencial. De este modo, a distintos tipos de inferencia pueden serles de utilidad distintas concepciones de la probabilidad, no excluyéndose, por tanto entre ellas.

A partir de ahí, las diferentes concepciones de la probabilidad serían modos de interpretar los enunciados probabilísticos. Y sería posible también, como pretendió POPPER (1938: 275 ss.), elaborar una sintaxis de la probabilidad neutral a sus distintas interpretaciones. En cualquier caso, siendo esta discusión de gran importancia teórica, no es central para el análisis que ocupa este libro, por lo que no me detendré en ella. Por ello, creo que lo que sigue puede mantenerse con independencia de si estamos ante distintos conceptos de probabilidad o distintas interpretaciones de los enunciados probabilísticos.

En la línea de lo planteado por COHEN, en las páginas que siguen se analizará qué concepción de la probabilidad es adecuada para dar cuenta del razonamiento probatorio en el derecho, sin que ello signifique que las otras concepciones sufran algún tipo de déficit: simplemente no son de aplicación al problema analizado.

Aunque pueden encontrarse clasificaciones muy variadas de los conceptos de probabilidad<sup>63</sup>, que obedecen también a finalidades diversas, creo que puede bastar para nuestro propósito con la distinción (quizás la gran división) entre probabilidades de eventos o sucesos y probabilidades de proposiciones, haciendo una ulterior y elemental división en este último caso, entre probabilidad lógica o inductiva y probabilidad subjetiva.

De forma general, puede decirse que la probabilidad aplicada a sucesos o eventos mide la frecuencia con la que un evento se produce en una sucesión dada de acontecimientos, tendencialmente infinita. Estamos aquí ante la probabilidad frecuentista o estadística, que da origen a los cálculos matemáticos de la probabilidad (que luego serán aplicados a la probabilidad subjetiva o «personal»). Por otra parte, es ésta una noción objetiva de probabilidad, puesto que mide el número de posibilidades de que un suceso ocurra comparado con el número de posibilidades de que no ocurra (HACKING, 1975: 161) y no los estados mentales subjetivos de sujeto alguno. Cuando decimos que la probabilidad de que salga cara si lanzamos una moneda equilibrada al aire es de  $\frac{1}{2}$ , lo que estamos diciendo es que si el número de tiradas se repite indefinidamente, la proporción entre el número de caras y el número de cruces será, a la larga, tendencialmente de  $\frac{1}{2}$ .

En cambio, la probabilidad aplicada a proposiciones mide, de forma general, nuestro grado de conocimiento del mundo. Se trata en este caso de una noción epistemológica de la probabilidad, que grada las posibilidades de que una determinada proposición sea verdadera. Ahora bien, en esta línea de pensamiento, se pueden registrar dos grandes corrientes de pensamiento, o modos de concebir la probabilidad. Teniendo como precursores a KEYNES (1921) y a JEFFREYS (1939) —y como continuador destacado a CARNAP (1950)—,

<sup>63</sup> KAYE (1988: 3-5) distingue hasta siete tipos de probabilidad, aunque, como él mismo reconoce extrañamente, no es una clasificación exhaustiva ni excluyente. Otras clasificaciones, entre las muchas existentes, pueden verse también en BARNETT (1973: 64-95), MACKIE (1973: 154-188) y GOOD (1983: 70-71). La clasificación que se presenta en el texto corresponde básicamente a la elaborada por SAVAGE (1954), aunque él denominaba probabilidad objetiva a la estadística, personalista a la subjetiva y necesaria a la lógica.

se desarrolló la noción de probabilidad lógica o inductiva, para la que la probabilidad que un elemento de juicio aporta a una hipótesis es una relación lógica entre dos proposiciones (*i. e.*, el grado en que una proposición implica a la otra). La tesis central de la lógica inductiva es que la relación de confirmación inductiva es una relación lógica. La diferencia entre la lógica deductiva y la inductiva, para CARNAP, es sólo que la confirmación inductiva es una implicación lógica parcial y, por tanto, gradual. El grado en que *e* confirma *h* no depende, de este modo, de información empírica alguna sino del contenido lingüístico de *e* y *h*. Obviamente, necesitamos información empírica para saber si *e* ocurre en el mundo, pero una vez esto determinado, el paso de *e* a *h* depende sólo de reglas lingüísticas (DIEZ-MOULINES, 1997: 408). Dicho en la terminología de mundos posibles, si *A* es consecuencia lógica estricta de *B*, resultará que «*A* y *B*» es verdadera en todos los mundos posibles en que *B* es verdadera. Si, en cambio, *A* es contradictoria con *B*, «*A* y *B*» será falsa en todos los mundos posibles en que *B* es verdadera. Finalmente, si *A* no es consecuencia lógica de *B* ni contradictoria con ella, entonces «*A* y *B*» será verdadera únicamente en algunos mundos posibles en lo que *B* sea verdadera. Ahora, «si disponemos de una función de medida para los mundos posibles, podremos tomar la relación entre la medida de los mundos lógicamente posibles en los que *A* & *B* es verdadera y la medida de los mundos posibles en los que *B* es verdadera como la medida del grado en que *A* es consecuencia lógica de *B* y definir de este modo la probabilidad de *A* dado *B*» (COHEN, L. J., 1989b: 76). CARNAP pensaba que todos los enunciados probabilísticos siguen el modelo pascaliano y admiten el cálculo numérico de probabilidades<sup>64</sup>. En cambio, KEYNES sostenía que muchas probabilidades no se pueden medir en sentido estricto, sino sólo comparar con otras. Esto, como veremos, será importante más adelante.

Un segundo modo de concebir las probabilidades aplicadas a proposiciones es el que se ha seguido por las concepciones subjetivistas, o de la probabilidad subjetiva. Para este modo de análisis, la probabilidad que un sujeto asigna a una proposición es una medida del

<sup>64</sup> Para una presentación crítica de los problemas vinculados a las tesis de CARNAP véase, por todos, COHEN, L. J., 1989b: 120 ss.

grado de creencia racional de esa persona en la verdad de la proposición dado cierto elemento de juicio. Los orígenes modernos de esta concepción de la probabilidad se pueden situar en RAMSEY (1931) y SAVAGE (1954). RAMSEY presentó de forma precursora por DE FINETTI (1937) posición en términos de disposición a actuar sobre la base de ella. El modo más común de plantear esta idea es a través de la disposición a apostar por su verdad. Ahora bien, está claro que una persona puede realizar apuestas irracionales aisladamente o en conjunto, de manera que cualquier cosa que suceda salga perdiendo (caso de la denominada «apuesta holandesa»). El propio RAMSEY definió el sistema de creencias de un sujeto como racional si, y sólo si, no puede ser víctima de una apuesta holandesa. Y posteriormente DE FINETTI mostró que un sistema de creencias tal, que denominó coherente, satisface las leyes del cálculo matemático de probabilidades. Volveré más adelante sobre esta concepción, porque mediante el uso del denominado teorema de BAYES, ha tenido y sigue teniendo una amplísima literatura que la aplica al razonamiento probatorio en el derecho.

## 2.2.2. *El razonamiento probatorio en el momento de la valoración de la prueba*

Antes de analizar la aplicabilidad de las distintas concepciones de la probabilidad al razonamiento probatorio, conviene recordar la utilidad que se está buscando. Unas páginas atrás, se inició el análisis de algunas de las principales concepciones de la probabilidad a los efectos de dar cuenta del tipo de razonamiento que deben realizar los jueces en la valoración de la prueba. El punto de atención ahora quedará situado en determinar si alguna de esas concepciones es capaz de cumplir ese cometido. Se trata, enténdase bien, de encontrar una metodología (probabilística) que sea capaz de ofrecer los instrumentos para la valoración del apoyo que las pruebas o elementos de juicio incorporados al proceso aportan a las hipótesis fácticas sobre lo ocurrido. Es posible que algunas de las concepciones tengan una aplicación parcial u ocasional, como se verá enseguida en el caso de la probabilidad frecuentista o estadística. Pero lo que interesa en-

ELEMENTOS PARA UNA DECISIÓN RACIONAL SOBRE LA PRUEBA 97

contrar es un esquema de razonamiento que dé cuenta de la estructura general del razonamiento probatorio en el momento de la valoración de la prueba.<sup>65</sup>

Por otro lado, conviene aquí de nuevo recordar que el objetivo institucional de la prueba en el proceso judicial es la averiguación de la verdad. Ese objetivo es ahora de gran importancia porque determina el tipo de estudio que se está realizando. En efecto, no se trata de encontrar un esquema de razonamiento que dé cuenta de cómo efectivamente razonan los jueces y tribunales que deciden sobre los hechos (con independencia de si son togados o legos)<sup>66</sup>, sino más bien una metodología de valoración de la prueba que sea la más adecuada para conseguir el objetivo declarado de la averiguación de la verdad a partir de los elementos de juicio disponibles en el proceso. Esa metodología o esquema de razonamiento nos permitirá después, por otro lado, ejercer el control sobre las decisiones adoptadas en materia de prueba por los tribunales.<sup>67</sup>

<sup>65</sup> SCHUM (1986: 826 ss.) distingue cinco grandes «escuelas» del razonamiento probatorio: 1) la escuela de PASCAL/BAYES de la probabilidad y la incertidumbre, 2) la escuela BACON/MILL/COHEN de la probabilidad inductiva, 3) la escuela SHAFFER/DEMPSTER de las creencias no aditivas, 4) la escuela de ZADEN de la probabilidad y la inferencia fuzzy y 5) la escuela escandinava del valor probatorio. La tesis de SCHUM es que ninguna de ellas es capaz de dar cuenta de modo general del razonamiento probatorio, siendo cada una de ellas adecuada para algunos de los tipos de inferencia probatoria que componen ese razonamiento (SCHUM, 1986: 874-876. En el mismo sentido, TILLERS, 1986: 425-426 y 434). Como se verá más adelante, considero que la probabilidad inductiva en la forma que la presenta L. J. COHEN es la más adecuada para nuestros fines.

<sup>66</sup> Si el discurso pretendiera ser descriptivo de cómo razonan los jueces, tribunales o jurados en materia de hechos, encontraría como señala SCHUM (1986: 837) graves dificultades, por cuanto en muchas ocasiones ese razonamiento se produce detrás de una «cortina cerrada», de forma cerrada al público, cuando no se produce simplemente en la mente del juez individual. Otra cosa es si se pretendiera dar cuenta del razonamiento que se expresa en las motivaciones de las resoluciones judiciales. En ese caso, la dificultad puede ser debida a la falta de objeto de estudio, por cuanto es conocido, por ejemplo, que los jurados no motivan a menudo sus decisiones sobre los hechos y que en muchas ocasiones los jueces togados lo hacen de forma parca e insuficiente. En todo caso, no es descriptivo el estatuto del discurso que sigue.

<sup>67</sup> Ello es así, suele decirse, gracias al aspecto normativo de los modelos de valoración de la prueba, que funcionan como directivas para el juzgador que debe realizar la valoración. Ahora bien, si de lo que se trata es de determinar qué modelo de valoración de la prueba es más adecuado para cumplir la finalidad de la averiguación de la verdad en el proceso judicial, quizás podrían verse sus indicaciones como reglas técnicas que indican los modos a seguir para conseguir ese objetivo.

### 2.2.2.1. La probabilidad estadística de la hipótesis como modelo de razonamiento probatorio

La mayoría de los teóricos de la prueba en el contexto del proceso judicial consideran muy claramente que la probabilidad frecuentista o estadística no es adecuada para dar cuenta del razonamiento probatorio en el derecho porque no dice nada acerca de lo que importa de forma general al proceso: los hechos individuales (KAYE, 1988: 3-4; también COHEN-NAGEL, 1934: vol. I, 197; BLACK, 1984: 134; COHEN, L. J., 1989b: 48-49, TARUFFO, 1992: 197; STEIN, 2005: 67, 76, entre otros muchos). La probabilidad estadística nos informa únicamente de frecuencias relativas en que se da un tipo de eventos en una sucesión dada. Pero, de forma general, en el proceso no importa determinar la frecuencia con la que los hombres solteros mayores de 60 años, con título universitario y jubilados, matan a sus hermanas, sino si Juan ha matado a su hermana (lo que, aunque sea soltero, mayor de 60 años, con título universitario y jubilado, es independiente de aquella frecuencia).

En los años setenta fueron propuestos dos ejemplos para mostrar esta inadecuación, que han sido discutidos ampliamente en la literatura hasta el día de hoy. Los presentaré someramente.

El primer ejemplo se debe a TRIBE (1971: 1340-1341), quien reformula parcialmente un caso real resuelto por la Corte Suprema del Estado de Massachusetts, en Estados Unidos.<sup>68</sup> En la amplísima discusión que le ha seguido se ha conocido como el caso de los autobuses azules y ha sido más o menos reformulado como sigue<sup>69</sup>: la Sra. Smith circulaba conduciendo por la noche en una carretera solitaria y fue arrollada por un autobús, que se dio a la fuga. La Sra. Smith sólo pudo ver que el autobús era azul. En el proceso se pudo probar que el 80 por 100 de los autobuses azules que operaban en la zona pertenecían a la Compañía de Autobuses Azules, mientras que el 20 por 100 restante pertenecía a la Compañía de Autobuses Ro-

<sup>68</sup> Se trata de *Smith v. Rapit Transit, Inc.*, 317 Mass. 469, 470, 58 M.E.2d 754, 755 (1945).

<sup>69</sup> Entre otros muchos, puede verse POSNER, 1977: 430 ss.; SAKS-KIDD, 1980; NES-SON, 1985; COHEN, N.B., 1985; SHAVIRO, 1989; ALLEN, 1991; CALLEN, 1991; SCHAUER, 2003: 79-107.

### ELEMENTOS PARA UNA DECISIÓN RACIONAL SOBRE LA PRUEBA

jos, no habiendo más autobuses que operaran en la zona. De este modo, la probabilidad estadística de que un autobús azul perteneciera a la Compañía de Autobuses Azules era del 0,8. ¿A falta de cualquier otro tipo de prueba identificativa del concreto autobús que produjo el accidente, bastaría esta prueba estadística para condenar a la Compañía de Autobuses Azules por los daños causados a la Sra. Smith y a su vehículo?

El segundo ejemplo se debe a L. J. COHEN (1977: 75) y se ha conocido como la paradoja del colado o del intruso (*the paradox of the gatecrasher*): supongamos que se celebra un rodeo y que los organizadores venden las entradas en el acceso al lugar del espectáculo. No se imprimen tickets, de manera que al pagar la entrada se franquea el acceso de la persona. Los organizadores venden 499 entradas, pero, una vez iniciado el espectáculo pueden determinar, por la ocupación de las sillas, que han entrado 1.000 personas, de manera que 501 de ellas han conseguido entrar sin pagar. De este modo, la probabilidad de que uno de los espectadores no haya pagado la entrada es de 0,501 (y su complementaria —que la haya pagado— es de 0,499<sup>70</sup>). Dado que no hay más pruebas disponibles, ¿pueden los organizadores ganar un proceso civil contra uno de los espectadores exigiendo el pago de la entrada? Si la prueba estadística puede fundar el razonamiento probatorio general, parecería que la respuesta debe ser positiva, teniendo en cuenta que en el proceso civil sería de aplicación el estándar de prueba que los anglosajones llaman preponderancia de la prueba<sup>71</sup>. Ahora bien, paradójicamente, el mismo razonamiento sería aplicable a los 1.000 espectadores, de forma que los organizadores del rodeo podrían ganar todos los casos si presentaran demandas judiciales independientes contra todos los espectadores, obteniendo el resarcimiento de la entrada de todos ellos, a pesar de que se pagaron 499 entradas. Esta absurda consecuencia mostraría, según COHEN, que no puede basarse el razonamiento probatorio en la probabilidad es-

<sup>70</sup> Por efecto del denominado principio de la negación o de complementariedad. En la notación de la probabilidad matemática, 1 representa la certeza y 0 la imposibilidad. Entre 0 y 1 se sitúan las medidas de la probabilidad. Pues bien, el principio de la negación establece que  $Pr(\neg p)$  es igual a  $1 - Pr(p)$ , o, si se prefiere, que  $Pr(p) + Pr(\neg p) = 1$ , de forma que ambas probabilidades son siempre complementarias.

<sup>71</sup> Según el cual, en su formulación probabilística numérica, una hipótesis está probada si supera la probabilidad del 0,5.

tadística. También este ejemplo ha sido objeto de una amplísima discusión, desde distintas perspectivas, en la literatura anglosajona.<sup>72</sup> Aquí me limitaré, no obstante a algunos, pocos, argumentos que tienen especial relevancia para el objeto de este trabajo.

Aunque puede predicirse que un caso que reprodujera realmente los parámetros de los ejemplos hipotéticos mencionados tendría un veredicto contrario a los actores (la Sra. Smith y los organizadores del rodeo) por falta de prueba<sup>73</sup>, conviene analizar algunos argumentos contrarios a esta solución para entender mejor en qué consiste esa falta de prueba, así como el espacio disponible para la prueba estadística en el razonamiento probatorio.

*El argumento de la minimización de los errores.* ALLEN (1986: 50) ha formulado este argumento de un modo bastante persuasivo (también BRILMAYER, 1986: 676). El punto de partida es la asunción de que debemos tomar como objetivo de la prueba la averiguación de la verdad. La aplicación del derecho será correcta si se impone la consecuencia jurídica prevista a los casos en que se han producido efectivamente las circunstancias antecedentes previstas por las normas. Por ello, el objetivo epistemológico de la prueba tiene que ser el de minimizar el número de errores en la declaración de hechos probados (esto es, el disenso entre lo que se declara probado en el proceso y lo que realmente ha ocurrido). Ahora bien, si se rechazan las pretensiones del actor en el caso del rodeo, por ejemplo, se producirían más errores que aciertos (exactamente 501 errores contra 499 aciertos). En cambio, la condena de los demandados considerando suficiente la prueba presentada daría lugar a más aciertos que errores (501 aciertos y 499 errores). Siendo así, el objetivo epistemológico de la minimización de los errores parece indicar, contra lo que podría suponerse, que la prueba estadística debe admitirse y, es más, considerarse como suficiente<sup>74</sup>. En el caso de los autobuses azu-

<sup>72</sup> Véase, entre otros muchos, WILLIAMS, 1979; KAVE, 1979b y 1981; EGGLSTON, 1980; COHEN, L. J., 1980; ALLEN, 1986; FIENBERG, 1986; LEMPERT, 1986; SHAVIRO, 1989; SCHAUER, 2003: 84 ss.

<sup>73</sup> NESSON (1985: 1357 y 1379) ha conjeturado que serían objeto en el derecho estadounidense de un *direct verdict*, de modo que el juez ni siquiera admitiría que el caso llegase ante el jurado.

<sup>74</sup> KAVE (1979a: 40), sin discutir la base del argumento, ha advertido que considerar la sola prueba estadística como insuficiente podría incentivar que las partes produzcan

les, la situación parece aún más clara, puesto que la probabilidad de que el autobús causante del accidente pertenezca a la Compañía de Autobuses Azules parecería ser del 0,8. De modo que si se condenara a esa compañía a resarcir los daños del accidente se acertaría en el 80 por 100 de los casos y se erraría sólo en el 20 por 100.

El argumento de la minimización de errores parece epistemológicamente fundado. Pero no debemos dejarnos llevar por una impresión superficial y conviene analizar algo más sus presupuestos.

La epistemología no está interesada simplemente en la reducción de errores y el derecho tampoco. La justificación de una decisión sobre los hechos tiene una doble cara (o hay dos tipos de justificaciones, si se prefiere): una material y una procedimental. Desde el primer punto de vista, podemos decir que una decisión está justificada si la proposición que se declara probada es verdadera. En el sentido procedimental, en cambio, la decisión está justificada si la hipótesis que se declara probada tiene suficiente apoyo en los elementos de juicio disponibles (FERRER, 2002: 98-100). Puede distinguirse también sobre esta base entre la verdad y la validez de la decisión adoptada. Pues bien, tanto al derecho como a la epistemología general no le interesa el acierto por casualidad. Una decisión judicial no está justificada si, aunque declare probada la hipótesis verdadera, lo hace por casualidad (porque no dispone de corroboración suficiente). Siendo así, el argumento de ALLEN sería epistemológicamente adecuado si la decisión de declarar probado que el causante del accidente de la Sra. Smith fue un autobús de la Compañía de Autobuses Azules resultara verdadera y suficientemente corroborada por los elementos de juicio disponibles.

Para que esa condición se cumpla, es necesario que se pueda transferir desde la probabilidad frecuentista —aplicada a eventos— a la probabilidad de proposiciones. De «el 80 por 100 de los autobuses azules de la zona son propiedad de la Compañía de Autobuses Azu-

otras pruebas adicionales, de modo que esta estrategia produzca una minimización de los errores. Otros autores han rechazado este argumento sobre la base de que no se toma a cada individuo como un fin en sí mismo, o sobre consideraciones de eficiencia, etc. No discutiré estos y otros contra-argumentos sino más bien el fundamento epistemológico de la tesis de ALLEN.

les» (probabilidad frecuentista) debe poderse pasar a «la probabilidad de que sea verdadera la proposición “el autobús azul causante del accidente de la Sra. Smith es propiedad de la Compañía de Autobuses Azules” es del 0,8» (probabilidad aplicada a proposiciones). Los teóricos de la probabilidad subjetiva han sostenido habitualmente que esa inferencia es posible, utilizando la probabilidad estadística como probabilidad a priori de su razonamiento.<sup>75</sup> Ahora bien, puedo adelantar ya que, por razones en buena parte independientes de los problemas analizados hasta el momento, tampoco creo que el cálculo de probabilidades subjetivas sea el método adecuado para dar cuenta del razonamiento probatorio. Por ello, aunque fuera posible pasar de la probabilidad estadística a la subjetiva, cosa que no voy a entrar a discutir aquí, ello no representaría un paso adelante para la labor que me ocupa. El nudo que hay que desatar responde, en realidad, a la pregunta de si es posible pasar de la probabilidad estadística o frecuentista a la probabilidad inductiva o lógica de una hipótesis fáctica sobre un hecho individual<sup>76</sup>. Y la respuesta no puede ser otra que negativa por las razones ya expuestas sobre sus ámbitos de aplicación: la probabilidad estadística no dice nada acerca de los hechos individuales sino únicamente de las frecuencias.<sup>77</sup>

En efecto, aunque en ocasiones usamos expresiones del tipo «la probabilidad de que salga cara en el próximo lanzamiento de la moneda es de 0,5», ésta no es una probabilidad sobre ese concreto próximo lanzamiento, sino sólo una forma elíptica de decir que en una serie indefinida de lanzamientos la frecuencia con que sale cara tiende a ser de 1/2 (KEYNES, 1921: 94). Veamos el caso de los autobuses azules. Podemos disponer de la probabilidad estadística de que un autobús azul cualquiera de la zona del accidente de la Sra. Smith sea

<sup>75</sup> TRIBE, 1971: 1347-1348; ALLEN, 1986: 414 y 420-421. Un buen ejemplo de ello es una variante del caso de los autobuses azules: el caso de los taxis azules, presentado por TYBERSKY-AHNEMAN (1974). Al respecto véase también HACKING, 2001: 72-73.

<sup>76</sup> Más concretamente aún, a la probabilidad inductiva en su versión baconiana, que no admite el cálculo matemático.

<sup>77</sup> Puede decirse también de otra manera: a la probabilidad estadística, por definición aleatoria, debe añadirse la dimensión del peso, que mide el grado en que las pruebas disponibles permiten inferir las hipótesis fácticas del caso individual. Por ello, la probabilidad estadística puede entrar en el razonamiento en forma de prueba, pero no es suficiente para probar un hecho individual (STEIN, 2005: 70, 84-85; También COHEN, L. J., 1985: 265-266).

propiedad de la Compañía de Autobuses Azules: 0,8. Ahora bien, ¿cuál es la probabilidad de que un autobús azul que *sufra* un accidente sea de la Compañía de Autobuses Azules? ¿Es también 0,8? Si lo fuera, en todo caso, sería una casualidad puesto que ambas probabilidades no miden lo mismo. Puede suceder perfectamente que las dos compañías que operan en la zona no tengan los mismos cuidados de mantenimiento de sus vehículos, por ejemplo. Y ésta será una variable relevante para la segunda probabilidad, pero no para la primera. ¿Cuál es la probabilidad de que un concreto autobús azul sufra un accidente? Eso, de nuevo, depende de otras variables: años de antigüedad, ruta que realiza, pericia del conductor y tipo de conducción, etc. Finalmente, ¿cuál es la probabilidad de que un concreto autobús azul haya sido el causante de un concreto accidente? Pues resulta que la respuesta a esta pregunta no depende en absoluto de las demás sino del nivel de corroboración de la hipótesis fáctica individual, cosa que a su vez depende de la resistencia de la hipótesis a los controles o test a los que es sometida, sobre la base de las variables relevantes del caso.<sup>78</sup>

*El argumento del valor esperado de la decisión.* SCHAUER ha sostenido (2003: 87 ss.) que la paradoja del colado o el caso de los

<sup>78</sup> Por otro lado, aun si se aceptara la posibilidad de fundar decisiones sobre hechos individuales en probabilidades estadísticas, queda un grave problema por resolver: el de la clase de referencia sobre la que establecer las frecuencias relativas. El propio ALLEN ha presentado este problema recientemente para mostrar las dificultades de la aplicación de modelos matemáticos de probabilidad. Supongamos que la Compañía de Autobuses Azules es propietaria del 75 por 100 de autobuses de la ciudad en que se produjo el accidente y la Compañía de Autobuses Rojos del 25 por 100 restante. Pero puede suceder que en el barrio concreto en que se produjo el accidente, la proporción sea exactamente la inversa. Y otra también la de los autobuses que transitan por la calle por la que circulaba la Sra. Smith, etc. ¿Cuál es la clase de referencia adecuada sobre la que debería mos establecer las frecuencias relativas? Parece que la respuesta podría ser que debe tomarse la clase de los eventos más cercana a las propiedades del hecho individual, pero esto sólo se puede hacer abandonando la probabilidad estadística y usando pruebas individualizadas sobre el hecho individual en cuestión (ALLEN-PARDO, 2007a: 109-110; 113; también PARDO, 2005: 374-383). Sobre el problema de la clase de referencia, puede verse el volumen monográfico del *International Journal of Evidence and Proof*, 11, 2007, que incluye artículos de ROBERTS (2007), PARDO (2007), NANCE (2007), COLYVAN-REGAN (2007), RHEE (2007), LAUDAN (2007a) y ALLEN-PARDO (2007b). Por otro lado, es muy ilustrativo observar la extraordinaria similitud de este argumento con el que usó por primera vez LYONS (1965: caps. III y IV) para mostrar que el utilitarismo de reglas colapsa en el utilitarismo de actos.



autobuses azules no producen en absoluto perplejidad en los estadísticos, porque están acostumbrados a trabajar sobre la base del principio del valor esperado<sup>79</sup>:

Si hay una probabilidad del 0,51 de que cualquier espectador haya entrado fraudulentamente y si el precio de la entrada es de un dólar, entonces el estadístico imagina una fácil solución: los organizadores del rodeo deberían cobrar 51 céntimos a cada uno de los 1.000 espectadores. De esta manera, los organizadores del rodeo cobrarían sólo su justa proporción de la recaudación y cada espectador sería responsable sólo en la medida de la verosimilitud de que haya entrado sin pagar la entrada. Y lo mismo es aplicable al problema de los autobuses azules (SCHAUER, 2003: 88-89).

El derecho, como el propio SCHAUER (2003: 89) reconoce, no se basa normalmente en el principio del valor esperado, sino que establece soluciones a todo-o-nada. O bien se considera probada la imputación del autobús de la Compañía de Autobuses Azules en el accidente de la Sra. Smith y ésta es indemnizada por el 100 por 100 de los daños, o bien no se considera probada y la Sra. Smith no percibe nada. SCHAUER no discute que ésta sea una buena solución para los procesos penales, pero sostiene que en los procesos civiles, la solución de acuerdo con el principio del valor esperado de la decisión sería mejor, puesto que repartiría más adecuadamente el riesgo de error entre los actores y demandados. Está presupuesto en este argumento que en el proceso civil es importante para el derecho la minimización de los errores, pero es indiferente su distribución entre las partes. Por eso, el estándar de prueba del proceso civil se situaría en la superación de la probabilidad 0,5.

No me resulta claro si SCHAUER propone una modificación del derecho vigente, de modo que el legislador prescriba consecuencias

<sup>79</sup> Según este principio, el valor esperado de un resultado incierto es igual a la multiplicación del valor de las consecuencias de ese resultado por la probabilidad de que esas consecuencias tengan lugar. Así, si alguien tiene que tomar una decisión acerca de su participación en uno de dos concursos, puede realizar un cálculo de este tipo: si tiene un 0,2 de probabilidades de ganar el concurso, cuya consecuencia directa es un premio de 100.000 euros, entonces el valor esperado de la decisión de participar en ese concurso es de 20.000. Por el contrario, si ese mismo sujeto tiene un 0,7 de probabilidades de ganar el concurso, cuya consecuencia directa es un premio de 30.000 euros, el valor esperado de la decisión de participar en ese concurso es de 21.000.

jurídicas de acuerdo con el principio del valor esperado, abandonando las soluciones todo-o-nada, o bien si propone la adopción de estas soluciones por parte de los tribunales. En este último caso, el problema sería, como espero haber mostrado respecto del argumento de la minimización de errores, que la decisión judicial resultaría injustificada. En efecto, tanto si los espectadores del rodeo son condenados a pagar el total de la entrada como si lo son sólo a pagar el 51 por 100, el caso es que la decisión que considera probada la hipótesis de que el espectador X no pagó la entrada sobre la base de la sola prueba estadística es una decisión injustificada procedimentalmente: no se sostiene en las pruebas disponibles.

En cambio, si la propuesta de SCHAUER es de *lege ferenda*, los argumentos a debatir son absolutamente otros. Ahora ya no es una cuestión de prueba sino de regulación jurídica. Lo que se propondría es que el legislador modifique el derecho de daños de forma que se atribuya la responsabilidad extrac contractual de acuerdo con el principio del valor esperado. Esta propuesta, no obstante, no resuelve sino que disuelve los problemas planteados por el caso de los autobuses azules y la paradoja del colado.

Vale la pena advertir que en este último supuesto, se ha producido un cambio lingüístico sutil pero de gran importancia conceptual: ya no nos enfrentamos a la probabilidad de una hipótesis sino a una hipótesis probabilística. El problema no es ya determinar la probabilidad de que una hipótesis sea verdadera sino que el contenido de la hipótesis misma es una probabilidad (TRIBE: 1971: 1338).<sup>80</sup> Supongamos, por ejemplo, que el legislador prevea para determinados supuestos de contaminación atmosférica por parte de centrales térmicas una responsabilidad equivalente al porcentaje de cada empresa sobre el total de potencia de la suma de las centrales térmicas del país. O también el caso en que el legislador establezca como criterio para determinar la existencia de discriminación sexual en una empresa el porcentaje de hombres y mujeres contratados en cada una de las categorías laborales. En esos casos, la prueba de una hipóte-

<sup>80</sup> La hipótesis probabilística afirma que la frecuencia con que se da un evento en una serie indeterminada es x. Por supuesto, cabe hablar de la probabilidad de que sea verdadera una hipótesis probabilística.

sis de este tipo, por su propia naturaleza, no puede ser más que estadística dado que la propia hipótesis a probar no está referida a hecho individual alguno. Ésta es la más clara de las utilidades legítimas de la prueba estadística en el proceso judicial (LEMPERT, 1986: 442-443; TARUFFO, 1992: 196 ss.).

*El argumento de las generalizaciones.* El tercer y último argumento que pretendo abordar aquí tiene que ver con el uso en el razonamiento probatorio de generalizaciones no espurias (y no universales). Una generalización espuria es aquella que no tiene base empírica, pudiendo ser un prejuicio, por ejemplo. Una generalización no espuria es aquella que dispone de base empírica, aunque no sea una generalización universal. Sostenen que los perros pit bull son agresivos tiene base empírica, aunque no todos los perros pit bull sean agresivos (y aunque no lo sean siquiera la mayoría). Con ello se quiere indicar que el porcentaje de los perros *pit bull* que son agresivos es mayor que el porcentaje de perros de otras razas que lo son. No toda generalización es una frecuencia estadística, pero toda frecuencia estadística es una generalización. Discutiré en lo que sigue la defensa realizada por SCHAUER (2003) del uso de generalizaciones, estadísticas o no, en el razonamiento probatorio, lo que espero me permita discriminar algunos usos legítimos de otros injustificados, a pesar de la defensa de SCHAUER.

En realidad el argumento de SCHAUER es doble. Por un lado sostiene que es injustificada la mayor confianza en la prueba individualizada frente a la estadística; confianza que produce en muchas ocasiones un mayor número de errores de los que produciría la adopción de decisiones sobre la base de pruebas estadísticas.<sup>81</sup> Este es, de nue-

<sup>81</sup> Para ello, alega las dudas sobre fiabilidad que presenta la prueba testifical como ejemplo paradigmático de prueba individualizada (SCHAUER, 2003: 92 ss.). Éste es, no obstante, un argumento algo sesgado. También es una prueba individualizada un peritaje técnico, una prueba documental, una grabación en imagen de un accidente, etc. Cada una de ellas tendrá sus problemas de fiabilidad, pero seguramente serán menores que los planteados por la prueba testifical (en general, efectivamente, sobrevvalorada). Por otra parte, supuesto que fuera legítimo decidir sobre la base de la nuda prueba estadística en casos como el del accidente de la Sra. Smith, podríamos cambiar el ejemplo de los autobuses azules de manera que la Compañía de Autobuses Azules sea propietaria del 52 por 100 de los autobuses azules de la zona y no del 80 por 100. En ese caso, seguiría siendo adecuado condenar a esa compañía a resarcir por los daños del accidente, aun-

vo, el argumento de la minimización de errores que ya he presentado y discutido anteriormente. No volveré ahora sobre él. La segunda parte del argumento es más interesante ahora, por cuanto, además, daría fundamento a la primera.

Sustancialmente, la tesis de SCHAUER (2003: 105-107) es que no hay una diferencia categorial sino de grado entre la prueba estadística (o las generalizaciones) y la prueba individualizada (o sobre los hechos individuales). Ello supone que no hay diferencia categorial entre probabilidad de eventos y probabilidad de proposiciones (en el mismo sentido, REICHENBACH, 1949: 465). El argumento de SCHAUER (2003: 101-105) es más o menos así: para dar fiabilidad a un testigo ciego que afirma haber oído un ruido al cruzar la carretera que identifica como un autobús, puede ser necesaria la declaración de un experto que acredite que los ciegos desarrollan acentuadamente la capacidad auditiva, de manera que es perfectamente posible y fiable una identificación de los ruidos de ese tipo. Entonces, el razonamiento que concluye en «pasó un autobús cuando el testigo cruzaba la carretera» se basa en una generalización, de modo que es sólo «parcialmente individualizado» (SCHAUER, 2003: 103). Esa generalización puede ser científica, como en este caso, o propia del sentido común, pero es imprescindible (explícita o implícita) para el razonamiento.

Todas las premisas del argumento de SCHAUER me parecen correctas, pero no justifican la conclusión. Nuestra comprensión del mundo exige necesariamente el recurso a generalizaciones. También nuestro lenguaje. Por ello, cualquier argumento sobre la ocurrencia de un hecho necesita del apoyo de las correspondientes generalizaciones. Esto es inevitable. En el razonamiento probatorio, pueden intervenir como pruebas sobre otras pruebas o como parte del esquema de la corroboración de hipótesis en forma de leyes científicas o

que la ratio de errores sería ahora del 48 por 100 (y no del 20 por 100, como en el ejemplo presentado páginas atrás). Lo que quiero mostrar es que es contingente que la ratio de errores sea mayor o menor mediante el uso de pruebas estadísticas o de pruebas individualizadas. Depende de la estadística y de la fiabilidad de las pruebas individualizadas presentadas. Por eso, el argumento contra el uso de la nuda prueba estadística como fundamento general del razonamiento probatorio cuando la hipótesis a probar no sea probabilística en sí misma es el de la invalidez del razonamiento: la conclusión no está fundada en las premisas.

máximas de experiencia (BINDER-BERGMAN, 1984: xviii; ANDERSON-SCHUM-TWINING, 1991: 262 ss.; SCHUM, 1994: 82; STEIN, 2005: 65 ss.). Ahora bien, siendo esto correcto, no implica que podamos razonar sobre la ocurrencia de hechos individuales únicamente a partir de generalizaciones (salvo que la hipótesis sobre los hechos sea en sí misma contradictoria). Siempre será, pues, necesario disponer de elementos de juicio particulares sobre el hecho individual que acrediten la verdad de la hipótesis.

### 2.2.2.2. La probabilidad subjetiva como modelo de razonamiento probatorio

Los orígenes de la probabilidad matemática aplicados a la prueba en el derecho se remontan a la obra de LEIBNIZ en la segunda mitad del siglo XVII (véase una excelente presentación en HACKING, 1975: 109-116). En realidad, buena parte de los primeros desarrollos probabilísticos fueron concebidos en el ámbito de la prueba jurídica. Tres siglos después, a partir de un trabajo de FINKELSTEIN y FAIRLEY (1970) y de la respuesta de TRIBE (1971) se generó un amplio e intenso debate sobre la aplicabilidad al razonamiento probatorio jurídico de la probabilidad subjetiva y, en especial, de las probabilidades inversas a través del denominado teorema de BAYES.

Como he señalado ya en un punto anterior, la probabilidad subjetiva es una noción epistemológica de probabilidad, que mide nuestro grado de (o la fuerza de la) creencia racional en una hipótesis dado cierto elemento de juicio. Comparte con la probabilidad estadística la aplicación de un método de cálculo matemático que permitiría determinar el grado de probabilidad de una hipótesis en una escala que va de 0 a 1, donde cero es la absoluta falta de confianza en la hipótesis y 1 la certeza absoluta en la verdad de la misma.

Tomaré un ejemplo de MURA (2003: x) para dar cuenta de los problemas que pretende solucionar esta teoría en el ámbito de la prueba jurídica y del instrumental con que pretende hacerlo:

Supongamos que en el curso de un proceso por homicidio se haya determinado que sobre el arma del delito se encuentran las huellas digitales del imputado X. Supongamos además que el fiscal sosten-

ga que este hecho (que llamaré *e*) apoya la hipótesis acusatoria *h*, según la cual X es el autor material del delito. La tesis de la acusación se basa naturalmente, quizás de una forma no explícita, sobre las dos premisas siguientes: (a) si X fuese el autor material del delito habría *probablemente* dejado impresas sus huellas dactilares en el arma utilizada para cometerlo, y (b) si X no fuese el autor material del homicidio *probablemente* no habría dejado sus huellas dactilares sobre el arma del delito. Preguntémosnos ahora: ¿cuál es el esquema lógico de la inferencia en virtud de la cual, de las premisas (a) y (b), se puede concluir que la circunstancia *e* apoya la hipótesis *h*? (las cursivas son del autor).

Pues bien, estamos ante esquemas de la denominada probabilidad inversa (BLACK, 1984: 117-118), para los que los teóricos de la probabilidad matemática usan el teorema de BAYES<sup>82</sup>, que tiene la siguiente forma:

$$P(H/E) = P(E/H) \times P(H) / P(E/-H)$$

Y se lee: La probabilidad condicional de que sea verdadera la hipótesis H dado el elemento de juicio E es igual a la probabilidad de que se dé E si es verdadera H multiplicado por la probabilidad de H (sin tomar en cuenta E), dividido por la probabilidad de que dé E si no es verdadera H<sup>83</sup>.

El cálculo nos permite medir el impacto del elemento de juicio E en la probabilidad de H, es decir, pasar de la probabilidad de H antes de tomar en cuenta el nuevo elemento de juicio E, la *prior probability* de H, a la probabilidad condicionada de que H sea verdadera dado que se conoce E. Conviene recordar, no obstante, que se mide el impacto de E en la probabilidad de H interpretada en términos del grado de creencia en H, esto es, ¿refuerza o debilita, y en qué grado, la presencia de E nuestra creencia en H?

<sup>82</sup> El reverendo Thomas BAYES [1702-1761] sostuvo en un ensayo publicado postumamente en 1763 («An Essay Toward Solving a Problem in the Doctrine of Chance») que los juicios de probabilidad basados en conjeturas podían ser combinados con probabilidades basadas en frecuencias mediante una fórmula que ha recibido posteriormente la denominación de «teorema de Bayes».

<sup>83</sup> Puede verse una clásica y excelente presentación en TRIBE (1971: 1350 ss.).

Pues bien, volvamos al ejemplo del homicidio. H es la hipótesis acusatoria, que afirma que X es el autor material del homicidio. E es el elemento de juicio constituido por las huellas dactilares de X sobre el arma del crimen. Para realizar el cálculo que nos lleve a determinar en qué medida, si lo hace, E refuerza la creencia en la hipótesis H, debemos partir de la probabilidad previa de H antes de conocer E.<sup>84</sup> Hemos de determinar también cuál es la probabilidad condicionada inversa — $P(E/H)$ — de que se encuentren las huellas dactilares de X en el arma del crimen si X es el autor material del homicidio y la probabilidad condicionada inversa — $P(E/\neg H)$ — de que se encuentren sus huellas en el arma del crimen si X no es el autor material del homicidio. Con todo ello, podemos ya aplicar la fórmula del teorema de Bayes y determinar la probabilidad condicionada de H (que X sea el autor material del homicidio) dado el elemento de juicio E (que se encuentran sus huellas dactilares en el arma del crimen).

Los defensores de la probabilidad subjetiva, también llamados *bayesianos*, sostienen que cualquier inferencia probatoria se basa sustancialmente en la aplicación del teorema de BAYES bajo la interpretación subjetivista de la probabilidad como grado de creencia racional. Así, lo que el método de cálculo nos dice es qué grado de creencia es racional tener en la hipótesis dado un elemento de juicio si antes de conocer el elemento de juicio teníamos un grado de creencia x en ella y dadas las probabilidades inversas de que esté presente el elemento de juicio si la hipótesis es verdadera y si no lo es.<sup>85</sup> Ahora bien, resulta claro ya que el resultado del cálculo depende de las probabilidades a priori asignadas, pero ¿cómo se determinan las probabilidades a priori o previas?

Una respuesta habitual es la de usar probabilidades estadísticas para determinar la probabilidad previa de la hipótesis (LEMPERT,

<sup>84</sup> El cálculo se presenta como recursivo y acumulativo sobre cada uno de los elementos de juicio disponibles. Previo a conocer E, el juzgador puede ya haber evaluado otros elementos de juicio. El problema, como se verá, es la determinación de la probabilidad de H previa a la evaluación del primer elemento de juicio disponible.

<sup>85</sup> Esto lleva a DE FINETTI (1970: 244-245) a sostener que el resultado final no es una corrección de la probabilidad previa de la hipótesis —del grado de creencia previo—, lo que daría a entender que había algo que corregir, sino una consecuencia de esa probabilidad previa en conjunción con el grado de creencia en el nuevo elemento de juicio.

1986: 463 ss.; MARTIN, 1986: 710-711). Pero más allá de que esta solución pueda presentar de nuevo problemas de adecuación al utilizar datos frecuenciales como modo de determinar probabilidades de proposiciones referidas a hechos individuales, el caso es que casi nunca se dispone de esos datos estadísticos. Y si se dispusiera de ellos, ¿cuántas variables del caso individual deberían tomarse en cuenta para seleccionar el dato estadístico apropiado?: si la hipótesis es que Pedro mató a su hermana, ¿debemos usar una estadística que nos indique la frecuencia con que los hombres matan a sus hermanas? ¿O la estadística que nos indique la frecuencia con que los hombres solteros matan a sus hermanas? ¿O la estadística que nos indique la frecuencia con que los hombres solteros matan a sus hermanas? ¿O la estadística que nos indique la frecuencia con que los hombres solteros matan a sus hermanas? y la serie de preguntas podría ser infinita, porque infinitas son las propiedades de un caso.<sup>86</sup> La respuesta de DE FINETTI (1969: 14) es contundente: «Lo que al final es fundamental es tener como punto de partida las probabilidades iniciales de los eventos reales, sin que importe cómo han sido evaluadas» (las cursivas son mías).

Si esto es así, no obstante, entonces se presenta un importante problema de inadecuación de la probabilidad subjetiva bayesiana para constituir el método de razonamiento probatorio para el proceso que se está buscando. En efecto, el alcance del cálculo bayesiano bajo la interpretación de la probabilidad subjetiva es el de determinar la racionalidad del cambio de creencias (entre otros muchos, TRIBE, 1971: 1348; COHEN-NAGEL, 1934: 194-195; RIVADULLA, 1991: 203 ss.; SCANDELARI, 2000: 84-85; WALLISER-ZWIRN-ZWIRN, 2003: 59). Pero si la creencia de partida, la probabilidad inicial, es distinta entre dos sujetos, entonces la probabilidad final también lo será (salvo una rara coincidencia por compensación de probabilidades en función del valor probatorio atribuido al elemento de juicio). Así, dos jueces distintos arribarán a resultados probatorios distintos a partir de los mis-

<sup>86</sup> Otra posibilidad es la que presenta KAYE (1986: 662, 670), siguiendo a LEMPERT (1977: 1021), consistente en determinar la probabilidad inicial sobre la base de lo que harían jurados o jueces ideales. Pero esto no resuelve el problema si no hay un criterio de asignación de probabilidades iniciales, aunque sea para los jueces ideales o un método de conocimiento que permita a los jueces reales saber qué harían los jueces ideales. Sin ese criterio el modelo, que es normativo, resulta inútil, puesto que no podemos determinar cuándo los jueces y jurados reales se han comportado como los ideales.

mos elementos de juicio si han asignado probabilidades iniciales distintas a la hipótesis a probar. Y las creencias de ambos serán racionales si el cambio del grado de creencia inicial al grado de creencia final condicionado ha seguido el esquema del teorema de Bayes. Pero no hay un parámetro de racionalidad externo al sujeto con el que medir su decisión, lo que produce lo que MURA (2003: xxxi) denomina «impermeabilidad a la crítica racional». Esta consecuencia del esquema es muy clara en este pasaje de DE FINETTI-SAVAGE (1962: 88):

En rigor, la teoría subjetivista [...] enseña únicamente a extraer conclusiones coherentes respecto de los juicios de partida, cualquiera que estos sean (por ello no tiene ni siquiera sentido preguntarse si éstos son en sí mismos más o menos «sensatos» o, aún peor, «correctos o equivocados»). Podría aplicarla correctamente también un supersticioso que atribuyera elevadas probabilidades a la ocurrencia de ciertas predicciones o presentimientos (Y, por otra parte, no hay argumentos de naturaleza estrictamente lógica que nos puedan decir si es o no «razonable» creer en presentimientos y predicciones).

De esta forma, en el caso en que dos jueces, jurados, tribunales, etc., discrepen acerca de la valoración de la prueba, realizando valoraciones distintas de los mismos elementos de juicio, el esquema de razonamiento probabilístico subjetivo no es apto para decimos cuál de esas valoraciones es la adecuada (si lo es alguna de ellas). Es más, es perfectamente posible que la respuesta fuera que lo son todas ellas (con la condición de que la asignación de probabilidades de cada sujeto sea internamente coherente, en el sentido de que no pueda ser objeto de una «apuesta holandesa»), aunque sean muy divergentes y produzcan consecuencias jurídicas absolutamente diversas, siempre que hayan partido de probabilidades iniciales distintas (KAYE: 1981: 645). Por ello, un esquema de razonamiento como éste podría tener utilidad como forma de control racional en el marco de las teorías de la prueba que vinculan el resultado probatorio con la convicción judicial o las creencias del juez.<sup>87</sup> El cálculo mediría, en ese caso, si

<sup>87</sup> En palabras de SCANDIELARI (2000: 84), estudiando la aplicabilidad de la probabilidad subjetiva bayesiana a la toma de decisiones clínicas, «toda información determina un cambio en la forma de sentir o de concebir las cosas y lo que varía no es más que la convicción personal del observador o del investigador sobre la ocurrencia real de un

el paso de las creencias iniciales del juez a su creencia final condicionada a los elementos de juicio disponibles es o no racional. Pero ésta sigue siendo una racionalidad interna y relativa al propio razonamiento del juez, a su cambio de creencias.<sup>88</sup>

Por otro lado, si la probabilidad subjetiva mide la racionalidad del cambio de creencias, se produce una razón más de inadecuación para el análisis del razonamiento probatorio. La verdad de una enunciado probatorio del tipo «está probado que  $p$ » (sobre la base de un conjunto de elementos de juicio  $c$ ) no depende de las creencias del juzgador (FERRER, 2002: 80-96) sino de la aceptabilidad de  $p$  como hipótesis, dados los elementos de juicio disponibles y un estándar de prueba determinados.<sup>89</sup>

determinado evento o de una enfermedad». Como hipótesis explicativa del impacto que ha tenido esta concepción probabilística subjetiva del razonamiento probatorio creo que es plausible vincularla, precisamente, a la errónea vinculación entre prueba y convicción judicial (o del jurado), tanto en el ámbito del *civil law* como del *common law*.

<sup>88</sup> Hay una tesis adicional que resulta importante aquí: los bayesianos sostienen que si dos personas comparten la información empírica disponible y tienen creencias previas coherentes tenderán, después de la aplicación sucesiva del método de cálculo, a converger respecto de la probabilidad a posteriori de la hipótesis, dados los elementos de juicio. Pero esta tesis no está demostrada empíricamente y, aunque lo estuviera, no resuelve el problema planteado: aunque los sujetos tiendan a converger a la larga necesitamos un parámetro de racionalidad intersubjetivo para cada una de sus decisiones, que no puede ser el punto de convergencia que aun no se ha dado.

<sup>89</sup> Este problema se plantea también centralmente en el modelo de valoración de la prueba planteado por SHAFER (1976), dado que vincula de forma necesaria prueba y creencia, analizando el valor de la prueba en funciones de creencia. En cambio, en el modelo de SHAFER no se plantean los problemas derivados del principio de complementariedad para la negación. También la denominada escuela escandinava del valor probatorio, cuyos precusores son EKELOF, HALLDÉN y EDMAN, comparte los mismos problemas. Respecto de la presentación realizada hasta el momento de la escuela bayesiana de la probabilidad subjetiva aplicada al razonamiento probatorio jurídico, la escuela escandinava del valor probatorio comparte buena parte de sus presupuestos fundamentales: «(1) el objeto de las creencias son proposiciones que expresan hipótesis fácticas y pruebas sobre la verdad de esas hipótesis; 2) la confianza en la verdad de estas proposiciones es cuantificable por medio del cálculo de probabilidades; 3) el cálculo de probabilidades es un sistema de lógica con el que podemos demostrar deductivamente que la creencia con un cierto grado de probabilidad en la verdad de ciertas proposiciones implica que debemos creer con un cierto grado de probabilidad en otras proposiciones determinadas; y 4) el teorema de Bayes es la regla para calcular la probabilidad de que una determinada proposición A sea verdadera dado que se conoce que es verdadera otra proposición B que contiene informaciones relevantes para la verdad de A» (GARBOJINO, 1997:

Para ello el esquema de razonamiento que necesitamos debe permitirnos realizar juicios objetivos sobre la valoración de la prueba, que sean, en los términos de MURA, permeables a la crítica racional. Ese esquema debe servir como método de valoración para el juez y como criterio de control sobre la decisión del juez.

Prácticamente en los mismos términos se expresa HAACK (2003: 76) para rechazar la aplicabilidad del cálculo matemático de probabilidades subjetivas para dar cuenta del grado de confirmación o garantía de una hipótesis científica. Ahora bien, como también señala HAACK (2003: 76-77), que el grado de confirmación o garantía que un conjunto de elementos de juicio aporta a una hipótesis sea objetivo y no dependa, por tanto, de nuestras creencias subjetivas, no implica que ese grado de confirmación o esa objetividad nos resulte transparente. Nuestros juicios o creencias acerca de la verdad de una hipótesis o del grado de confirmación de que disponga están necesariamente mediatizados por nuestras creencias previas o por el *background* asumido, pero la verdad de un enunciado que afirma que el grado de confirmación de una hipótesis aportado por un conjunto de elementos de juicio es  $x$  no depende de esas creencias previas sino del mundo. En ese sentido puede decirse que el grado de confirmación (o apoyo inductivo o corroboración, como se prefiere) es objetivo.

Por último, antes de dar por concluido el análisis de la probabilidad subjetiva como método de razonamiento probatorio en el derecho, quisiera señalar algunas dificultades que ese tipo de probabilidad y el cálculo matemático que supone tienen para dar cuenta de

ix-x). La particularidad de la escuela del valor probatorio es que pone el acento en la relación probatoria entre B y A. Considera que lo relevante en el proceso no es tanto si A es o no verdadera sino en qué medida B prueba la verdad de A. Se trata, pues, de evitar los aciertos casuales (sobre la verdad de A) no basados en las pruebas existentes. Esta me parece una buena intuición, pero no evita aún los problemas señalados en el texto si no se desvincula de las creencias subjetivas. Por otro lado, se presentan también buena parte de los problemas ligados al uso del cálculo matemático de probabilidades, excepto a los vinculados con el principio de complementariedad para la negación, que esta escuela rechaza. Una buena colección de ensayos sobre esta escuela de razonamiento probatorio puede verse en GÄRDENFORS-HANSSON-SÄHLIN, 1983. Véase también SAHLIN-RABINOWICZ, 1997, y aplicaciones recientes en DAVIS-FOLLETTE, 2002; FINKESTEIN-LEVIN, 2003; FRIEDMAN-PARK, 2003. Un análisis crítico de estos últimos trabajos puede verse en ALLEN-PARDO, 2007a.

las inferencias probatorias jurídicas<sup>90</sup>. Para ello, seguiré un clásico trabajo de L. J. COHEN (1977: 49-120), quien analiza seis dificultades básicas. Yo presentaré sólo algunas de ellas.

1) *El problema de la conjunción*. En muchas ocasiones, el derecho exige la prueba de dos o más hechos independientes para que proceda la aplicación de una determinada consecuencia jurídica. Así, por ejemplo, para que se produzca la comisión de un delito de estafa y proceda la aplicación de la sanción por el mismo, deben concurrir distintos hechos, entre los cuales están el engaño realizado por el autor del delito a la víctima y el menoscabo patrimonial producido en la víctima. Ambos hechos son lógicamente independientes en el sentido de que puede ocurrir perfectamente uno sin el otro. Y en un proceso por responsabilidad extracontractual habrá que determinar, al menos, por ejemplo, que ha habido negligencia por parte del demandado y que se ha producido un daño en el demandante. También en este caso, los dos hechos son lógicamente independientes<sup>91</sup>. Y lo mismo ocurre en muchas otras ocasiones por efecto de las hipótesis defendidas en los procesos, dado que éstas suelen ser complejas e incluir la ocurrencia de más de un hecho independiente.

Pues bien, ¿cuál es la probabilidad de que se den conjuntamente dos hechos independientes? Por ejemplo, ¿cuál es la probabilidad de que salga dos veces cara si tiramos dos veces una moneda al aire? La probabilidad de A y B (donde A es que salga cara en el primer tiro y B que salga cara en el segundo) depende, evidentemente, de las probabilidades de A, por un lado, y de B, por el otro. La probabilidad de A es 0,5, como es obvio y la de B también. El cálculo ma-

<sup>90</sup> En realidad, mientras que el problema de inadecuación de la probabilidad subjetiva para constituirse en el esquema de razonamiento probatorio jurídico tiene que ver, precisamente, con la interpretación subjetiva de la probabilidad, los problemas que serán presentados a continuación tienen que ver, fundamentalmente, con las dificultades para dar cuenta de ese razonamiento mediante el método del cálculo matemático de probabilidades.

<sup>91</sup> Otra cosa es que el derecho exija una tercera circunstancia, tanto en el ejemplo de la estafa como en el de la responsabilidad extracontractual, a saber: que el menoscabo patrimonial o el daño hayan sido causados por el engaño, en un caso, y que el daño haya sido causado por la conducta negligente. Pero esto no hace lógicamente dependientes las dos circunstancias a probar en cada caso: lo relevante aquí es que las dos circunstancias pueden darse una sin la otra. Puede haber daño sin negligencia y negligencia sin daño. Puede haber engaño sin menoscabo patrimonial y a la inversa.

temático de probabilidades ha demostrado que la probabilidad de que se den conjuntamente A y B es igual al producto de las probabilidades de A y de B. Así:  $P(A \text{ y } B) = P(A) \times P(B)$ . Siendo las probabilidades de A y de B 0,5, resulta que la probabilidad de que sucedan A y B, es de 0,25<sup>92</sup>. De este modo, la probabilidad de la conjunción de dos hipótesis independientes es siempre inferior a la probabilidad aislada de cada una de ellas. Si la  $P(A)$  es 0,6 y la  $P(B)$  es también 0,6, entonces la  $P(A \text{ y } B)$  es 0,36. Aplicando, además, el principio de complementariedad, resulta que la  $P(\neg(A \text{ y } B)) = 0,64$ .

Esto resulta muy extraño en el razonamiento jurídico (COHEN, L. J., 1977: 58-67; ALLEN, 1986: 405 ss.). Si se piensa, por ejemplo, en el estándar de prueba para el proceso civil típico del derecho anglosajón, una hipótesis está probada cuando es más probable que su negación (lo que supone, si se acepta el principio de complementariedad, que una hipótesis está probada si supera la probabilidad del 0,5). Entonces, si la probabilidad de que el demandado haya sufrido un daño es de 0,6, la hipótesis correspondiente —A— se considera probada. Si la probabilidad de que la acción del demandado haya sido negligente es de 0,6, la hipótesis correspondiente —B— también está probada. Pero, en cambio, la conjunción de ambas hipótesis —A y B— (necesaria para que proceda la obligación de indemnizar) no está probada, puesto que su probabilidad es de 0,36. Es más, extrañamente está probada A, está probada B y está probada  $\neg(A \text{ y } B)$ . Estos son los casos en que NESSON (1985: 1385-1387) considera que veredictos improbables son, en cambio, jurídicamente aceptables, mostrando así la divergencia entre la indicación resultante del cálculo matemático y el modo de operar del derecho.

En el proceso penal, por su parte, operaría el estándar de prueba que exige que la hipótesis haya sido acreditada más allá de toda duda razonable. En términos de probabilidad matemática, esto suele tra-

<sup>92</sup> Esto resulta muy comprensible en el ejemplo de las tiradas de la moneda. Si tiramos una vez la moneda, la probabilidad de que salga cara es de un medio. Lo mismo en la segunda tirada. Pero si queremos saber la probabilidad de que salga cara en las dos tiradas, tenemos que ver todas las posibles combinaciones de resultados de las dos tiradas, que serían cara-cruz, cruz-cara, cruz-cruz y cara-cara. Es decir, sólo en un caso de los cuatro posibles se daría el resultado de que salga cara en las dos tiradas. Por tanto, la probabilidad es de un cuarto, esto es, 0,25.

ducirse en una probabilidad entorno al 0,9 o 0,95. Pues bien, cuando, como en el caso del delito de estafa anteriormente mencionado, es necesario probar la ocurrencia conjunta de más de un hecho independiente, la superación del estándar resulta extraordinariamente difícil para la hipótesis conjunta. Si la hipótesis tiene tres elementos independientes, por ejemplo, y cada uno de ellos alcanza una probabilidad del 0,98 ni siquiera se supera el estándar de prueba para la hipótesis conjunta, si éste se sitúa en el 0,95. Por otro lado, como señala ALLEN (1986: 407), se produce también la extraña consecuencia de que las exigencias probatorias para las partes varían en función de la cantidad de hechos a probar: no sólo deberán probar más hechos sino a un nivel de prueba más alto cada uno de ellos<sup>93</sup>.

2) *El problema del principio de complementariedad*<sup>94</sup> (o de la negación). Como ya se ha visto en diversas ocasiones, este principio, formulado por DE MOYRE a inicios del siglo dieciocho, afirma que  $P(H) + P(\neg H) = 1$ , de modo que el punto de equilibrio para una apuesta neutral entre las dos hipótesis es de 0,5. Por ello, es normalmente asumido ese nivel de probabilidad como punto de partida en ausencia de cualquier elemento de juicio a favor o en contra de H. Esto supone que cualquier elemento de juicio relevante favorable a H (por mínimo que sea su valor probatorio) haga que ésta supere la probabilidad de 0,5 y que, por tanto, prevalezca sobre la de  $\neg H$ . De acuerdo con el estándar de la preponderancia de la prueba (allá donde sea aplicable), la hipótesis H estaría ya probada, lo que tampoco se co-

<sup>93</sup> LEMPERT (1986: 453-454) intenta ofrecer una salida a esta dificultad proponiendo un cálculo bayesiano de segundo nivel, de modo que se evalúe la probabilidad de que el actor merezca el resarcimiento dado que el juzgador cree que todos los elementos integrantes de la hipótesis compleja tienen una probabilidad individual que supera el 0,5. Si la probabilidad de que merezca el resarcimiento es mayor que la probabilidad de que no lo merezca, entonces corresponderá un veredicto favorable al actor. Una regla así, sostiene LEMPERT permite «desgranar correctamente los casos en que los actores merecen *objetivamente* el resarcimiento de los casos en que no lo merecen» (la cursiva es del autor). Dejando a un lado el extraño uso del adverbio «objetivamente» cuando se está hablando de probabilidades subjetivas, el problema mayor es que este cálculo de segundo nivel deberá realizarlo el propio juzgador, de manera que habría que saber de qué manera se atribuyen las probabilidades previas —cosa ya difícil de por sí— cuando éstas versan entre otras cosas sobre la corrección de las propias creencias.

<sup>94</sup> Para dar cuenta de este problema, COHEN, L. J. (1977: 74-81) presenta la paradoja del intruso ya discutida en páginas anteriores. No insistiré aquí sobre ello.

responde con el modo en que funciona la prueba en el derecho (EGGLESTON, 1978: 40-43). Sólo la ausencia total de elementos de juicio produciría insuficiencia de la prueba (o la rara situación en que los elementos de juicio favorables y contrarios a la hipótesis se compen- sasen absolutamente para dar una probabilidad final de 0,5).

El origen del problema está en el hecho de que el modelo de la probabilidad subjetiva bayesiana mide únicamente la probabilidad de que una proposición sea verdadera (el grado de creencia en que lo sea) sobre la base de un determinado conjunto de elementos de juicio, pero no tiene en cuenta el peso de ese conjunto [o la riqueza del conjunto, si se prefiere]<sup>95</sup> (POPPER, 1935: apéndice IX, 378-379)]. El peso de los elementos de juicio sobre los que basamos la inferencia probatoria que va de éstos a la hipótesis mide la validez de esa inferencia<sup>96</sup> y resulta imprescindible para dar cuenta del modo de funcionamiento del razonamiento probatorio. Por ello, resulta necesario rechazar la aplicabilidad a este contexto del principio de complementariedad para la negación, de modo que sea posible obtener un resultado de falta de prueba tanto para una hipótesis como para su negación. El principio de complementariedad supone que «la probabilidad de  $p$  y la probabilidad de  $no-p$  deben sumar 1, pero si la prueba es insuficiente para cualquiera de ellas, ni una aserción ni su negación pueden estar garantizados en ningún grado» (HAACK, 2003: 75. Véase también LAUDAN, 2006: 93).

3) *El problema de las probabilidades a priori o iniciales y la presunción de inocencia en el proceso penal.* En el cálculo matemático de probabilidades, como ya he señalado anteriormente, la probabilidad inicial de una hipótesis, antes de tomar en cuenta ningún elemento de juicio, debe ser 0,5 para ser neutral entre la hipótesis y su

<sup>95</sup> COHEN, L. J. (1986: 639), lo denomina también «grado de completud probatorias» del conjunto de elementos de juicio disponible. Así, la incorporación al conjunto de un elemento de juicio favorable a la hipótesis H y de uno desfavorable podría tener un resultado inocuo desde el punto de vista de la probabilidad de H si los dos elementos se compensaran absolutamente. En cambio, esa incorporación no es inútil desde el punto de vista del peso: la inferencia probatoria que va de los elementos de juicio a la hipótesis H estaría mejor fundada, aunque la probabilidad de H no habría variado.

<sup>96</sup> Y sobre esta base se puede construir, como se verá más adelante, una concepción de la probabilidad baconiana que no admite el cálculo matemático pero mide justamente esa posibilidad de inferir H a partir de E.

negación. Ahora bien, ¿resulta admisible en el proceso penal atribuir una probabilidad positiva a la hipótesis de la culpabilidad antes del análisis de la prueba? ¿Es esto compatible con la presunción de inocencia? (LAUDAN, 2006: 100-106). A primera vista una solución podría ser atribuir a la hipótesis de la culpabilidad una probabilidad inicial cero, pero la fatal consecuencia sería entonces que la probabilidad final de la hipótesis, dados los elementos de juicio, sería también necesariamente cero, por cuanto en la aplicación del método bayesiano debe multiplicarse la probabilidad condicionada inversa — $P(E/H)$ — por la probabilidad inicial de H, y cualquier número multiplicado por cero da, obviamente, cero. Pero, por otra parte, la asignación de una probabilidad positiva, mayor que cero, a la hipótesis de la culpabilidad antes de tomar en cuenta las pruebas parece manifiestamente incompatible con la presunción de inocencia.

Un buen ejemplo de este problema se presentó ante la Corte Suprema del Estado de Connecticut en 1994, en los Estados Unidos. En *State v. Skipper* se juzgó al Sr. Skipper por la violación de una chica. La víctima había quedado embarazada como consecuencia de la relación sexual no consentida. Extraídas pruebas de ADN de la víctima, del acusado y del feto, un perito determinó, aplicando el teorema de BAYES, y partiendo de una probabilidad inicial de 0,5 para la hipótesis de la paternidad del Sr. Skipper (y por tanto de su culpabilidad), que la probabilidad de que él fuera el padre del feto dada la prueba de ADN era de 0,9997 (puede verse un relato del caso y el cálculo de probabilidades en STEIN, 2005: 86). Pues bien, la Corte declaró este análisis incompatible con la presunción de inocencia del Sr. Skipper por atribuir una probabilidad inicial positiva a la hipótesis de la culpabilidad:

Si asumimos que el estándar de la presunción de inocencia requiere que la probabilidad inicial de la culpabilidad sea cero, entonces la probabilidad de la paternidad en un caso penal será siempre cero porque el Teorema de Bayes requiere que el índice de paternidad se multiplique por una probabilidad inicial positiva para tener alguna utilidad. En otras palabras, el Teorema de Bayes sólo puede funcionar si no tomamos en cuenta la presunción de inocencia<sup>97</sup>.

<sup>97</sup> *State v. Skipper*, 637 A.2d 1101, en 1107 [Conn., 1994].



Parece, pues, éste un problema imposible de salvar para la concepción subjetivista bayesiana de la probabilidad<sup>98</sup>.

### 2.2.2.3. La probabilidad lógica o inductiva de la hipótesis como modelo de razonamiento probatorio

El programa de investigación de CARNAP, que tiene como claros precursores a KEYNES y JEFFREYS y como continuadores, por ejemplo, a HINTIKKA y NINILUOTO, es seguramente el más conocido exponente de la concepción lógica de la probabilidad<sup>99</sup>. Podría decirse que este programa de investigación tiene dos presupuestos básicos, a saber: *a*) que la relación de confirmación inductiva es una relación lógica entre dos proposiciones<sup>100</sup> y *b*) que la confirmación es probabilística y su graduación métrica se ajusta al cálculo matemático de probabilidades. Sin embargo, para los propósitos de este trabajo este último es un importante inconveniente, dado que produce que buena parte de las objeciones y problemas presentados hasta el momento y, en especial, los derivados de la aplicación de la regla de la multiplicación para la conjunción y del principio de complementariedad para la negación, le sean también de aplicación<sup>101</sup>.

A todo ello, además, hay que añadir un problema básico en el caso de la prueba judicial. Salvo si se pretende la aplicación de la probabilidad estadística (y ya hemos visto los problemas que ello conlleva), resulta totalmente arbitraria la asignación de probabilidades

<sup>98</sup> Algunos autores (como MARTÍN, 1986: 711) han sostenido que, a diferencia del proceso civil, en el proceso penal la presunción de inocencia exige que la probabilidad inicial sea inferior a la de una apuesta paritaria sobre la hipótesis de la culpabilidad. Pero el problema permanece: asignar una probabilidad 0,4 a la hipótesis, por ejemplo. Pero bien atribuirle una probabilidad positiva. Y ¿por qué 0,4 y no 0,3 o 0,2 o 0,49?

<sup>99</sup> Puede verse una extensa y buena presentación de su evolución y sus problemas en AISA MOREU, 1997: 43-234.

<sup>100</sup> Esto tiene la extraña consecuencia de que las leyes de la ciencia serían enunciadas cuya verdad no depende del mundo sino del lenguaje; serían afirmaciones lógicas y, por tanto, a priori.

<sup>101</sup> También los problemas de la determinación de las probabilidades a priori, con la agravante de que si la relación de confirmación es una relación lógica, no dependiente de información empírica, entonces las probabilidades a priori no pueden tampoco determinarse sobre la base de información empírica. Y entonces, ¿cómo se determinan?

numéricas o cuantitativas a las hipótesis a probar, a la fiabilidad de un testigo, a la posibilidad de que un documento contenga datos falsos, etcétera. Esto explica (parcialmente) la razonable y tradicional resistencia de los operadores jurídicos al uso del cálculo de probabilidades.

Por otro lado, la probabilidad inductiva carnapiana se basa en una noción de inducción ampliativa, que valora fundamentalmente la multiplicidad de observaciones de la ocurrencia de un determinado tipo de eventos, o de la ocurrencia de instancias de una cierta generalización, como elementos de confirmación de la generalización. No insistiré aquí en los problemas que desde HUME a HEMPEL o POPPER han sido señalados respecto de este tipo de estrategia inductiva.

En este punto, quisiera en cambio presentar las bases de una noción de probabilidad lógica o inductiva que no admita el cálculo matemático y de un método de inducción eliminativo que considero que puede ser el esquema de razonamiento adecuado para la valoración de la prueba en el proceso judicial. Para ello, seguiré fundamentalmente la obra de L. J. COHEN (1977 y 1989).

Se podría decir que el desarrollo de las teorías de la inducción y las de la probabilidad han corrido más o menos paralelas durante cuatro siglos. O, si se prefiere, que las teorías de la inducción han necesitado desde el inicio de esquemas de análisis probabilístico para juzgar el grado en que una serie de premisas (u observaciones) justifican una conclusión. L. J. COHEN (1977: 1-32; 1989: 1-46) sostiene que los defensores de la inducción eliminativa, desde BACON (en los inicios del siglo XVII) en adelante, recurrieron al vocabulario de la probabilidad, pero nunca sostuvieron que ésa fuera cuantificable y calculable matemáticamente. Por otra parte, la probabilidad matemática se desarrolló fundamentalmente a partir del estudio de los juegos de azar y fue aplicada por primera vez a otros tipos de casos por parte de PASCAL. No fue hasta la obra de BERNOLLI a inicios del siglo XVIII que se planteó la posibilidad de aplicar el cálculo de probabilidades a la valoración de hipótesis científicas y, por tanto, a los problemas de la inducción. Pero, esto es importante, se pensó siempre en la inducción enumerativa o ampliativa, que tiene esquemas más similares a la estadística. El primero en combinar las dos tradiciones fue J. S. MILL, en la segunda edición de *A System of Logic*

(1846), aplicando la matemática de PASCAL a la inducción eliminativa proveniente de BACON. El extraordinario desarrollo de las teorías de la probabilidad en estos dos últimos siglos habría ofuscado, a partir de ahí, la existencia de una noción no matemática de probabilidad, que COHEN denomina baconiana por oposición a la matemática, denominada pascaliana en atención a su precursor. Tan es así que POPPER siempre rechazó la aplicabilidad del vocabulario de la probabilidad al método de la corroboración de hipótesis, en línea con la tradición de no combinar probabilidades matemáticas con métodos de inducción eliminativa, pero en su rechazo asumió como única noción de probabilidad la matemática pascaliana<sup>102</sup>.

Con estos antecedentes, la labor de L. J. COHEN es recuperar la noción de probabilidad baconiana, que no admite el cálculo matemático, para dar cuenta del uso del vocabulario de la probabilidad en algunos contextos en que la probabilidad pascaliana y sus axiomas no encajan adecuadamente. Es el caso, por ejemplo, del razonamiento probatorio jurídico (COHEN, L. J., 1977: 245-281).

Ahora bien, el hecho de que la probabilidad inductiva de tipo baconiano no admira el cálculo matemático no implica que no se pueda graduar y comparar el nivel de soporte inductivo con que cuenta cada hipótesis. El grado de corroboración o de soporte inductivo de las distintas hipótesis en conflicto puede compararse, lo que permite hacer una ordenación de las hipótesis, pero no se puede cuantificar numéricamente la probabilidad de cada una de ellas (cosa bastante intuitiva para un jurista).

Tampoco se aplican en este esquema los principios de complementariedad para la negación y de la multiplicación para la conjunción. Lo que se pretende medir no es una frecuencia relativa ni tampoco la fortaleza de nuestras creencias subjetivas en la verdad o

<sup>102</sup> Afirma POPPER (1935: apéndice IX, 367) contundentemente que «quizás sea oportuno decir aquí que considero la doctrina de que el grado de corroboración —o de aceptabilidad— no puede ser una probabilidad, como uno de los hallazgos más interesantes de la filosofía del conocimiento». En cambio, creo que vale la pena precisar que POPPER está pensando en el cálculo de probabilidades de carácter subjetivo: «Con el nombre de “el problema del grado de corroboración” quiero decir el que consiste en [...] ii) hacer ver que esta medida no puede ser una probabilidad: o, con mayor precisión, que no satisfice las leyes formales del cálculo de probabilidades» (POPPER, 1935: apéndice IX, 362).

falsedad de una proposición, sino la fiabilidad de la inferencia que va de una proposición a otra en contextos donde no la puede garantizar la lógica deductiva. Por ello, el extremo inicial de la escala (representado por el nivel 0 en la probabilidad matemática) no indica la falsedad de la hipótesis, sino la falta de elementos de juicio relevantes que apoyen esa inferencia. La fiabilidad de la inferencia aumentará a medida que la hipótesis vaya superando controles probatorios diseñados para falsarla y la superación de cada uno de ellos aumentará su probabilidad<sup>103</sup>. Siendo así, el punto de partida en el proceso de evaluación del soporte inductivo de una hipótesis antes de tomar en cuenta ningún elemento de juicio es necesariamente 0 y una hipótesis H y su negación ( $\neg H$ ) pueden tener simultáneamente una probabilidad cero si no hay sobre ellas información relevante. De este modo se evitan los problemas planteados por el principio de complementariedad que he señalado en el apartado anterior: una mínima aportación probatoria a favor de una de las hipótesis en conflicto en un proceso civil no hace decantar la balanza de la prueba en su favor; no produce que la hipótesis en cuestión deba considerarse probada por la preponderancia de la prueba. Seguiremos estando en una situación de insuficiencia de la prueba, en la que el nivel de soporte inductivo se habrá movido sólo ligeramente por encima de cero. Tampoco se plantean los problemas de asignación de probabilidades a priori, puesto que la probabilidad inicial es siempre cero (cosa imposible en el cálculo matemático). Y esto evita los problemas de encaje entre el razonamiento probabilístico y la presunción de inocencia en el proceso penal.

La regla de la multiplicación para la conjunción, por su parte, tiene perfecto sentido cuando se trata de la conjunción de probabilidades aleatorias. En cambio, como ya se ha visto anteriormente, produce algunos problemas serios cuando se trata de medir la conjunción de la probabilidad como apoyo inductivo de dos hipótesis. La razón parece ser bastante simple: los respectivos grados de apoyo inductivo de dos hipótesis no admiten la asignación de valores métricos, de modo que tampoco admiten un cálculo para pasar al grado de apo-

<sup>103</sup> COHEN, L. J., 1989b: 147. Se podría decir, pues, que la probabilidad baconiana constituye una métrica para lo que KEYNES denominó el peso de la prueba (COHEN, L. J., 1985: 276-278; *idem*, 1986: 644-645).

yo conjunto de las dos hipótesis (COHEN, L. J., 1970: 266; 1977: 266-267). Así, el apoyo inductivo de la conjunción de dos hipótesis A y B será igual al apoyo de la hipótesis que de las dos tenga un menor apoyo inductivo<sup>104</sup>. También en este caso, una regla para la conjunción de este tipo evita las dificultades que planteaba el cálculo matemático de probabilidades en ejemplos como el del delito de estafa o el de la responsabilidad extracontractual por daños. Si deben probarse en el proceso dos hechos independientes, el engaño y el menoscabo patrimonial, la probabilidad de que se hayan dado los dos conjuntamente es igual a la probabilidad de aquel de ellos que haya alcanzado una menor corroboración.

Finalmente, el grado de soporte inductivo no se puede obtener por inducción enumerativa. La repetición de un experimento o la reiteración de una prueba no aumentan el grado de soporte inductivo de una hipótesis. La repetición del experimento tiene sólo efectos de control sobre la validez del experimento. Y si tres testigos declaran haber visto a Juan disparar a Pedro, la reiteración de testigos no aporta mayor apoyo a la hipótesis de que Juan disparó a Pedro, sino que dan mayor valor probatorio (mayor fiabilidad) a la declaración del primero (o, si se prefiere, al enunciado que dice que Juan fue visto disparando a Pedro). El esquema funcionaría así: el primer testigo declara haber visto a Juan disparar a Pedro. En el proceso necesitamos inferir H («Juan ha disparado a Pedro») a partir de H<sub>1</sub> («T<sub>1</sub> vio a Juan disparar a Pedro»). Esa inferencia depende, entre otras cosas, de la fiabilidad de H<sub>1</sub>, que es en sí misma una hipótesis que sería falsa si el testigo mintiera porque tiene una enemistad grave con Juan o si tuviese problemas de mala visión o las circunstancias de visibilidad del momento hicieran que su percepción fuera errónea, etc. En este esquema, las declaraciones de los testigos T<sub>2</sub> y T<sub>3</sub> que afirman que ellos también vieron a Juan disparar a Pedro sirven como apoyo inductivo a la hipótesis H<sub>1</sub>, debilitando hipótesis alternativas, como que una mala percepción del primer testigo le hiciera confun-

dirse, por ejemplo, o que mintiera por su enemistad con Juan. El mismo papel jugarían otras pruebas como por ejemplo una pericia sobre la capacidad visual del testigo o sobre las condiciones de visibilidad en el lugar de los hechos en el mismo momento del día en que sucedieron y bajo condiciones meteorológicas análogas, etc. Una vez determinada la prueba de H<sub>1</sub> («T<sub>1</sub> vio a Juan disparar a Pedro»), ésta permite inferir H («Juan disparó a Pedro») con mayor o menor grado de probabilidad, en función de las otras pruebas sobre H disponibles.

De este modo, como se ve, la probabilidad inductiva se aplica también para valorar cada elemento de juicio o prueba de forma individual, midiendo la fiabilidad del testigo, del perito, de un documento, etc. Esta es la valoración individual de la prueba, que resulta imprescindible para posteriormente realizar una valoración conjunta. Una vez valorada la prueba individual (la declaración de T<sub>1</sub>, por ejemplo), si la hipótesis que afirma su veracidad (esto es, que T<sub>1</sub> vio lo que dice haber visto) se considera probada, entonces podrán hacerse inferencias a partir de ella tomándola como cierta. Esto supone que a cada paso del razonamiento probatorio, que se produce normalmente en cadena, se asumen como ciertas las hipótesis que han sido aceptadas como probadas anteriormente. Ésta es una diferencia importante, de nuevo, con la probabilidad pascaliana, que atribuye una probabilidad cuantitativa a las hipótesis individuales y opera con ella en el cálculo de probabilidades de las inferencias posteriores (COHEN, L. J., 1977: 68-71), siendo así el valor de probabilidad transitorio en los distintos pasos del razonamiento. En cambio, en la probabilidad inductiva esto no se puede hacer por razones evidentes: si esta probabilidad es sólo ordinal y no admite el cálculo matemático, entonces no es posible combinar algebraicamente las distintas probabilidades (COHEN, L. J., 1977: 267-269; SCHUM, 1986: 857).

En este punto, para seguir avanzando, es necesario abordar ya el problema de cómo se puede corroborar o contrastar una hipótesis o bajo qué condiciones se obtiene apoyo inductivo para una hipótesis.

<sup>104</sup>  $s(A/E) \geq s(B/E)$ ,  $\rightarrow s(A \vee B/E) = s(B/E)$ , que se lee: si el soporte inductivo de A dado el conjunto de elementos de juicio E es igual o superior al soporte inductivo de B dado el conjunto de elementos de juicio E, entonces el soporte inductivo de A y B dado ese mismo conjunto de elementos de juicio es igual al grado de soporte inductivo de B dado E.

### 2.2.2.3.1. La metodología de la corroboración de hipótesis

David SCHUM presentó hace ya algo más de veinte años un esquema de lo que él denominó los *momentos de substancial importancia* en el proceso probatorio que guarda un cierto parecido con la clasificación de momentos probatorios sostenida en este trabajo. El esquema de SCHUM (1986: 831), que tiene el esquema de una dramatización teatral del proceso, es el siguiente:

Tiempo →

Acto I			Acto II	Acto III
Descubrimiento				
Escena I	Escena II	Escena III		
Generación de hipótesis	Eliminación de hipótesis	Estructuración de la argumentación	Prueba	Deliberación y decisión

Me centraré por el momento en los dos primeros actos.<sup>105</sup> El acto I de esta dramatización corresponde en gran medida al momento que he llamado de conformación del conjunto de elementos de juicio en el proceso judicial. No obstante, es útil advertir que, en realidad, este primer acto tiene una fase preprocesal si se pretende dar cuenta del momento de la investigación sobre los hechos. Así es, por ejemplo, en la investigación que desembocará (o no) en el proceso penal: la policía se persona en el escenario de un crimen y recoge unos primeros datos de lo sucedido, a partir de los que puede formular algunas hipótesis preliminares (quizás muchas); a partir de ahí se ini-

<sup>105</sup> El tercero corresponde al momento de la decisión sobre los hechos probados. SCHUM (1986: 837) destaca de este acto la particularidad de que se produce «detrás de una cortina cerrada», apelando a la idea de la *black box* cuyo contenido no podemos conocer. Esta es, no obstante, una característica contingente de determinados sistemas (especialmente del *common law*). Claro que si se piensa en una versión psicologista de la decisión, ésta se produce siempre en la *black box* de la mente del juez o del jurado. Pero las cosas cambian si se abandona esta idea propia de la concepción persuasiva de la prueba y más aún si se incorporan al sistema exigencias de motivación explícita de la decisión que hagan transparentes las razones que justificarían (según el juez) la decisión adoptada sobre los hechos. En todo caso, abordaré más adelante estos problemas.

cian otras pesquisas que tienen por finalidad eliminar algunas de esas primeras hipótesis a los efectos de centrar la investigación en otras, etcétera. Sólo más tarde se iniciará, en su caso, un proceso penal (y antes aún una instrucción judicial) en el que se reproducirá el esquema de este primer acto.

El acto II corresponde al momento de la valoración de la prueba. Como espero poder mostrar claramente, se trata de la valoración de los resultados obtenidos durante la fase de descubrimiento, es decir, durante la práctica de la prueba. Esos resultados se traducirán finalmente en un determinado grado de corroboración de las hipótesis en conflicto o en su falsación. Ahora bien, en este momento el juez de los hechos (togado o jurado) no opera análogamente al científico que valora los resultados de su propia investigación sino en la posición análoga a la comunidad científica que evalúa el grado de corroboración de una hipótesis a la luz de las demás hipótesis rivales tomadas en consideración. Los datos disponibles, los experimentos realizados, etcétera. Y para realizar esa valoración, deberá revisar todos los pasos de la investigación, esto es, los pasos experimentales practicados (las pruebas) y las inferencias realizadas a partir de ellos.

Un famoso ejemplo de HEMPEL puede ser aquí de ayuda. HEMPEL (1966: 16-20) relata la investigación del médico Ignaz SEMMELWEIS sobre las causas de la denominada fiebre puerperal que aquejaba, a menudo con resultado de muerte, a un alto porcentaje de mujeres de la Primera división de Maternidad del Hospital General de Viena entre los años 1844 y 1848. Los datos de partida de esta investigación son los siguientes: en 1844 murieron por efecto de esta enfermedad un 8,2 por 100 de las mujeres de la Primera división de Maternidad; en 1845, un 6,8 por 100 de ellas; y en 1846 un 11,4 por 100. Durante los mismos años, en cambio, los índices de mortalidad de mujeres en la Segunda división de Maternidad del mismo hospital, adyacente a la primera, fueron del 2,3, 2,0 y 2,7 por 100, respectivamente. SEMMELWEIS dedicó sus esfuerzos a averiguar las causas de tan llamativa diferencia entre las dos divisiones de maternidad para de este modo intentar reducir la mortalidad de la primera división. Para ello, formuló distintas hipótesis que pudieran explicar los datos disponibles. Una hipótesis ampliamente aceptada en el momento fue que la fiebre era causada por «influencias epidémicas» que se

extendían por distritos enteros y que producían la fiebre puerperal en mujeres que acababan de dar a luz. Pero esta hipótesis no es capaz de dar cuenta del hecho de que dos divisiones adyacentes de maternidad fueran afectadas de modo tan distinto y recurrente por la epidemia.

Una comisión especialmente designada para investigar el caso dictaminó que los reconocimientos obstétricos poco cuidadosos realizados por estudiantes en prácticas que trabajaban únicamente en esa división eran los causantes de la alta mortalidad. Si esta hipótesis sobre lo ocurrido es verdadera, es posible predecir que si se dejan de hacer esos reconocimientos poco cuidadosos, la mortalidad bajará. Así se hizo, impidiendo la participación de los estudiantes, pero la fiebre puerperal no sólo no bajó su incidencia sino que incluso aumentó, por lo que SEMMELWEIS consideró refutada la hipótesis. Más tarde se formuló la hipótesis de que podría tratarse de una enfermedad de origen psicológico: cada vez que un sacerdote tenía que atender a una paciente moribunda, éste debía cruzar la Primera división, siempre precedido de un monaguillo que hacía sonar una campanilla fúnebre. Esto, por la disposición de las salas del hospital, no ocurría en la Segunda división, y se pensó que el paso del sacerdote hasta la enfermería de esta forma un tanto tenebrosa podría debilitar tanto el ánimo de las parturientas que les hiciera propicias a la enfermedad. Pero si esta hipótesis era correcta, entonces se podría concluir que si el sacerdote dejaba de cruzar la Primera división cuando acudía a atender a las mujeres moribundas, bajaría la mortalidad de esta división. Durante un tiempo el sacerdote dio un rodeo para llegar a la enfermería sin cruzar la división y la mortalidad no descendió.

Finalmente, la casualidad llevó a SEMMELWEIS a formular una nueva hipótesis que resultaría correcta. Un médico del mismo hospital se hizo una herida en un dedo con un escalpelo de un estudiante con el que estaba realizando una autopsia. El médico murió después de padecer una agonía con los mismos síntomas de la fiebre puerperal. Eso llevó a SEMMELWEIS a la hipótesis de que la fiebre puerperal que sufrían en gran número las mujeres de la Primera división de Maternidad del hospital era debida a la infección producida por el contacto con instrumentos utilizados en autopsias, dado que él

mismo y su equipo solían visitar a las parturientas después de realizar disecciones en la sala de autopsias. Eso no ocurría en cambio en la Segunda división de Maternidad, donde las pacientes eran atendidas por comadronas. Si la hipótesis era correcta, una buena desinfección del instrumental y del personal antes de atender a las pacientes debería tener como resultado la disminución de la mortalidad. SEMMELWEIS ordenó que todo el personal procediera siempre a desinfectarse con sal clorada antes de atender a las parteras y la mortalidad descendió hasta el 1,27 por 100 en la primera División de Maternidad durante 1848.

¿Cuál es la estructura del razonamiento realizado por SEMMELWEIS? ¿Cómo contrastó sus hipótesis? ¿Por qué esas hipótesis y no otras?

Empecemos por la última pregunta. La formulación de hipótesis no está gobernada por las lógicas deductiva ni inductiva. La transición que va de los primeros datos observados a la formulación de una o diversas hipótesis sobre lo ocurrido se sitúa más bien en el ámbito de la imaginación, la invención o la creatividad (HEMPEL, 1966: 33; SALMON, 1967: 11-114). Son famosos los ejemplos de teorías científicas cuya primera hipótesis se debe a puras casualidades y éste es el caso también del ejemplo de la fiebre puerperal relatado: la casualidad de que un médico se cortara con un escalpelo con el que realizaba una autopsia hizo concebir a SEMMELWEIS la hipótesis de la infección por contacto con «materia cadavérica». Es claro, no obstante, que esta tesis sobre el carácter de la generación de hipótesis debe ser matizado. Por un lado, podría formularse siempre una pregunta previa: ¿por qué se seleccionan esos primeros datos, sobre los que se formularán las hipótesis, y no otros? O, en otros términos, ¿esos datos no se seleccionan a su vez basándose en alguna hipótesis previa de carácter más básico? La respuesta es claramente afirmativa: nuestra observación del mundo está mediatizada por la experiencia previa, por nuestros conocimientos anteriores, el saber científico del momento, etc. Por eso, si la policía quiere determinar la autoría de un asesinato, recoge datos como huellas dactilares, testigos, grabaciones de cámaras cercanas, si las hay, averigua quién se beneficia de la herencia del difunto, si tenía enemigos, etc. Todo ello porque su experiencia previa le indica que esos datos pueden ser úti-

les para la formulación de hipótesis sobre la autoría del asesinato<sup>106</sup>. Por otro lado, no cualquier hipótesis merece ser tomada en serio por la ciencia y tampoco por el derecho. En la ciencia se exigen tres requisitos fundamentales para la formulación de hipótesis: 1) debe estar bien formada, esto es, ser lógicamente consistente y significativa (no vacía de contenido semántico); 2) debe estar fundada en alguna medida en el conocimiento existente, y 3) debe ser empíricamente contrastable (BUNGE, 1967: 200 y 237-242). El derecho impone, al menos, dos restricciones adicionales: 4) la contrastabilidad no debe ser sólo potencial sino inmediata. Una hipótesis puede ser contrastable en el sentido general de que es sensible a la experiencia, pero no poder ser contrastada en el momento en que se afirma, por razones muy variadas: necesidad de nuevos avances técnicos que posibiliten la contrastación efectiva o por razones inherentes a la propia hipótesis<sup>107</sup>, etc. El derecho, en cambio, exige que la contrastación se produzca en un lapso temporal muy corto (normalmente, en una fase del proceso) por razones de tipo práctico; y, por último, 5) las hipótesis deben tener como objeto hechos jurídicamente relevantes, es decir, hechos a los que el derecho vincule consecuencias jurídicas o hechos que permitan fundar inferencias sobre la ocurrencia de otros hechos a los que el derecho atribuya consecuencias jurídicas<sup>108</sup>.

Pues bien, formulada ya la hipótesis, ¿qué hacemos con ella? SEMMELWEIS formuló finalmente la hipótesis de que la causa de la fiebre puerperal era una infección por contacto con «materia cadavérica».

<sup>106</sup> HEMPEL, 1966: 33 ss.; también POPPER, 1963: 73, quien afirma que «es muy cierto que cualquier hipótesis particular que elijamos habrá sido precedida por observaciones; por ejemplo, las observaciones que trata de explicar. Pero estas observaciones presuponen a su vez la adopción de un marco de referencia. Un marco de expectativas, un marco de teorías».

<sup>107</sup> Un ejemplo resultará, espero, iluminador: a finales del siglo XVII el astrónomo Edmond HALLEY inició un estudio sobre la órbita de los cometas y sostuvo la hipótesis de que, al menos algunos de ellos, seguían órbitas elípticas. Bajo esta hipótesis, sostuvo que el cometa avistado en 1682 era el mismo que el que había pasado cerca de la tierra en 1531 y en 1607. En 1705 HALLEY publicó la predicción de que el mismo cometa aparecería a finales de diciembre de 1758 como elemento de corroboración de su teoría de las órbitas elípticas de los cometas. La predicción de HALLEY es claramente contrastable, pero no lo era de forma inmediata. De hecho, cuando el cometa fue observado el 25 de diciembre de 1758, el astrónomo que dio nombre al cometa había muerto 15 años antes.

<sup>108</sup> Otra cosa es que los problemas de interpretación del derecho puedan dificultar la determinación de qué hechos son, en este sentido, jurídicamente relevantes.

ca». Dado el conocimiento previo existente, pudo inferir que si la hipótesis era correcta y el personal sanitario se desinfectaba con sal clorada, entonces se produciría un descenso en los índices de mortalidad post-parto. Ésta es una consecuencia empírica contrastable de la hipótesis que, en caso de producirse, aportaría apoyo inductivo (o corroboración, contrastación, como se prefiera) a la misma. La corroboración de una hipótesis supone, pues, la posibilidad de predecir<sup>109</sup> algún evento o estado de cosas empíricamente contrastable. Ahora bien, la hipótesis por sí sola no permite en general derivar una predicción que le aporte apoyo inductivo. Es necesario también suponer una serie de conocimientos previos del mundo que se denominan «supuestos auxiliares» (SA). En el ejemplo que he venido presentando, SEMMELWEIS supuso que la sal clorada eliminaría los agentes infecciosos, lo que presupone un conocimiento acerca de las propiedades de este producto y de los efectos que produce sobre las bacterias, etc. Sólo de este modo puede predicirse que si el personal sanitario se lava con sal clorada dejarán de producirse las infecciones<sup>110</sup>. Finalmente, que el personal se lave con sal clorada constituye lo que se denomina «condiciones iniciales» (CI), que son los hechos-condicionantes particulares que deben darse para que se ocurra lo predicho.

Puede ya advertirse que la estructura del razonamiento realizado es la siguiente:

(1) H y SA y CI → P

<sup>109</sup> La noción de predicción aquí, contra un cierto uso ordinario del término, no tiene implicaciones temporales hacia el futuro, sino simplemente hacia lo desconocido. «Una genuina predicción es una proposición que, en el momento de enunciarse, no se sabe si es verdadera o falsa» (QUESADA, 1998: 256). Así, no hay inconveniente en absoluto en realizar predicciones respecto de la ocurrencia de un hecho pasado. Para evitar la extrañeza que esto produce en el lenguaje ordinario, HAACK (2003: 74-75) distingue entre «predicción» y «postdición», teniendo ambas capacidad de corroboración o falsación de una hipótesis.

<sup>110</sup> La cuestión es algo más compleja. Si los SA se apartan de los conocimientos científicos más generales asumidos por la comunidad científica, difícilmente la hipótesis será aceptada por ésta. De hecho, SEMMELWEIS no consiguió el reconocimiento de sus colegas y acabó entloqueciendo. Su hipótesis chocaba con una asunción básica de la medicina de su época, *i. e.*, la teoría de los factores endógenos de la enfermedad. No fue hasta mucho después, cuando PASTEUR fue capaz de explicar los mecanismos de contagio a través de microbios, que la hipótesis de SEMMELWEIS tuvo el armazón teórico en que se podía insertar para explicar lo sucedido en el Hospital General de Viena.

donde H es la hipótesis a corroborar, SA los supuestos adicionales, CI las condiciones iniciales y P la predicción. En nuestro ejemplo: si la causa de la fiebre puerperal es la infección por «materia cadavérica» y la sal clorada es un eficaz desinfectante y el personal sanitario se lava cuidadosamente con sal clorada antes de atender a las parturientas, entonces éstas no enfermarán de fiebre puerperal. La constatación del cumplimiento de la predicción aporta, en principio, apoyo inductivo a la hipótesis. Sin embargo, la inversa no vale. Si la predicción no se cumple, no puede aún rechazarse la hipótesis. Como es fácil advertir, lo único que se puede derivar de (1) y  $\neg P$  es que  $\neg(H$  y SA y CI), es decir, que o bien la hipótesis o los supuestos adicionales o las condiciones iniciales son incorrectas. El hecho de que la predicción no se cumpla produce que la hipótesis no obtenga apoyo inductivo, pero no otorga apoyo inductivo a la negación de la hipótesis.<sup>111</sup>

Veamos esto en un ejemplo típico de la investigación penal. Si la policía detiene a un hombre del que sospecha que es el autor de la muerte a tiros, pocos minutos antes, del dueño de una joyería en la que han entrado a robar, puede hacer (y suele hacer) la siguiente predicción: si el detenido es el autor del disparo (H) y dados los ras- tros que un disparo deja sobre las manos de quien dispara, que pueden comprobarse mediante el procedimiento técnico x (SA), y dado que el autor del disparo no portaba guantes en el momento de disparar (CI), entonces se encontrarán rastros de pólvora sobre las manos del detenido (P). Por supuesto, ésta es una predicción constatable, que la policía comprueba. Si la predicción no se cumple, puede ser falsa la hipótesis, o bien los supuestos adicionales (porque, por ejemplo, el tipo de arma usada no deje esos rastros al ser disparada) o las condiciones iniciales (porque, por ejemplo, el sujeto sí llevara guantes al momento de disparar). En la medida, en cambio, en que estemos seguros de la verdad de SA y CI, esto nos llevará a rechazar o revisar la hipótesis analizada. Si se cumple la predicción, en cambio, ésta constituye un elemento de juicio a favor de la hipótesis, con las precisiones que presentaré enseguida.

<sup>111</sup> Lo que supone, precisamente, el rechazo del principio de complementariedad para la negación del que he hablado en páginas anteriores.

Es interesante observar que en el esquema de razonamiento presentado, los supuestos adicionales están integrados por generalizaciones empíricas.<sup>112</sup> Estas generalizaciones son la garantía de la inferencia que va de un hecho a otro y otorgarán mayor o menor fuerza a la inferencia en función del grado de corroboración que las propias generalizaciones tengan (TARUFFO, 1992: 246-248; GASCÓN, 1999: 180-181). Éstas pueden ser de muchos tipos e integran lo que los juristas suelen denominar «máximas de experiencia», que incluyen conocimientos técnicos, leyes científicas o simples generalizaciones del sentido común.<sup>113</sup> El grado de corroboración de las generalizaciones utilizadas en el razonamiento probatorio puede ser, o no, objeto de discusión en el proceso. Por supuesto, puede darse por sentido, aceptando simplemente como válida la generalización<sup>114</sup>, pero también es posible, por ejemplo, que alguna de las partes impugne la condición de elemento de juicio favorable a la hipótesis de la parte contraria de una predicción cumplida, sobre la base de la invalidez de la generalización utilizada como supuesto adicional. En ese caso, la generalización misma podrá ser objeto de prueba en el proceso, a los efectos de determinar su grado de corroboración, constituyendo lo que se ha denominado una «prueba sobre la prueba».

Pero volvamos al supuesto en que la predicción se cumple. ¿Constituye sin más un elemento de juicio que corrobora (en cierto grado) la hipótesis? La respuesta es que no necesariamente. Puede suceder perfectamente que la misma predicción P pueda formularse a partir

<sup>112</sup> De las que habla, como ya se ha visto, SCHAUER (2003: 101-107). Un buen análisis puede verse en ANDERSON-SCHUM-TWINING, 1991: 262-288.

<sup>113</sup> Por supuesto, la garantía inferencial que otorgan unos u otros tipos de generalizaciones no es la misma. Es muy distinta la garantía que nos da una generalización científica sobre el ADN que una máxima de experiencia acerca de la relación entre la veracidad de lo declarado por un testigo y el movimiento de sus manos o la expresión de su cara mientras declaraba. El razonamiento carecerá de toda fuerza inferencial si se basa en generalizaciones extremadamente vagas o espurias como estas últimas. Por eso para juzgar la corrección del razonamiento probatorio del juez, será necesario que éste explicité los diversos pasos del mismo y, en particular, las generalizaciones en las que está fundado.

<sup>114</sup> Cosa nada extraña ni incorrecta en sí misma. No podemos, ni en el proceso ni en cualquier otro ámbito, poner en discusión todas las bases de nuestro razonamiento, por lo que solemos aceptar como válidas algunas premisas sin discutir su fundamento en ese momento.

de diversas hipótesis, en cuyo caso la constatación de que se cumple *P* no es un elemento de juicio para preferir alguna de ellas y, por tanto, no otorga a ninguna una probabilidad mayor que las otras. De hecho, es lo normal que puedan formularse distintas hipótesis sobre los hechos que sean capaces de explicar los mismos datos. Un nuevo ejemplo puede ser de utilidad.

Hay acuerdo entre los paleontólogos acerca de que la extinción de los dinosaurios se produjo por efecto de un importante calentamiento global de la corteza terrestre a finales del Cretáceo, hace unos 65 millones de años, dando término a la era Mesozoica. La cuestión es por qué se produjo ese calentamiento. Se han formulado muchas hipótesis al respecto, pero dos de ellas parecen tener los mayores niveles de contrastación: 1) el calentamiento fue debido a la intensa y simultánea erupción de un buen número de volcanes hacia finales del Cretáceo y 2) fue el efecto del impacto de uno o más meteoritos sobre la tierra. En ambos casos, los efectos habrían sido más o menos los mismos: la inyección hacia la atmósfera de cantidades extraordinarias de polvo, aerosoles y gases, seguida por lluvias ácidas, habría provocado una cascada de efectos climáticos que la mayoría de las especies no pudo resistir. Se produjo primero el oscurecimiento de la atmósfera, que inhibió la fotosíntesis e hizo disminuir rápidamente la temperatura; a continuación, el vapor de agua y el anhídrido carbónico provocaron un fuerte recalentamiento. Después se habrían acidificado los océanos. También bajo las dos hipótesis se puede llegar a predecir que en los estratos sedimentarios de aquella era se encontrarán abundantes partículas de cuarzo fracturado. Aunque, como es el caso, la predicción resulte cierta, su cumplimiento no otorga un mayor grado de corroboración a ninguna de las dos hipótesis frente a la otra, puesto que la predicción puede derivarse de ambas.<sup>115</sup> Por ello, es necesario extraer alguna consecuencia en forma de predicción de una de las dos hipótesis que no sea explicable por la otra. Pues bien, resulta que la hipótesis del impacto de uno o más meteoritos permite predecir una específica fractura de las partículas de cuarzo que sería muy sorprendente (*i. e.*, inexplicable) bajo la hipótesis de las erupciones volcánicas. Dado que se trata de una

<sup>115</sup> Sí, en cambio, otorga un grado de corroboración mayor a estas hipótesis frente a otras rivales que no puedan predecir el hallazgo de las partículas de cuarzo fracturado.

predicción constatable, se procede a su constatación y su cumplimiento atribuye un mayor nivel de corroboración a la hipótesis del impacto de meteoritos.

Lo mismo ocurre en la corroboración de hipótesis relevantes en el proceso judicial. Supóngase que la policía se persona en una casa alertada por la alarma antirrobo de la misma. En el jardín de la casa se encuentra a un sujeto y es detenido. Inspeccionada la casa se comprueba que han sido robadas unas valiosas joyas que estaban en un baúl en la habitación conyugal de los propietarios de la casa. Si la hipótesis de que el detenido es el ladrón es correcta, y ha sido detenido estando aún en el jardín de la casa, se puede predecir que las joyas estarán aún en su poder. Pues bien, se procede a registrar al sujeto y en sus bolsillos se encuentran, efectivamente, parte de las joyas. Parece ésta, claramente, una corroboración de la hipótesis. No obstante, el detenido sostiene una hipótesis alternativa: él es el jar-dinero de esa casa, ha oído la alarma y al acercarse a la entrada principal ha encontrado las joyas tiradas en el suelo en el jardín, por lo que ha procedido a recogerlas para entregarlas a su propietaria en cuanto la vea. Ahora está claro que la predicción de que las joyas se encontrarían en poder del detenido es compatible tanto con la hipótesis de la policía como con la hipótesis del detenido. Por eso, no aporta confirmación a ninguna de ellas respecto de la otra que permita preferir racionalmente una de las hipótesis en conflicto. Ahora bien, si la hipótesis de que el detenido es el ladrón es correcta, y dado que cuando se toca un objeto con los dedos se dejan sobre él las huellas dactilares, y dado que no portaba guantes ni se han encontrado tirados en los alrededores, se puede predecir que se encontrarán sus huellas en el interior de la casa y, en particular, en el baúl en el que estaban las joyas originalmente. Esta es una predicción que, de cumplirse, permite ya elegir una de las hipótesis en conflicto, puesto que resultaría incompatible con la hipótesis del detenido.<sup>116</sup>

<sup>116</sup> Éste, claro está, podría modificar su hipótesis inicial (corrigiendo o añadiendo circunstancias) y explicar que, además de jardinero, es también amante de la propietaria, razón por la cual es fácil que sus huellas estén por toda la casa y también por la habitación conyugal de los dueños. La policía deberá encontrar, entonces, algún hecho que permita de nuevo corroborar su hipótesis frente a la del detenido. Volveré más adelante sobre este punto.



Siendo así, la contrarrestación de una hipótesis exige, junto a lo establecido por la fórmula (1),

$$(2) \neg(H \text{ y } SA \text{ y } CI) \rightarrow \text{muy probablemente } \neg P$$

que se lee: si no es el caso que (no son verdaderos) la hipótesis H y los supuestos adicionales SA y las condiciones iniciales CI, entonces muy probablemente no se dará P.

Siendo ésta claramente una fórmula probabilística, quisiera destacar al menos dos aspectos de ella <sup>117</sup>. En primer lugar, no podemos tener nunca la certeza de que H sea verdadera, aunque disponga de un gran apoyo inductivo, porque siempre puede haber una hipótesis H' que prediga lo mismo. Es posible que H' no haya sido tomada en cuenta porque el estado actual del conocimiento no permita hacer esa predicción a partir de H' o, incluso, que H' no sea siquiera imaginable en el momento de tomar la decisión. Debe advertirse que todos ellos son supuestos en que la decisión actual de considerar corroborada H (en el derecho: probada) será siempre una decisión inferencialmente válida, por cuanto ésta es la decisión justificada sobre la base del actual conocimiento. Otra cosa es que posteriores investigaciones o avances del conocimiento general permitan concebir otras hipótesis alternativas y hasta mostrar que alguna de ellas es capaz de obtener mayor corroboración que H <sup>118</sup>. En definitiva, se tra-

<sup>117</sup> Pueden verse los problemas relativos a la interpretación de (2) en Díez-Moulines, 1997: 77-79.

<sup>118</sup> De nuevo un ejemplo puede ser útil: a finales de 1991 se produjo una serie de asaltos violentos a parejas en zonas despopuladas de algunas poblaciones de las provincias de Barcelona y Tarragona. Los agresores eran dos, según las víctimas, y sorprendían a las parejas en sus coches, les robaban, golpeaban y acababan violando a la chica. Basándose en las descripciones realizadas por las víctimas, la policía buscó a dos hombres de aspecto norteafricano, que hablaban entre ellos «una lengua extraña», que podría ser árabe. El 11 de noviembre de ese año fue detenido en una pensión de Terrassa Ahmed Tommouhi, de 40 años, natural de Nador. Dos días después fue detenido en Barcelona Abderrazak Mounib, de 39 años, y nacido en la ciudad marroquí de Fez. Los dos detenidos recibieron finalmente 4 condenas por delitos de robo, violación, detención ilegal, coacciones y lesiones (de las cuales sólo dos eran en común). Las condenas se basaron, pese a la insistencia de los acusados en su inocencia, en la identificación concurrente e independiente de todas las víctimas en las correspondientes ruedas de reconocimiento. Sin abundar mucho más en los detalles de los procedimientos, podría decirse que la

ta de que el hecho que se predice a partir de la hipótesis H (más los SA y CI correspondientes) sería muy sorprendente si H no fuera verdadera (LAUDAN, 2006: 82). Y aquí hay que entender «muy sorprendente» como inexplicable, dados los actuales conocimientos generales del mundo y los demás datos del caso.

hipótesis acusatoria estaba suficientemente corroborada y que, en consecuencia, las condenas estaban justificadas. En 1995, en cambio, estando los dos condenados en la cárcel, se produjo de nuevo una serie de asaltos en la provincia de Barcelona, que compartían la forma de actuar con los de 1991. Durante un dispositivo de vigilancia, la policía detuvo el 20 de junio de 1995 a A. G. C., un ciudadano español de raza gitana. El acusado tenía en su vehículo algunas de las pertenencias robadas a las parejas, un bate de béisbol y un revólver de fuego como los descritos por las víctimas de las agresiones. La policía advirtió el extraordinario parecido físico entre A. G. C. y Ahmed Tommouhi, dato que derivaba la fiabilidad de las identificaciones de este último realizadas por las víctimas. Por otro lado, A. G. C. usaba a menudo expresiones en caló, que podrían haber sido confundidas con el árabe por personas desconocedoras de ambas lenguas. Finalmente, en 1996 pudo hacerse un análisis de ADN de los restos de semen hallados en un pañuelo correspondiente a una de las violaciones de 1991, por las que habían sido condenados Tommouhi y Mounib. El resultado fue que había rastros de semen de dos hombres, uno de los cuales era A. G. C. y el otro algún pariente cercano sin identificar. Con estos nuevos datos, se interpuso recurso de revisión ante el Tribunal Supremo contra la condena (por esa violación) de Tommouhi y Mounib. El de mayo de 1997, el Tribunal supremo dictó sentencia (STS 789/1997) revisando la condena anterior y absolviendo a los dos previamente condenados. Dijo el Tribunal en esa sentencia que «sucede, como señala el Fiscal, que los adelantos científicos han permitido alcanzar finalmente unos resultados claros y decisivos allí donde los conocimientos de 1992 fueron insuficientes para avanzar en un sentido o en otro, puesto que no lograron trazar perfil alguno de ADN».

¿Cómo puede entenderse lo sucedido? Pues bien, creo que una buena representación podría ser la siguiente. En los juicios en que Tommouhi y Mounib fueron condenados no se tuvo en cuenta la hipótesis de que un sujeto extraordinariamente parecido al primero y un pariente pudieran ser los verdaderos autores, lo que explicaría la coincidencia de las víctimas en las identificaciones en las ruedas de reconocimiento. Además, el «doble» de Tommouhi hablaba caló, que podría ser confundido con el árabe. Esta hipótesis de la inocencia de Tommouhi y Mounib, ni siquiera planteada por su defensa, hubiera resultado una hipótesis *ad hoc* en su momento (sobre ellas volveré al analizar los estándares de prueba de los científicos *ad hoc* en su momento) (sobre ellas volveré al analizar los conocimientos posteriores). De ninguna manera contrastable. En cambio, los avances en el conocimiento posterior permitieron revisar el carácter *ad hoc* de esa hipótesis y la imposibilidad de su contrastación: aparece un sujeto, implicado en otras violaciones del mismo estilo, de extraordinario parecido, con lo que ya puede contrastarse la hipótesis del «doble». Además, los avances científicos permiten ya realizar pruebas de ADN sobre los rastros de semen del pañuelo hallado en una de las violaciones de 1991. Si el «doble» de Tommouhi, A. G. C., y no él mismo fue el asaltante, podemos formular la predicción de que los restos de semen pertenecerán a A. G. C. Realizada la prueba correspondiente, la predicción se cumple. Y podemos también formular muy fuertemente la predicción de que si A. G. C. no fue el asaltante y violador (más los supuestos adicionales y condiciones iniciales correspondientes), entonces muy probablemente el semen hallado en el pañuelo no sería suyo.

En segundo lugar, el grado de contrastación de  $H$  está en función de  $a$ ) las predicciones que hayan resultado ser verdaderas que permite realizar a partir de los datos disponibles y  $b$ ) las improbabilidad de que otra hipótesis  $H'$  dé cuenta de los mismos datos y permita formular las mismas predicciones verdaderas (en términos parecidos, BUNGE, 1967: 735-744).

Como puede observarse, cada predicción formulada a partir de la hipótesis cumple pues dos funciones: desafía la hipótesis en la medida en que si la predicción no se cumple aquélla queda cuestionada y, por otro lado, supone la eliminación de las hipótesis que no pueden predecir lo mismo (siempre que la predicción se cumpla, claro). A su vez, la comprobación del cumplimiento de la predicción se convierte en el proceso en un nuevo elemento de juicio, una nueva prueba, que se incorpora al proceso e introduce el nuevo hecho (predicho y cumplido) como dato que se acumula a los ya existentes. Las hipótesis sobrevivientes, si son más de una, deberán ser compatibles con ese nuevo dato y los ya existentes anteriormente. Para aumentar la corroboración de las hipótesis sobrevivientes deberá realizarse alguna nueva predicción que permita eliminar alguna de ellas (por no ser compatible —no poder explicar— el hecho predicho), y así sucesivamente. Cuantos más pasos de este tipo se hayan dado y más hipótesis rivales hayan sido eliminadas (*i. e.*, falsadas), mayor será la corroboración de la/s hipótesis sobreviviente/s.

Finalmente, el nivel de corroboración o apoyo inductivo corresponde a la probabilidad inductiva de la hipótesis, en el sentido baconiano sostenido por L. J. COHEN<sup>119</sup>, que ha sido presentada en el epígrafe anterior.

<sup>119</sup> Más estrictamente, la probabilidad inductiva de una proposición singular  $P$  respecto de un elemento de juicio, o de un conjunto de elementos de juicio,  $E \rightarrow p$  (Pa, Ea) —varía directamente con el soporte inductivo que existe para la generalización  $s[X(Ea \rightarrow Px)]$  de la que el condicional  $Ea \rightarrow Pa$  es una instancia de sustitución. El soporte inductivo —en la fórmula,  $s[]$ — se aplica a los condicionales universalmente cuantificados y la probabilidad inductiva —en la fórmula,  $p()$ — a instancias de sustitución de esos condicionales (COHEN, L. J., 1977: 200).

COHEN elaboró un método inductivo por eliminación, que él denominó «método de las variables relevantes» para someter a la hipótesis a controles probatorios que la desafián progresivamente (proponiendo hipótesis alternativas) y permitan evaluar, así, el grado de soporte inductivo de la misma (véase COHEN, L. J., 1977: 121-166; *idem*, 1989b:

### 2.3. El momento de la decisión sobre los hechos probados

La metodología recién presentada nos habilita para atribuir grados de corroboración o probabilidad inductiva a una hipótesis sobre los hechos. La evaluación de las distintas hipótesis plausibles imaginables (o de las efectivamente planteadas por las partes en el proceso), de las predicciones que permiten formular, la constatación del cumplimiento o incumplimiento de esas predicciones, etc., posibilita al juez la determinación de la probabilidad de que una hipótesis sea verdadera, dados los elementos de juicio disponibles. En esa labor, el juez ocupa la posición análoga a la de la comunidad científica que evalúa la investigación realizada por otros.

Ahora bien, el punto de partida de este capítulo fue que nunca una metodología inductiva nos habilitaría para adquirir certezas acerca de la verdad de una hipótesis. Por ello, necesitamos dar un paso más para estar en condiciones de decidir si vamos a considerar probada una hipótesis sobre los hechos en el proceso judicial; es imprescindible fijar el umbral a partir del cual aceptaremos una hipótesis como probada. Es decir, debemos determinar el grado de probabilidad suficiente para dar por probada la hipótesis<sup>120</sup>. Y para ello no podemos, por cierto, acudir a una simple cuantificación numérica de esa probabilidad, una vez se ha rechazado la aplicabilidad de la probabilidad matemática pascaliana como esquema de razonamiento probatorio (ZUCKERMAN, 1989: 122 ss.).

Antes de continuar es necesario, no obstante, realizar dos advertencias. En primer lugar, nada impone que el estándar de prueba deba ser el mismo en todo tipo de procesos. De hecho, en el ámbito anglosajón es común aceptar el estándar del «más allá de toda duda razonable»

145-163) o de *legisimilitud* (*i. e.*, semejanza a una ley): La *legisimilitud* de una generalización, correspondiente a su grado de soporte inductivo o de corroboración (COHEN, L. J., 1989b: 188), puede responder al reclamo que LAKATOS (1968: § 3.3) formuló a Popper en el sentido de vincular la corroboración de una hipótesis con su verosimilitud y, por tanto, con un principio inductivo.

<sup>120</sup> De este modo, éste es ya el último paso en el camino que empezó con la asunción semántica de que enunciados probatorios del tipo «está probado que  $p$ » son sinónimos de «hay elementos de juicio suficientes a favor de  $p$ » (FERRER, 2002: 35-38). Entonces déjese para otra ocasión la determinación del umbral de suficiencia y del método para evaluarla. Aquí llegó pues la ocasión de hacerlo.