



Universidad de Buenos Aires
Facultad de Derecho y Ciencias Sociales

Tesis doctoral dirigida
por el Doctor **Roberto J. Vernengo**

Inferencia estadística en decisiones judiciales

por

Carlos G. Gregorio

Jurado

Isidoro Eisner
Martin D. Farrell
Roberto Manuel López Cabana

Defensa el 17 de diciembre de 1991
Calificación: Sobresaliente
T° 3 F° 74

Septiembre de 1990

INDICE

Introducción 1

I PRINCIPIO DE PREPONDERANCIA 7

- 1 Preponderancia de la Prueba 8
- 2 Preponderancia de la Probabilidad 10

II TEOREMA DE BAYES 13

III VALOR PROBATORIO 19

- 1 Modelos de Valoración de la Prueba 21
- 2 Mecanismos Probatorios 24
- 3 Valor de la Información Estadística 28

IV UMBRALES 34

- 1 Niveles de Certeza 31
- 2 Criterio de Blackstone 32
- 3 Casos Civiles 34

V PROBABILIDADES no-PASCALIANAS 41

- 1 Probabilidades Inductivas 41
- 2 Probabilidad Inductiva de Cohen 44
- 3 Teorías de la Posibilidad y de la Credibilidad 45
- 4 Medios de Prueba 'Puros' y 'Mixtos' 46
- 5 Probabilidad Subjetiva 47
- 6 Conclusión 49

VI APLICACIONES 53

- 1 Indemnización por pérdida de chance 54
- 2 Monto indemnizatorio 56
- 3 Prueba 58
- 4 recapitulación 59
- 5 Valor probatorio de los hechos considerados en la determinación de indemnizaciones por daños a la persona 60
- 6 Umbral de probabilidad en la reparación de la pérdida de chance 65

Discusión 69

Conclusiones 77

Referencias 79

Índice de Casos 87

Prólogo

El mundo de los matemáticos parece estar muy alejado del mundo del derecho. Sin embargo siempre han existido puntos de contacto muy significativos. Más aún han existido matemáticos que al mismo tiempo han sido importantes juristas, e.g. Leibnitz, Fermat, &c.

Para dar solamente un ejemplo, de alguna forma relacionado con este trabajo, el concepto de valor esperado tradicionalmente atribuido a Leibnitz, fue planteado en *De incerti æstimatione* (1678) como solución de un caso, y propuesto para su aplicación como principio de jurisprudencia. Esta temática también fue tratada por Condorcet diciendo en sus '*Réfexions sur la règle générale, qui prescrit de prendre pour valeur de l'événement incertain, la probabilité de cet événement multipliée par la valeur de l'événement en lui-même*' (1781). Esta idea fue luego retomada por Keynes (1921) y propuesta para la cuantificación de un daño.

En las obras de Leibniz *De Arte Combinatoria* (1666), *Calculus Ratiocinator* y *Calculus Consequentiarum* están las bases sobre las cuales Miguel Sánchez-Mazas ha desarrollado recientemente los modelos aritméticos de los sistemas normativos. Tenemos pues, a Leibniz en la raíz de las distintas líneas tradicionales que vienen a confluir hoy en el problema de las relaciones entre lógica, matemática y derecho.

En este trabajo se han intentado desarrollar solo algunos aspectos parciales en los que se vinculan especialmente el derecho y las probabilidades. Para ello ha sido de gran utilidad la fecunda bibliografía inglesa, americana y escandinava, sin desechar los singulares aportes existentes en nuestro derecho. Los resultados alcanzados, junto con otros como los mencionados anteriormente, se hacen cada vez mas relevantes en la medida que los jueces incorporan la ayuda informática en la toma de decisiones.

Prácticamente todas las citas bibliográficas son mencionadas en el texto, solo algunas de carácter general se incluyeron únicamente como referencia, de esta forma se reconoce el crédito que estos autores tienen en la elaboración de este trabajo. Sin embargo se me ha presentado aquí una dificultad. Creo necesario expresar aquí que el Doctor Roberto J. Vernengo ha realizado una innumerable cantidad de comentarios y observaciones que

no fue posible volcar al listado de referencias, ni siquiera con la acotación 'contribución personal'. Del mismo modo, la Doctora Gladys S. Álvarez ha discutido y aportado sus conocimientos en aspectos fundamentales de este trabajo. De esta forma deseo expresarles mi especial reconocimiento. También quiero destacar que el Profesor David H. Kaye (*Arizona State University*) y el Profesor Irving J. Good (*Virginia State University*) me han facilitado gentilmente todos sus trabajos en relación con el tema. También el Profesor Martin Edman (*Umeå Universitet*) me ha hecho importantes acotaciones a su trabajo. Una cita bibliográfica que he preferido mencionarla en este prefacio es debida a Ludwig von Bertalanffy, su *Teoría General de Sistemas*; muchas de sus ideas, por su trascendencia, han gravitado en el enfoque dado a este trabajo.

Como el valor de un desarrollo teórico, o de un modelo, depende en gran parte de su capacidad explicativa de los hechos del pasado y predictiva de los por ocurrir, en este trabajo se ha considerado fundamental contrastar las líneas de pensamiento existentes y los modelos propuestos para el valor probatorio, con decisiones judiciales. Esta tarea requirió relevar casos, identificar variables, asignarles valores e interpretar situaciones particulares; en ella han participado todos los abogados de la Oficina de Jurisprudencia e Informática de la ex-Cámara Nacional de Apelaciones Especial en lo Civil y Comercial, de ellos es el crédito fundamental, pero deseo mencionar especialmente a las Doctoras Isabel Núñez y Silvana Greco.

No es casual que el primer manuscrito de este trabajo haya fluido con facilidad en la serenidad del barrio de Pocitos, en Montevideo, es curioso, pero en la tarea de investigación existen algunos ingredientes intangibles que se consiguen solo a un precio muy alto. Finalmente debo destacar la ayuda infatigable de mi esposa Cecilia J. Iannino, es para mí un placer agradecerse aquí.

Buenos Aires, Septiembre de 1990.

C.G.G.

Introducción

Cuando en un proceso legal queda planteada una cuestión de hecho, surge para las partes la necesidad de probar la existencia o veracidad de los hechos alegados por los medios admisibles según las reglas procesales. No obstante los jueces no están obligados a valorar todos y cada uno de los argumentos de las partes sino solo aquellos que estimen pertinentes para la solución del caso.

La mejor apreciación de la prueba sería aquella que logra el juez mediante la percepción directa de los hechos. Sin embargo tal percepción no siempre es posible. Los hechos normalmente desaparecen y sólo queda de ellos un recuerdo, o en algunos casos se mencionan hechos que solo probablemente ocurrirán. Por ello en la mayoría de los casos se hace necesario un proceso de representación o reconstrucción presente de un hecho pasado. La representación se puede obtener mediante información auxiliar, y alternativamente de otros hechos conocidos es posible inferir o deducir los desconocidos (Couture (1941)).

De esta forma en un proceso legal cualquier cuestión a probar no puede ser probada más allá de ser 'probable', pero la probabilidad es solo un valor declarativo determinado por el conocimiento de los hechos y resulta inevitable que permanezca una situación de duda o incertidumbre. Sin embargo para lograr una decisión judicial resulta necesario que de la conjunción entre las reglas procesales y la valoración de la prueba resulte que determinados hechos alegados sean declarados existentes o inexistentes.

En este mismo contexto la prueba ha sido definida como la actividad procesal destinada a dar certeza al juez sobre los hechos litigiosos indispensables para fundar sentencia (cf. Fenochietto (1982)). Naturalmente se trata de una certeza moral, y 'se refiere al estado de ánimo en virtud del cual el sujeto aprecia ya que no la seguridad absoluta, sí el grado de probabilidad acerca de la verdad de la proposición de que se trata'. [1]

Este concepto de certeza judicial opera en función de ciertos grados de probabilidad que la implican o la excluyen, sin embargo no es posible

definir un nivel general que establezca un límite entre la certeza judicial y la insuficiencia de la actividad probatoria.

Muchas veces esa certeza moral no se obtiene con una evaluación aislada de los diversos elementos de la prueba, es decir tomados uno por uno, sino en su totalidad, que es bien diferente. Probanzas que individualmente estudiadas pueden ser objeto de reparos, ser débiles, o imprecisas, en numerosos casos se complementan entre sí, de tal modo que, unidas, llevan al ánimo del juez la convicción de la verdad de los hechos.[2]

El principio continental de 'libre valoración de la prueba' faculta a los jueces para que regulen discrecionalmente la apreciación o credibilidad de la prueba. De acuerdo a este principio el valor probatorio de un elemento de prueba en particular depende de la apreciación subjetiva del juez. Pero esta valoración no es un proceso sin restricciones, es una actividad sometida a un conjunto de criterios lógicos y racionales plasmados en las reglas procesales y en los precedentes. Esta apreciación en nuestro sistema procesal está basada en las reglas de la sana crítica (Couture (1941), Russo (1977, 1979)).

La doctrina continental señala que los jueces deben alcanzar un estado subjetivo de 'plena certeza' sobre la existencia de culpabilidad antes de declarar al acusado culpable, este concepto se ha definido con la máxima *in dubio pro reo*.

En el derecho anglosajón existe una distinción explícita que establece tres niveles de certeza judicial: 'más allá de una duda razonable' equivalente al continental *in dubio pro reo*, 'preponderancia satisfactoria, incontestable, conclusiva o clara' y '(simple) preponderancia de la prueba'. Normalmente el primer nivel es el requerido en las causas penales y el último en las civiles, aunque esto no es una regla general.

En todos estos conceptos está subyacente la posibilidad de un error judicial que redunde en condenar un inocente o en responsabilizar a una persona en función de hechos que realmente no han ocurrido.

Considerando el análisis realizado, en un proceso legal deber responderse a las siguientes preguntas-guía:

j) ¿qué proposiciones deben ser probadas en orden a alcanzar determinadas consecuencias jurídicas?

ij) ¿qué proposiciones pueden ser empleadas en la prueba ?

iiij) ¿cuál es el valor probatorio de las proposiciones utilizadas ?

iv) ¿cuál es la probabilidad de las proposiciones a ser demostradas, luego que las pruebas presentadas por las partes han sido admitidas?

v) ¿cómo estos valores de probabilidad permiten al juez apreciar la prueba?

En este proceso de 'búsqueda de los hechos' la doctrina, algunas reglas procesales, y no pocas decisiones judiciales han utilizado el concepto de probabilidad.

En una primera aproximación pareció natural utilizar el concepto de probabilidad matemática [3] como una medida del grado de certeza que se tiene sobre la existencia u ocurrencia de un evento. Las discusiones más interesantes en este aspecto surgieron con los trabajos de Fairley & Finkelstein (1970) y Tribe (1971). Ellas estuvieron motivadas por una serie de fallos, entre ellos *People vs. Risley* (1915), *Sargent vs. Massachusetts Accident Co.* (1940), *Smith vs. Rapid Transit Inc.* (1945) y *People vs. Collins* (1968) en los que los hechos fueron probados con argumentos probabilísticos, aunque no siempre fueron aceptados.

La discusión metodológica y los precedentes marcaron después de *Collins* las diferencias entre los partidarios del uso de técnicas cuantitativas y quienes como Tribe (1971) entendían que 'el costo de integrar las matemáticas al proceso de búsqueda de los hechos en una causa legal supera los beneficios'. Los trabajos más destacados en ese entonces fueron los de Kaye (1979) y Schum (1979) quienes introdujeron el Teorema de Bayes para el cálculo de la probabilidad de los hechos alegados.

Con la publicación del trabajo de Cohen (1977) '*The probable and the provable*' el problema quedó planteado en su raíz: "Son las probabilidades utilizadas en el razonamiento judicial probabilidades matemáticas?

Schum (1986) cree ver en este momento abrirse la caja de Pandora de la cual salen conceptos alternativos al de probabilidad matemática quedando definidas las siguientes posiciones:

j) la escuela de Pascal/Bayes de la probabilidad matemática e incertidumbre.

ij) la escuela de Bacon/Mill/Cohen de probabilidad inductiva.

iiij) la escuela de Shafer/Dempster de funciones de credibilidad no aditivas.

iv) la escuela de Zadeh de conjuntos e inferencia difusa.

v) la escuela Escandinava de mecanismos probatorios.

Otro aspecto práctico fue la aparición de la 'prueba estadística' (cf.: Brook (1985)) vinculada a casos de paternidad, daños, discriminación laboral, decepción publicitaria, discriminación por parte de un jurado, &c. entre los que pueden citarse *Kamosky vs Owens Illinois Glass Co.* (1950), *Castaneda vs Partida* (1977), *Kaminsky vs Hertz Co.* (1979) y recientemente en el caso penal *People vs Bolding* (1988). Simultáneamente el cambio tecnológico dió lugar a nuevas figuras a juzgar y nuevos métodos ericiales, por ello jueces y tratadistas comenzaron a utilizar probabilidades en la definición de conceptos jurídicos (cf.: Orgaz (1967), Bustamante Alsina (1989) y Leonardi (1990)).

Paralelamente sufrieron un proceso de cuantificación las expresiones 'preponderancia de la prueba' y 'más allá de una duda razonable' que desde *Commonwealth vs Webster* (1850) hasta nuestros días ha sido 'probabilizada' -Simon (1970)- y 'desprobabilizada' -Nesson (1989)- con argumentos muy atendibles. Independientemente de su cuantificación, hoy es aceptada explícitamente la existencia de umbrales de decisión tanto en el derecho anglosajón (cf.: 30 *American Jurisprudence* 2d §§ 1163 & seq.) como en nuestro derecho (cf.: *Gomez, Olga vs Fernandez Ramos, J.* (1989)).

NOTAS

1. *Diolosa, Alfio vs Sucesión de Delfín Salgado Lorenzo; Santibañes de Camartino, T. vs Díaz de las Heras, Juan C. y Matos, Manuel vs Martínez Cheix, Sergio.*

2. *O., G. E. vs S., R. E.*

3. La formulación teórica del cálculo de probabilidades tiene su origen en un intercambio de correspondencia ocurrido durante el año 1654, entre Blaise Pascal y Pierre de Fermat sobre un juego de azar. Luego siguieron los trabajos de Christiaan Huygens, Jacques Bernoulli y otros, pero es Pierre Simon de Laplace quien en 1812 publica su *Théorie Analytique des Probabilités*, en la que sistematiza y resume los resultados obtenidos desde Pascal y Fermat. Allí aparece la definición hoy denominada clásica: viz. 'La probabilidad de un suceso es la razón entre el número de casos favorables y el número de total de casos posibles. Pero esto supone los distintos casos como igualmente posibles'. John Venn denomina a esta visión como materialista para contraponerla con la que afirma que la probabilidad no es más que el grado de creencia que merece una proposición, a la que denomina conceptualista. Sin embargo el concepto que hoy utilizamos de probabilidad

matemática tiene una definición muy precisa, de la cual la definición de Laplace es sólo un caso particular. Para enunciarla es necesario definir:

DEFINICIÓN 1. [*Álgebra de sucesos*] Si A y B son sucesos entonces es posible definir los sucesos: $A + B$, $A \& B$, y $\text{no-}A$:

$A + B$ ocurre si y sólo si ocurre A ó ocurre B
 $A \& B$ ocurre si y sólo si ocurre A y ocurre B
 $\text{no-}A$ ocurre si y sólo si no ocurre A

además $\emptyset$ denotará el suceso imposible y E al suceso cierto.

DEFINICIÓN 2. Los sucesos $A_1, A_2, \dots$ son incompatibles si y sólo si es imposible que ningún par de ellos ocurran simultáneamente.

Es decir $A_i \& A_j = \emptyset$ para todo $i \neq j$.

DEFINICIÓN 3. Se llama probabilidad matemática de un suceso A a un número real $\text{Prob}(A)$ que satisface los siguientes axiomas:

PM1 $\text{Prob}(A) \geq 0$

PM2 Si $A_1, A_2, \dots$ son sucesos incompatibles entonces

$$\text{Prob}(A_1 + A_2 + \dots) = \text{Prob}(A_1) + \text{Prob}(A_2) + \dots$$

PM3 $\text{Prob}(E) = 1$.

DEFINICIÓN 4. Se llama *probabilidad condicional* de un suceso B dado el suceso A, y se representa por $\text{Prob}(B|A)$ al cociente:

$$\text{Prob}(B|A) = \frac{\text{Prob}(A \& B)}{\text{Prob}(A)}$$

DEFINICIÓN 5. Se dice que los sucesos A y B son *independientes* si

$$\text{Prob}(B|A) = \text{Prob}(B)$$

De esta definición se concluye que si los sucesos A y B son independientes entonces:

$$\text{Prob}(A \& B) = \text{Prob}(A) \cdot \text{Prob}(B)$$

o sea la probabilidad de la conjunción de dos sucesos es igual al producto de sus probabilidades.

Un tratamiento *in extenso* y al mismo tiempo simple de la teoría de probabilidades puede encontrarse en Santaló (1970).

Principio de Preponderancia

Gottfried Wilhelm von Leibniz escribía en 1687 a Vincentius Placcius:

'Si dos litigantes reclaman su derecho a una suma de dinero, y si el reclamo de uno de ellos es el doble de probable que el del otro, entonces la suma debe ser dividida entre ellos en esa proporción'

El principio de la distribución proporcionada, así enunciado por Leibnitz y que luego fuera apoyado por Keynes (1921) diciendo: 'La doctrina parece sensible, pero no soy consiente que haya sido alguna vez aplicada', presenta dificultades en la resolución de conflictos legales. Dos soluciones posibles han sido planteadas para este litigio, una basada en la proporcionalidad que distribuye en partes de acuerdo con la comparación entre la validez de cada reclamo; la otra basada en la preponderancia, que da todo, favoreciendo a aquel cuyo reclamo es más válido.

Según este enfoque se 'inclina la balanza' en favor de una parte, la que prevalece sobre la otra.

Virtualmente todos los sistemas legales se han inclinado a determinar cual es el reclamo más atendible y fallar en consecuencia, dejando el reclamo menos válido en cero. En política, sin embargo, están presentes ambos sistemas y quizás un tercero: la proporción progresiva (cf.: Rescher (1989)).

Para aclarar esta dificultad, consideremos el siguiente análisis en el que una suma V de dinero está en litigio. Los elementos probatorios P que A y B aportan en su favor son insuficientes (i.e.: inciertos y contradictorios). Sean

$$q = \text{Prob}(A|P)$$

$$1 - q = \text{Prob}(B|P)$$

Si se adoptara un fallo proporcional, A recibiría $q \cdot V$ y B recibiría $(1 - q) \cdot V$. Esta decisión tendría dos consecuencias indeseables: que

correspondiéndole V a B se le quite $q \cdot V$ o que correspondiéndole V a A se le quite $(1-q) \cdot V$.

Si por otra parte:

p = la probabilidad de que en realidad V corresponda a A
 $1 - p$ = la probabilidad de que en realidad V corresponda a B

(Sin pérdida de generalidad en este análisis supondremos que $p > \frac{1}{2}$)

Así la esperanza matemática (1) de la 'injusticia' aludida es

$$(1) \quad p \cdot (1-q) \cdot V + q \cdot (1-p) \cdot V = [p + q \cdot (1-2p)] \cdot V$$

pero como *ex hipótesis* $p > .5$ resulta $1-2p$ negativo. Entonces la expresión (1) toma su mínimo en $q = 1$.

Esto significa, que en el supuesto de una distribución proporcional, en la generalidad de los casos la solución que produce menos 'injusticias' corresponde a $q = 1$, o sea a la distribución por el criterio de preponderancia. Es interesante tener en cuenta que en el caso $p = .5$ la decisión por preponderancia es siempre 'injusta' ya que la balanza se inclinar por pequeños matices en la apreciación de la prueba o quedar librada a la suerte.

1. Preponderancia de la Prueba

Dos casos son frecuentemente mencionados en la jurisprudencia americana para definir el concepto de peso o preponderancia de la prueba. Sin embargo resulta paradójico que se afirme la insuficiencia de la probabilidad matemática y al mismo tiempo se reconozca el carácter probabilístico de la prueba.

En *Sargent vs Massachusetts Accident Co.*, se trata el caso de un hombre de veintiún años Upham Sargent, acostumbrado a viajes azarosos, que intenta un viaje en kayak por el río Nottoway. Sargent fue visto por última vez en el lago Mattagami, al norte de Canadá en septiembre de 1934. Luego su remo fue hallado por un aborígen en un banco en el río, y en la primavera siguiente otro aborígen encontró parte de su kayak en unas rocas junto al río.

En el proceso judicial contra la compañía de seguros que cubría a Sargent la corte inclinó su fallo en favor de la Massachusetts Accident Co. entendiendo que la prueba del accidente resultaba insuficiente. En la

apelación la Supreme Judicial Court of Massachusetts entendió que las pruebas señalaban que Sargent murió ahogado (i.e.: un accidente según la póliza) más que por inanición (i.e.: no en un accidente).

En su fallo el Juez Lummus dijo:

'No es suficiente que matemáticamente las chances en algo favorezcan una proposición a ser probada ... El peso o preponderancia de la prueba es su capacidad de convencer al tribunal que determinar la veracidad actual de la proposición a ser probada; después que las pruebas han sido valoradas, una proposición está probada por la preponderancia de la prueba, si a partir de la prueba, en la mente o mentes del tribunal, resulta más probable o verosímil su convicción actual de veracidad, a pesar de las dudas que puedan quedar'

El fallo de Lummus tomó relevancia en el caso *Smith vs Rapid Transit Inc.* donde la reclamante embistió un automóvil estacionado forzada por una maniobra de un ómnibus no identificado. El acusado fue la única línea de ómnibus autorizada a operar en la calle en la que el accidente ocurrió, pese a que esto no excluía a otros ómnibus que ocasionalmente podrían haber utilizado esa calle. El Tribunal encontró que:

'Lo más que se puede decir de la prueba en este caso es que quizás la probabilidad matemática en algo favorece la proposición de que el ómnibus del acusado haya provocado el accidente'

pero entendió que esa probabilidad no era suficiente, ya que basándose en el precedente *Sargent vs Massachusetts Accident Co.* se requería 'convicción actual y no mera preponderancia matemática'.

El concepto de probabilidad se definió originalmente en términos de frecuencias relativas (cf.: nota 1 en la Introducción), sin embargo el rechazo de la probabilidad como elemento probatorio en *Sargent* y en *Smith* se debió, al menos en parte, a la noción de que las probabilidades matemáticas son inaplicables a sucesos únicos del pasado. Si las posibilidades son que un evento 'ocurrió' o 'no ocurrió', parecería artificial calcularle una probabilidad de ocurrencia, o quizás los únicos valores aceptables serían uno o cero, o sea los correspondientes a la certeza sobre su ocurrencia.

Este tipo de justificación apareció explícitamente en los casos *Day vs Boston & Marine R. R.* y *People vs Risley*. En este último la New York Court of Appeals, diferenció el uso aceptable de las tablas de 'esperanza de vida' con la observación que estas se referían a la probabilidad de un evento futuro y en este caso se habla de un hecho que actualmente ha tenido lugar.

Sin embargo estas argumentaciones no llegaron a excluir la aplicación de la probabilidad matemática a un suceso aunque éste sea considerado único. Tribe (1971) entiende que afirmar un valor de probabilidad de un suceso *del pasado* sólo implica un grado de convicción en la proposición afirmada y no necesariamente expresa una frecuencia artificial. Este tipo de apreciaciones han sido llamadas probabilidades subjetivas, intuitivas o personales. Por su parte, Fairley & Finkelstein (1970) entienden que no existe diferencia significativa entre la probabilidad subjetiva aplicada a eventos únicos y la definición clásica basada en frecuencias relativas.

La sentencia de Lummus fue interpretada como que la preponderancia de la prueba significa requerir un grado de convicción en una proposición más grande que el asociado a su negación. Lummus afirma que estas dos condiciones se verifican:

Preponderancia de la probabilidad:

$$(2) \qquad \qquad \qquad \text{Prob}(Q) > \text{Prob}(\text{no-}Q)$$

Preponderancia de la prueba:

$$(3) \qquad \qquad \qquad \text{Prob}(Q|P) > \text{Prob}(\text{no-}Q|P)$$

Sin embargo la decisión en el caso Sargent ha sido considerada una aberración, pues no existió ninguna apreciación cuantitativa de $\text{Prob}(Q)$ ni de $\text{Prob}(Q|P)$. Por ello la mayoría de los jueces y la doctrina adoptaron la definición de McCormik (1954) en el sentido que preponderancia de la prueba significa 'pruebas que conducen a un jurado a hallar la existencia de un hecho contestado más probable que su no existencia'.

2. Preponderancia de la probabilidad.

En casos civiles se presupone que el juez no tiene preferencia por ninguna de las partes. Sin embargo entre lo probado y lo verdadero existe una fuerte correlación, aunque no todo lo probado es verdadero, ni toda verdad es susceptible de probanza. Precisamente la diferencia entre lo probado y lo verdadero explica los errores judiciales. La preponderancia de la prueba sugiere que, independientemente de la parte perjudicada, cualquiera de los dos tipos de errores (i.e.: atender a un reclamo injusto o no atender a un reclamo justo) tienen el mismo costo o perjuicio para el sistema de administración de justicia. No obstante un juez, o un jurado, actúa tratando de minimizar el riesgo de una decisión injusta.

Shaviro (1989) en un prolijo análisis de la conducta de los jurados en casos como *Smith vs Rapid Transit*, donde la única información probatoria disponible es de carácter estadístico, concluye que 'aunque el precedente dado *Smith* no puede ser demostrado como injusto, muestra una alterada preferencia de la ilusión sobre la realidad y de la apariencia (de justicia) sobre la sustancia' y afirma que la información estadística puede en algunos casos resultar más confiable que pruebas testimoniales basadas en la percepción. La solución del caso *Smith* ha sido atribuida a pautas éticas que llevan a tratar a los acusados como individuos únicos, mientras que la información estadística se refiere a una clase más amplia de individuos.

En muchos casos existe un aura de improbabilidad respecto al hecho invocado (e.g.: probar la existencia de un contrato oral, atribuir un significado inusual a determinadas palabras en un contrato escrito). La solución judicial dada a estos casos consiste en exigir una prueba más rigurosa, que se ha llamado 'preponderancia clara, indubitable y convincente'. Ello ocurre no por las características propias de las partes, sino por la experiencia o conocimiento (estadístico) que los jueces tienen sobre la escasa probabilidad de que tales hechos puedan ocurrir. Este convencimiento o experiencia se basa en información relativa a una clase más amplia de individuos.

En cierto tipo de casos el sistema legal americano acepta explícitamente la información numérica y estadística (e.g.: título VII, *Civil Rights Act* de 1964, cf.: 424 U.S.C. 5 §§ 2000e a 2000e-17 (1982) cuando el reclamante debe probar discriminación por parte del empleador).

Precisamente en casos de discriminación los reclamantes necesitan la 'prueba estadística' para fundar su derecho, ya que la discriminación solo puede ser, en ciertos casos, probada haciendo referencia a una clase de individuos (sesgo o discrepancias anormales en la composición étnica, racial, religiosa, proporción de sexos, &c., de los empleados y los no empleados) (cf.: Gastwirth (1984), Aickin (1986)).

Si es posible establecer que, dada una característica racial, religiosa, &c. del reclamante, la probabilidad —estimada estadísticamente como el porcentaje de los miembros de esa minoría en la nómina de la empresa— de que sea aceptado en el empleo es significativamente menor que la existente en la generalidad de los casos —estimada como el porcentaje de operarios pertenecientes a esa minoría con respecto al número total de trabajadores en esa ciudad— se habrá probado la discriminación por preponderancia de la probabilidad.

1. El concepto de valor esperado tiene su origen en el ensayo de Leibnitz *De incerti æstimatione* (1678):

'Si entre todos los posibles resultados, algunos producen el valor A, otros el valor B, y el resto el valor C, entonces la esperanza total ser la suma de esos valores por el número de posibles resultados que ellos produzcan dividido por el número de todos los posibles resultados. Entonces si el número de posibles resultados que pueden producir el valor A es a, el número de resultados que pueden producir el valor B es b, y el número de posibles resultados que pueden producir el valor C es c, y el número de todos los posibles resultados es n, entonces el valor esperado es

$$\frac{a \cdot A + b \cdot B + c \cdot C}{n}$$

Si todos los resultados son igualmente posibles a/n , b/n y c/n son respectivamente las probabilidades de A, B y C. Entonces el valor esperado es la suma de los productos de las probabilidades de los distintos resultados por su respectivo valor.

DEFINICIÓN 1. Si la magnitud X consiste en asignar los valores $x_1, x_2, \dots, x_n$ a los sucesos mutuamente excluyentes $A_1, A_2, \dots, A_n$ (y $A_1 + A_2 + \dots + A_n = E$), se llama *valor esperado* o *valor medio* a la expresión:

$$E\{X\} = x_1 \cdot \text{Prob}(A_1) + x_2 \cdot \text{Prob}(A_2) + \dots + x_n \cdot \text{Prob}(A_n)$$

y *varianza* de X a:

$$\text{var}\{X\} = (x_1 - E\{X\})^2 \cdot \text{Prob}(A_1) + \dots + (x_n - E\{X\})^2 \cdot \text{Prob}(A_n)$$

se acostumbra llamar *desviación standard* a σ :

$$\sigma = \sqrt{\text{var}\{X\}}$$

si σ es pequeño se puede afirmar que los valores x_i difieren poco del valor medio $E\{X\}$ y si σ toma un valor grande significa que los valores x_i están dispersos y se alejan del valor medio (cf.: Santaló (1970))

Teorema de Bayes

En el caso *People vs Riskey* la cuestión fue si el acusado había alterado documentos en un expediente judicial agregando las palabras 'the same'. El acusado era un abogado y la modificación lo favorecía en su caso. También habían pruebas tendientes a mostrar que el acusado había concurrido a la mesa de entradas a examinar el expediente (que contenía el documento alterado) y que retornó al día siguiente a reexaminarlo. El Estado alegó que Riskey quitó y reemplazó el documento en sus visitas, siendo esto físicamente posible.

Se encontraron once defectos en las letras escritas a máquina en el documento de marras, los que resultaron ser similares a los que producía la máquina de escribir del acusado. La fiscalía llamó a un matemático a testificar sobre 'la probabilidad de que esos defectos fueran producidos por otra máquina de escribir, y no por la del acusado'. El experto la estimó de uno en cuatro mil millones.

Por su parte la corte rechazó el testimonio afirmando que 'no se basó sobre datos observados, fue simplemente especulativo, y un intento de hacer inferencias deducidas de teorías generales de ninguna forma relacionadas con el asunto en consideración, sustituyendo los métodos usuales de prueba'.

Finkelstein (1978) afirma que si el experto hubiera utilizado un enfoque bayesiano podría haber aprovechado mejor su estimación. Por lo probado en el caso —excluida la prueba de defectos similares— fue apreciado judicialmente que había por lo menos 25% de chance de que la alteración haya sido realizada con la máquina del acusado. Agregando la información sobre los defectos, y teniendo en cuenta que tales defectos ocurrían en menos de una máquina de cada mil, un análisis bayesiano indica una probabilidad muy alta de que la máquina del acusado fuera la utilizada en la adulteración del documento.

Sea C el evento: 'la máquina de escribir del acusado fue la que modificó el documento' y P 'los defectos de la máquina que modificó el documento coinciden con los que produce la máquina del acusado'.

La probabilidad de un evento C condicionado a la ocurrencia de otro evento P es, según la teoría de probabilidades, la probabilidad de que C y P ocurran simultáneamente dividida por la probabilidad de P:

$$(1) \quad \text{Prob}(C|P) = \frac{\text{Prob}(C \& P)}{\text{Prob}(P)}$$

Por la misma definición es

$$(2) \quad \text{Prob}(P|C) = \frac{\text{Prob}(P \& C)}{\text{Prob}(C)}$$

que escrito de otra forma es

$$(3) \quad \text{Prob}(P \& C) = \text{Prob}(P|C) \cdot \text{Prob}(C)$$

Por otra parte una prueba P presentada y aceptada, puede coexistir con las dos alternativas posibles: que el acusado sea culpable o inocente, así la probabilidad total de que P ocurra puede escribirse:

$$(4) \quad \text{Prob}(P) = \text{Prob}(P \& C) + \text{Prob}(P \& \text{no-C})$$

y reemplazando (3) en (4)

$$(5) \quad \text{Prob}(P) = \text{Prob}(C) \cdot \text{Prob}(P|C) + \text{Prob}(\text{no-C}) \cdot \text{Prob}(P|\text{no-C})$$

Substituyendo en (1) las expresiones (3) y (5) resulta el Teorema de Bayes: [1]

$$\text{Prob}(C|P) = \frac{\text{Prob}(C) \cdot \text{Prob}(P|C)}{\text{Prob}(C) \cdot \text{Prob}(P|C) + \text{Prob}(\text{no-C}) \cdot \text{Prob}(P|\text{no-C})}$$

Si aplicamos este teorema al caso *People vs Risley* resultaría: Prob(C) calculada *a priori* de la prueba P (*i.e.*: antes o independientemente de la prueba) igual a .25 (*i.e.*: Prob(no-C) = .75 ya que Prob(C) + Prob(no-C) = 1); Prob(P|C) = 1 ya que indefectiblemente la máquina del acusado habría producido esos defectos y Prob(P|no-C) = .001 (en realidad es Prob(P|no-C) < .001 puesto que en una pericia –pedida por la fiscalía– que consistió en analizar 1000 máquinas de escribir seleccionadas al azar, ninguna de

ellas presentó el mismo conjunto de defectos que la máquina del acusado, siendo .001 un valor mucho mas benevolente para el acusado). Aplicando el Teorema de Bayes resulta $\text{Prob}(C|P) = .997$, que como veremos m s adelante es altamente significativa.

Si se define chance (también llamada 'disparidad'):

$$(6) \quad \text{Ch}(A) = \text{Prob}(A) / \text{Prob}(\text{no}-A)$$

$$(7) \quad \text{Ch}(A|B) = \text{Prob}(A|B) / \text{Prob}(\text{no}-A|B)$$

el Teorema de Bayes puede escribirse

$$(8) \quad \text{Ch}(C|P) = \frac{\text{Prob}(P|C)}{\text{Prob}(P|\text{no}-C)} \text{Ch}(C)$$

Esta fórmula describe la forma en que un nuevo elemento probatorio P puede influir en una evaluación racional de la prueba para la toma de la decisión que el acusado es culpable. Esta expresión dice que la chance de que el acusado sea culpable, después de la introducción de un nuevo ítem probatorio, es igual a la probabilidad de que la prueba pueda ser presentada si el acusado es en realidad culpable dividida por la probabilidad de que la prueba pueda ser presentada si el acusado no es culpable, multiplicada por la chance que *a priori* tenía el acusado de ser culpable (*i.e.*: antes de la presentación de este ítem probatorio)

En el caso en análisis la chance de culpabilidad *a priori* de la prueba es $\text{Ch}(C) = .33$ y se incrementa a una chance *a posteriori* de la prueba $\text{Ch}(C|P) = .330$.

Para determinar $\text{Prob}(P|\text{no}-C)$ generalmente es necesario tomar muestras de la población. Por ejemplo en *People vs Risley* los expertos examinaron mil máquinas de escribir Underwood y no encontraron ninguna que presentara la misma combinación de defectos que se encontraron en la máquina del acusado. Un muestreo produce un valor estimado de $\text{Prob}(P|\text{no}-C)$, un valor exacto requeriría examinar todas las máquinas Underwood alguna vez fabricadas. Sin embargo existen diseños de muestras que permiten obtener resultados tan aproximados como se quiera.

El Teorema de Bayes es universalmente aceptado como matemáticamente correcto, pero algunos problemas aparecen en su aplicación. La cuestión mas controvertida consiste en el cálculo de la probabilidad $\text{Prob}(C)$ no condicional o *a priori* y es en este punto donde no coinciden frecuentistas y subjetivistas.[2] La teoría bayesiana sobre inferencia estadística presupone la interpretación subjetiva de la probabilidad, o sea considerarla como 'grado de creencia', y sostiene que el valor del Teorema

de Bayes radica en como los valores de probabilidad *a priori* se modifican con nueva información en valores de probabilidad *a posteriori*, aún cuando Prob(C) sea asumido subjetivamente o sólo sirva como punto de partida para hacer una simulación (cf.: Callen (1982)).

Mosteller & Wallace (1963) en un análisis estadístico para establecer los autores de *The Federalist* afirman que las probabilidades *a priori* no tienen mayor importancia mientras se usen los mejores datos disponibles para estimarlas.

Una derivación de éste último problema es que diferentes personas pueden partir de diferentes probabilidades *a priori*, obteniendo así diferentes probabilidades *a posteriori*. Así dos jueces ante la misma prueba podrían tomar decisiones opuestas. Los subjetivistas afirman que ello simplemente ocurre por la forma en que las personas sacan sus conclusiones. Los frecuentistas argumentan que la probabilidad de un evento es una propiedad objetiva del evento, y no la expresión de la relación entre el observador y el evento observado, entonces distintos observadores no pueden, en principio, concluir diferentes probabilidades a partir de la misma información.

Otra dificultad consiste en que el concepto de probabilidad *a priori* no resulta satisfactorio para expresar ignorancia. Si C resultara de una decisión con m alternativas posibles, la costumbre es asignarle una probabilidad *a priori* igual a $1/m$, en ausencia de otra información. Pero, decir que nada se sabe sobre C no es lo mismo que decir que tiene probabilidad $1/m$.

NOTAS.

1. El nombre del clérigo inglés Thomas Bayes aparece asociado a la fórmula para estimar la probabilidad de las causas; fue originalmente publicada en la memoria 'An essay towards a problem in the doctrine of chances', *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* 53 (1763) 370-418, y en una memoria rescatada entre los papeles de Bayes después de su muerte por Richard Price 'A demonstration of the second rule in the essay towards the solution of a problem in the doctrine of chances, published in the *Philosophical Transactions*, volume LIII', *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* 54 (1764) 296-325. Una versión analítica de la fórmula fue publicada por Laplace en su *Théorie analytique des Probabilités* en 1812 (cf.: Kaye (1988)).

2. El concepto de probabilidad casi unánimemente aceptado por la estadística en la primera mitad de este siglo esta basado en el concepto de frecuencia:

$$\text{Fre}(A) = \frac{\text{casos favorables}}{\text{casos observados}}$$

utilizando como definición de probabilidad un conjunto de axiomas para el cual la probabilidad de un evento coincida con el límite de las frecuencias relativas de aparición de ese evento, cuando el número de observaciones tiende a infinito.

En la concepción subjetivista la probabilidad es un índice de la opinión o grado de creencia que una persona tiene sobre la ocurrencia de un evento. Una primera interpretación de este concepto lo ubicaría como contrario a la 'objetividad científica', habiendo sido -por esta causa- rechazado inicialmente en el plano de las ciencias naturales. Cuando mediante el concepto de probabilidad se intentan describir los mecanismos de inferencia ante incertidumbre de un conjunto determinado de personas, la hipótesis subjetivista no puede rechazarse inmediatamente.

De esta forma se han formado dos posiciones en relación con la inferencia estadística; una *bayesiana* o *subjetivista*, donde el grado de creencia en la ocurrencia de un evento, a un tiempo determinado, está representado por una función de probabilidad y los cambios en el grado de creencia que siguen a un incremento en el conocimiento de los hechos, están gobernados por el Teorema de Bayes. La otra concepción se denomina *frecuentista*, en ella se prescinde del Teorema de Bayes y se resuelve el problema de la inferencia inversa por reducción a inferencia directa (cf.: IV·n 1, Box (1983) y Seidenfeld (1978))

Valor Probatorio

El sistema de la tarifa legal de las pruebas o sistema de la prueba tasada consiste en la enumeración explícita en el texto legal de los medios probatorios admisibles y en la fijación taxativa de su valor de convicción o mérito.

En oposición el sistema de la prueba libre deja a las partes en libertad absoluta para elegir los medios con que pretenden obtener la convicción del juez.

Los sistemas probatorios bárbaros, que daban por demostrada la verdad según el resultado de experimentos de fuerza, habilidad o suerte, como las ordalías, las pruebas de fuego y el agua hirviente eran sistemas de tarifa legal puesto que el juez no podía desconocer las conclusiones, favorables o desfavorables para el acusado, ya que no tenía ninguna libertad de criterio.

En el sistema de libre apreciación de la prueba, la información disponible es valorada por el juez libremente con sujeción a las reglas procesales y a las reglas de la sana crítica, no estando el magistrado sometido a restricciones legales que le fijen *a priori* el valor de la prueba. Normalmente la apreciación que haga sobre este valor debe ser razonada, crítica, basada en las reglas de la lógica y la psicología. Además los sistemas legales basados en la libre apreciación de la prueba exigen la motivación explícita de la sentencia, para cumplir así con los requisitos de publicidad y contradicción, que forman parte de la garantía constitucional del debido proceso y derecho de defensa (cf.: Devis Echandia (1974), Varela (1990) y Gozaini (1988))

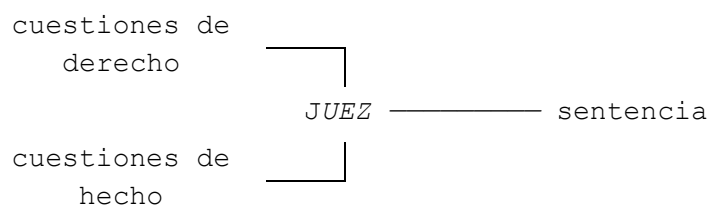


Figura 1

En el *Common Law* el sistema de juicios por jurados está ampliamente difundido. La misión del jurado es encontrar los hechos sobre la base de la información presentada, y producir un veredicto general por aplicación de tales hechos a las proposiciones legales dadas por el juez.

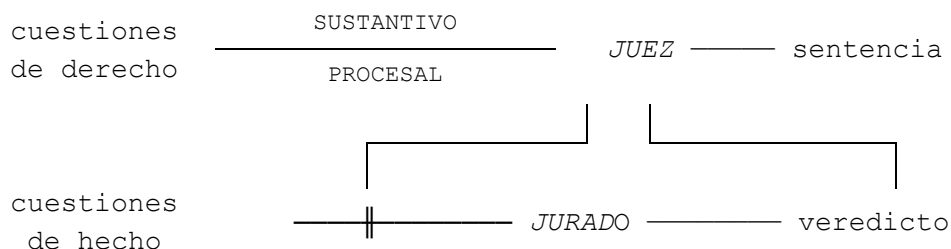


Figura 2

Puede ocurrir en algunas jurisdicciones que no le esté permitido al juez hacer comentarios (*i.e.*: valoraciones) sobre las pruebas. Cuando el juez puede hacer observaciones sobre las pruebas, consisten en una apreciación sobre la probabilidad de la cuestión de fondo y como esta probabilidad está relacionada con la prueba y reflejada en el proceso de persuasión. La opinión del juez es facultativa para el jurado, pero finalmente el juez tiene la potestad de rechazar (*set aside*) el veredicto si éste es contrario a las reglas de valoración de la prueba. Las bases racionales sobre las cuales el juez decide rechazar o no un veredicto consisten en que éste refleje la probabilidad de la cuestión de fondo, y a su vez esta pueda establecerse claramente a partir del proceso de prueba y refutación (*cf.*: Michael y Adler (1934) p. 1487 & *seq.*).

Los jurados del *Common Law* son legos y es por ello que Nagel & Neef (1979) p.202 han sugerido que les sea leído a los miembros del jurado un texto para instruirlos sobre el significado de 'probabilidad' y como apreciar el nivel de probabilidad necesario para justificar un veredicto (*cf.*: McBaine (1944)).

Por otra parte Rita Simon ha sugerido que los jurados no deberían decidir entre la culpabilidad o inocencia de los acusados, sino que simplemente deberían calcular la probabilidad de culpabilidad, presumiblemente como un promedio de las doce probabilidades percibidas (*cf.*: Nagel & Neef (1979) p.212, Simon & Mahan (1971) y Jaffee (1985) p.991 quien se opone a ambas propuestas)

1. Modelos de valoración de la prueba

En éste parágrafo el término 'prueba' representa durante el curso de un proceso judicial, información, testimonios o todo material al que el juez o jurado tenga acceso (en muchos sistemas judiciales puede ser necesario que halla sido presentado ante el tribunal) y el cual halla sido aceptado de acuerdo a un determinado conjunto de reglas.

Toda información P es una prueba en la medida que su veracidad, existencia u ocurrencia concurre a demostrar una hipótesis o cuestión Q objeto de la decisión judicial. Varios autores, Bolding (1960), Finkelstein (1978), Nagel & Neef (1979) entre otros entienden que la tarea del juez al valorar la prueba consiste en calcular $\text{Prob}(Q|P)$, que es la probabilidad que una cuestión Q sea verdadera dada la prueba P cuya consideración fue legitimada por el juez.

j) Uso del Teorema de Bayes.

Nagel y Neef (1979) presentan un ejemplo de como el Teorema de Bayes puede ser utilizado en la apreciación de un ítem probatorio:

Utilizando datos estadísticos de 11.256 casos penales, se pudo observar que de 86 casos de asesinato que fueron a juicio, 70 tuvieron veredictos de culpable y 16 acusados resultaron absueltos. Esto significa una probabilidad estimada o empírica de .81 de obtener un veredicto de culpable. De los 70 condenados, 22 eran indigentes, mientras que de los 16 absueltos, 4 eran indigentes. Con estos datos y utilizando el Teorema de Bayes, se puede decir que si el acusado es además indigente, y si se utiliza e.g. una probabilidad *a priori* de culpabilidad de .81, ésta se incrementa a .84 *a posteriori* de la nueva información

un ejemplo de características similares puede encontrarse en Lempert (1977).

A parte de merecer esta aplicación una dura crítica, su interpretación puntual consiste en que el teorema de Bayes permite calcular la probabilidad *a posteriori* de culpabilidad, luego de la introducción de un nuevo ítem probatorio, y partiendo de una probabilidad *a priori* determinada, como se ha señalado en el capítulo anterior. La determinación de la probabilidad *a priori* solo puede fundarse en bases subjetivas, todas ellas criticables, tanto el valor 0.0 (presunción de inocencia), $1/n$ (donde n es el número de personas potencialmente culpables o responsables, cf. Jaffee (1988)), o un valor estadístico como el utilizado en el ejemplo *ut supra*. Una apreciación subjetiva y personal del juez o jurado es la única posibilidad que no desnaturaliza totalmente el uso del teorema de

Bayes. También presenta inconvenientes la obtención de valores para las otras probabilidades condicionales necesarias para el cálculo, siendo muy difícil obtenerlas con criterios no abstractos y sin hacer uso de proporciones muestrales o parámetros poblacionales (cf.: Kaye (1986-87) p.161).

Otros modelos han sido desarrollados para obviar los inconvenientes introducidos por el Teorema de Bayes, estos consisten en criterios cuantitativos basados en el cálculo de probabilidades y facilitan valoran específicamente un ítem probatorio:

ij) medida de Friedman

Friedman (1986) propone una medida del valor probatorio $PV_Q(P)$ de una proposición probatoria P en relación con determinada cuestión Q:

$$(1) \quad PV_Q(P) = \text{Prob}(Q|P) - \text{Prob}(P)$$

Entonces la información aportada por P es relevante en la cuestión Q vs. no-Q sí y sólo si $PV_Q(P) = 0$. El valor máximo de $PV_Q(P)$ corresponde a $1 - \text{Prob}(P)$ o sea cuando existe certeza de Q sabido P y el valor mínimo a $-\text{Prob}(P)$, cuando P refuta ciertamente a Q (i.e.: $\text{Prob}(\text{no-}Q|P) = 1$). Igualmente resulta

$$PV_{\text{no-}Q}(P) = - PV_Q(P)$$

No obstante es necesario suponer que $\text{Prob}(Q|P)$ puede ser calculada directamente

ii) índice de relevancia de Jeffrey-Cullison

Jeffrey (1983) p.170 y Cullison (1969) utilizan la diferencia:

$$(2) \quad \text{rel}(Q|P) = \text{Prob}(Q|P) - \text{Prob}(Q|\text{no-}P)$$

según la deducción de Jeffrey la cantidad $\text{rel}(Q|P)$ representa como el incremento en el grado de creencia en P a la luz de una nueva información o experiencia, se traduce en un incremento del grado de creencia en Q. Este índice está relacionado con el que ha propuesto Carnap (1962) cap. VI:

$$\text{Prob}(Q \& P) - \text{Prob}(Q) \cdot \text{Prob}(P)$$

a partir de (2) se puede verificar que la relación entre ambos índices de relevancia esta dada por:

$$\text{rel}(Q|P) = \frac{\text{Prob}(Q \& P) - \text{Prob}(Q) \cdot \text{Prob}(P)}{\text{Prob}(P) \cdot \text{Prob}(\text{no-}P)}$$

iv) el cociente de verosimilitud

El cociente de verosimilitud ha sido aplicado por Tribe (1971), Lempert (1977), Schum & Martin (1982) entre otros:

$$(3) \quad L_Q(P) = \frac{\text{Prob}(P|Q)}{\text{Prob}(P|\text{no-}Q)}$$

es posible concluir que si $L_Q(P)$ es distinto de uno, la información aportada por P es relevante de acuerdo con la Regla 401 del *Federal Rules of Evidence*: 'Información relevante, significa información que tiene alguna tendencia a hacer más o menos probable, de lo que sería sin ésta información, la existencia de un hecho que es consecuente a la determinación de una acción'

Parte del problema con estos dos últimos valores (2) y (3) es que no siguen al pie de la letra la lógica de la Regla 401. La noción de valor probatorio, según la regla, surge de la comparación directa entre $\text{Prob}(Q|P)$ y $\text{Prob}(P)$. El cociente de verosimilitud puede verse como una forma de obviar las probabilidades *a priori* y *a posteriori* en el Teorema de Bayes; una expresión equivalente para éste puede escribirse en la forma:

$$(4) \quad \text{Ch}(Q|P) = L_Q(P) \cdot \text{Ch}(Q)$$

(cf.: expresión (8) del capítulo II)

v) cantidad de información

Si en ambos miembros de la expresión (4) se calculan logaritmos, se obtiene:

$$\log \text{Ch}(Q|P) = \log L_Q(P) + \log \text{Ch}(Q)$$

El valor $\log L_Q(P)$ representa el valor probatorio en forma tal que incrementa o decrementa los logaritmos de las chances *a priori* y *a posteriori*, conceptualmente es un procedimiento similar al introducido por

Shannon (1964) para representar cantidad de información. Además esta medida del valor probatorio resulta aditiva:

$$\log L_Q(P_1 \& P_2) = \log L_Q(P_1) + \log L_Q(P_2)$$

Otra ventaja consiste en que los valores asignados en favor del reclamante o del acusado como consecuencia del proceso de prueba y refutación son comparables; en efecto las pruebas que favorecen la posición del reclamante toman valores en términos de $\log L_Q(P)$ entre 0 y $+\infty$, mientras que las que favorecen al acusado lo hacen entre $-\infty$ y 0 (cf.: Kaye (1986) p.764).

2. Mecanismos probatorios

En el párrafo anterior se discutieron modelos que se basan en determinar la probabilidad $\text{Prob}(Q|P)$ de una hipótesis o cuestión Q, cuando se dispone de una determinada información P. Los investigadores escandinavos Per-Olof Ekelöf y Sören Halldén han propuesto determinar la probabilidad de que determinada información pruebe esta hipótesis (cf.: Åqvist (1989)).

Ekelöf distingue entre hechos probatorios (directamente relevantes), hechos auxiliares y experiencia:

Un hecho probatorio es una parte determinada de la prueba respecto de la cual el juez considera que:

- j) existe una relación causal o lógica con la cuestión a probar
- ij) satisface los criterios de admisibilidad de la prueba
- iiij) tiene valor probatorio

Un hecho auxiliar es un hecho al cual el juez no da valor probatorio *per se*, pero lo utiliza en la valoración (i.e.: en el cálculo) de algún hecho probatorio. En este caso puede hacer variar o influir sobre la valoración de la prueba, elevando o disminuyendo su valor probatorio o también puede permitirle al juez tener un mayor grado de certeza sobre su apreciación.

La experiencia representa información sobre alguna clase generalizada de objetos, relaciones, personas o eventos. Esta información puede ayudar en la valoración de la prueba, pero carece de valor probatorio en sí misma, ya que ni causa ni implica lógicamente una instancia particular en el proceso, aún cuando una instancia aparezca describiéndola e incluyéndola en el proceso. Esta información es de carácter general y su valor no depende de las variables del caso.

DEFINICIÓN: Si P representa información probatoria que concurre a probar la hipótesis Q y A es un evento tal que P & A prueba Q y el evento B es P - A, siguiendo a Edman se dice que A es un mecanismo probatorio.

Con la notación de Sahlin (1986) se dirá que un mecanismo probatorio funciona si la prueba acompaña a la hipótesis:

$$Q \Rightarrow P$$

(el mecanismo funciona)

$$\text{no-}Q \Rightarrow \text{no-}P$$

por el contrario el mecanismo no funciona si:

$$\text{no-}(Q \Rightarrow P)$$

(el mecanismo no funciona)

$$\text{no-}(\text{no-}Q \Rightarrow \text{no-}P)$$

En consecuencia Edman identifica P con Q & A + B representando así las dos alternativas que en la aplicación del mecanismo probatorio A pueden ocurrir para P viz. acompañar a Q, representando por Q & A que el mecanismo funcionó y residualmente B representa la situación en que el mecanismo no funcionó.

Para clarificar éstos conceptos resulta conveniente analizar el ejemplo dado por Ekelöf:

'Trataremos ahora como se incrementa la probabilidad cuando varios hechos probatorios, cada uno de los cuales es en si mismo insuficiente para probar el *factum probandum*. Supongamos que en un accidente en una carretera hay dos hechos tendientes a probar que uno de los automóviles implicados había excedido los 60 km/h: la longitud de las marcas de frenado, y un testigo que observó la colisión. Haciendo la suposición que observando un gran número de situaciones similares ha sido posible afirmar que cada uno de estos hechos probatorios, implica en tres de cada cuatro casos una ajustada descripción de la realidad, mientras que en el cuarto caso carece de valor como prueba de la velocidad del vehículo... La longitud de las marcas de frenado prueba que la velocidad excedía los 60 km/h en 12 de cada 16 casos similares, y 3 de cada 4 de los restantes resulta probado por la declaración de los testigos. Entonces la fuerza combinada de los dos hechos probatorios es 15/16'

El procedimiento habitual en accidentes de tránsito para estimar la velocidad V de un vehículo a partir de la distancia D de frenado es por medio de la expresión

$$(5) \quad D = \frac{V^2}{2g} + 0.6 \quad 4V5$$

esta fórmula presupone un coeficiente de adherencia máximo de 0.3 y g es la aceleración de la gravedad ($g = .980665 \text{ m} \cdot \text{seg}^{-2}$) (cf.: Nastri (1961)). Sin embargo esta relación no es exacta para cada caso en particular, depende del tiempo de respuesta del sistema de frenado y de las características únicas del automóvil, sus neumáticos, la calzada, la humedad, y una cantidad de factores difícil de enumerar que pueden alterar la relación entre V y D de tal forma que una expresión más adecuada sería a.e.

$$(6) \quad \text{Prob}(V_{\text{cal}} - \varepsilon \leq V \leq V_{\text{cal}} + \varepsilon) < .93$$

donde V_{cal} es la velocidad estimada por la fórmula (5) a partir de la distancia de frenado D , y V es la velocidad real, aunque desconocida, del vehículo, y ε es el error del método. Esta última expresión (6) se puede leer 'se utilizar a los fines procesales que el vehículo transitaba a una velocidad V_{cal} , pese a que la pericia sólo nos dice que es altamente probable que la velocidad a la que el vehículo circulaba es mayor que $V_{\text{cal}} - \varepsilon$ y menor que $V_{\text{cal}} + \varepsilon$ '.

Así es fácil ver que aplicando la expresión (5) a una velocidad $V = 60 \text{ km/h}$ corresponde una distancia de frenado $D = 35 \text{ m}$. Si el límite permitido de velocidad es precisamente 60 km/h y la pericia informa que la distancia de frenado es 35 m , resulta igualmente probable que el acusado haya excedido o no la velocidad permitida, en cuyo caso el mecanismo probatorio no habrá funcionado.

En la Fig. 3 pueden verse contrastados dos casos en los que el mecanismo probatorio funcionó: en el Caso 1 contribuyendo a probar que no existió transgresión (i.e.: no-Q), y en el Caso 3 que se transgredió la norma de tránsito (i.e.: Q).

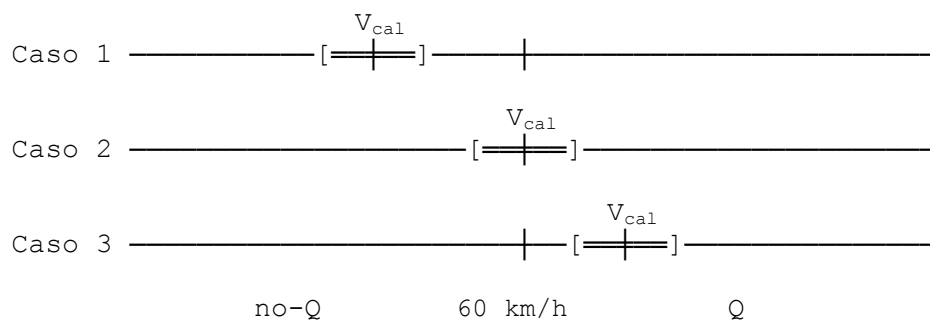


Figura 3.

En el Caso 2 el mecanismo probatorio no funcionó, igualmente se dirá que el mecanismo no funcionó si el intervalo de valores probables de velocidad $[V_{cal} - \varepsilon, V_{cal} + \varepsilon]$ contiene al valor límite 60 km/h (si el nivel de certeza requerido judicialmente no fuera .93 el intervalo definido en (6) deberá adecuarse para el nivel requerido de probabilidad, y en este caso se deber calcular un nuevo valor de ε).

La medida del valor probatorio fue sugerida por Ekelöf y definida por Halldén como la probabilidad $\text{Prob}(A|P)$ de que el P pruebe la cuestión Q, proponiendo éste como un valor más adecuado que $\text{Prob}(Q|P)$.

En aquellos estados en los que el mecanismo funciona, Q y P son congruentes pero cuando el mecanismo A no funciona es posible que Q y P aún sean congruentes; esto implica que (vide Sahlin 1986) p.93):

$$\text{Prob}(A|P) \leq \text{Prob}(Q|P)$$

Esta medida del valor probatorio puede escribirse (cf.: Edman (1973) p.183)

$$(7) \quad \text{Prob}(A|P) = \frac{\text{Prob}(Q) \cdot \text{Prob}(A)}{\text{Prob}(Q) \cdot \text{Prob}(A) + \text{Prob}(B)}$$

Cuando dos ítems probatorios P_1 y P_2 están asociados a una misma hipótesis Q por medio de mecanismos probatorios A_1 y A_2 , el valor probatorio correspondiente a la combinación de ambos mecanismos es (Teorema de Halldén):

$$(8) \quad \begin{aligned} &\text{Prob}(A_1 + A_2 | P_1 \& P_2) \geq \\ &\geq \text{Prob}(A_1 | P_1) + \text{Prob}(A_2 | P_2) - \text{Prob}(A_1 | P_1) \cdot \text{Prob}(A_2 | P_2) \end{aligned}$$

Para mejorar la desigualdad en la expresión (7) Edman (1973) prueba lo siguiente (Teorema de Edman [1]):

$$(9) \quad \begin{aligned} &\text{Prob}(A_2 | P_2 \& \text{Prob}(Q | P_1) = x) \geq \text{Prob}(A | P_2) \\ &(<) \\ &\text{si y solamente si } \text{Prob}(Q | P_1) \geq \text{Prob}(Q) \\ &(<) \end{aligned}$$

Por medio del siguiente caso hipotético se intenta clarificar el significado del teorema:

Smith vs. Blue Bus Co5. (cf.: Thomson (1986)) 'Dos compañías de ómnibus operan en un rea de la ciudad, la Blue y la Green -de acuerdo al color con que pintan sus vehículos. El automóvil de la Sra. Smith resultó dañado por un ómnibus en un accidente durante la noche. El 80% de los ómnibus que operaban esa noche pertenecían a la compañía Blue y el restante 20% a la Green. Un testigo identificó el ómnibus que causó el accidente como de color azul. La corte verificó si el testigo era capaz para distinguir el azul del verde en iguales condiciones de luminosidad y encontró que el testigo distinguía los colores correctamente el 60% de las veces, mientras que los confundió el 40% restante'

Si un juez encara esta demanda e inicialmente considera que ambas compañías tenían igual probabilidad de causar el accidente (i.e.: no usa la prueba estadística, y entonces $\text{Prob}(Q) = \frac{1}{2}$) resulta que el valor probatorio de la declaración del testigo es

$$\text{Prob}(A2|P2) = .60$$

si el juez utiliza la información estadística i.e. $\text{Prob}(Q|P1) = .80$, utilizando el Teorema de Edman el valor probatorio conjunto de ambos mecanismos resulta incrementado a: [2]

$$\text{Prob}(A2|P2 \ \& \ \text{Prob}(Q|P1) = .80) = 0.705$$

3. Valor de la información estadística

Goldsmith (1985) presenta el siguiente caso hipotético:

'un floricultor encuentra dañada su plantación por pisadas de ganado. Sus dos vecinos colindantes crían vacas, el vecino A tiene nueve veces más vacas que el otro vecino B. La cuestión es ¿cuál de los dos vecinos es el responsable del daño?'

Sólo con esta información, un juez podría arribar utilizando un esquema probabilístico a estimar en .9 la probabilidad de que el daño haya sido hecho por una vaca propiedad del vecino A. Sin embargo, para Goldsmith, en este caso hay una falta total de hechos probatorios, ya que del hecho que el vecino A posea nueve veces más animales que el vecino B (i.e.: una probabilidad) no puede deducirse que una de sus vacas haya causado el daño ni esto puede inferirse a partir de ese valor de probabilidad.

Goldsmith entiende que un juez aprecia una prueba P que intenta probar una cuestión Q, por medio de $\text{Prob}(R|P)$, que es la probabilidad de que exista

una relación de implicación R, causal o lógica entre la prueba P y la cuestión Q. El valor $\text{Prob}(R|P)$ ser el valor probatorio de P con respecto a Q. Reformulando así la noción de hecho probatorio, este debe necesariamente ser considerado por el juez como parte de una relación R, que causal o lógicamente implique a Q.

Sin embargo esto no es siempre así. David Kaye ha criticado la suposición hipotética de que no exista ningún otro hecho relevante, pues la ausencia de tal información podría justificar inferencias que tergiversarían las chances. Igualmente Lloyd Cohen ha sugerido que el hecho de que el acusado rechace la demanda de responsabilidad constituye por si mismo información relevante (*cf.*: Shaviro (1989) n.4).

Un caso que tiene reminiscencias de los tradicionales hipotéticos ha sido Kaminsky vs. Hertz Co., donde el parabrisas del automóvil del reclamante fue destruido por una barra de hielo 'la cual cayó desde el techo de un camión amarillo que llevaba el logotipo Hertz'. En el proceso las partes estipularon que el camión había sido identificado sólo en virtud del color amarillo y del logotipo Hertz, también pudo probarse que aproximadamente Hertz Co. es propietaria del 90% de los vehículos que satisfacen esa descripción. El 10% restante son propiedad de licenciatarios o fueron vendidos sin quitarles el logotipo y su color amarillo.

El jurado concluyó que no era posible establecer, con la información existente, que Hertz Co. fuera propietaria del vehículo y que un veredicto para el reclamante estaría basado en una 'conjetura'. La Cámara de Apelaciones de Michigan reversionó la sentencia sosteniendo que el 'esquema de colores de Hertz y su logotipo establecidos *prima facie* muestran la propiedad y un control suficiente' (*cf.*: Brook (1985) n.55).

NOTAS

1. Teorema de Edman. Sea $P = Q \& A_2 + B_2$ un mecanismo probatorio y F un evento tal que $\text{Prob}(F) \neq 0$, y Q & F es independiente de A_2 , y también lo son F y B_2 (*i.e.*: la ocurrencia o no del evento externo F no afecta las probabilidades de A_2 ni B_2 , pudiendo solo afectar la de Q), entonces:

$$\text{Prob}(A_2|P \& F) = \text{Prob}(A_2|P) \text{ si } \text{Prob}(Q|F) = \text{Prob}(Q)$$

Demostración:

$$\text{Prob}(A_2|P \& F) = \frac{\text{Prob}(A_2 \& (Q \& A_2 + B_2) \& F)}{\text{Prob}((Q \& A_2 + B_2) \& F)}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\text{Prob}(A_2 \ \& \ Q \ \& \ F)}{\text{Prob}(A_2 \ \& \ Q \ \& \ F) + \text{Prob}(B_2 \ \& \ F)} \\
(10) \quad &= \frac{\text{Prob}(Q|F) \cdot \text{Prob}(A_2)}{\text{Prob}(Q|F) \cdot \text{Prob}(A_2) + \text{Prob}(B_2)}
\end{aligned}$$

Comparando (7) y (10) es fácil ver que la demostración esta completa.

Sahlin (1989) es quien enuncia este teorema con la expresión dada en (9) la que se obtiene inmediatamente si se considera

$$F = \{ \text{Prob}(Q|P_1) = x \}$$

y

$$\text{Prob}(Q|\text{Prob}(Q|P_1) = x) = x,$$

i.e., que es aplicable el principio de inferencia directa.

2. Partiendo de la expresión (7) es posible ver que

$$\text{Prob}(B_2)/\text{Prob}(A_2) = \text{Prob}(Q) \cdot \text{Prob}(A_2|P_2) - \text{Prob}(Q) = 1/3$$

dividiendo el numerador y denominador de (10) por $\text{Prob}(A_2)$ y remplazando el valor $1/3$ y $\text{Prob}(Q|P_1) = .80$ en (9) resulta el valor 0.705

Umbrales

La mención al concepto de probabilidad aparece habitualmente en decisiones judiciales o en la doctrina cuando se desea expresar que no existe certeza sobre un hecho, o que una decisión ha sido tomada con un margen de duda. Esta modalidad está comprendida en la visión de Leibniz que fue el primer abogado, siendo también matemático, en formular un enfoque probabilístico del pensamiento jurídico. Según él, jueces y abogados aprecian intuitivamente los hechos inciertos y han desarrollado una percepción especial que les permite tomar decisiones en incertidumbre.

En el derecho, como en otros ámbitos, la teoría de probabilidades ha incursionado aportando, no solo un lenguaje preciso para describir la incertidumbre, sino también herramientas cuantitativas que permiten establecer criterios objetivos de decisión. Prácticamente en todos los campos de la decisión humana la certeza debe, de hecho, descartarse, por ello la pregunta inmediata es: ¿cuán grande debe ser el valor de probabilidad de una hipótesis, como para que pueda ser tenida por cierta a los efectos del proceso decisorio? Un ejemplo clásico consiste en informar a una persona que la probabilidad de que un determinado modelo de paracaídas, en determinadas condiciones atmosféricas, se abra satisfactoriamente es 0.98 y pedirle que tome una decisión sobre si lo usar o no. De aquí surge un primer análisis en el que los umbrales de probabilidad [1] que permiten separar situaciones inciertas de eventos 'prácticamente ciertos' se calculan en base a un análisis de los riesgos y beneficios. Por otra parte muchas decisiones económicas resultan aceptables a niveles de probabilidad relativamente bajos pese a tener un riesgo considerable. Este es el caso más difundido en las ciencias experimentales en las que el umbral de probabilidad surge de una serie de experiencias personales que han acompañado el desarrollo de cada ciencia desde sus albores. Estos niveles, tácitamente, son una apreciación obtenida por prueba y error de la proporción determinístico vs. aleatorio que tienen los fenómenos que cada ciencia intenta describir. Cuando un biólogo utiliza un umbral de probabilidad de .95 para rechazar o no-rechazar sus hipótesis en función de sus datos experimentales, indirectamente afirma que un fenómeno biológico puede ser descripto

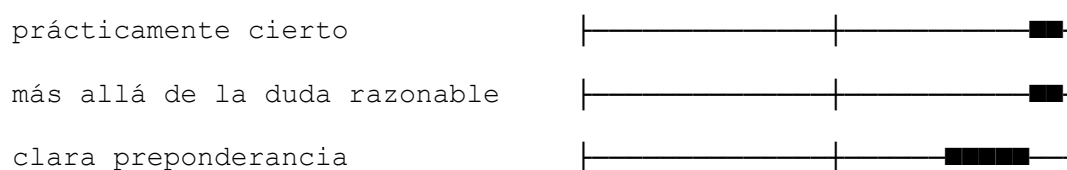
determinísticamente -con cierto nivel de error- en un 95% de los casos ya que está perturbado por causas aleatorias (*i.e.*: variables no consideradas en la descripción, o no medibles, o en algunos casos variables aleatorias) que no logran afectarlo significativamente mas allá del 5% de los casos. Esta argumentación permite comprender por que se 'aceptan' -no se rechazan- principios económicos tan débiles (*e.g.*: ley de la oferta y la demanda, &c.) más si se tiene en cuenta como innumerables factores sociales, políticos y psicológicos, en la práctica considerados como aleatorios, pueden influir en las variables.

1. Niveles de Certeza

McBaine (1944) cita tres criterios comúnmente utilizados en el *Common Law* para establecer la suficiencia de la prueba: 'preponderancia de la prueba', 'prueba evidente o profundamente pensada y convincente' y 'prueba mas allá de una duda razonable' [2], que son interpretados como requisitos para que una proposición sea considerada 'probablemente verdadera', 'altamente probable su veracidad' y 'casi verdadera' respectivamente.

No en todos los procesos judiciales son exigidos los mismos niveles de certeza, m s bien ellos dependen significativamente si se trata de una causa civil o un proceso penal. El principio de preponderancia de la prueba o contraste de probabilidades es utilizado generalmente en la resolución de causas civiles. En el caso de un proceso penal, la fiscalía establece la culpabilidad del acusado sólo si lo prueba con un grado de probabilidad por encima de un nivel muy cercano a la certeza, o sea mas allá de una duda razonable. Sin embargo existen excepciones.[3]

La utilización de umbrales o niveles de certeza en el razonamiento judicial ha sido cuantificada por medio de valores de probabilidad (*cf.* Nagel & Neef (1979), Lempert(1977) y Simon & Mahan (1971)). Una alternativa a la cuantificación señalada por Lofti Zadeh (*cf.* Schum (1986)) consiste en utilizar expresiones verbales difusas y adecuadas reglas de inferencia. La utilización de palabras es por cierto vaga, sin embargo es posible establecer una correspondencia entre intervalos de probabilidad y expresiones utilizadas en un contexto determinado. Un intento de esto puede observarse en la Fig. 4.



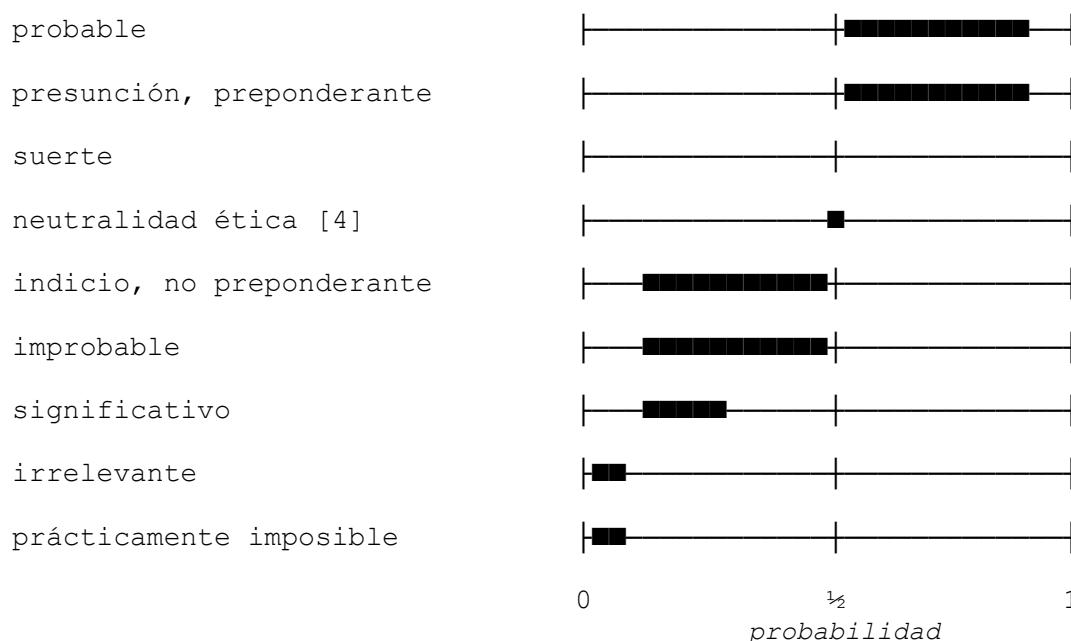


Figura 4.

Por varias razones no es conveniente abandonar el uso de expresiones verbales para indicar niveles de certeza. La primera es que no siempre es necesaria la precisión numérica cuando se describe lo incierto, en estos casos la preferencia refleja un estado mental. La segunda es que los números invitan al cálculo, y el cálculo a tomar datos, y nuevos datos a revisiones de las decisiones. La tercera y más atendible es que son más 'naturales', y ello es significativo cuando se desarrolla un sistema experto, pues la asociación de palabras produce menos ambigüedad que los números ante los cuales el interlocutor se sentir obligado a responder con mayor precisión pero sin disponer de una interpretación explícita de sus valores, siendo esta situación una fuente de error.

También en el caso de investigación de paternidad V. P. vs R. M. el Doctor José Achard dice:

'Quien afirma un hecho debe probarlo; ahora bien, el criterio para la gradación de la prueba admite las siguientes posiciones: absurdo, imposible, inverosímil, improbable, dudoso, probable, verosímil, necesario. Lo verdadero es lo que está demostrado, comprobado en forma tal que no admita que se le ponga en duda... De modo que cuando la prueba rendida en un juicio se opone a la verdad o a su próximo pariente, lo verosímil, en realidad contradice una prueba más grande, más general y más fuerte, y por tal razón más digna de crédito todavía: la prueba del género humano, y por tal razón debe ceder ante ella. Por lo tanto, el mínimo para la admisión de una demanda es que sea verosímil'

La existencia de grados de probabilidad asociados a niveles de certeza judicial ha sido tratada por varios autores. Michael y Adler (1934) p. 1285 entienden que no es posible establecer valores numéricos asociados a cada nivel y en su lugar utilizan expresiones verbales: probabilidad 'muy alta', 'alta', 'baja' y 'muy baja', e ilustran estos niveles con los números: 'mayor que .75', 'entre .75 y .5', 'entre .5 y .25' y 'menor que .25' respectivamente.

Por otra parte existen varios intentos de relacionar niveles de certeza con valores numéricos (cf.: Birmingham (1987)).

2. Criterio de Blackstone.

Nagel y Neef (1979) plantean desde la Teoría de la Decisión el Cálculo del umbral de probabilidad asociado a las decisiones de un jurado en algunos casos penales. Básicamente parten de que existen dos posibles decisiones: 'condenar' y 'absolver'. La relación de beneficios (satisfacción) y costos (o insatisfacción) que la sociedad y el sistema de administración de justicia reciben cuando condenan o absuelven depende en gran parte de si el acusado es realmente culpable o inocente. Esta relación puede plantearse en términos de una matriz de decisión (Fig. 5), en la que se entrecruzan los posibles estados 'culpable' e 'inocente' con las posibles decisiones 'absolver' y 'condenar'; en las cuatro celdas figuran los resultados en términos de costo/beneficio. Para completar estos valores, Nagel y Neef (1979) p.13 utilizan el criterio de William Blackstone: *'es diez veces peor condenar a una persona inocente (error tipo 1) que absolver a un culpable (error tipo 2)'*

	culpable	inocente
condenar	+1	-10 error tipo 2
absolver	-1 error tipo 1	+10
	p	1 - p

Figura 5

Sea X la relación costo/beneficio de una decisión, entonces el costo/beneficio esperado al condenar es:

$$E\{ X \mid \text{condenar} \} = p \cdot (+1) + (1-p) \cdot (-10)$$

donde $p = \text{Prob}(\text{culpable})$, y el costo/beneficio esperado al absolver es:

$$E\{ X \mid \text{absolver} \} = p \cdot (-1) + (1-p) \cdot (+10)$$

Ambos valores esperados dependen de p , si ahora llamamos p^* al valor que hace:

$$E\{ X \mid \text{condenar} \} = E\{ X \mid \text{absolver} \}$$

$$p^*(+1) + (1-p^*) \cdot (-10) = p^*(-1) + (1-p^*) \cdot (+10)$$

esta igualdad se cumple para $p^* = .91$ y significa que:

$$p > p^* \text{ entonces } E\{ X \mid \text{condenar} \} > E\{ X \mid \text{absolver} \}$$

o sea que si la probabilidad percibida de culpabilidad supera el umbral $p^* = .91$ resulta mas beneficioso condenar que absolver.

Lempert (1977) hace un análisis similar a partir de matrices de aflicción. Estas matrices son generalmente llamadas de 'utilidad' en el contexto de la Teoría de Decisión, pero Lempert las denomina de aflicción pues sólo representa utilidades negativas. El modelo supone que los jueces y jurados buscan minimizar la aflicción esperada de sus decisiones consideradas globalmente.

La Fig. 6 es la matriz de aflicción asociada al criterio de Blackstone; de ella se deduce igualmente un umbral $p^* = .91$

	culpable	inocente
condenar	0	10
absolver	1	0
	p	$1 - p$

Figura 6

pero Lempert discute como puede realmente modificarse la matriz de aflicción cuando el jurado tiene información sobre delitos anteriores, aún sabiendo que la ley prohíbe al jurado tener en cuenta estos antecedentes con el propósito de probar que el acusado ha reiterado su conducta anterior. Tal situación llevaría al jurado a disminuir su aflicción si resulta condenado un inocente y asociaría aflicción a la absolución de un inocente. El efecto de reducir a la mitad la aflicción por condenar un inocente se traduce en un umbral $p^* = .83$ y si se asocia aflicción a un veredicto correcto de inocencia p^* se reduce aun más a .818 (ver Fig. 7)

	culpable	inocente
condenar	0	5
absolver	1	$\frac{1}{2}$
	p	1 - p

Figura 7

3. Casos civiles

Como se ha visto antes, en los casos civiles, el procedimiento usual consiste en el criterio de la 'preponderancia de la prueba':

$$\text{Prob}(Q|P) > \text{Prob}(\text{no-}Q|P)$$

Si se acepta que las probabilidades utilizadas son probabilidades matemáticas, ser cierto que

$$\text{Prob}(Q|P) + \text{Prob}(\text{no-}Q|P) = 1$$

de ambas expresiones resulta fácil deducir

$$\text{Prob}(Q|P) > .5$$

De allí que .5 sea el umbral generalmente aceptado para definir certeza judicial en una causa civil. Sin embargo, varios casos particulares requieren un grado mayor de certeza judicial. [3]

Uno de estos casos es el vinculado a la determinación del uso previo de una patente. Walter (1989) intenta fundamentar la aplicación de un nivel de certeza cercano a 'más allá de la duda razonable' al analizar los impedimentos que contradicen el requerimiento de 'novedad' para determinar

la patentabilidad de un descubrimiento. Su enfoque apunta mas al desarrollo de un sistema experto en el cual estima necesario representar la certeza de la información requerida; los umbrales utilizados en las consecuencias de las reglas permiten apreciar el conocimiento incierto de los expertos sobre las consecuencias de las normas. En el régimen legal analizado por Walter las condiciones de 'no-inventor original', de 'no-abandonado' como la de 'no-aplicación previa' determinan la 'no-novedad' del descubrimiento y entonces la 'no-patentabilidad'. Por otra parte, el hecho de 'falta de diligencia' en el inventor original puede afectar su condición de original, el abandono o la aplicación previa, desencadenando así tres condicionales. En el planteo de Walter cada condicional independiente desencadenado puede ser aceptado por preponderancia (e.g.: $\text{Prob}(\text{'no-novedoso'}|\text{'abandonado'}) > \text{Prob}(\text{'novedoso'}|\text{'abandonado'})$ y entonces $\text{Prob}(\text{'no-novedoso'}|\text{'abandonado'}) > .5$) pero la 'falta de diligencia' requiere un umbral mayor ya que desencadena varios condicionales, así calcula $p^* = .875$ para el caso de tres condicionales desencadenados y $p^* = .937$ cuando desencadena cuatro.[5] Estos hacen recordar la 'clara preponderancia' y 'más allá de una duda razonable' utilizados por los jueces para determinar la patentabilidad.

NOTAS

1. El procedimiento denominado inferencia estadística consiste en rechazar una hipótesis H , en favor de $\text{no-}H$, si en función de los datos observados P resulta $\text{Prob}(P|H) < \alpha$. Este valor α se denomina 'nivel de significación'. Un suceso con probabilidad menor que α ser 'prácticamente imposible', esto significa que ser tenido como imposible a los efectos de la toma de una decisión. Cuando la probabilidad de un suceso es mayor que $1 - \alpha$, se dirá que es prácticamente cierto y ser considerado como cierto cuando se toma una decisión. Siempre ha parecido que los valores α y $1 - \alpha$ se fijan arbitrariamente, o que son el resultado de muchos años de experiencia, pues es muy difícil encontrarse con una deducción analítica. Sin embargo los procedimientos modernos de toma de decisiones con información estadística tienden a introducirlos como resultado de una valoración de utilidades o costos/beneficios asociados a los estados y decisiones posibles. Por otra parte un procedimiento de inferencia como este puede conducir a dos tipos de errores. El 'error tipo 1' consiste en rechazar H cuando en realidad es verdadera. El 'error tipo 2' es no-rechazar H cuando en realidad es falsa. La probabilidad de cometer un error tipo 1 está dada por α :

$$\text{Prob}(\text{error tipo 1}) = \alpha$$

2. La prueba 'más allá de una duda razonable' apareció sobre el fin del siglo XVIII, pero recién en 1850 el Juez Shaw dio en el caso *Commonwealth vs Webster* una definición que fue aceptada por las cortes americanas:

'Es tal el estado del proceso que, después de una completa comparación y consideración de todos los elementos probatorios, queda la mente de los jurados en tal condición que ellos no pueden decir que sientan una perdurable convicción hacia una certeza moral de la verdad de la acusación. La carga de la prueba está sobre el fiscal, todas las presunciones legales -independientes de la prueba- están en favor de la inocencia y toda persona se presume inocente hasta que es probadamente culpable. Si en tal prueba persiste una duda razonable, el acusado se beneficia en ella con la absolución'

3. Algunos casos civiles requieren un mayor grado de certeza judicial. En los siguientes casos es necesaria una prueba por preponderancia clara, satisfactoria o conclusiva. Este nivel de certeza se encuentra entre 'preponderancia' y 'más allá de una duda razonable':

(a) establecer la existencia de dolo; en muchos casos se ha exigido probar el dolo con medios probatorios claros, satisfactorios, concluyentes, convincentes, &c. El uso de estas y otras expresiones similares ha sido atribuido a que el dolo normalmente debe probarse con *circumstantial evidence* (i.e.: medios de prueba que no conducen directamente a la cuestión de hecho planteada, sino que está basada en circunstancias concomitantes a partir de las cuales el juez o el jurado pueden inferir la ocurrencia del hecho controvertido), cf.: 37 *American Jurisprudence* 2d § 468.

(b) establecer un fideicomiso oral sobre inmuebles o muebles y restantes derechos personales; en el fideicomiso oral no hay documentos que establezcan sus términos, entonces los medios de prueba de los fideicomisos que no necesariamente deben ser escritos o de hechos que dan lugar a un fideicomiso constructivo son recibidos con precaución: 'Los medios de prueba para establecer un fideicomiso verbal deben ser mas ciertos que por simple preponderancia; deben ser definidos, claros y convincentes, esto es, tanto atentamente escudriñados como cuidadosamente ponderados por la corte ya que sus efectos son reemplazar a un título escrito' en *Moore vs Terry*, cf.: 76 *American Jurisprudence* 2d § 637.

(c) establecer que un instrumento escrito ha sido cancelado o reformado, especialmente en casos de error o dolo: 'Cambiar los términos de un documento escrito es una cuestión solemne, entonces los medios probatorios deben ser claros, inequívocos e indubitables' en *Segelke vs Kilmer*, cf.: 66 *American Jurisprudence* 2d § 123.

(ch) anular una renuncia de derechos por daños personales, alegando que se obtuvo mediante dolo; ello se debe en este caso a que la ley no puede presumir actos dolosos y sí presume que no han existido irregularidades en su

ejecución. Si el firmante de una renuncia de derechos alegara ignorancia de su contenido, ser presumiblemente culpable de grave negligencia, *cf.*: 66 *American Jurisprudence* 2d § 60.

(d) demostrar que en un documento legal sin restricciones existió la mutua intención de hipotecar; en la hipoteca sajona se pasa la propiedad en forma condicional con intención de garantía para el pago de la deuda, cuando se paga se considera nulo el título y la propiedad revierte al deudor, la prueba consiste en mostrar que un título es una hipoteca, y no es una transferencia de propiedad. Como el derecho a redimir la hipoteca no se pierde, una prueba menos rigurosa no ofrecería ninguna seguridad a quien tiene un título de propiedad, *cf.*: 55 *American Jurisprudence* 2d § 41.

(e) cuestionar un certificado de reconocimiento; si se intenta anular la fuerza de un certificado probando dolo, coerción, indebida influencia o sus equivalentes, los medios de prueba deben ser claros y convincentes más allá de una controversia razonable, *cf.*: 1 *American Jurisprudence* 2d § 104.

(f) probar una donación; ya sea inter vivos o causa mortis, especialmente si no se lo reclamó hasta después de la muerte el donante, *cf.*: 38 *American Jurisprudence* 2d § 103.

(g) establecer el contenido de un documento perdido; se ha dicho que los medios probatorios de la existencia y contenido de un documento perdido deben ser claros, razonablemente ciertos, concisos, satisfactorios, &c. *cf.*: 52 *American Jurisprudence* 2d § 61.

(h) en acciones tendientes a producir los efectos de un contrato, tal como está especificado en sus términos, los medios de prueba para establecer la existencia del contrato (si es oral) y el real acuerdo entre las partes deben ser claros y conclusivos. Igualmente para establecer que determinadas palabras en un contrato fueron aceptadas con un sentido diferente al ordinario, *cf.*: 71 *American Jurisprudence* 2d § 208.

(i) en casos de filiación 'Si los expertos concluyen que los ensayos con sangre o tejidos muestran que el padre alegado no puede ser excluido y que la probabilidad de paternidad del padre alegado es 97% o mayor, se presume que el padre alegado es el padre, ... Un padre alegado puede refutar la presunción de paternidad ... por medio de una prueba clara y convincente', 19 *Maine Rev. Stat. Ann.* 280 (*cf.*: Kaye (1990) p. 327)

Otros casos civiles requieren una prueba más allá de una duda razonable (*i.e.*: con el mismo nivel de certeza que en los casos penales):

(j) acreditar que existió aplicación previa, a fin de cuestionar un patentamiento, *cf.*: Walter (1989).

(k) en algunos casos en los que se prueba la existencia de un fideicomiso por declaración testimonial 'la persona que intenta establecer el fideicomiso debe probar los hechos necesarios con medios claros, sólidos, inequívocos e inerrables, y aquellos que establezcan el hecho del pago por parte del beneficiario deben ser más allá de una duda razonable' en *Lord vs Reed*.

(l) probar acuerdos orales para establecer derechos sobre un inmueble, cuando existen discordancias entre el acuerdo y los antecedentes del título, *cf.*: 30 *American Jurisprudence* 2d § 1168.

4. Un concepto de neutralidad ética fue definido por Ramsey (1926). Una condición es neutralmente ética en relación con un agente particular y una consecuencia particular si el agente es indiferente entre tener esta consecuencia ante tal condición y cuando esa condición falla. Si A y B son consecuencias entre las cuales el agente no es indiferente, y N es una condición neutralmente ética, entonces $\text{Prob}(N) = \frac{1}{2}$ si el agente es indiferente ante

(1) B si N, A si no

(2) A si N, B si no

Entonces, si A y B no son indiferentes, sea x una medida del deseo o utilidad de elegir A y z la de elegir B, y sea además $p = \text{Prob}(N)$. De la indiferencia entre (1) y (2) se sigue

$$z \cdot p + x \cdot (1 - p) = z \cdot (1 - p) + x \cdot p$$

y entonces

$$z \cdot (2p - 1) + x \cdot (2p - 1) = 0$$

de donde se concluye $p = \frac{1}{2}$.

5. En este caso se debe determinar la $\text{Prob}(\text{'no-novedoso'} | \text{'falta de diligencia'}) = \text{Prob}(\text{'no-original'} + \text{'no-abandonado'} + \text{'no-aplicación previa'} | \text{'falta de diligencia'})$. Para ello es necesario aplicar la expresión:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(A_1 + A_2 + A_3) &= \text{Prob}(A_1) + \text{Prob}(A_2) + \text{Prob}(A_3) - \\ &\quad - \text{Prob}(A_1 \& A_2) - \text{Prob}(A_1 \& A_3) - \text{Prob}(A_2 \& A_3) + \\ &\quad + \text{Prob}(A_1 \& A_2 \& A_3) \end{aligned}$$

que utilizada con los umbrales .5 correspondientes a cada condicional por separado es: $.5 + .5 + .5 - .5 \cdot .5 - .5 \cdot .5 - .5 \cdot .5 + .5 \cdot .5 \cdot .5 = .875$ (*cf.*: Santaló (1970) p. 18, donde se puede encontrar una generalización para n sucesos)

Probabilidades no-Pascalianas

Luego de las ideas de Pascal y Fermat, el primer trabajo importante sobre probabilidades fue de Jacques Bernoulli en 1713 con el título *Ars conjectandi*, o sea el arte de juzgar hipótesis basándose en la información disponible. En 1812 lo siguió Laplace, quien también dirigía su teoría analítica a medir la aceptabilidad de una hipótesis. Bernoulli y Laplace pretendían lograr una teoría de la probabilidad inductiva (i.e.: la probabilidad como medida "basada en los datos disponibles" de las posibilidades de que algo pueda ser verdadero) aplicable en cualquier campo de la investigación teórica y en las decisiones racionales relativas a los asuntos de la vida práctica.

Sin embargo, en el siglo XIX y a raíz de los trabajos de Robert Aylmer Fisher y Richard von Mises el concepto de probabilidad se inclinó hacia la estadística y se asoció a la frecuencia relativa. Recien Keynes (1921) y Harold Jeffreys en 1939 replantean la idea de definir un concepto de probabilidad inductiva que luego fuera formalizado en 1950 por Rudolf Carnap. El desarrollo posterior fue la aparición de nuevos conceptos alternativos que fueron adquiriendo prestigio paulatinamente: los conjuntos difusos de Lofti Zadeh en 1965, Shafer (1976) en '*A mathematical theory of evidence*' y las probabilidades judiciales de Cohen (1977).

1. Probabilidades Inductivas

Basándose en los trabajos de Francis Bacon y John Stuart Mill en '*The probable and the provable*' Cohen propone un concepto de probabilidad inductiva para explicar el razonamiento judicial y señala algunas anomalías que provendrían del uso de las probabilidades matemáticas.

El principio de preponderancia de la prueba que ha sido enunciado como $\text{Prob}(Q|P) > \text{Prob}(\text{no-}Q|P)$ y las propiedades de la probabilidad matemática permiten deducir que debe verificarse en consecuencia la condición

$\text{Prob}(Q|P) > .5$ dando así lugar a algunas paradojas que se tratan a continuación:

j) **Pruebas concurrentes.**

En un caso civil, cuando concurren varias circunstancias independientes $P_1, \dots, P_r$ (e.g.: P_1 y P_2) para señalar la misma conclusión (i.e.: que satisfacen cada una de ellas el criterio de preponderancia de la prueba: $\text{Prob}(Q|P_j) > .5$ con $j=1, r$) interesa comprobar que pasar matemáticamente cuando ambos elementos probatorios P_1 y P_2 son considerados conjuntamente P_1 & P_2 . En este caso P_1 & P_2 debería satisfacer el criterio de preponderancia, por lo menos así lo entienden habitualmente los jueces, sin embargo $\text{Prob}(Q|P_1 \& P_2) = \text{Prob}(Q|P_1) \cdot \text{Prob}(Q|P_2)$ por lo que si, a modo de ejemplo $\text{Prob}(Q|P_1) = .7$ y $\text{Prob}(Q|P_2) = .7$, resultaría que $\text{Prob}(Q|P_1 \& P_2) = .49$. Esto se interpreta como que P_1 & P_2 no satisface el criterio de preponderancia de la prueba.

Una solución a este problema podría consistir en que Q y no- Q no son las opciones posibles en la decisión del juez, sino que una parte reclama Q_1 y la otra parte afirma Q_2 , mutuamente excluyentes (i.e.: $Q_1 \& Q_2 = \emptyset$) pero que no agotan todas las posibilidades.

Así el principio de preponderancia de la prueba podría enunciarse: ' Q_1 es preferible a Q_2 ' *si* $\text{Prob}(Q_1|P_1) > \text{Prob}(Q_2|P_2)$, aún cuando estas probabilidades resulten menores que .5. Suponer esto equivale a suponer que el acusado está obligado, no sólo a contestar el alegato del reclamante, sino también a establecer cierto reclamo positivo en su favor. Esta suposición introduce un *onus probandi* que actualmente ya no existe y que pertenece a un sistema legal de características inquisitorias.

Otra interpretación del principio de preponderancia de la prueba podría formularse en términos de que la probabilidad de la conclusión deseada a *posteriori* de la prueba sea mayor que la probabilidad a *priori*: $\text{Prob}(Q|P) > \text{Prob}(Q)$. La aparente ventaja de esta interpretación es que no presenta la dificultad vista anteriormente sobre la carga de la prueba. Supongamos que el reclamante debe establecer Q_1 & Q_2 y que $\text{Prob}(Q_1) = .5$, $\text{Prob}(Q_2) = .5$, $\text{Prob}(Q_1|P) = .9$ y $\text{Prob}(Q_2|P) = .4$. En tales circunstancias $\text{Prob}(Q_1 \& Q_2|P) > \text{Prob}(Q_1 \& Q_2)$ y sin embargo $\text{Prob}(Q_2|P) < \text{Prob}(Q_2)$. Normalmente ningún juez fallaría en favor del reclamante si este no ha establecido cada una de las hipótesis a probar satisfaciendo el criterio de preponderancia de la prueba.

ij) **Cadenas de Inferencia.**

Cuando la prueba contiene dos o más estadios de razonamiento probabilístico, se requiere —entonces— una prueba de Q a partir de R y una de R a partir de P.

Por ejemplo, un testigo puede establecer con una cierta probabilidad si una infección en el dedo de una persona A fue causada por un accidente (y no en forma deliberada) y que por esta causa se puede establecer que la muerte de A se debió al accidente (y no a una negligencia médica). La cuestión es cuan grande debe ser la probabilidad en cada estadio de la prueba —desde P a R y desde R a Q— si Q debe establecerse por preponderancia de la prueba:

$$(1) \quad \text{Prob}(R \ \& \ Q|P) = \text{Prob}(Q|P) \cdot \text{Prob}(R|Q \ \& \ P)$$

y entonces

$$(2) \quad \text{Prob}(Q|P) = \frac{\text{Prob}(R \ \& \ Q|P)}{\text{Prob}(R|P \ \& \ Q)}$$

y como

$$(3) \quad \text{Prob}(R|P \ \& \ Q) > 0$$

resulta

$$\text{Prob}(Q|P) \geq \text{Prob}(R \ \& \ Q|P).$$

Intercambiando términos en (1)

$$(4) \quad \text{Prob}(R \ \& \ Q|P) = \text{Prob}(R|P) \cdot \text{Prob}(Q|P \ \& \ R)$$

y por (3) y reemplazando en (2) resulta

$$(5) \quad \text{Prob}(Q|P) \geq \text{Prob}(Q|P \ \& \ R) \cdot \text{Prob}(R|P).$$

Así podría ocurrir que para probar Q a partir de P por preponderancia de la prueba (i.e.: $\text{Prob}(Q|P) > .5$) se requerirían, por ejemplo, probabilidades mayores de .71 en cada estadio de la prueba.

Sin embargo el juez Lockwood dice en *New York Life Insurance Co. vs McNeely*:

'Cuando una inferencia sobre la probabilidad del hecho fundamental, deba obtenerse a partir de hechos cuya conocimiento está basado

solamente sobre una inferencia o una cadena de inferencias, ello quedar establecido, cuando la Corte haya —con pocas excepciones— establecido esencialmente aunque no explícitamente, que todos los primeros eslabones de la cadena de inferencias puedan ser demostrados con la misma certeza que se requiere para los casos penales, en orden a sostener la inferencia final sobre la probabilidad del hecho fundamental en cuestión'

y aunque él mismo en su fallo acepta que este principio no está basado en la aplicación de reglas lógicas, y que probablemente su postura no sea aceptada generalmente, introduce una dificultad, pues en (5) puede verse que matemáticamente es indiferente la afirmación sobre si alguna de las etapas debe tener probabilidad mayor que la otra.

2. Probabilidad Inductiva de Cohen

En un intento para soslayar estas dificultades Cohen (1973,1977) plantea un problema más delicado aún, viz. que las probabilidades utilizadas para fundar una decisión judicial no son probabilidades matemáticas, en el sentido en que fueron definidas por Pascal, y por lo tanto no satisfacen los axiomas:

$$\text{Prob}(A \& B) = \text{Prob}(A) \cdot \text{Prob}(B) \text{ si } A \text{ y } B \text{ son independientes}$$

$$\text{Prob}(A) = 1 - \text{Prob}(\text{no-}A)$$

En su lugar él dice que las probabilidades judiciales tienen una estructura no-pascaliana determinada, que está relacionada con otros esquemas del razonamiento humano, y específicamente con la estructura del razonamiento inductivo de la ciencia experimental.

Cohen utiliza el concepto de probabilidad inductiva Prob_I al que caben las siguientes propiedades:

$$\text{PI1 } \text{Prob}_I(S|R) = \text{Prob}_I(\text{no-}R|\text{no-}S)$$

$$\text{PI2 Si } \text{Prob}_I(Q'|P) \geq \text{Prob}_I(Q|P)$$

$$\text{entonces } \text{Prob}_I(Q \& Q'|P) = \text{Prob}_I(Q|P)$$

$$\text{PI3 Si } \text{Prob}_I(Q|P) > 0 \text{ y } \text{Prob}_I(\text{no-}P) = 0$$

$$\text{entonces } \text{Prob}_I(\text{no-}Q|P) = 0.$$

$$\text{PI4 } \text{Prob}_I(S_1 + S_2|P) \geq \text{Prob}_I(S_1|P)$$

De acuerdo a PI2 si el reclamante prueba Q_1 y Q_2 según el criterio de la preponderancia de la prueba, Q_1 & Q_2 resultará probado según el mismo criterio. Si el reclamante no prueba algún punto Q' (i.e.: $\text{Prob}_I(Q'|P) < \text{Prob}_I(\text{no-}Q'|P)$) entonces si $\text{Prob}_I(\text{no-}Q'|P) > 0$ y si suponemos $\text{Prob}_I(\text{no-}P) = 0$ resulta por PI3 que $\text{Prob}_I(Q'|P) = 0$ y entonces $\text{Prob}_I(Q \& Q'|P) = 0$ y finalmente $\text{Prob}_I(\text{no-}(Q \& Q')|P) > \text{Prob}_I(Q \& Q'|P)$.

Resumiendo, si el reclamante fallara al probar —aunque sea uno de los hechos esenciales— habrá perdido su causa ante el acusado. El reclamante habrá establecido según el criterio de preponderancia de la prueba su caso si y sólo si establece según el criterio de preponderancia cada uno de sus componentes.

La solución de Cohen al problema de la inducción sobre la inducción, se funda en que diferentes pasos inductivos dan lugar a diferentes probabilidades inductivas, pero dentro de su teoría no es posible calcular una probabilidad inductiva del total ya que diferentes factores son relevantes en cada etapa. Sin embargo existiría un criterio para preferir entre:

$$(6) \quad \text{Prob}_I(R|P) = \text{máx} \text{ y } \text{Prob}_I(Q|R) > \text{Prob}_I(\text{no-}Q|R)$$

y

$$(7) \quad \text{Prob}_I(R|P) > \text{Prob}_I(\text{no-}R|P) \text{ y } \text{Prob}_I(Q|R) = \text{máx}$$

y es que algo hallado razonablemente cierto (6) basándose en hechos conocidos o aceptados sirve de premisa para una nueva prueba, entonces R estará plenamente establecido, como un hecho conocido sobre el cual se apoyará el criterio de preponderancia de la prueba para Q. En el caso inverso (7) solamente podrá decirse sobre Q que su veracidad dependerá de saber si R es cierto o no, siendo hasta ahora solamente probable.

3. Teorías de la Posibilidad y de la Credibilidad

Otro intento de solución a las paradojas planteadas se basa en reemplazar el concepto de probabilidad matemática por el de 'posibilidad' [1] definido por Zadeh (1978). En la teoría de posibilidades se verifica:

$$\text{Pos}(Q \& Q'|P) = \text{mín} \{ \text{Pos}(Q|P) , \text{Pos}(Q'|P) \}$$

$$\text{Pos}(Q + Q'|P) = \text{máx} \{ \text{Pos}(Q|P) , \text{Pos}(Q'|P) \}$$

un desarrollo de esta teoría con miras a su aplicación en sistemas experto puede verse en Prade (1982,1987). También se ha intentado el

uso de las funciones de credibilidad [1] definidas por Shafer (1976) (cf.: Gordon & Shortlife (1985)).

4. Medios de Prueba 'Puros' y 'Mixtos'

En *Ars conjectandi* Jacques Bernoulli introduce una distinción entre medios de prueba puros y mixtos. Un medio de prueba mixto P puede confirmar una hipótesis H o su negación no-H. Calculando el valor probatorio en términos de probabilidades, resulta que Prob(H|P) partes de la probabilidad total indican H mientras que Prob(no-H|P) partes indican no-H, de donde resulta:

$$\text{Prob}(H|P) + \text{Prob}(\text{no-H}|P) = 1$$

Contrariamente un medio de prueba puro puede corroborar H, no-H o ser absolutamente neutral. En este caso:

$$\text{Prob}(H|P) + \text{Prob}(\text{no-H}|P) < 1$$

Las probabilidades en esta última expresión no pueden considerarse habituales, pues la sub-aditividad es inconsistente con el contexto (cf.: Dubois & Prade (1990)).

Para ejemplificar estos conceptos resulta conveniente referirse al caso hipotético *Smith vs Blue Bus Co.* (cf.: III-§2) donde concurren dos medios de prueba independientes. La información estadística P_1 y la declaración testimonial P_2 . Si H representa la responsabilidad de Blue Bus Co. en el accidente, P_1 puede utilizarse tanto en la confirmación de H como de no-H, y por lo tanto es de carácter mixto. Por otra parte P_2 solo puede confirmar H y entonces es un medio de prueba puro. Sean Prob(H| P_1) y Prob(H| P_2) los valores probatorios correspondientes a cada medio de prueba, entonces Prob(H| P_1) = 0.20 y Prob(no-H| P_1) = 0.80, mientras que Prob(H| P_2) = 0.60. Bernoulli afirma que la misma expresión para combinar dos medios de prueba puros y concurrentes:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(H|P_1 \ \& \ P_2) &= \\ &= \text{Prob}(H|P_1) + \text{Prob}(H|P_2) - \text{Prob}(H|P_1) \cdot \text{Prob}(H|P_2) \end{aligned}$$

puede utilizarse para combinar información pura y mixta: resulta así Prob(H| $P_1 \ \& \ P_2$) = 0.68

Johann H. Lambert ha rechazado esta afirmación (cf.: Sahlin (1989)): de acuerdo al razonamiento de Bernoulli se sigue que C y D (Fig. 8) señalan H, mientras que solo A y B son relevantes para el medio de prueba mixto P_1 , de los cuales A señala H y B a no-H. Según Lambert D

es problemática, esta casilla representa las partes de la prueba que son contradictorias o conflictivas, la situación en que la información estadística habla contra la hipótesis pero el testigo en favor de ella. En consecuencia Lambert propone desechar D (i.e.: $\text{Prob}(\text{no-H}|P_1) \cdot \text{Prob}(H|P_2)$) y

		P_1 (mixto)	
		.2	.8
(puro) P_2	.4	A	B
	.6	C	D

Figura 8

propone la expresión siguiente para combinar medios de prueba puros y mixtos:

$$8) \quad \text{Prob}(H|P_1 \ \& \ P_2) = \frac{\text{Prob}(H|P_1)}{1 - \text{Prob}(\text{no-H}|P_1) \cdot \text{Prob}(H|P_2)}$$

que aplicada a *Smith vs Blue Bus Co.* resulta $\text{Prob}(H|P_1 \ \& \ P_2) = 0.39$ que es mucho menor que 0.68 obtenido según Bernoulli. La expresión (8) ha sido favorecida por Shafer (1976) como un caso particular de la Regla de Dempster [1], mientras tanto Sahlin (1989) argumenta que los medios de prueba puros y mixtos son epistémicamente diferentes y por tanto in combinables (ver la solución del mismo caso dentro de la Teoría de Ekelöf-Halldén en III.§2).

5. Probabilidad Subjetiva

Couture (1942) distingue el sistema de libre convicción —en la apreciación de la prueba— como aquel modo de razonar que no se apoya necesariamente en la prueba que el proceso exhibe al juez, ni en medios de información susceptibles de ser fiscalizados por las partes. Dentro de este método el magistrado 'adquiere el convencimiento de la verdad con la prueba de autos, fuera de la prueba de autos, y aún contra la prueba de autos'. Este sistema sólo puede tener cabida cuando aparece consagrado en forma expresa para el caso de hechos muy

particulares donde las dificultades de la prueba son poco menos que insuperables. La regla general puede ejemplificarse con lo dicho en el caso *C. de G., E. vs G., M.*:

'La convicción del juez no debe ser únicamente la expresión de una concepción subjetiva, sino más bien, que los hechos y las pruebas sometidas a su juicio produzcan la misma seguridad en el ánimo de cualquier otro ciudadano sensato e imparcial a cuyo juicio fueran sometidos'

En esta perspectiva se han señalado tres modos diferentes para explicar la relación entre el medio de prueba y el hecho a probar: (a) el *formal*, que define a la prueba como la comprobación judicial —por los modos que la ley establece— de la verdad de un hecho controvertido; (b) el *logicista*, que la define como un medio de verificación de las proposiciones que los litigantes formulan en juicio, y (c) el *psicologicista*, que entiende que la prueba, en general, es la relación concreta entre la verdad y el espíritu humano con respecto a sus especiales estados de credibilidad, probabilidad y certeza (cf.: Greene (1989)). Cada uno de estos tres enfoques tienen apreciaciones propias con respecto a la ley, la verificación de las proposiciones y el papel de la ideología o creencias del juzgador. Así visto, es preferible no dejar de lado el concepto de probabilidad subjetiva cuando se intenta describir los mecanismos de inferencia basados en probabilidades judiciales. Tversky & Kahneman (1974) p.1129 han señalado una tendencia de las personas a sobrestimar la probabilidad de la conjunción de eventos:

$$(9) \quad \text{Prob}_s(A \ \& \ B) > \text{Prob}(A \ \& \ B)$$

y a subestimar la probabilidad de la disyunción:

$$(10) \quad \text{Prob}_s(A + B) < \text{Prob}(A + B)$$

La teoría matemática de las probabilidades ha sido de gran utilidad en la explicación y predicción de los fenómenos naturales —aún cuando para la concepción de E. Mach su observación también es subjetiva. En el caso de las decisiones judiciales, quizás sea más acertado afirmar que son la resultante de dos componentes, una determinística, de raíz formal y lógica a la que se suma otra subjetiva propia de las diferentes valoraciones a las que adhiere cada persona en particular. Este equilibrio es el deseable para un sistema de administración de justicia, pues la eliminación de toda subjetividad quitaría a las soluciones dadas toda relación con los cambios en los valores de la comunidad; precisamente éste ha sido el fundamento para mantener el sistema de juicios por jurados.

6. Conclusión

La cuestión contiene aún problemas sin resolver (*cf.*: Shyu & al. (1989)), las opiniones están divididas y ninguno de estos sistemas representa una solución acabada. Schum & Martin (1982) proponen resolver el problema dentro de la teoría 'convencional' de probabilidad matemática, pues entienden que es el único sistema existente que ofrece la flexibilidad necesaria para atrapar las sutilezas que se presentan frecuentemente en la prueba judicial.

NOTAS

1. Sea P un conjunto finito de proposiciones tal que:

$$(11) \quad \text{si } p \in P, \text{ entonces } \text{no-}p \in P$$

$$(12) \quad \text{si } p \in P, q \in P, \text{ entonces } p \ \& \ q \in P$$

La proposición siempre falsa $\emptyset$ pertenece a P , ya que $p \ \& \ \text{no-}p = \emptyset$, y también la siempre verdadera E , ya que $p + \text{no-}p = E$, donde por definición $p + q = \text{no-}(\text{no-}p \ \& \ \text{no-}q)$. Cuando $p \ \& \ q = \emptyset$ se dirá que p y q son mutuamente excluyentes; $p \ \& \ q = \emptyset$ es equivalente a $p - \text{no-}q = E$ (con $p \Rightarrow q = \text{no-}p + q$ por definición) que se leerá ' p implica q '.

j) Probabilidad

Una medida de probabilidad Prob es una función tal que:

$$P1 \quad \text{Prob}(\emptyset) = 0$$

$$P2 \quad \text{Prob}(E) = 1$$

$$P3 \quad p, q \in P, p \ \& \ q = \emptyset \text{ entonces } \text{Prob}(p + q) = \text{Prob}(p) + \text{Prob}(q)$$

De estos axiomas se pueden seguir las propiedades:

$$(13) \quad \text{Prob}(p) + \text{Prob}(\text{no-}p) = 1$$

$$\text{si } p \text{ implica } q \text{ entonces } \text{Prob}(q) \geq \text{Prob}(p)$$

En el cálculo de probabilidades, la probabilidad de que p sea verdadera $\text{Prob}(p)$ y la probabilidad de que p sea falsa $\text{Prob}(\text{no-}p)$ se relacionan por la expresión (13). Si no se dispone de información a priori sobre la veracidad o falsedad de p , una alternativa es tomar $\text{Prob}(p) = \text{Prob}(\text{no-}p) = \frac{1}{2}$. Sin embargo esto no es necesariamente lo más acertado y menos aún si se consideran más de dos alternativas, por lo que se puede decir que la ignorancia es difícil de representar.

ij) Credibilidad y Plausividad En la década del setenta se intentó debilitar los axiomas de probabilidad para mejorar la calidad de sus aplicaciones. La función m llamada asignación básica de probabilidad se define por:

$$\text{ABP1 } m(\varphi) = 0$$

$$\text{ABP2 } m(E) = 1$$

$$\text{ABP3 si } p \text{ implica } q \text{ entonces } m(q) \geq m(p)$$

$$\text{ABP4 } \sum_{p \in P} m(p) = 1$$

Shafer (1976) definió la función de credibilidad Cred , en base a m , así:

$$(14) \quad \text{Cred}(q) = \sum_{p \text{ implica } q} m(p)$$

La función de credibilidad asigna a cada proposición q un valor que representa la creencia total en la veracidad de q como la suma de las probabilidades m de todas las afirmaciones p que implican q .

La Plausividad de p se define como

$$(15) \quad \text{Plau}(q) = 1 - \text{Cred}(\text{no-}q)$$

El concepto de plausividad acumula todos los valores m de las proposiciones que sirven para obtener la credibilidad y además los de todas aquellas proposiciones que tienen alguna descripción en común con q (i.e.: $q \& p \neq \emptyset$), así resulta:

$$(16) \quad \text{Cred}(q) \leq \text{Plau}(q)$$

En otras palabras, la plausividad de q se obtiene como la suma de las probabilidades m de las afirmaciones que favorecen proposiciones que no son inconsistentes con q . Contrariamente al modelo probabilístico que asigna un único valor $\text{Prob}(p)$, en este contexto la información concerniente a p se expresa con el intervalo:

$$[\text{Cred}(p), \text{Plau}(p)]$$

cuya amplitud es la cantidad de incertidumbre de p con respecto a un conjunto determinado de datos; la máxima ignorancia corresponde al intervalo $[0,1]$ y la máxima información al intervalo puntual $[\text{Prob}(p), \text{Prob}(p)]$.

Si m y m' son dos asignaciones básicas de probabilidad, entonces la expresión de la credibilidad de la combinación de ellas se conoce como Regla de Dempster (1967) que es una generalización del Teorema de Bayes:

$$(17) \quad (m + m')(r) = \frac{\sum_{p \& q = r} m(p) \cdot m'(q)}{1 - \sum_{p \& q = \emptyset} m(p) \cdot m'(q)}$$

(*cf.*: Gordon & Shorliffe (1985) y Yager (1983)) ii) Posibilidad y Necesidad
Una función de plausividad $Plau$ que verifica $Plau(p \& q) = \min \{ Plau(p) , Plau(q) \}$ se llamará una función de posibilidad Pos (*cf.*: Zadeh (1978)) y una función de credibilidad $Cred$ que satisface $Cred(p + q) = \max \{ Cred(p) , Cred(q) \}$ se denominará una función de necesidad.

Aplicaciones

Hasta el presente, en los países anglosajones y escandinavos, ha existido y continúa un intenso debate sobre la aplicación del concepto de probabilidad y la admisibilidad de la prueba estadística en un proceso judicial. En el plano teórico el problema principal se centra sobre si las probabilidades en cuestión son probabilidades matemáticas (*i.e.*: pascalianas) o si es necesario identificar probabilidades judiciales que respondan fielmente a los criterios de razonamiento judicial ante la incertidumbre. En el plano jurídico se plantea si el razonamiento probabilístico es igualmente aplicable en casos penales que en casos civiles (*cf.*: Nesson (1988)) y si la información estadística puede ser admitida directamente como prueba o si deberá considerársela como el detonante de una presunción (*vide* nota 3 (i) del Capítulo IV y *cf.*: Kaye (1990)).

Dentro de las aplicaciones de la teoría de probabilidades al proceso de decisión judicial han sido definidos varios conceptos de valor probatorio, quedando cada uno de ellos asociado con un criterio diferente sobre como los jueces acumulan las pruebas para obtener su mérito total. En el plano práctico las probabilidades se estiman (*i.e.*: se calculan en base a muestras y cálculos estadísticos), suponiendo ello la existencia de un determinado —o indeterminado— error; también al estimarlas se utilizan valores teóricos o supuestos, los cuales en determinados procesos legales podrían resultar inadmisibles (*cf.*: *D., N.N. vs C., E.J.*). Pese a las opiniones desencontradas la inferencia estadística ha comenzado a utilizarse en casos de filiación, pérdida de chance, discriminación en el empleo, cuantificación del daño *ex ante*, decepción publicitaria, &c. Sin embargo en nuestro medio los casos de pérdida de chance son aquellos en los que el concepto de probabilidad ha sido mas desarrollado doctrinariamente. En el análisis que se intenta a continuación, se procura discernir que instrumentos teóricos responden más

ajustadamente a los criterios de razonamiento judicial predominantes. Por otra parte la gran cantidad de casos que resuelve la Cámara Nacional de Apelaciones en lo Civil en este sentido, y la relativa sencillez de los hechos considerados para fundar sentencia permiten concentrarse, sin otras posibles fuentes de error, en la discusión del concepto de umbral y valor probatorio.

1. Indemnización por pérdida de chance.

La doctrina es firme al exigir que el daño para ser resarcible debe tener el carácter de 'cierto' y no de eventual e hipotético (Orgaz (1967) p. 67, Zannoni (1982) p. 121, Mosset Iturraspe (1983) p. 141, Bustamante Alsina (1987) p. 153 y (1989) p.288). Cuando tratan el tema concerniente a la pérdida de posibilidades o 'chances' entienden que se ha roto o interrumpido un proceso que podía conducir en favor de otra persona a la obtención de una ganancia o a la evitación de un daño, y por lo tanto el juez en cada caso apreciará su carácter de cierto o hipotético. En el caso Murano, H. vs Eudeba S.E.M., la doctora Piaggi dice:

'la indemnización por pérdida de chance no se identifica con la utilidad dejada de percibir; sino que lo resarcible es la "chance" misma, la que debe ser apreciada judicialmente según el mayor o menor grado de probabilidad de convertirse en cierta, sin que pueda nunca identificarse con el eventual beneficio perdido'

Bustamante Alsina (1989) acota a este fallo que la 'chance' es la frustración de una probabilidad, de allí que sea un daño actual (cf.: Salerno (1982), Zabala de González (1990)). Como es natural el cálculo del valor de la probabilidad, al ser un valor actual, no depende de la ocurrencia o no de la situación final incierta de ganancia o pérdida de la que se deduce el daño, así continúa la doctora Piaggi:

'Resulta inviable presumir apriorísticamente el resultado de la segunda edición; pero es oportuno considerar si en el caso existió pérdida de chance. La "chance" configura un daño actual -no hipotético- resarcible cuando implica una probabilidad suficiente de beneficio económico que resulta frustrado por el responsable, y puede ser valorada en sí misma, aún prescindiendo del resultado final incierto, en su intrínseco valor económico de probabilidad'.

Dado un hecho futuro, la probabilidad de que este ocurra es un valor numérico determinístico, aunque en la mayoría de los casos es imposible calcularlo ciertamente. No obstante de este valor depende si la chance es resarcible o no. Tanto los autores citados *ut supra* como en numerosos fallos se utiliza el concepto de probabilidad 'suficiente'

(posibilidad o probabilidad bastante fundada, probabilidad cierta, probabilidad cierta objetiva, sumamente probable, probabilidad más o menos cierta, probabilidad más o menos cierta y fundada, &c.). Indudablemente estos términos aluden a un umbral o nivel de confianza asociado a la decisión judicial. En *Baldisserotto de Joselovsky vs González* la doctora Highton dice:

'Nadie puede discutir que la vida humana, así como las aptitudes de la inteligencia y del espíritu, la habilidad técnica y la misma belleza del rostro o del cuerpo representan un valor económico en cuanto son instrumentos de adquisición de ventajas económicas. La vida es potencialmente la fuente de ingresos económicos y de ventajas patrimoniales susceptibles de formar un capital productivo, pero esa vida no está en comercio, vale por los frutos que esa actividad produce. Esto no significa que la desaparición de alguien no perjudique a otros. La privación de los beneficios actuales o futuros que la vida de la persona reportaba a otros seres que gozaban o podrían gozar de aquellos, constituye un daño cierto y así se mide el valor económico de la vida de la víctima por los bienes económicos que el extinto producía'.

Por otra parte el Doctor Montes de Oca en *Bedoya de Piris vs Berazaluce de Tulliani* dice:

' ... pues hasta que se produzca lo que con crudeza, pero con realismo, denominase la etapa productiva de la vida humana, es preciso que transcurran tantos años que toda "chance" se diluye para convertirse en una simple conjetura de ayuda económica futura para los progenitores.'

De allí que sea una cuestión controvertida si puede o no configurar daño material resarcible la chance frustrada por la interrupción del embarazo de una persona por nacer como consecuencia de un hecho ilícito. El tema ha sido tratado en varias oportunidades, adhiriendo o no a la tesis que afirma que la vida humana constituye un valor resarcible *per se*. (cf.: Spota (1937), Dassen (1937), Orgaz (1974), Borda (1985) y Zabala de González (1989)). Sin pretender aquí argumentar en pro o en contra de esta tesis, citamos a continuación el voto de la Doctora Álvarez en el caso *Gómez, Olga vs Fernández Ramos, J.*:

' ... Desde la implantación del óvulo fecundado en el seno materno existe la probabilidad de que el por nacer nazca con vida y alcance la edad productiva o media. También existe la probabilidad de que llegado a cierta edad preste ayuda y sostén a sus progenitores. Pero hay de por medio una cuestión de grado. No cualquier probabilidad da derecho a que su frustración sea indemnizada, se requiere que la probabilidad sea suficiente ... en realidad lo que se está sosteniendo es la existencia de un umbral por encima del cual un valor de probabilidad se considera suficiente y por debajo del cual se considera irrelevante. Por otra parte el criterio de "suficiencia" está dado por la prueba de ciertos hechos que guarden relación causal adecuada con la frustración de la venta ya económica esperada. En este caso la relación entre tres meses de embarazo y el hecho de la ayuda o sostén en el futuro es extremadamente débil y su probabilidad es casi nula. El daño es puramente eventual e hipotético y no debe ser resarcido'.

Finkelstein, Glasser y Pickrel (1975) hacen un análisis estadístico de las indemnizaciones dadas por la muerte ilícita de niños, contrastando las leyes de los estados que limitan la indemnización al daño material sufrido por los reclamantes con las de los otros estados que aceptan el daño moral como daño resarcible. Para ello utiliza 192 casos con sentencia firme de la Cámara de Apelaciones, tomadas durante el período 1940-1972. Los resultados señalan que las diferencias entre las legislaciones incidían poco en los montos indemnizatorios, por lo menos en menor grado que otros factores que operaban sobre cada caso en particular. Si bien sería razonable esperar que tal diferencia en las legislaciones produjera una gran diferencia en los montos indemnizatorios totales, el análisis estadístico demostró que estas diferencias fueron morigeradas implícitamente por jueces y jurados. Un mismo origen se ha preconizado para las posiciones: 'la vida humana tiene valor económico en sí misma' versus 'la vida humana no tiene valor económico en sí misma' ya que la ley 17.711 que reformó el artículo 1078 del Código Civil, que solo autorizaba la indemnización en concepto de daño moral en casos de delitos de derecho criminal (cf.: Borda (1985)).

2. Monto indemnizatorio.

También agrega Bustamante Alsina (1989) en su cita al caso *Murano, H. vs Eudeba S.E.M.* que siendo la chance la frustración de una probabilidad 'el valor de la frustración estará dado por el grado de probabilidad'. En el cálculo de esa probabilidad pesarán una serie de

hipótesis y hechos que ajustan el valor de probabilidad a un caso o persona en particular. Con respecto a las hipótesis que es necesario no-rechazar para el cálculo de la probabilidad, está la siguiente: 'de no haber ocurrido el ilícito, el curso de los acontecimientos hubiera sido tal que ningún otro evento (casual, ilícito, &c.) hubiera podido frustrar esa chance'. Para fundar esta inferencia resulta necesario que la probabilidad de esta hipótesis sea lo suficientemente alta como para no rechazarla. Por otra parte, el juicio de probabilidad se hace 'en abstracto', o sea atendiendo a lo que era o no previsible según el curso natural y ordinario de las cosas, a lo que comúnmente ocurre en casos análogos. Si como se ha dicho la 'chance' se identifica con la probabilidad, la pregunta ahora es ¿qué relación existe entre probabilidad y monto indemnizatorio?

Keynes (1921) en 'A Treatise of Probability' menciona el caso *Chaplin vs Hicks* (1911) que se originó a raíz de un concurso de belleza organizado por el *Daily Express*. De las 6000 fotografías enviadas, algunas fueron seleccionadas y publicadas en el periódico de la siguiente manera: los lectores del diario pudieron votar por las candidatas preseleccionadas de su distrito (a tal efecto el Reino Unido fue dividido en menos de 50 distritos) que consideraban la mas bella, finalmente Seymour Hicks seleccionaría, luego de una entrevista, 12 entre las 50 mas votadas. La reclamante, quien resultó primera en su distrito, alegó que a ella no se le había dado una oportunidad razonable de tener una entrevista, y que entonces ella había perdido el valor de su chance a unos de los 12 premios, y entonces reclamaba por daños. El jurado, encontró que el acusado no le había dado a la reclamante los medios razonables para presentarse a la selección y estimó el daño en £ 100. El caso fue llevado a la Corte de Apelaciones. Dos cuestiones se suscitaron (j) ¿en relación con qué pruebas se calculó la probabilidad? y (ij) ¿es numéricamente calculable? El abogado del acusado sostenía que 'si se quiere considerar un valor para la chance de la reclamante, éste debe ser el valor que ella tenía al comenzar la competencia, y no después que ella fuera seleccionada como una de las 50. Como se enviaron 6.000 fotografías, y sólo el criterio personal del acusado —como último árbitro— definiría a las ganadoras, el valor de la chance es realmente incalculable'. La corte desestimó el primer punto como absurdo, pero el otro —el criterio personal del árbitro—, presentó mayor dificultad. Sobre la estimación de la chance, el Juez Vaughan Williams argumento así:

'Como él [Lord Justice Vaughan Williams] lo entendió, había 50 competidoras y 12 premios de igual valor, entonces el valor estimado de la chance fue alrededor de uno a cuatro. Fue entonces dicho que los interrogantes que se pueden suscitar en la mente de las personas que tienen que tomar una decisión son numerosos y que es imposible hacer estimaciones. Él no estuvo de acuerdo.

También fue dicho que si la precisión y certeza son imposibles en algunos casos, sería correcto decir que los daños son incalculables. Él coincidió en que puede haber daños tan incalculables que la doctrina del valor esperado no puede aplicarse porque las cifras necesarias para hacerlo no están disponibles. Se encontraron varios precedentes en los que esto había sido sostenido, pero él rechazó la proposición que porque no se hubiese alcanzado precisión y certeza, el jurado no tenía la función u obligación de determinar el daño... Él denegó que el mero hecho que porque alguien no pueda calcular con precisión y certeza se releve al responsable de un ilícito de pagar los daños ocasionados por el incumplimiento de sus obligaciones. Él no dejaría que en todos los casos fuera dejado al jurado el cálculo del daño; ya que existieron casos en los que la pérdida fue tan dependiente de un mero acto volitivo -no condicionado- de otra persona, que fue imposible llegar a alguna estimación de lo perdido en el ilícito. Es cierto que no hubo transacción aquí, el derecho a competir fue personal y no podía ser transferido. Él no podría admitir que una competidora quien sabiéndose una de las 50, vendiera su derecho a seguir compitiendo. Al mismo tiempo el jurado pudo haberse preguntado razonablemente, si hubo un derecho a competir, éste podría haberse transferido, y a que precio. Bajo estas circunstancias él entendió que el jurado actuó competentemente'.

Keynes resume: la reclamante evidentemente sufrió un daño, pero el hecho que el criterio personal del árbitro definiera los premios no permite calcular la probabilidad con precisión. No es posible usar el hecho que fue la primera en su distrito, pero si que su chance era mejor que la de las 50 que no ganaron, y que no fueron primeras en su distrito. El caso fue simplificado ignorando parte de la información y se aplicó la 'doctrina del valor esperado': el daño puede ser calculado como la veinte cincuentava parte del valor del premio. El premio era de £400.

3. Prueba

Si por ejemplo se tratara de un reclamo por la pérdida de chance consistente en la esperanza de ayuda económica en el futuro, por parte de los padres de una víctima fatal de un acto ilícito, normalmente los jueces citan varios elementos como intervinientes en el cálculo. *E.g.* en *Pescio, Alberto C. vs Luengo, Héctor A.*, el Doctor Alberto Nicosia dijo:

'... y para calcular el valor de la vida así considerada, se entiende que no es imprescindible una prueba concreta -compleja en la mayoría de los casos- de los daños, siendo suficiente

contar con algunos elementos que lleven al ánimo del juzgador el valor de la pérdida de "chance" realmente sufrida. Conforme a un criterio integral de evaluación donde se deben tener en cuenta la edad, condiciones, medio social donde se desenvolvía y aspiraciones de la víctima, así como también la condición social y económica sus progenitores. De las circunstancias acercadas a la causa basadas primordialmente en informes apreciamos que el menor contaba 18 años, cursaba una carrera universitaria en un establecimiento pago, había concurrido para sus estudios primarios y secundarios a un colegio también pago, que desarrollaba varias actividades deportivas, que pertenecía a una familia bien constituida y de muy buen pasar económico y que su padre es de profesión abogado y su madre odontóloga, todo lo cual hace presumir un futuro promisorio para la víctima, con la lógica expectativa de sus progenitores de un apoyo seguro para la vejez. Valorando todas estas antecedentes y sin atenerme a cálculos rígidos fijo la indemnización para este capítulo en la suma de australes 143.228'

No obstante este aspecto debe analizarse dentro de un contexto peculiar que viene dado por dos tendencias claramente diferenciadas entre los jueces. Una considera que la vida humana tiene valor económico en sí misma, la otra dice que el valor económico de la vida humana dependerá de un determinado conjunto de circunstancias. En *Casals, Pedro y otros vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, el Dr. Borda dice:

'la vida humana tiene un valor en sí mismo, no siendo indispensable, a los fines resarcitorios, la prueba de los daños y perjuicios motivados por el hecho que les puso fin. Es indemnizable la muerte del hijo en gestación producida por un hecho ilícito'

4. Recapitulando los conceptos analizados y en base a la terminología de Ekelöf-Halldén se podría concluir:

j) La pérdida de chance es la frustración de una probabilidad, i.e. un daño actual.

ij) Es resarcible en la medida que esa probabilidad supere un umbral determinado.

ii) Existiría una relación funcional entre el monto indemnizatorio y el valor de la probabilidad.

iv) En la prueba intervendrían: [hechos] condición humilde de los reclamantes (no parece ser taxativo [1]) y capacidad de la víctima para producir bienes económicos (este último depende de la línea doctrinaria

del juez) [hechos auxiliares] edad de la víctima, capacitación, ocupación, edad y estado de salud de los reclamantes, &c.

v) En el cálculo de la probabilidad frustrada, la apreciación de la prueba y en la estimación del quantum indemnizatorio intervendrían: esperanza de vida, tasa de interés, grado de culpa o participación de la víctima en el accidente y otras causas probables que podrían haber frustrado la chance.

5. Valor probatorio de los hechos considerados en la determinación de indemnizaciones por daños a la persona

Los métodos de valoración de la prueba descriptos en el capítulo III son una aproximación teórica al problema y la dificultad principal —planteada en el capítulo V— consiste en determinar cual de todos ellos se ajusta a lo que los jueces hacen ante una cuestión particular. Un enfoque de estas características requiere necesariamente la utilización de precedentes a partir de los cuales pueda inferirse cual es el criterio judicial de valoración de cada hecho o variable probada en el caso. Fabre & al. (1980) presentan cada precedente de indemnización por daños causados a víctimas de accidentes de tránsito mediante la descripción del caso según variables *viz.* edad de la víctima, ingresos, sexo, composición familiar, profesión, estado de salud, &c. y por los montos correspondientes acordados en compensación del daño.

Otro enfoque muy valioso citado por Iribarne (1989) en el sentido que el juez puede valerse de pericias actuariales y cálculos matemáticos que lo ayuden a cuantificar el daño que se intenta reparar. Estas propuestas tienen por objeto acercar a los jueces a apreciaciones más adecuadas de la realidad independientemente de sus criterios personales y valoraciones subjetivas.

Para poder inferir los criterios de valoración es necesario considerar una cantidad razonable de casos con sentencia firme. En este análisis se utilizaron 56 casos terminados con sentencias de la Cámara Nacional de Apelaciones en lo Civil (y la ex Cámara Nacional de Apelaciones Especial en lo Civil y Comercial); los casos fueron relevados con la ayuda de abogados especializados, recuperando los valores de cada una de las variables seleccionadas a partir de los datos del expediente.

Los casos utilizados corresponden a reclamos por pérdida de chance o por daño material planteados por parte de los padres de la víctima (en ausencia de otros reclamantes). Si bien los reclamos no son estrictamente comparables se procedió a analizarlos conjuntamente en atención a los siguientes argumentos: (a) que en muchos casos se encontraron ambos reclamos y que éstos fueron indemnizados con un monto

único y (b) que ambos atienden a la pérdida de ayuda a los padres, en el primer caso a su expectativa -solamente probable- en el segundo al daño material de carácter cierto, por lo cual fue razonable plantear la hipótesis de continuidad de los montos asignados.

El conjunto de variables relevadas en cada caso fue mucho más amplio que el considerado finalmente en la reconstrucción de los criterios de apreciación, algunas fueron excluidas por que sólo en algunos casos estaban probadas o mencionadas por el juez en la sentencia como fundamento de la decisión. Otras variables mencionadas en el expediente, que pudieran haber tenido una influencia implícita en el razonamiento del juez, fueron eliminadas por encontrarse que no tenían una correlación significativa con la decisión final. El conjunto de variables explicativas considerado finalmente fue para la víctima: edad, ingresos, nivel de instrucción y tipo de actividad laboral; para los reclamantes se consideraron sus edades.

Los datos fueron procesados siguiendo el método de suavización propuesto por Breiman & Friedman (1985).[2] Los resultados obtenidos pueden verse en las Figuras 9 a 11 y en las Tablas 1 y 2 que representan las transformaciones óptimas de cada una de las variables relevantes en cada caso. El ajuste entre el modelo y los casos reales se logró con un 79.10% de la varianza explicada. El criterio de valoración aquí propuesto consiste en identificar a las transformaciones Φ con el valor probatorio que los jueces asignan a cada variable.

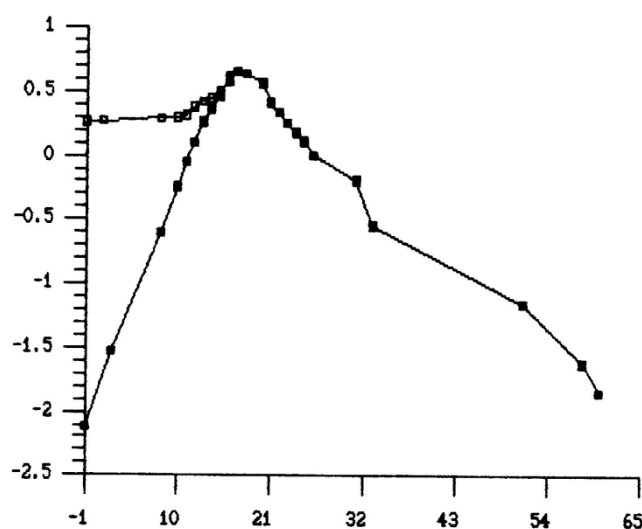


Figura 9. Valor probatorio asignado a la edad de la víctima
[Transformación $\Phi(\text{edad})$].[3]

capacitación	$\Phi(\text{capacitación})$
sin datos	0.322
primario	0.103
secundario	0.333
secundario técnico	0.200
terciario	0.111
universitario	0.039

Tabla 1. Valor probatorio asignado a la capacitación.

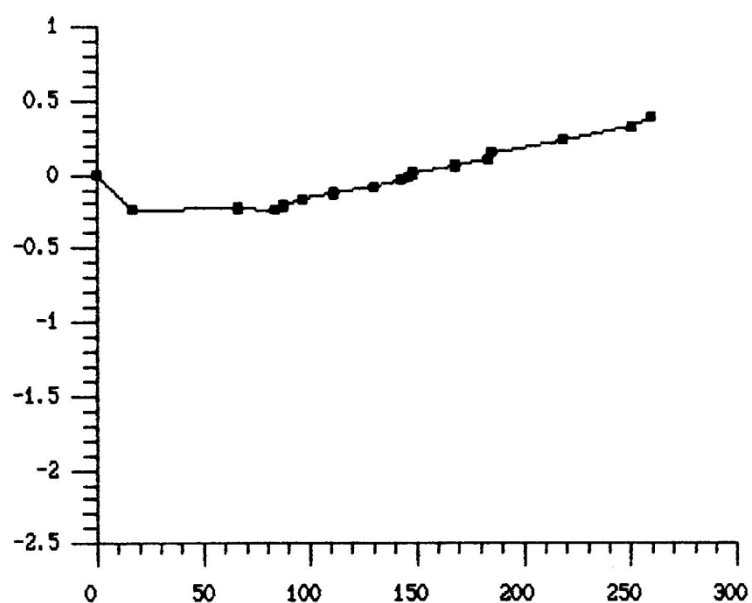


Figura 10. Valor probatorio asignado a los ingresos de la víctima
(valores en miles de Australes a octubre de 1989)
[Transformación $\Phi(\text{ingresos})$].

ocupación	$\Phi(\text{ocupación})$
sin datos	0.338
changas	0.138

obrero	0.038
oficio	0.168
empleado	0.636
estudiante	0.006
enseñanza	0.027
comerciante	0.331
profesional	0.636
jubilado	0.788

Tabla 2. Valor probatorio asignado a la ocupación.

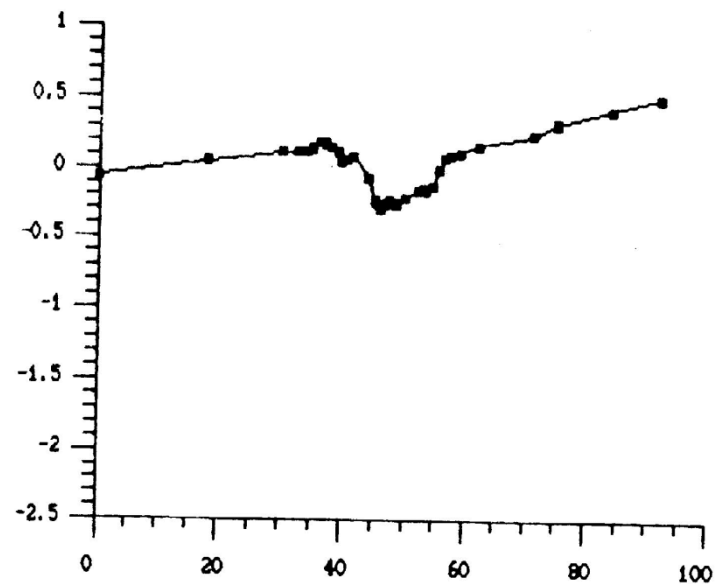


Figura 11. Valor probatorio asignado a la edad de los padres (promedio) [Transformación Φ (edad padres)].

La transformación Θ representa la relación entre el mérito total asignado por el juez a los medios de prueba y el monto indemnizatorio. Teniendo en cuenta la apariencia logarítmica hallada para Θ (ver Figura 12) y en base a los argumentos de Keynes (1929) ya discutidos se entiende que este criterio de valoración inferido a partir de decisiones judiciales se asemeja al índice de Shannon (*cf.*: III-§3.v), resultando esto consistente con la hipótesis de que los jueces utilizan el criterio pascaliano de conjunción de probabilidades (*cf.*: Schum y Martin (1982) n.3).

La transformación Θ representa la relación entre el mérito total asignado por el juez a los medios de prueba y el monto indemnizatorio. Teniendo en cuenta la apariencia logarítmica hallada para Θ (ver Figura 11) y en base a los argumentos de Keynes (1929) ya discutidos se entiende que este criterio de valoración inferido a partir de decisiones judiciales se asemeja al índice de Shannon (cf.: III.3.v).

Shannon (1948) propone que la información contenida en un mensaje sea definida como la diferencia entre el conocimiento antes del mensaje y el conocimiento después del mensaje. Si $P_1, \dots, P_n$ son los posibles eventos observables en la recepción de un mensaje en el que es posible interpretar la hipótesis Q , y si $p_i = \text{Prob}(P_i|Q)$, Shannon demuestra —partiendo de un conjunto de suposiciones— que la única expresión capaz de medir la cantidad de información es

$$(1) \quad -k \sum p_i \log p_i$$

Esta expresión la denominó entropía [4] por su similitud con la entropía definida por Ludwig Boltzmann en su *Gastheorie* (1898). Independientemente de las suposiciones impuestas por Shannon la expresión (1) ha demostrado en la práctica ser la única capaz de medir cantidad de información. Posteriormente y para establecer la cantidad de información entre dos estados, caracterizados por probabilidades p_i y q_i respectivamente, la medida utilizada fue

$$(2) \quad \sum p_i \log \frac{p_i}{q_i}$$

que es el resultado de la diferencia entre dos entropías, una relacionada con el conocimiento antes del mensaje y otra después del mensaje, a la expresión (2) se la denomina entropía relativa y ha sido también utilizada por Good (1958) con el nombre de *weight of evidence* (cf.: Good (1985)).

Si el valor probatorio de P_i en relación con Q se mide por medio de la expresión

$$\log \mathbf{L}_Q(P_i) = \log \frac{\text{Prob}(P_i|Q)}{\text{Prob}(P_i|\text{no-}Q)}$$

la expresión $\sum p_i \log \mathbf{L}_Q(P_i)$ coincide con el concepto de entropía relativa y puede interpretarse además como el valor probatorio esperado a partir de una prueba determinada. Por otra parte, el hecho que la

valoración total de la prueba resulte de una suma de logaritmos de probabilidades —i.e. la probabilidad total asociada al producto de las probabilidades de los hechos concurrentes— (cf.: Definición 5), es consistente con la hipótesis de que los jueces utilizan el criterio pascacaliano de conjunción de probabilidades (cf.: Schum y Martin (1982) n.3).

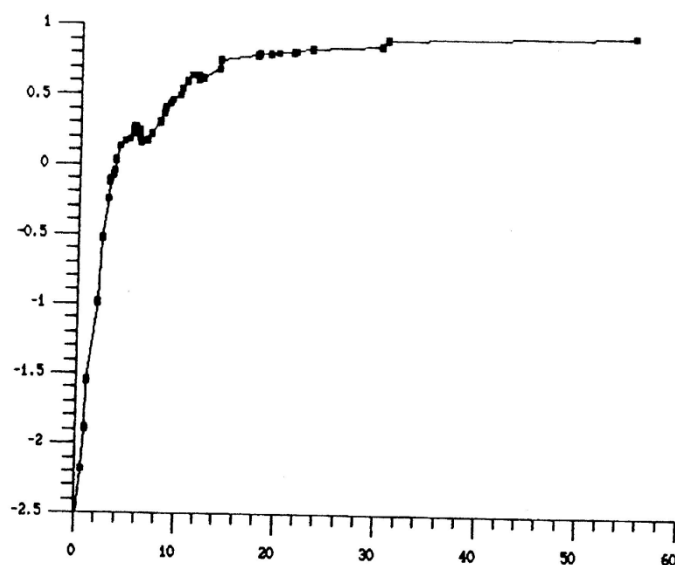


Figura 12. Relación entre la valoración total de la prueba y el quantum indemnizatorio (en millones de australes a octubre de 1989)
[Transformación $\Theta(\text{quantum})$].

6. Umbral de probabilidad en la reparación de la pérdida de chance

Tal como propone Iribarne (1989) algunos aspectos relacionados con un daño pueden ser cuantificados con métodos actuariales. En el caso de la pérdida de chance —e identificada ésta como la probabilidad de que la víctima, alcanzada la edad productiva, llegue a ser una efectiva ayuda económica para sus padres (cf.: Bustamante Alsina (1989))— ésta probabilidad puede calcularse, en una primera aproximación, teniendo en cuenta la edad de la víctima (otras variables relevantes serían también el sexo de la víctima y la conjugación de las edades de la víctima y los reclamantes que permita afinar los lapsos en que resulte razonable suponer que uno u otro hayan brindado o recibido apoyo económico). El cálculo requiere el uso de tablas de vida ajustadas a las condiciones de la víctima y su área de residencia (su uso se remonta a *Æmilius Macer* y *Domitius Ulpianus* para las provisiones de la *Lex Falcidia*, cf.: Trenerry (1926)). Dado el hecho que en varias oportunidades se debió resolver

reclamos en los que la víctima es un *nasciturus* se consideraron estadísticas relativas a pérdidas de embarazos. También es necesaria una estimación sobre la proporción de personas de 19 años que tienen una discapacidad congénita o adquirida que les impida —total o parcialmente— una actividad productiva tal que les permita prestar ayuda económica a sus padres. Estos elementos fueron tomados de la Tabla de Vida C.S.O. 58, del Merck Manual of Diagnosis and Therapy (1987) que estima que un 25% de los embarazos se pierden entre las semanas 1 y 20 de gestación, y de estos, el 85% en el primer trimestre, y estima en 1.9% la mortalidad de prematuros. A partir del *Statistical Abstract of the United States* (1989) Tabla 184, se estimó que un 4.3% de las personas menores de 45 años tienen actividad laboral limitada por su salud. Estos valores permiten construir el gráfico de la Figura 13, donde se ha superpuesto la relación correspondiente a 2 años, por ser esta la mayor edad encontrada entre los casos relevados (*Bedoya de Piris vs. Berazaluze de Tulliani*, vide: VI-§1) para la cual se rechazó el reclamo de frustración de chance. Esto permite afirmar que de acuerdo a la información considerada existiría un grupo de jueces que entiende que la frustración de una probabilidad menor que .935 constituye un daño hipotético o simple conjetura. Esta posición no es unánime ya que otros jueces utilizan un umbral menor según el cual prácticamente toda frustración de probabilidad es indemnizable. Otro grupo de jueces resuelven esta situación asignándole a la vida humana un valor económico *per se*.

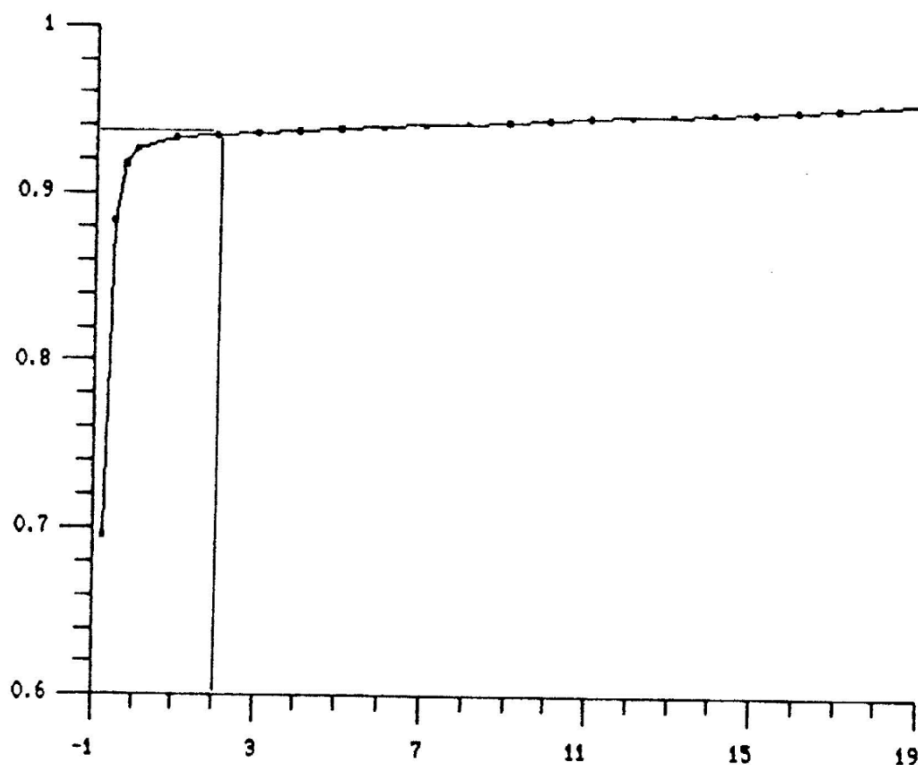


Figura 13. Probabilidad de que una persona alcance los 19 años en función de la edad. Los valores destacados corresponden al caso *Bedoya de Piris vs. Berazaluze de Tulliani*, i.e. edad: dos años y el valor .9348 de probabilidad.

NOTAS

1. cf. *Santa Coloma, Luis F. y otros vs Empresa Ferrocarriles Argentinos y Pescio, Alberto C. vs Luengo, Héctor A.*
2. Los procedimientos de suavización (*smoothing*) de datos resumen una variedad de técnicas estadísticas que permiten eliminar de un conjunto de observaciones las distorsiones, errores, influencias de casos particulares, raros o de excepción, o los efectos de variables ocasionales con poca capacidad explicativa. El resultado es una descripción de la tendencia general entre cada variable explicativa y la variable a explicar. Estos métodos van desde la suavización 'a mano alzada' hasta complejos algoritmos que actúan a ciegas produciendo curvas como las Figuras 9 a 11. El método propuesto por Friedman & Stuetzle considera una variable Y a explicar en términos de las variables explicativas $X_1, \dots, X_n$ y consiste en el algoritmo ACE [*Alternating Conditional Expectations*] que permite encontrar las transformaciones $\Theta(Y), \Phi_1(X_1), \dots, \Phi_n(X_n)$ que hacen óptima la relación:

$$(3) \quad \Theta(Y) = \Phi_1(X_1) + \dots + \Phi_n(X_n).$$

La optimalidad se halla en términos de la fracción e^2 de la varianza no explicada por el ajuste lineal entre $\Theta(Y)$ y $\Phi_1(X_1) + \dots + \Phi_n(X_n)$:

$$(4) \quad e^2(\Theta, \Phi_1, \dots, \Phi_n) = \frac{E\{(\Theta(Y) - \Phi_1(X_1) - \dots - \Phi_n(X_n))^2\}}{\text{var}\{\Theta(Y)\}}$$

Las transformaciones óptimas $\Theta^*, \Phi_1^*, \dots, \Phi_n^*$ minimizan (4), o sea: $e^2(\Theta^*, \Phi_1^*, \dots, \Phi_n^*) = \min_{\Theta, \Phi} e^2(\Theta, \Phi_1, \dots, \Phi_n)$ Breiman & Friedman (1982) han demostrado que tales transformaciones óptimas existen y han obtenido un algoritmo que converge a ellas. 3. Entre las edades -1 y 15 los casos relevados fueron procesados por separado considerando, en el primer grupo los casos en los que el reclamo de pérdida de chance fue rechazado (representados en el gráfico con ■) y en el segundo aquellas sentencias que adjudicaban algún monto indemnizatorio (representados con □). En el segundo grupo están naturalmente incluidos los jueces que justifican su sentencia argumentando que la vida tiene un valor económico per se. Independientemente de éste último argumento se revela la existencia de dos criterios de valoración de la edad de la víctima, como elemento para cuantificar la chance frustrada. La falta de datos correspondientes a edades mayores de 65 años no permitió hacer un análisis similar para reclamo por daño material.

4. Las medidas de información (o incertidumbre) han sido predominantemente estudiadas en términos de probabilidades. Sin embargo la primera medida de información fue introducida por Hartley (1928) y no se requería supuestos probabilísticos. Hartley definió la información $I(n)$ necesaria para caracterizar un elemento de un conjunto finito de n elementos como

$$(5) \quad I(n) = \log_2 n$$

no es necesario que el logaritmo en (5) sea con base 2 ; pero si es así, la información se expresa en bits.

Dentro de la Teoría de la Información, Shannon definió una medida de incertidumbre cuya expresión básica es:

$$-k \sum p_i \log p_i$$

a la que denominó entropía. Existen dos conceptos equivalentes definidos en el contexto de las teorías de Shafer-Dempster:

$$E(m) = \sum_p m(p) \log \text{Plau}(p)$$

$$C(m) = \sum_p m(p) \log \text{Cred}(p)$$

E se llama usualmente medida del desconcierto y C medida de la confusión.

Discusión

La Teoría de Probabilidades y la Inferencia Estadística, pese a las imperfecciones y paradojas observadas, tienen un creciente campo de aplicación en las decisiones judiciales. La discusión de las ventajas y desventajas que su uso acarrea tiene diferentes aspectos, que vienen dados por las diferentes formas y etapas del proceso judicial en los que el razonamiento probabilístico y estadístico interviene (cf.: Fisher (1987)).

La primera dificultad en este análisis viene dada por la disparidad entre el derecho continental y el anglosajón, que se revela aún más marcada en el manejo de la prueba y en el proceso de decisión. Sin embargo, no es posible decir que el derecho continental esté independizado del razonamiento probabilístico, lo que puede decirse es que ha creado un lenguaje y argumentación propia que lo contiene en forma implícita pero no sistematizada. En los elementos encontrados en el *Common Law* se cree ver que desde sus orígenes avanzaron juntos, en forma unificada, el desarrollo de la teoría de probabilidades en sí misma y en su aplicación a otras ciencias (biología, física, economía, &c.) con la apreciación de hechos en decisiones judiciales, incorporando y aportando experiencias.

La segunda dificultad radica en la urgencia con que éste análisis es requerido. La aparición de los procesos de decisión automática y su creciente aplicación a las decisiones judiciales ha traído también toda la reciente experiencia sobre decisiones tomadas bajo incertidumbre y bajo condiciones de riesgo en economía, en política, en la industria, &c. las que igualmente pueden ser consideradas racionales, en la medida que las probabilidades de las diferentes alternativas posibles son ordenadas y valoradas. Desde un punto de vista práctico, todos estos procedimientos requieren cálculos engorrosos que normalmente no están al alcance de los jueces formados en la forma de pensar tradicional, quienes difícilmente aceptarían explicitar sus criterios de decisión (cf.: Vernengo (1989)). Es en esta etapa donde el proceso de formación de la decisión judicial se ha encontrado con otras disciplinas además de la teoría de probabilidades, viz. teoría de la decisión, lógica,

teoría del lenguaje, lingüística, psicología por mencionar sólo las que han dado lugar a la bibliografía más abundante. Entonces es necesario precisar las formas en que el razonamiento probabilístico ha incursionado en:

- (j) la valoración de la prueba,
- (ij) la prueba misma,
- (iij) sistematizando precedentes,
- (iv) en la decisión judicial.

j) Valoración de la prueba

Los trabajos mas recientes en este aspecto son los de Edman (1973), Stenlund (1974), Goldsmith (1985) y Sahlin (1988) inspirados por cierto en la escuela escandinava que siguió a Halldén y Ekelöf. Todo el esfuerzo ha sido aplicado a relacionar el concepto de probabilidad matemática con el proceso de valoración de la prueba por parte del juez, y desarrollar un conjunto de expresiones matemáticas para representar los procesos de acumulación de pruebas, pruebas contradictorias y cadenas de inferencia. Goldsmith (1989) está desarrollando un programa-prototipo para su uso en una computadora que guiaría al usuario a través de una serie de pasos que estructurarían el caso y analizarían la prueba. El análisis teórico parece clarificante pero su valor dependerá de la practicidad de las aplicaciones.

La otra línea de investigación es la bayesiana: Lempert (1977), Nagel & Neef (1979), Kaye (1986), &c. Aquí se cae en el dilema que los resultados producidos por la visión subjetivista se aproximan más a la forma en que cada ítem probatorio interviene en el proceso judicial, pero requiere suposiciones y manipulaciones que no están en armonía con los procedimientos de la inferencia estadística clásica. Sin embargo no parece imposible el cálculo de la probabilidad *a priori* si se tiene en cuenta que las probabilidades judiciales son casi siempre subjetivas o percibidas. Lo que parece inadecuado cuando se intenta valorar la fuerza probatoria de una información en particular admitida como prueba en un proceso, es el abuso del Teorema de Bayes que puede verse ejemplificado en Nagel y Neef (1979) p. 103 (*cf.*: III.1.j)). No obstante se considera conveniente una coexistencia pacífica entre los métodos bayesianos y no-bayesianos coincidiendo con el enfoque de Box (1983) sobre un sano ecumenismo en estadística y en el que se destaca el posible aporte del análisis de datos.

Un análisis probabilístico ha acompañado frecuentemente a la valoración de la prueba biológica de paternidad (*cf.*: Grosman (1988) y Shafer (1986) p.810). En *D., N.N. vs C., E.J.* la Corte Suprema de Justicia ha

dicho en relación con la prueba denominada *HLA* (*Human Lymphocyte Antigen*):

' ... pues aún cuando hubieran mediado anomalías cromosómicas, la probabilidad de que el demandado fuese padre biológico seguía siendo muy alta (99,19%) y no se ha explicado razonablemente cómo, en tales circunstancias, se pudo dar mayor crédito a otros peritajes que brindan menor grado de certeza ... '

Leonardi (1990) en un análisis de la prueba denominada 'tipificación del ADN' señala que ésta alcanza un nivel de certeza superior a la prueba HLA (ver Tabla 3) por lo que pronostica su difusión en la prueba de paternidad (vide Bossert & Zannoni (1987)).

Nro. De bandas	probabilidad
4	0.996
6	0.99975
8	0.999984
10	0.9999999

Tabla 3. Nivel de certeza alcanzado por la prueba de tipificación del ADN en función del número de bandas en el ensayo.

ij) *En la prueba misma*

Para caracterizar cuando es posible o no aceptar una prueba estadística, y en algunos casos hasta basar la totalidad de la prueba sólo en información estadística, será conveniente analizar primero los casos en que este tipo de prueba ya es, o está comenzando a admitirse.

El primero y mas consolidado es la prueba de discriminación en un empleo *cf.*: Gastwirth (1984), Follet & Welch (1985), Shoben (1985), Boardman & Vining (1985), Aickin (1986).

Siguen luego otras formas mas incipientes vinculadas con el denominado daño a la salud, *e.g.* Viscusi (1985) quien distingue la concepción clásica de daño o lesión *ex post*, de la *ex ante*. Este análisis cabe en una concepción más general concerniente un análisis económico de los sistemas de compensación de accidentes, cuyos objetivos extrajudiciales son también incentivar las precauciones, minimizar el costo total esperado asociado a accidentes o a prevención de accidentes y servir de sistema asegurador en situaciones en que los individuos son adversos al riesgo. En las compensaciones *ex post* el daño ya se ha producido, en

las ex ante el quantum es el valor indemnizatorio esperado para el caso que el accidente ocurra (i.e.: la probabilidad de que ocurra el accidente multiplicada por el monto indemnizatorio calculado como si el accidente hubiera ocurrido).

También aparece la prueba estadística en la interpretación de la propaganda en casos de decepción de expectativas, Barnes (1985), e.g.: la Federal Trade Commission consideró en el procedimiento administrativo California Milk Producers Advisory Board un estudio estadístico para demostrar la interpretación que el público dio al mensaje publicitario '*Every body needs milk*'. Para ello se hicieron 9.000 llamados telefónicos, de los cuales se recabó la interpretación que 465 personas habían dado al mensaje.

El más audaz de todos, y por cierto muchísimo más discutible se relaciona con un caso aún en curso, en el cual la enfermera Jane F. Bolding fue acusada de homicidio sólo con pruebas estadísticas (cf.: Miller (1988), Harriston (1988)). El denominador común es que el daño o el delito es consecuencia de un acto que modifica una probabilidad que a priori la víctima tenía de una expectativa particular, aún cuando no necesariamente la frustre, y además existe la posibilidad que los mismos efectos (que configuran el daño) puedan deberse a actos lícitos del demandado o a hechos fortuitos o variables independientes de la voluntad del demandado. Cuando se plantea este tipo de casos y la intensión del acusado no puede ser probada convencionalmente podría decirse que el derecho invocado ha quedado difuso. La hipótesis fundamental es que cuando se reclama un derecho de estas características puede ser necesaria y hasta suficiente la 'prueba estadística'. Ello se debe a la aludida condición difusa del derecho invocado, haciendo que su trasgresión no se manifieste en un individuo en particular, aún cuando pueda existir responsabilidad o intensión no manifiesta, pero sí resulta evidente en un conjunto mayor de individuos. También se desprende que no cualquier variación en una probabilidad puede ser probada, y además que la prueba estadística es falible, pues puede ser positiva y no haber existido realmente intensión. Otro aspecto fundamental es que no cualquier probabilidad debería estar protegida, por lo menos esta probabilidad debería ser mayor que .5 (cf.: IV· nota 4 sobre neutralidad ética). Dicho en otra forma: si alguien esta librado a (su) la 'suerte' (cf.: Figura 4.) ¿puede quejarse de no haber ganado? También se ha visto que en algunos casos este umbral de relevancia puede ser muy alto, quizás próximo al utilizado 'más allá de una duda razonable' (cf.: VI·§3).

Situaciones diferentes son las planteadas en los casos *Kaminsky vs Hertz Co.* -ya citado y en *Kamosky vs Owens-Illinois Glass Co.*, donde el reclamante recibe una lesión por la explosión de una botella de cerveza

por la cual demanda al fabricante. La compañía fabricante de botellas estableció que suministró 6.900 gruesas de las 7.071 gruesas de botellas nuevas utilizadas por el embotellador en un período de cinco años. El demandado también demostró que el embotellador utiliza solo entre un 10 y un 15% de botellas nuevas, y que no es posible obtener información adicional sobre el origen de las botellas usadas. Las cifras presentadas solo muestran que la botella que causó el daño podría haber sido fabricada por el demandado. Así la probabilidad de que una botella fabricada por el demandado haya causado el accidente está entre 0.09 y 0.14 siendo esto consistente con el veredicto en favor del demandado que fue confirmado por la Corte de Apelaciones. En ambos casos el medio de prueba consiste en información estadística destinada a identificar al responsable. En el primer caso una probabilidad de .90 fue considerada suficiente mientras que en el segundo el valor 0.14 fue considerado insuficiente para atender al reclamo (cf.: Brook (1985)).

ii) **Sistematizando precedentes.**

En Fabre & al. (1980) y luego como consecuencia de la ley francesa de tránsito del 5 de julio de 1985, se publicaron en tablas los casos terminados, describiéndolos por sus variables (edad, sexo, ingresos, &c.) y dando el quantum indemnizatorio. Esto llevó a un mejor manejo de los precedentes, no ya en sus aspectos lógicos sino también en el desarrollo cuantitativo. Un primer intento de sistematización fue realizado por Ohta (1982) con fines académicos. En una línea similar y como ayuda a la decisión judicial Álvarez (1990) trata la recuperación sistemática de precedentes y la inferencia estadística a partir de ellos. Este aspecto es sólo tangencial en la temática de este trabajo, pero sí es interesante señalar un fallo reciente en el cual se utiliza el concepto de valor esperado (ver I-nota 1) en relación con el uso de precedentes: así en *Balestra de Janczur, Marta vs Torres, Dalila* la doctora Judith Lozano dijo:

' ... considero prudente ceñirme a los resultados que arroja la fórmula Vuoto ... Reiteradamente la he utilizado como parámetro más objetivo para la obtención de indemnizaciones, apartándome cuando alguna característica del caso lo tornaba prudente ... aplicando el cálculo actuarial citado se obtienen Australes 6.941.026 ... Suponiendo que un tercio lo destinara para sí, el resto ha de dividirse entre su familia, proponiendo un 50% para la cónyuge -Australes 2.602.285- y el 60% del 50% restante para el hijo menor Damian Alexis -Australes 1.561.731- y Australes 1.041.154 para Diego Ezequiel de 11 años. Considero que han de elevarse a dichos importes, las indemnizaciones por valor vida,

los que son equivalentes, aproximadamente al promedio de los valores fijados por la Sala IV ex Cámara Especial Civil y Comercial, expte. 75.941 del 28-9-88; Sala VI expte. 31.744 del 1-11-87; Sala G Cámara Civil expte. 43.151 del 3-7-89, todos casos análogos y practicadas las correctas actualizaciones ... '

En otros términos se puede afirmar que se ha utilizado un procedimiento de inferencia inversa para arribar a una solución a partir de precedentes: el monto indemnizatorio calculado o percibido fue contrastado con el valor medio (o valor esperado) correspondiente a varios precedentes 'análogos', y al no encontrarse una diferencia significativa [1], entre ambos valores, el monto fue aceptado.[2]

iv) **En la decisión judicial**

Existen varios intentos de probabilizar la decisión judicial a través de la determinación de umbrales. Esta posición ha sido tanto aplaudida como resistida. Nagel & Neef (1979) resumen la línea que avala el uso de la teoría de decisión por medio de la contrastación de costos y beneficios para fundar el cálculo de probabilidades, las que confrontadas con umbrales 'numéricos' permiten a los jueces decidir (cf.: Kaye (1986) y Fienberg (1986)). Para ello existen objeciones jurídicas y matemáticas, entre las primeras se encuentra Nesson (1979) para quien:

'una conceptualización de duda razonable en forma probabilística es inconsistente con el papel funcional para el cual fue creado este concepto... tal cuantificación parece socavar el carácter central del concepto de duda razonable; especialmente su utilidad está en legitimar la imposición de la culpa y del castigo. El concepto de duda razonable habla de la necesidad psicológica de anticiparse a la permanente ansiedad sobre la validez de los veredictos de culpabilidad'

Las objeciones matemáticas fueron planteadas en el capítulo V y están relacionadas con la forma de combinar varios ítems probatorios. Sin embargo en el ejemplo analizado (cf. VI-§6) su cuantificación permite comparar e interpretar mejor el marco decisorio apreciado ante la frustración o disminución ilegítima de una probabilidad.

NOTAS

1. En *Castaneda vs Partida*, un caso de discriminación por parte de un jurado se utilizó por primera vez el concepto de varianza (cf.: I·nota 1) encontrándolo como altamente probatorio de discriminación ya que 'si la diferencia entre el valor esperado y el número observado es más grande que dos o tres veces la desviación standard, la hipótesis de que

el jurado fue seleccionado al azar haría sospechar a un científico social' (cf. Kaye (1983)). En el caso de discriminación en el empleo *Hazelwood School District vs United States* se siguió la 'precisa' metodología delineada en Castaneda, y se entendió que una disparidad ligeramente menor que dos desviaciones standard no da lugar a 'sospechas'.

2. Los casos citados por la Doctora Lozano para el cálculo del valor esperado son: *Glass, Silvia vs Flores, José, Cruz vda. de González vs Alves da Costa* y *Bedoya de Piris vs Berazaluce de Tulliani*, y para el cálculo actuarial: *Vuoto, Dalmero S. vs Telefunken Argentina*. Una discusión sobre las fórmulas actuariales para el cálculo de la indemnización puede verse en Iribarne (1989).

Conclusiones

En *Tevez Roger vs Fridson Curtiembres S. A.* se ha dicho que

'las matemáticas no son una oscura fuerza opuesta al espíritu humano, sino precisamente un instrumento de la razón que permite al hombre cumplir muchos de sus fines'.

Sin embargo el proceso de integración de la teoría de probabilidades con la decisión judicial está pasando por un proceso de ajuste, en la medida que ningún modelo matemático puede exportarse automáticamente de un campo de aplicación a otro. De allí que los conceptos clásicos de probabilidad matemática desarrollados para las ciencias naturales requieran reformularse para describir el razonamiento judicial. No obstante no estar concluida la reformulación es posible encontrar ya argumentos y decisiones prolijamente enunciados en términos de probabilidades, como ejemplo de ello basta citar el preciso lenguaje utilizado en *Murano H. vs. Eudeba S.E.M.* que identifica chance con probabilidad. En este aspecto —perdida de chance— la aplicación de técnicas de análisis de datos permitió estimar las funciones de apreciación de los hechos, respondiendo a los criterios utilizados por los jueces de la ex-Camara Nacional de Apelaciones en lo Civil y Comercial Especial, y que aparecen representados en las Figuras 9, 10 y 11 y en las Tablas 1 y 2. Este resultado facilita inferir estadísticamente la tendencia existente en ese grupo de jueces en la valor probatorio asignado a las variables seleccionadas. Por otra parte éstas funciones permiten construir un sistema de ayuda a la decisión judicial, que le ofrece al juez, objetivamente, la opinión de sus pares sobre un caso en análisis. La Figura 12 ofrece un resultado teórico; su apariencia logarítmica señala en primer lugar una relación entre el concepto de probabilidad y el proceso de valoración de cada elemento probatorio P para establecer la cuestión Q. De esta forma resulta el 'valor probatorio de P' medido como

$$\text{Log } L_Q(P) = \log \frac{\text{Prob}(P|Q)}{\text{Prob}(P|\text{no-}Q)}$$

el que más se ajusta a las decisiones judiciales analizadas, y por lo tanto preferible a las otras hipótesis planteadas por Kaye (1986) tal como fueron expuestas en el Capítulo III. También, a partir de los resultados obtenidos es posible afirmar que las transformaciones Φ_i obtenidas permiten estimar el valor probatorio: $\Phi = \log L_Q(P)$. Esta afirmación ubica al proceso de valoración de la prueba judicial dentro del análisis tradicional de la teoría de la información tal como fuera definida por Shannon (1964) y permite identificar el valor probatorio esperado en un proceso judicial con respecto a una prueba P con el concepto de entropía relativa -i.e. cantidad de información-

$$E\{\log L_Q\} = \sum_P \text{Prob}(P|Q) \log \frac{\text{Prob}(P|Q)}{\text{Prob}(P|\text{no-}Q)}$$

El proceso de valoración global (cf.: O., G.E. vs S., R.E. en la Introducción) de los distintos elementos intervinientes en la prueba resulta de esta forma como la suma de los valores probatorios parciales asignados a cada elemento probatorio, esto resulta consistente con la concepción pascaliana de probabilidad en la medida que establece que la probabilidad de la conjunción de eventos independientes es igual al producto de sus probabilidades -i.e. su logaritmo igual a la suma de sus logaritmos. El análisis realizado señala también la existencia de umbrales de decisión judicial al efecto de distinguir entre daño actual y daño meramente hipotético en función de un valor de probabilidad. En efecto, utilizando información actuarial y un análisis estadístico de casos con sentencia firme fue posible detectar que este umbral se halla alrededor del valor 0.9348 de probabilidad, guardando notable similitud con los calculados en otros contextos y con procedimientos totalmente diferentes por Simon & Mahan (1971) 0.89, Lampert (1977) 0.91, Nagel & Neef (1979) 0.91 y Walter (1989) 0.937.

Referencias

- AICKIN, Mikel, 'Issues and methods in employment discrimination statistics', *Jurimetrics Journal* 26 (1986) 347-386
- ALVAREZ, Gladys Stella, 'Un sistema de ayuda a la decisión judicial: indemnizaciones por muerte y lesiones en accidentes de tránsito', en Ricardo A. Guibourg (ed.) 'Informática judicial decisoria: hacia los sistemas experto y la inteligencia artificial en el derecho' (en prensa)
- ÅQVIST, Lennart, 'Towards a logical theory of legal evidence: semantic analysis of the Bolding-Ekelöf degrees of evidential strength' *Proceedings of the III International Conference on Logica Informatica, Diritto: Legal Expert Systems* 1 (1989) 21-48.
- BOARDMAN, Anthony E. & Aidan R. VINING, 'The role of probative statistics in employment discrimination cases', *Law and Contemporary Problems* 46 (1983) 189-218. BARNES, David W., 'The significance of quantitative evidence in federal trade commission deceptive advertising cases', *Law and Contemporary Problems* 46 (1983) 25-47.
- BIRMINGHAM, Robert L. & Nancy J. DUNHAM, 'An evidentiary value reading of naked statistical proofs', *Saint Louis University Law Journal* 31 (1987) 797-822.
- BOLDING, Per Olof, 'Aspects of the burden of proof'. *Scandinavian Studies in Law* 4 (1960) 9-28. BORDA, Guillermo A., 'La vida humana ¿tiene por si sola valor económico resarcible?', *El Derecho* 114 (1985) 849-850.
- BOSSERT, Gustavo A. & Eduardo A. ZANNONI, 'Régimen legal de filiación y patria potestad', Ed. Astrea, Buenos Aires, (1987).
- BOX, George E.P., 'An apology for ecumenism in statistics' en G. Box, T. Leonard & Ch.-F. Wu (eds.) 'Scientific inference, Data Analysis and Robustness' (1983) 51-84.
- BREIMAN, Leo & Jerome H. FRIEDMAN, 'Estimating optimal transformations for multiple regression and correlation', *Journal of the American Statistical Association* 80 (1985) 580-598. BROOK, James, 'The use of statistical evidence of identification in civil litigation: well-worn hypotheticals, real cases, and controversy', *Saint Louis University Law Journal* 29 (1985) 293-352.
- BUSTAMANTE ALSINA, Jorge, 'El valor económico de la vida humana y la reparación del daño patrimonial causado por el homicidio', *El Derecho* 124 (1987) 647-658.
- BUSTAMANTE ALSINA, Jorge, 'La indemnización por pérdida de "chance" y el resarcimiento del daño moral por incumplimiento contractual', *La Ley* 1989-D (1989) 288-293.

BUSTAMANTE ALSINA, Jorge, 'Equitativa valuación del daño no mensurable', *La Ley* 1990-A (1990) 654-658.

CALAMARI, John D. & Joseph M. PERILLO, 'The law of contracts', West Publishing Co., St. Paul, (1982).

CALLEN, Craig R., 'Notes on a grand illusion, some limits on the use of bayesian theory in evidence law', *Indiana Law Journal* 57 (1982) 1-44.

CARNAP, Rudolf, 'The logical foundations of probability', University of Chicago Press, (1962).

CARNAP, Rudolf, '¿Qué es probabilidad?', en R. Carnap & al. (eds.) 'Matemáticas en las ciencias del comportamiento', Alianza Editorial, (1968).

COHEN, C. Jonathan, 'A note on inductive logic', *Journal of Philosophy* 70 (1973) 27-40.

COHEN, C. Jonathan, 'El concepto de probabilidad en pruebas judiciales', *Teorema* 7 (1977) 277-302.

COHEN, C. Jonathan, 'The probable and the provable', Clarendon Press, Oxford (1977).

COUTURE, Eduardo J., 'Las reglas de la sana crítica en la apreciación de la prueba testimonial', *Jurisprudencia Argentina* 71 (1941) 80-95.

COUTURE, Eduardo J., 'Pruebas legales, sana crítica y libre convicción', *Revista de Derecho, Jurisprudencia y Administración* 40 (1942) 43-46.

COUTURE, Eduardo J., 'Fundamentos del derecho procesal civil', Ed. Depalma, Buenos Aires, (1962).

CULLISON, Alan D., 'Probability analysis of judicial fact-finding: a preliminary outline of the subjective approach', 1969 *University of Toledo Law Review* (1969) 538-598.

DASSEN, Julio, 'El aborto como causa de daños materiales y morales', *Jurisprudencia Argentina* 60 (1937) 26-27.

DEMPSTER, Arthur P., 'A generalization of Bayesian inference', *Journal of the Royal Statistical Society* 30-B (1968) 205-247.

DEVIS ECHANDIA, Hernando, 'Teoría General de la Prueba Judicial' Zavallía Ed., Buenos Aires, 1974.

DUBOIS, Didier & Henri PRADÉ, 'Modeling uncertainty and inductive inference: a survey of recent non-additive probability systems', aparecerá en *Acta Psychologica*.

EDMAN, Martin, 'Adding independent pieces of evidence' en 'Modality, Morality and Other problems of Sense and Nonsense. Essays dedicated to Soren Halldén', (1973) 180-188.

FABRE, Bernard, Guy MAZET & Martine BOURRIE, 'La reparation du prejudice: Elements d'appréciation', Cours d'Appel de Montpellier et Nîmes, (1980).

FAIRLEY, William B. & Michael Oakes FINKELSTEIN, 'A Bayesian approach to identification evidence', *Harvard Law Review* 83 (1970) 489-517.

FENOCHIETTO, Carlos Eduardo, 'La prueba como actividad procesal de certeza judicial', *La Ley* 1982-D (1982) 1086-1088.

FIENBERG, Stephen E., 'Misunderstanding beyond a reasonable doubt', *Boston University Law Review* 66 (1986) 651-656.

FINKELSTEIN, Michael Oakes, Patricia A. PICKREL & Gerald J. GLASSER, 'The death of children: a nonparametric statistical analysis of compensation of anguish', *Columbia Law Review* 74 (1974) 884-893.

FINKELSTEIN, Michael Oakes, 'Quantitative methods in law', Free Press, New York (1978).

FISHER, H. William, 'Dworkin's right answer thesis: a statistical regression coherence model', *Iowa Law Review* 73 (1987) 159-181

FOLLETT, Robert & Finis WELCH, 'Testing for discrimination in employment practices', *Law and Contemporary Problems* 46 (1983) 171-184.

FRIEDMAN, Richard D., 'A close look at probative value', *Boston University Law Review* 66 (1986) 733-759.

FRIEDMAN, Jerome H. & Werner STUETZLE, 'Smoothing of scatterplots', Stanford University Technical Report Orion-3 (1982)

GASTWIRTH, Joseph L., 'Statistical methods for analyzing claims of employment discrimination', *Industrial and Labor Relations Review* 38 (1984) 75-86.

GOLDSMITH, Robert W., 'The applicability of an evidentiary value model to judicial and prosecutorial decision making', *Atti del II Convegno Internazionale di Studi su Logica, Informatica e Diritto* 2 (1985) 189-200.

GOLDSMITH, Robert W., 'Potentialities for practical, instructional and scientific purposes of computer aids to evaluating judicial evidence in terms of an evidentiary value model', *Proceedings of the III International Conference on Logica, Informatica, Diritto: Legal Expert Systems* 1 (1989) 317-329.

GOOD, Irving Jack, 'Significance tests in parallel and in series', *Journal American Statistical Association* 53 (1958) 799-813.

GOOD, Irving Jack, 'Weight of evidence: a brief survey', *Proceedings of the Second Valencia International Meeting on Bayesian Statistics* (1985) 249-270, Elsevier Publishers.

GORDON, Jean & Edward H. SHORTLIFE, 'A method for managing evidential reasoning in a hierarchical hypothesis space', *Artificial Intelligence* 26 (1985) 323-357.

GREENE, Steven, 'Implications of psychological evidence for formal models of legal reasoning', *Proceedings of the III International Conference on Logica, Informatica, Diritto: Legal Expert Systems* 2 (1989) 499-524.

GROSMAN, Cecilia P., 'Valoración de las pruebas biológicas en los procesos de filiación', *Jurisprudencia Argentina* 1988-II (1988) 195-200.

GOZAINI, Osvaldo A., 'Sana crítica vs prueba tasada: conciliación de ideas', *Doctrina Judicial* 1988-I (1988) 369-371.

GUIBOURG, Ricardo A., 'El fenómeno normativo', Editorial Astrea, (1987)

HARRISTON, Keith, 'Judge acquits nurse Bolding: link to Prince George deaths called inadequate', *The Washington Post*, 21 de junio (1988).

IRIBARNE, Héctor P., 'Conocimiento y cálculo matemático en la determinación de indemnizaciones por daños a la persona' en F.A. Trigo-Represas & R.S. Stiglitz (eds.) 'Derecho de Daños' (1989) 191-214, Ediciones La Rocca.

JAFFEE, Leonard R., 'Of probativity and probability: statistics, scientific evidence, and the calculus of chance at trial', *University of Pittsburg Law Review* 46 (1985) 925-1082.

JAFFEE, Leonard R., 'Prior probability a black hole in the mathematician's view of the sufficiency and weight of evidence', *Cardozo Law Review* 9 (1988) 967-10011.

JEFFREY, Richard C., 'The logic of decision', University of Chicago Press, Chicago (1983).

KAYE, David H., 'Probability theory meets *Res ipsa loquitur*', *Michigan Law Review* 77 (1979) 1456-1484.

KAYE, David H., 'Statistical significance and the burden of persuasion', *Law and Contemporary Problems* 46 (1983) 13-23.

KAYE, David H., 'Quantifying provative value', *Boston University Law Review* 66 (1986) 761-766.

KAYE, David H., 'Do we need a calculus of weight to understand proof beyond a reasonable doubt?', *Boston University Law Review* 66 (1986) 657-672.

KAYE, David H., 'The admisibility of "Probability evidence" in criminal trials', *Jurimetrics Journal* 26 (1986) 343-346 y 27 (1987) 160-172.

KAYE, David A., 'What is bayesianism?', en P. Tillers & E.D. Green (eds.) 'Probability and inference in the law of evidence', Kluwer Academic Publishers, (1988) 1-19.

KAYE, David A., 'Presumptions, probability and paternity', *Jurimetrics Journal* 30 (1990) 323-349.

KEYNES, John Maynard, 'A treatise on probability', MacMillan, Londres (1921).

KLIR, George J., 'A principle of uncertainty and information invariance', *International Journal of General Systems* 17 (1990) 249-275.

LEMPERT, Richard O., 'Modeling relevance', *Michigan Law Review* 75 (1977) 1021-1057.

LEMPERT, Richard O., 'The new evidence scholarship: analyzing the process of proof', *Boston University Law Review* 66 (1986) 439-477.

LEONARDI, Danilo A., 'El ADN puede colaborar con la administración de justicia', *La Ley* 1990-A (33) (1990) 934-949.

LINDLEY, Dennis V., 'Introduction to probability and statistics from a Bayesian view point', Cambridge University Press, Londres (1965).

LINDLEY, Dennis V., 'Bayesian statistics, a review', *Regional Conference Series in Applied Mathematics* 2 (1971) 1-83.

MCBAINE, J.P., 'Burden of proof: degrees of proof', *California Law Review* 32 (1944) 242-268.

MCCORMICK, Charles, 'Handbook of the law of evidence', West, (1954).

MICHAEL, Jerome & Mortimer J. ADLER, 'The trial of an issue of fact', *Columbia Law Review* 34 (1934) 1224-1306, 1462-1493.

MILLER, Mark, 'Murder, by the numbers: will statistics prove a nurse guilty of homicide?', *Newsweek*, 30 de mayo (1988).

MOSES ITURRASPE, Jorge, 'El valor de la vida humana', Santa Fe, (1983).

MOSTELLER, F. & D.L. WALLACE, 'Inference in an authorship problem', *Journal of the American Statistical Association* 58 (1963) 275-309.

NAGEL, Stuart S. & Marian G. NEEF, 'Decision theory and the legal process', Lexington Press, Toronto (1979).

NASTRI, Emilio B., 'Mecánica de la tracción', Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ingeniería (1961).

NESSON, Charles R., 'Reasonable doubt and permissive inferences: the value of complexity', *Harvard Law Review* 92 (1979) 1187-1225.

ORGAZ, Alfredo, 'El daño resarcible (actos ilícitos)', Ediciones Depalma, (1967).

ORGAZ, Alfredo, 'La vida humana como valor económico', *El Derecho* 56 (1974) 849-852.

OHTA, Tomoyuki, 'The present situation of legal informatics in Japan' en C.Ciampi (ed.) *Artificial Intelligence and Legal Information Systems* 1 (1982) 77-83.

PRADE, Henri, 'Modeles mathématiques de l'imprecis et de l'incertain en vue d'applications au raisonnement naturel', These d' état, Université Paul Sabatier, Toulouse, (1982).

PRADE, Henri, 'A quantitative approach to approximate reasoning in rule-based expert systems' en L.Bolc & M.J.Coombs (eds.) 'Expert System Applications' (1987) 199-256. Springer-Verlag.

PRADE, Henri, 'Some issues in approximate and plausible reasoning in the framework of a possibility theory-based approach' en L.M. Vaina (ed.) 'Matters of Intelligence', 263-287, D. Reidel Publ. Co. (1987).

RAMSEY, Frank Plumpton, 'Truth and Probability', (1926), en Henry E. Kyburg jr. y Howard E. Smokler (eds.), 'Studies in subjective probability', John Wiley & Sons, Inc., New York (1964).

RESCHER, Nicholas, 'Leibniz, Keynes and the rabbis on a problem of distributive justice', *Journal of Philosophy* 86 (1989) 337-352.

RUSSO, Eduardo Ángel, 'Las reglas de la sana crítica como lógica de la persuasión', *El Derecho* 72 (1977) 829-834.

RUSSO, Eduardo Ángel, 'Lógica de la prueba', *El Derecho* 83 (1979) 341-348.

SAHLIN, Nils-Eric, 'How to be 100% certain 99.5% of the time', *Journal of Philosophy* 83 (1986) 91-111.

SALERNO, N., 'El matrimonio como probabilidad y las lesiones a la estética', *La Ley* 1982-D (1982) 8-18.

SANTALÓ, Luis A., 'Probabilidad e inferencia estadística', Organización de los Estados Americanos, Washington (1970)

SCHMALBECK, Richard, 'The trouble with statistical evidence', *Law and Contemporary Problems* 49 (1986) 221-236.

SCHUM, David A., 'A review of a case against Blaise Pascal and his heirs', *Michigan Law Review* 77 (1979) 446-483.

SCHUM, David A. & Anne W. Martin, 'Formal and empirical research on cascaded inference in jurisprudence', *Law & Society Review* 17 (1982) 105-151.

SCHUM, David A., 'Probability and the process of discovery, proof and choice', *Boston University Law Review* 66 (1986) 825-876.

SEIDENFELD, Teddy, 'Direct inference and inverse inference', *Journal of Philosophy* 75 (1978) 709-730.

SHAFER, Glenn, 'A mathematical theory of evidence', Princeton University Press, (1976).

SHAFER, Glenn, 'Constructive probability', *Synthese* 48 (1981) 160.

SHAFER, Glenn, 'The construction of probability arguments', *Boston University Law Review* 66 (1986) 799-816.

SHANNON, Claude E. & Warren WEAVER, 'The mathematical theory of communication', University of Illinois Press, Urbana (1964).

SHAVIRO, Daniel, 'Statistical-Probability Evidence and the appearance of justice', *Harvard Law Review* 103 (1989) 530-554.

SHOBEN, Elaine W., 'The use of statistics to prove intentional employment discrimination', *Law and Contemporary Problems* 46 (1983) 217-245.

SHYU, Chii-Huah, Chin-Mei FU, Tse CHENG & Chia-Hoang LEE, 'A heuristic evidential reasoning model', *Proceedings of the III International Conference on Logica, Informatica, Diritto: Legal Expert Systems* 1 (1989) 661-670.

SIMON, Rita J., 'Judges' translations of burdens of proof into statements of probability', *Trial Lawyer's Guide* (1969).

SIMON, Rita J., 'Beyond a reasonable doubt — an experimental attempt at quantification', *Journal of Applied Behavioral Science* 6 (1970) 203-209.

SIMON, Rita J. & Linda MAHAN, 'Quantifying burdens of proof: a view from the bench, the jury and the classroom', *Law & Society Review* 5 (1971) 319-330.

SIMON, Rita J., 'The jury: its role in american society', Lexington Books, Lexington (1980).

SPOTA, Alberto G., '¿Debe indemnizarse el daño moral sufrido por la madre de la persona por nacer cuyo aborto es consecuencia de un acto ilícito de un tercero?', *Jurisprudencia Argentina* 59 (1937) 482-488.

STENLUND, Hans, 'Concurring evidential mechanisms', *Umeå Studies in the Theory and Philosophy of Science* 9 (1974) 9 pp.

THOMSON, Judith Jarvis, 'Liability and individualized evidence', *Law and Contemporary Problems* 49 (1986) 199-219.

TRENERRY, C.F., 'Tables of annuity values which were sanctioned by the roman law for the purposes of the *Lex Falcidia*' (1926) en D. Smith & N. Keyfitz (eds.), 'Mathematical demography: selected papers', Springer-Verlag, Berlin (1977) 7-9.

TRIBE, Laurence H., 'Trial by mathematics, precision and ritual in the legal process', *Harvard Law Review* 84 (1971) 1329-1393.

TVERSKY, Amos & Daniel KAHNEMANN, 'Judgement under uncertainty: heuristics and biases', *Science* 185 (1974) 1124-1131.

VARELA, Casimiro A., 'Valoración de la prueba', Editorial Astrea, (1990).

VERNENGO, Roberto J., 'Decision forms and expert systems', Expert Systems in Law, an International Conference on Law & Artificial Intelligence, Bologna 1989, 9 pp.

VISCUSI, W. Kip, 'Alternative approaches to valuing the hearth impacts of accidents: liability law and prospective evaluations', *Law and Contemporary Problems* 46 (1983) 49-61.

WALTER, Charles, 'Legal abstractions in PLEX, a legal expert system for determining the validity of patents', Expert Systems in Law an International Conference on Law & Artificial Intelligence, Bologna 1989, 18 pp.

WHITE, D.J., 'Teoria de la decisión', Alianza Editorial, Madrid (1972).
YAGER, Ronald R. 'On the relationship of methods of aggregating evidence in expert systems', Iona College Machine Intelligence Institute Technical Report #MII-303 (1983).

ZABALA DE GONZALEZ, Matilde, 'Daños derivados de la muerte del hijo concebido', *Jurisprudencia Argentina* 1989-III (1989) 834840.

ZABALA DE GONZALEZ, Matilde, 'Resarcimiento de daños', Editorial Hammurabi, Buenos Aires, (1990).

ZADEH, Lofti A., 'Fuzzy sets as a basis for the theory of possibility', *Fuzzy, Sets and Systems* 1 (1987) 3-28.

ZANNONI, Eduardo A., 'El daño en la responsabilidad civil', Buenos Aires, (1982).

Índice de Casos

* *Arias, Bernab, vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 3 14/10/88

* *Alvarez, Juan vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 6 16/05/88.

* *Baldisserotto de Joselovsky vs González*, CNCiv sala C 27/12/89.

Balestra de Janczur, Marta vs Torres, Dalila, CNCiv sala J 8/5/90.

* *Bedoya de Piris vs Berazaluce de Tulliani*, CNCiv sala G 3/7/89.

* *Bravo, Juan vs Alonso, Raul*, CNEspCivCom sala 1 30/3/88.

California Milk Producers Advisory Board, 98 EF.T.C.F 639 en Barnes (1985).

* *Cardillo vs Muschelli Falcone*, CNEspCivCom sala 1 29/7/88.

Casals, P. vs Empresa de Ferrocarriles Argentinos, CNCiv Sala A, LL 118 (1965) 908 y JA 1965-I 615.

Castaneda vs Partida, 430 EU.S.F 482 (1977) en Kaye (1983).

C. de G., E. vs G., M, CNCiv sala D 8/9/67 ED 21-736.

* *Centeno, Oscar vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNCiv sala A 7/11/89.

Commonwealth vs Webster, 5 Cuss (Mass) 295 (1850) en McBaine (1944)

* *Coca, Hemenegildo vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEsp CivCom sala 6 28/9/88

* *Cortés Arias vda de Gomez vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 6 25/4/88

Cruz vda. de Gonz lez vs Alves da Costa, CNEspCivCom sala 6 1/11/87.

* *Chapo de Walawko, Yolanda vs Spremulli, Donato*, CNEspCivCom sala 2 18/10/88

Chaplin vs Hicks, 2 EK.B.F 786 (1911) en Keynes (1929) y Calamari & Perillo (1982) p 533.

D., N.N. vs C., E.J., JA 1987-IV-382, JA 1988-II-195, 4Fallos5 1/9/87 y *Doctrina Judicial* 1988-I (1988) 369-371.

Day vs Boston & Marine R. R., 96 EMeF 207 (1902) en Finkelstein (1978).

Diolosa, Alfio vs suceción de Delfin Salgado, Lorenzo, CNCiv Sala D 27/4/84, ED 111-175.

* *Escobar, Felipe vs Fossaceca, Adrian*, CNEspCivCom sala 6 22/2/89.

* *Feler, Julio vs Aybar, José*, CNEspCivCom sala 2 17/4/88.

* *Fernández, Severino vs Puentes, José*, CNEspCivCom sala 5 27/7/88.

* *Ferrari de Oro, P. vs Emp. Lope de Vega*, 5 CNEspCivCom sala 4 20/4/88

* *Gauna, Alberto vs Empresa de Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 3 12/2/88.

* *Gerón, Gerardo vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 1 29/8/88.

* *Gimenez vda de Paz, Delia vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 2 31/08/88.

Glass, Silvia vs Flores, José, CNEspCivCom sala 4 28/9/88.

* *Gómez, Juan vs Comezzola, H.*, CNCiv sala J 4/8/89.

* *Gómez, Olga vs Fernández Ramos, J.*, CNCiv sala M 21/12/89.

* *González, Abel vs Catagnola, Armando*, CNEspCivCom sala 4 8/9/88.

Hazelwood School District vs United States, 433 U.S. 299 (1977) en Kaye (1983).

* *de la Iglesia, Jos, vs Kairuz*, CNEspCivCom sala 2 22/8/88.

* *Jaime, Olegario vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 6 7/3/88.

* *Jutkowsky vs Lorenzo*, CNEspCivCom sala 3 10/3/89.

* *Kablowski, Conrado vs Municipalidad de Esteban Echeverría*, CNEspCivCom sala 5 25/7/88.

Kaminsky vs Hertz Co., 288 NW 2d 426 (1979) en Brook (1985).

Kamosky vs Owens-Illinois Glass Co., 89 F.Supp 561 (1950) en Brook (1985).

* *Lajes Vidal, L. vs Emp. Trans. Adolfo J. Sánchez*, CNEspCivCom sala 6 3/3/88, LL A-654 (1990).

* *Lessa vs Mosca*, CNEspCivCom sala 6 3/5/89.

Lord vs Reed, 254 E111F 350, en 30 *American Jurisprudence* 2d5 1168 n.12.

* *Manzanera Quaquera, A. vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 1 30/3/88.

* *Matelli, Vicente vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNCiv sala F 4/9/89.

Matos, Manuel vs Mart;mez Cheix, Sergio, CNCiv Sala C 6/6/72, ED 44-571.

* *Mayer, Aurelio vs Fiorini, Fermín*, CNEspCivCom sala 6 27/4/88.

* *Medina, Delina vs Leyes, Roberto*, CNEspCivCom sala 5 11/5/88.

* *Menendez de Rainieri vs Segura*, CNEspCivCom sala 3 13/12/88.

* *Mittica vs Mazzitelli*, CNCiv sala A 2/8/89.

Moore vs Terry, 293 Ky 727, en 76 *American Jurisprudence* 2d5 p.847 n.84.

* *Morrat vs Chavez*, CNCiv sala I 25/9/89.

* *Muñoz Salgado vs Cárdenas*, CNEspCivCom sala 6 21/4/88.

Murano, H. vs Eudeba S. E. M., CNCom sala B 7/2/89, LL 1989-D-288.

New York Insurance Co. vs McNeely, Ariz 79 Pac 2d 948 en Cohen (1977).

* *Nuñez, Ma. Ester vs Trans. Sargento Cabral S.A.*, CNEspCivCom sala 6 28/2/89.

O., G.E. vs S., R.E., CNCiv Sala E 26/8/76, ED 73-376.

* *Olsauskas de Argamasilla, Ana M. vs Municipalidad de la Ciudad de Buenos Aires*, CNCiv sala B 11/9/85, JA 1986-III-132.

* *Oviedo, Ramón vs Buise, Juan*, CNEspCivCom sala 6 19/9/88.

* *Parrussi vs Laureiro*, CNEspCivCom sala 3 1/5/89.

People vs Collins, 68 ECalf 2d 319 (1968) en Finkelstein (1978).

People vs Risley, 214 EN.Y.F 75 (1915) en Finkelstein (1978).

Pescio, Alberto C. vs Luengo, Héctor A., CNCiv sala K 27/2/90.

* *Quiroga Horacio vs Frigorífico Cristal*, 5 CNEspCivCom sala 3 5/2/88.

* *Ribas vs Trans. Larrazabal C.I.S.A.*, CNEspCivCom sala 3 8/4/88.

* *Rodríguez, Jacinta vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 6 18/4/88.

* *Romero, R. vs Empresa de Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 3 22/11/88.

* *Ruibal, Horacio vs Groppo, Claudio*, CNEspCivCom sala 3 23/9/88.

* *Ruiz, Florentino vs Empresa de Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 6 16/5/88.

Santa Coloma, Luis F y otros vs Empresa de Ferrocarriles Argentinos, CNFedCiv y Com Sala 2 10/4/84, LL B-557 (1985).

Santibañez de Camartino, T. vs Diaz de las Heras, Juan C., 5 CNCiv Sala E 8/7/76, ED 72-517.

Sargent vs Massachusetts Accident Co., 5 307 Mass 246 (1940) en Finkelstein (1978).

Segelke vs Kilmer, 145 Colo 538, en 66 American Jurisprudence 2d 5 p.649 n.2.

Smith vs Rapid Transit Inc., 307 Mass 469 (1945) en Finkelstein (1978).

* *Stumbo, Felipe vs Capurro, Carlos*, CNEspCivCom sala 6 18/4/88.

* *Suarez de Martinez vs Trans. Sur*, CNCiv sala J 22/9/89.

Tevez, Roger vs Fridson Curtiembres S.A., en Guibourg (1987).

* *Tosto, Natale vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 5 15/9/88.

V.P. vs R.M., Revista Derecho, Jurisprudencia y Administración XL (1942) p.43.

Vuoto, Dalmero S. vs Telefunken Argentina, CNTrab sala 3 16/6/78, LL 81-312.

* *Waitoller, Ricardo vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNCiv sala B 20/10/89.

* *Zalazar, Carlos vs Empresa Ferrocarriles Argentinos*, CNEspCivCom sala 6 28/2/89.

* *Zaleski vs Bonfante*, CNEspCivCom sala 3 31/3/89.