

SOBRE EL JUICIO VALORATIVO DEL PRONOSTICO

por G. DEDEBANT

DEPARTAMENTO DE AERONÁUTICA

RESUMEN.— *Se trata de un trabajo de Investigación Operativa relativo a un problema meteorológico, pero cuyo alcance es muy general.*

El autor se ha propuesto fundamentar el juicio valorativo del pronóstico sobre la Inferencia Estadística, limitándose la situación al caso más sencillo: la dicotomía.

Se hace la distinción entre técnicas estadísticas y dinámicas, ofreciendo un "test" según el criterio familiar de la desviación tipo. Luego se trata el "test" de superioridad de una técnica dinámica sobre toda técnica estadística y a continuación el "test" de comparación de dos técnicas dinámicas. Ejemplos típicos ilustran la teoría.

Se comprueban las técnicas secuenciales (que son técnicas dinámicas) a partir del modelo de los racimos de Borel. Finalmente, se examina el caso de acontecimientos raros por medio de la ley de Poisson, llegándose a la conclusión que no debe prestarse confianza a un oráculo, en el nivel 99,7 %, sino después de tres éxitos.

1. Ubicación del problema. — Cualquiera sea el uso operativo que pueda hacerse del juicio valorativo del pronóstico, es necesario fundamentar a este último sobre la *Inferencia Estadística*. Es lo que intentamos en esta nota, limitándonos al caso elemental de la *situación dicotómica*.

Para precisar el lenguaje, el problema será el siguiente: "Se dice que un día J ha sido un día de lluvia cuando se ha recogido una precipitación superior a ϵ mm. En un período de N días, una técnica del pronóstico obtiene un cierto número de éxitos (anunciando buen tiempo BT y lluvia LL). ¿Cómo medir el valor de esta técnica?"

2. **Procedimiento actualmente admitido.** — Los resultados de las pruebas están ordenados en una tabla de contingencia de las pruebas:

		Ocurrencias previstas		
		BT	LL	Total
Ocurrencias observadas	{ BT	a	b	P
	{ LL	c	d	Q
Total		ϕ	ψ	N

de la cual Heidke deduce el índice de valor (skill score):

$$S = \frac{a + d - D}{N - D}$$

donde

$$D = \frac{P\phi + Q\psi}{N}$$

es la esperanza matemática (estimada) del suceso, y

$$a + d$$

es el número de éxitos efectivamente realizados.

Appleman ha criticado este índice y propuso sustituirlo por:

$$S' = \frac{a + d - P}{N - P}; \quad (P > Q)$$

3. **Técnicas estadísticas y dinámicas.** — Las técnicas del pronóstico se subdividen en dos clases:

a) *Las técnicas estadísticas (unskilled)*, en las que no interviene ninguna teoría física, pero sí solamente la probabilidad p de uno de los acontecimientos, estimada por la frecuencia P/N dada por la tabla de contingencia de las pruebas. Estas técnicas pueden ser transmitidas inmediatamente a cualquiera.

b) *Las técnicas dinámicas (skilled)*, que se apoyan en teorías físicas o leyes observadas (más o menos válidas) y solamente pueden ser transmitidas a especialistas.

Según nuestra opinión, existe prácticamente una clase intermedia (y actualmente quizá la más numerosa): nos referimos a las técnicas

mixtas donde intervienen la experiencia y la intuición del pronosticador.

Estas técnicas no pueden transmitirse; están llamadas a perder terreno a medida que progrese la Ciencia Meteorológica y a incorporarse a una u otra de las clases enunciadas en primer término.

Una comparación permitirá comprender la distinción entre técnicas estadísticas y dinámicas. En el juego de "bridge" existen leyes y convenciones (que en realidad son consejos), basados en la experiencia y el cálculo estadístico de las diferentes distribuciones y posiciones relativas de las cartas. Como en su vida un jugador juega un gran número de partidas, éste obtendrá con el tiempo beneficios siguiendo estas reglas, sin necesidad de analizar en detalle cada situación.

Sin embargo los grandes jugadores no se contentan con esta aproximación y pretenden jugar cada partida como un *caso real*.

En cuanto a la clase intermedia, sería la de los jugadores que agregan a las técnicas de base una proporción de intuición más o menos acertada.

4. Distinción entre las técnicas estadísticas y dinámicas. —

El documento bruto que recibe el estadístico es la tabla de contingencias de las pruebas. No dispone de otra información para emitir su juicio.

Por lo tanto comenzará elaborando un *método de Monte Carlo*, para comparar la tabla de contingencia con un esquema del azar. Se tratará aquí del modelo de las urnas (p) y (φ).

Imaginemos una cinta dividida en casilleros blancos y negros, correspondientes a los días de BT y de LL, que efectivamente se han producido. Supongamos que extraemos una bolilla blanca de la urna (p). Elegiremos entonces un casillero blanco. Extraigamos luego una bolilla de la urna (φ) y coloquémosla en el casillero elegido. Si es blanca, hemos tenido un *éxito* y si es negra, un *fracaso*.

Lo mismo acontecería si inicialmente se hubiese extraído de la urna (p) una bolilla negra.

Estas operaciones se traducen, mediante el empleo de los dos teoremas fundamentales del Cálculo de Probabilidades, en la forma siguiente:

a) BT — Probabilidad de éxito $BT = (\text{Prob. que } J \text{ sea un día de } BT) \cdot \times (\text{Prob. que se haya previsto } BT \text{ para el día } J).$

Sea:

$$p\varphi$$

b) LL — Igualmente:

$$\text{Prob. de éxito LL} = q\psi$$

En suma:

$$r = \text{Prob. de éxito BT y LL} = p\varphi + q\psi$$

La tabla de contingencia de las *probabilidades* es:

$$N \left\| \begin{array}{cc|c} p\varphi & p\psi & p \\ q\varphi & q\psi & q \\ \hline \varphi & \psi & 1 \end{array} \right\|$$

Es la esperanza matemática de la tabla de contingencia de las pruebas.

Las probabilidades p, q, φ, ψ , se estiman así:

$$p = \frac{a + b}{N}; \quad q = \frac{c + d}{N}; \quad \varphi = \frac{a + c}{N}; \quad \psi = \frac{b + d}{N}$$

Vamos a demostrar ahora que este modelo estadístico equivale a la extracción al azar de una bolilla blanca de una “*urna de los éxitos* (r)” (bolilla blanca = éxito; bolilla negra = fracaso).

Sea en efecto la variable aleatoria X , igual al número de éxitos:

$$X \left\{ \begin{array}{cc} 1 & 0 & \text{(valores)} \\ p\varphi + q\psi & q\varphi + p\psi & \text{(probabilidades)} \end{array} \right.$$

Su función característica $E(e^{ixt})$ es:

$$(p\varphi + q\psi)e^{it} + (q\varphi + p\psi) = re^{it} + s; \quad (s = 1 - r)$$

Para N pruebas independientes, la función característica es entonces:

$$(re^{it} + s)^N$$

es decir la de una ley binomial con las proporciones r y s de bolillas blancas y negras.

l.q.q.d.

Con relación a este modelo de Monte Carlo, se puede discernir si la técnica es estadística o dinámica, según la amplitud de las des-

viaciones $(f - r)$ entre la frecuencia observada f de los éxitos y su esperanza matemática r , comparada con la desviación tipo:

$$\sigma = \sqrt{\frac{rs}{N}}$$

de las extracciones de la urna de los éxitos.

La frecuencia f es:

$$f = \frac{a + d}{N}$$

Las estimaciones de las probabilidades r y s , son:

$$r = \frac{(a + b)(a + c) + (b + d)(c + d)}{N^2}$$

$$s = \frac{(a + b)(b + d) + (c + d)(a + c)}{N^2}$$

de donde la de σ :

$$\sigma = N^{-5/2} \sqrt{[(a + b)(a + c) + (b + d)(c + d)][(a + d)(b + d) + (c + d)(a + c)]}$$

Finalmente:

$$f - r = \frac{2(ad - bc)}{N^2} = \frac{2\Delta}{N^2}$$

siendo Δ el determinante de la tabla de contingencia.

5. Test de distinción de las técnicas dinámicas y estadísticas. — Queremos saber si la desviación $(f - r)$ puede razonablemente obtenerse durante la extracción en la urna (r). Si *sí*, se concluirá que la técnica es *estadística*. Si *no*, que es *dinámica*.

Entre los tests posibles (σ , t de Student, χ^2), emplearemos el test familiar del desvío tipo σ . Ello puede hacerse, pues ya que si N es un poco grande, la ley binomial se representa bien por la ley normal. Solamente en el caso de acontecimientos raros ($r \approx 1$; $s \approx 0$) deberá recurrirse a la ley de Poisson.

El test de σ consiste en lo siguiente: "Se ha comprobado que en una serie de N pruebas se tiene:

$$f > r$$

la desviación (positiva) $f - r$, puede atribuirse al azar (no significativo) ¿o bien resulta de una técnica dirigida (significativa)?”

Observemos que solamente operamos en la mitad derecha de la distribución. En este caso, las tablas de la función Θ muestran que:

$$\begin{cases} \text{la desviación es significativa para } 1,6\sigma; 2,25\sigma; 3\sigma; \text{ con los} \\ \text{niveles de significación: } 5\%; 1\%; 0,1\%. \end{cases}$$

Ilustremos la teoría con ejemplos.

I — Tomemos el caso de un éxito *completo* sobre N pruebas:

$$f = 1$$

La tabla de contingencia de las pruebas es:

$$\begin{array}{cc|c} a & o & a \\ o & d & d \\ \hline a & d & a + d \end{array}$$

De donde:

$$\Delta = ad; N = a + d; r = \frac{a^2 + d^2}{N^2}; s = \frac{2ad}{N^2}$$

La relación de la desviación observada $(1 - r)$ a la desviación tipo, es:

$$\sqrt{\frac{sN}{r}} = \sqrt{\frac{2ad}{a^2 + d^2}} N$$

Elijamos el nivel de significación 1% ($2,25\sigma$).

Para estar razonablemente convencidos que el éxito ininterrumpido no es causa del azar y que por consiguiente se debe a una técnica dinámica, debe ser:

$$N \geq 5 \frac{a^2 + d^2}{2ad}$$

Aplicaciones:

a) Si $a = d$ (clima de París):

$$N \geq 5 \text{ días.}$$

b) Si $a = 4d$ (clima de La Plata):

$$N \geq 11 \text{ días.}$$

c) Si $a = 350$; $d = 15$ (clima de San Juan):

$$N \geq 59 \text{ días.}$$

d) Si $a = 365$; $d = 1$ (clima del desierto):

$$N \geq 912 \text{ días.}$$

A medida que la lluvia es más rara, es necesario más tiempo para testar el pronóstico. En el límite ($a \cong N$; d pequeño) la relación de las desviaciones es:

$$(2d)^{1/2}$$

Para que esta relación sea significativa, es necesario que:

$$d \geq 5/2 \quad \text{ó} \quad d \geq 3$$

es decir, que el advenimiento raro debe ser previsto sin error, por lo menos *tres veces* seguidas.

Para alcanzar el grado de convicción:

$$99,9 \% = 100 \% - 0,1 \%$$

serían necesarios *cinco éxitos* sucesivos.

El estudio de este caso límite volverá a considerarse más adelante utilizando la ley de Poisson.

II — Sea la técnica (“across the board”) que consiste en prever siempre el acontecimiento frecuente. La tabla de contingencia de las pruebas será:

$$\begin{array}{cc|c} a & o & a \\ c & o & c \\ \hline a + c & o & a + c \end{array}$$

de donde:

$$\Delta = 0; \quad f - r = 0$$

Existe 50 % de probabilidades (mitad derecha de la distribución) que se trate de una técnica estadística.

III — Sea la técnica “seca o cara” que consiste en prever con suertes iguales BT y LL. La tabla de contingencia de las pruebas es:

$$\begin{array}{cc|c} a & b & a + b \\ c & a - b + c & a + 2c - b \\ \hline a + c & a + c & 2(a + c) \end{array}$$

de donde

$$\Delta = (a - b)(a + c); \quad r = s = \frac{1}{2}; \quad \sigma = \frac{1}{2},$$

y

$$\frac{f - r}{\sigma} = \frac{a - b}{a + c}$$

Siendo esta relación inferior a uno, el desvío nunca será significativo (según las tablas de Θ , en el caso el más extremo será sobrepasado por el azar en más de 15 % de las pruebas).

IV — Sea la técnica *climatológica*, que consiste en prever según las probabilidades climatológicas:

$$\varphi = p; \quad \psi = q$$

La tabla de contingencia de las pruebas es:

$$\begin{array}{cc|c} a & b & a + b \\ b & d & b + d \\ \hline a + b & b + d & a + 2b + d \end{array}$$

de donde:

$$\Delta = ad - b^2; \quad r = \frac{(a + b)^2 + (b + d)^2}{(a + 2b + d)^2}; \quad s = \frac{2(a + b)(b + d)}{(a + 2b + d)^2}$$

$$f - r = \frac{2(ad - b^2)}{(a + 2b + d)^2}; \quad f - r/\sigma = 2^{1/2} \frac{ad - b^2}{(a + b)(b + d)}$$

El valor más grande es ($b = 0$): $2^{1/2} = 1,41$.

La desviación nunca es entonces significativa (según las tablas de Θ , será sobrepasado por el azar en más de 8 % de las pruebas).

V — Sea la técnica *secuencial* que consiste en prever para el día siguiente el mismo tiempo que hace el día del pronóstico.

En la hipótesis en que se admite que el tiempo de “mañana” es *independiente* del tiempo de “hoy” (lo que no es exacto, debido a la persistencia del tiempo), se tiene:

$$\varphi = p; \quad \psi = q$$

y los resultados son los mismos que en la técnica climatológica.

Más adelante volveremos sobre las técnicas secuenciales y la persistencia del tiempo.

6. Test de superioridad de una técnica dinámica sobre toda técnica estadística. — Determinemos primero la mejor técnica estadística. Es evidentemente aquella cuya esperanza matemática de los éxitos es la más grande. Como ($p > q$):

$$r = p\varphi + q\psi = p(1 - \psi) + q\psi = p - (p - q)\psi$$

El valor más grande de r se alcanza para $\psi = 0$. La mejor técnica estadística es entonces la que prevé siempre el acontecimiento el más probable (across the board).

Sea entonces una técnica reconocida como dinámica, es decir tal que $f > r$, con una desviación significativa.

Es necesario ahora que:

$$f > p \text{ (la mejor técnica estadística)}$$

Debemos entonces efectuar el test de la desviación ($f - p$). Es una variable aleatoria que, en el modelo de la urna (r), sigue la ley binomial. Podemos aplicarle el criterio de la desviación tipo, a partir del valor experimental de $f - p$:

$$f - p = \frac{d - b}{N}$$

y de la estimación de la desviación tipo dada más arriba,

$$\sigma = (rs/N)^{1/2}$$

Veamos un ejemplo:

VI — En el caso que $a = 4d$ (clima de La Plata), se obtiene 80 % de éxitos, previendo siempre BT (la mejor de las técnicas estadísticas).

¿Qué porcentaje de éxitos debe lograr una técnica dinámica para ser considerada como superior a esta técnica estadística?

El desvío tipo es:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{5} \cdot \frac{4}{5} \cdot \frac{1}{N}} = \frac{2}{5 N^{1/2}}$$

a) Sea $N = 100$ días; entonces $\sigma = 0,04$.

Será necesario por lo tanto que:

$$f \geq 0,80 + 2,25 \times 0,04 = 0,89 \text{ (para 1 \%)}$$

b) Sea $N = 1000$ días; entonces $\sigma = 0,013$, deberá ser:

$$f \geq 0,80 + 2,25 \times 0,013 = 0,83 \text{ (para 1 \%)}$$

7. Comparación entre dos técnicas dinámicas. — Sean dos técnicas reconocidas como dinámicas ($f_1 > r$; $f_2 > r$) y tales que:

$$f_2 > f_1$$

¿Es la segunda superior a la primera?

Debemos estudiar la variable aleatoria ($f_2 - f_1$). Esta *no sigue* la ley binomial. Su función característica (producto de las funciones características de f_2 y de f_1) es en efecto:

$$(r_2 s_1 e^{it} + r_1 s_2 e^{-it} + r_1 r_2 + s_1 s_2)^N$$

Ella no puede ser reducida a la forma de una función característica de una ley normal.

Sin embargo, cuando $N \rightarrow \infty$, ella tiende evidentemente hacia el producto de dos funciones características de una ley normal. Los parámetros de esta ley-producto, que es una ley normal, son:

$$E(f_2 - f_1) = r_2 - r_1$$

$$\sigma(f_2 - f_1) = \sqrt{\frac{r_1 s_1 + r_2 s_2}{N}}$$

Se podrá aplicar entonces el “test” de la desviación tipo.

Ejemplo

VII — Con los mismos datos que para el ejemplo VI, supongamos que una técnica dinámica haya obtenido $f_1 = 0,85$ en un año. Nos proponemos juzgar si una segunda técnica dinámica que da $f_2 > 0,85$, es superior a la primera.

Para ello (nivel 1 %) debe ser:

$$f_2 \geq 0,85 + 2,25 \sqrt{\frac{0,85 \times 0,15 + f_2(1 - f_2)}{N}}$$

o sea, aproximadamente:

$$f_2 \geq 0,85 + 2,25 \sqrt{\frac{2 \times 0,85 \times 0,15}{N}}$$

Para $N = 361$ días

$$f_2 \geq 0,85 + 0,06 = 0,91$$

Concluyendo, si no hay más que una pequeña diferencia entre los éxitos de dos técnicas dinámicas será necesario una larga serie de pruebas para decidir cuál es la mejor.

8. Técnicas secuenciales. — La persistencia del tiempo es una tendencia, estáticamente comprobada, que se explica fácilmente por el hecho que el período medio de las perturbaciones es superior a 24 horas.

El segundo teorema del Cálculo de Probabilidades se escribirá en este caso así:

$$\text{Prob. éxitos BT} = (\text{Prob. BT, el día J}) \times (\text{Prob. BT, el día J, si BT el día J — 1})$$

Entonces el φ del esquema de las urnas (p) y (φ) es igual a la probabilidad *condicional*:

$$p' = p (J/J - 1)$$

Por consiguiente:

$$\text{Prob. total de éxito BT y LL} = r' = pp' + qq'$$

Si no hubiese persistencia del tiempo, se tendría $p' = p$ y $q' = q$, cayendo nuevamente en la técnica climatológica.

Entre los modelos de Monte Carlo que pueden representar la persistencia del tiempo, el más simple es el *esquema de los racimos de Borcl*.

Consiste en imaginar que las bolillas de las urnas están unidas por racimos de k y l (como uvas), de modo que al extraer una bolilla, *ipso facto* se extraen k ó l del mismo color.

Un ejemplo de técnica secuencial consiste en prever el día J, el tiempo que reinó el día J — 1. Esta técnica no es estadística, pues hace intervenir la ley observada de la persistencia del tiempo. Hay que clasificarla entre las técnicas dinámicas.

Nos proponemos ahora compararla a las técnicas estadísticas.

En un racimo k , existen $(k - 1)$ -días de BT precedidos por un día de BT. Entonces:

$$p' = \frac{k - 1}{k}$$

e igualmente

$$q' = \frac{l - 1}{l}$$

Como el número de racimos BT y de racimos LL, difieren al máximo en una unidad, se tiene la relación:

$$\left| \frac{Np}{k} - \frac{Nq}{l} \right| \leq 1$$

la que, si N es grande, se reduce prácticamente a:

$$p = q \frac{k}{l}$$

La probabilidad de éxito de nuestra técnica secuencial será:

$$r' = \frac{k-1}{k} p + \frac{l-1}{l} q = 1 - \frac{2p}{k}$$

Busquemos ahora las condiciones para que la técnica secuencial sea superior a *toda* técnica estadística. Para ello es necesario ($p > q$) que:

$$1 - \frac{2p}{k} \geq p$$

sea

$$k \geq \frac{2p}{q}; \text{ de donde } l \geq 2$$

Los acontecimientos raros deben entonces estar agrupados *por lo menos de a pares*. Si es así, la desviación tipo debe además ser significativa. Las probabilidades de éxito y de fracaso son respectivamente:

$$1 - \frac{2p}{k} = 1 - \frac{2q}{l} \quad \text{y} \quad \frac{2q}{l}$$

El número de extracciones es:

$$\underbrace{\frac{Np}{k}}_{\text{n}^\circ \text{ de racimos BT}} + \underbrace{\frac{Nq}{l}}_{\text{n}^\circ \text{ de racimos LL}} = \frac{2Np}{k}$$

La desviación tipo σ' de la técnica secuencial es por consiguiente:

$$\sigma' = \sqrt{\frac{1}{N} \left(1 - \frac{2q}{l} \right)}$$

Su relación con la desviación tipo σ de la mejor técnica estadística (across the board; $r = p$):

$$\sigma = \sqrt{\frac{pq}{N}}$$

es entonces:

$$\frac{\sigma'}{\sigma} = \sqrt{\frac{1 - 2q/l}{pq}}$$

Esta relación alcanza su valor más pequeño para $l = 2$. Por consiguiente:

$$\frac{\sigma'}{\sigma} \geq (1/q)^{1/2}$$

Para que sea significativo 1 %, debe ser:

$$(1/q)^{1/2} \geq 2,25$$

o sea:

$$q \geq 1/5; \quad p \leq 4/5$$

Ejemplos

VIII — $p = q = 1/2$; $l = 3$ ó 4 (clima de París).

La condición $l \geq 2$ se satisface.

Luego:

$$\frac{\sigma'}{\sigma} = \sqrt{\frac{1 - 1/l}{1/4}} = 2 \sqrt{\frac{l-1}{l}}$$

o sea,

$$2 (2/3)^{1/2} = 1,62 \quad \text{ó} \quad 2 (3/4)^{1/2} = 1,73$$

La desviación es significativa, 5 %. En este nivel, se tiene interés en aplicar la técnica secuencial.

IX — $p = 4/5$; $q = 1/5$ (clima de La Plata).

Ignoramos (personalmente) los valores de k y de l , pero ello no impide sacar conclusiones.

Si $l = 1$ (días de lluvia aislados), la técnica secuencial es inferior.

$$\text{Si } l = 2; \quad \frac{\sigma'}{\sigma} = 5^{1/2} = 2,24$$

y entonces la técnica secuencial es superior a *toda* técnica estadística. *A fortiori* si $l > 2$.

X — En un clima del desierto: $p \cong 1$; $q \cong 0$.

Si los días de lluvia son aislados, la técnica secuencial es inferior.

Pero si están agrupados por lo menos de a pares, la relación de las desviaciones tipos:

$$\frac{\sigma'}{\sigma} \cong (1/q)^{\frac{1}{2}}$$

será muy grande y por lo tanto siempre significativa.

En resumen, se puede decir que hay interés en aplicar la técnica secuencial ($J - 1 \rightarrow J$) en los casos donde los acontecimientos raros están agrupados por lo menos de a pares, lo que por otra parte está de acuerdo con el buen sentido.

9. Caso de los acontecimientos raros. — Este caso debe tratarse con la ley de Poisson. Planteemos lo siguiente: “Un oráculo ha anunciado sin error ni omisión n acontecimientos raros. ¿Qué debe pensarse de sus predicciones futuras?”

La tabla de contingencia de las pruebas es:

$$\begin{array}{cc|c} N - n & 0 & N - n \\ 0 & n & n \\ \hline N - n & n & N \end{array}$$

La esperanza matemática de la frecuencia de los éxitos es:

$$r = \frac{(N - n)^2 + n^2}{N^2} \cong 1 - \frac{2n}{N}$$

La ley de probabilidades de los fracasos (acontecimientos raros) es una ley de Poisson, de parámetro:

$$Ns = 2n$$

Esto se comprueba buscando el límite de la función característica para $N \rightarrow \infty$:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} (se^{it} + r)^N = \exp [2n(e^{it} - 1)]$$

La ley de probabilidad es por consiguiente:

$$e^{-2n} \frac{(2n)^x}{x!}$$

Siendo el pronóstico hasta ahora infalible: $x = 0$. La probabilidad que el oráculo se equivoque en el porvenir (es decir que sufra un

fracaso) es entonces e^{-2n} , y la probabilidad que sea absolutamente infalible es: $1 - e^{-2n}$.

Los valores son los siguientes:

$n = 1$	86,5 %	no significativo
$n = 2$	98 %	significativo
$n = 3$	99,75 %	muy significativo

En conclusión, si el profeta posee un éxito en su activo, no hay todavía razón para prestarle confianza. Si posee dos éxitos, se puede *probablemente* prestarle confianza. Y si posee tres éxitos, merece una gran confianza. Verdaderamente se trata de un hombre bien informado o de un visionario y no un especulador favorecido por la suerte.

Ilustremos esta tesis con un ejemplo.

10. Un supuesto historiador anuncia la primera guerra mundial para 1914. Esta se produce en efecto en esa fecha. Luego anuncia la segunda para 1939. Aún no debemos creerlo. Pero nuevamente tiene razón. Anuncia la tercera guerra para 19...? debemos acordarle 98 % de confianza.

Señalemos al pasar que este ejemplo ha sido bastante bien elegido, en vista que las fechas de declaración de guerra, desde el año 1400, tienen una distribución que sigue la ley de Poisson, como lo ha demostrado J. E. Moyal.