

COMENTARIOS al artículo «Hacia el conocimiento de la intensidad máxima absoluta de las precipitaciones atmosféricas. Una deducción más de las "curvas IDF-Barcelona-Fabra"», de César Gómez Caffarena, publicado en la Revista de Obras Públicas, n.º 3.268, del mes de junio de 1988.

Por **JORGE CABOT PLE**, Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

Los autores —Ramón Vázquez, Jerónimo Lorente, Angel Redaño— de "Curvas IDF-Barcelona-Fabra" (ROP de febrero de 1987), a que hace referencia el artículo que se comenta, agradecemos el interesante trabajo expuesto en dicho artículo, y con la firme intención de analizarlo con detalle en el futuro a fin de aprovechar las ideas que de él se desprenden, no podemos sino suscribir este comentario para puntualizar algunas de las afirmaciones sobre el significado del período de retorno un año. Confiamos en que el contenido de este comentario, pese a su inevitable brevedad, resulte de un rigor satisfactorio.

El desacuerdo radica en la afirmación sobre "...la falta de significado del valor o concepto I_1 ...", así como en el razonamiento que la apoya en cuanto "...la probabilidad de que se produzca I_1 es $P = 1$; o sea, que se tiene la certeza absoluta de que cualquier año se producirá una intensidad I_1 o mayor...", el cual desautoriza implícitamente la corrección de la curva IDF-Fabra correspondiente al período de retorno un año. Posiblemente toda la cuestión radique en la definición " $P = 1/T$ ", que, aunque es incorrecta, sí es incompleta.

A continuación se propone una forma de deducir la expresión completa que relaciona probabilidad y período de retorno. Aunque quizás lo más relevante de este comentario sean las implicaciones que se derivan de ella, en la deducción se introducen conceptos y notación de interés para la correcta interpretación de las conclusiones.

La valoración del período de retorno (T), o tiempo promedio entre dos ocurrencias de un suceso, está estrechamente ligada a la consideración de que dichas ocurrencias se distribuyen según un proceso de Poisson. Si es así, la probabilidad de que durante un tiempo t se den x sucesos viene dada por:

$$P(x) = \frac{(\mu t)^x}{x!} e^{-\mu t}$$

donde μ es la velocidad media de ocurrencias del suceso, esto es, el número promedio de sucesos que se dan por unidad de tiempo (μt es entonces la media de la distribución). Así, el período de retorno de ese suceso se expresa como:

$$T = 1/\mu \text{ ...unidades de tiempo} \quad (1)$$

Recuérdese también que la distribución de Poisson tiene su origen en el paso al límite ($n \rightarrow \infty$) de una distribución binomial manteniendo el producto

$$np = \mu \quad (2)$$

siendo n el número de observaciones por unidad de tiempo, y p la probabilidad de que en una observación cualquiera se dé el suceso en cuestión.

En nuestro caso, definimos el suceso objeto de análisis como que la intensidad de lluvia medida en un instante dado (I) supere o iguale un cierto valor (I_0), y nuestro objetivo es determinar su μ , o, lo que es equivalente, su T .

Dicho suceso tiene una probabilidad $p = P[I \geq I_0]$ cuya distribución jamás conoceremos. No obstante, nuestra instrumentación y capacidad de manejo de datos sí nos permiten determinar (errores de interpolación y de bondad de la muestra aparte) la distribución de otros sucesos de precipitación como:

(a) $[I \geq I_0 : I > I_u]$, esto es, que $I \geq I_0$ dado que I es la máxima de un chubasco en el que se ha registrado una intensidad umbral I_u (menor que I_0).

(b) $[I \geq I_0 : I \text{ es máx. anual}]$, esto es, que $I \geq I_0$ dado que I es la intensidad máxima registrada durante el año.

La serie de datos registrados que cumplen (b) se denomina serie de máximos anuales, mientras que la que cumple (a) se denomina serie de duración parcial. A ellas puede ajustarse una distribución del tipo Gumbel, Frechet..., que nos

permita determinar sus probabilidades.

En el caso (a), dado que $P [I \geq I_0 \cap I > I_u] = P [I \geq I_0]$ por ser $I_u < I_0$, podemos descomponer:

$$p = P [I \geq I_0] = P [I \geq I_u] P [I \geq I_0 : I > I_u]$$

donde $P [I \geq I_0 : I > I_u]$ es ya conocida. Así, introduciendo esta descomposición en (2), resulta:

$$\mu = np = n P [I \geq I_0] = n P [I > I_u]$$

$$P [I \geq I_0 : I > I_u] = \mu' P [I \geq I_0 : I > I_u]$$

donde μ' es la velocidad media de ocurrencias del suceso $[I > I_u]$, y puede ser estimada fácilmente por el cociente entre el número de datos de la serie y la duración de la misma.

Finalmente, en virtud de esa equivalencia y de (1), la relación entre el período de retorno y "la probabilidad" resulta ser:

$$T = \frac{1}{(\mu' P [I \geq I_T : I > I_u])} \quad (3)$$

donde I_T es la intensidad con período de retorno T .

El entrecomillado anterior quiere resaltar la conveniencia de precisar cual es exactamente la probabilidad que figura en el denominador de (3) a fin de evitar confusiones.

Siguiendo un desarrollo análogo, la expresión (3) para series anuales queda:

$$T = \frac{1}{P [I \geq I_T : I \text{ es máx. anual}]} \dots T \text{ en años} \quad (4)$$

ya que, en este caso, μ' (= velocidad media de ocurrencia del máximo anual) es, obviamente, igual a la unidad si utilizamos el año como unidad de tiempo. Esa expresión es equivalente a la " $P = 1/T$ " que aparece en el artículo que se comenta.

Conclusiones:

— ¿Qué significa entonces que al sustituir $T = 1$ año en (4), resulte $P = 1$? Significa que $[I > I_1 : I \text{ es máx. anual}]$ es el suceso universal, esto es, en nuestro caso, que $I_1 = 0$. En otras palabras, si trabajamos con series anuales, al analizar el período de retorno 1 año sólo podemos asegurar que la máxima intensidad anual es mayor o igual que cero, esto es, que puede llover o no. De alguna forma, el trabajar con series anuales e

intentar determinar la intensidad de un año de período de retorno es como intentar precisar una longitud de pocos centímetros con un patrón de 1 metro sin divisiones: sólo podemos asegurar que mide algo, que su longitud es mayor que cero metros. En resumen, si se trabaja con series de máximos anuales, no es posible determinar la curva IDF de $T = 1$ año. Nótese que, por las mismas razones, si trabajásemos con series de máximos mensuales, diarios, horarios..., tampoco sería posible determinar la intensidad correspondiente a $T = 1$ mes, 1 día, 1 hora..., respectivamente.

— La expresión (4) no implica que las intensidades predichas por la curva IDF-Fabra de $T = 1$ año deban presentarse siempre, por seco que sea el año. En absoluto, ya que la (4) no es aplicable a esas curvas. En efecto, recordemos que las IDF-Fabra se dedujeron en base a un estudio estadístico sobre series de duración parcial, y no de series anuales. Para su obtención se seleccionaron, de entre todos los registrados en 54 años, los chubascos en que se superó la intensidad umbral de 1 mm/min. Su número resultó ser de 579. Así, la expresión válida es la (3), y el parámetro μ' tiene un valor que puede ser aproximado por (579 ocurrencias de superación del umbral/54 años) 10.72 años. Por todo ello, la expresión que relaciona el período de retorno con la probabilidad durante la deducción de las IDF-Fabra queda:

$$T = 1/(10.72 P [I \geq I_T : I > I_u]);$$

$$P [I \geq I_T : I > I_u] = 1/(10.72 T)$$

por lo que, para 1 año de período de retorno:

$$P [I \geq I_1 : I > I_u] = 1/10.72 = 0.093 < 1$$

es la probabilidad de que la intensidad máxima de un aguacero que supere la intensidad de 1 mm/min supere la de período de retorno 1 año. En el desarrollo de las IDF-Fabra éste es el valor que permite hallar, a través de la previamente calculada distribución de la serie de duración parcial, el valor de I_T para $T = 1$ año; esto es, el valor I_1 citado al inicio.

— Si lo que se desea es obtener la probabilidad de que el máximo anual alcance el valor de la intensidad de $T = 1$ año, bastaría con extraer de los datos disponibles la serie de máximos anuales, obtener su distribución y entrar en ella con I_1 para leer la probabilidad que le corresponde.