

Curvas IDF. Barcelona-Fabra^(*)

Por. R. VÁZQUEZ

Unidad de Saneamiento. Ayuntamiento de Barcelona

A. REDAÑO

y J. LORENTE

Departamento de Física de la Tierra y del Cosmos
Universidad de Barcelona

En hidrología urbana, tanto para el diseño como para el análisis de redes de drenaje pluvial, es esencial el conocimiento de la evolución espacial y temporal de la intensidad de lluvia.

No obstante, las curvas IDF (Intensidad-Duración-Frecuencia) siguen siendo un patrón de referencia importante para los ingenieros implicados en tareas de saneamiento.

En el presente trabajo se ha buscado un ajuste hiperbólico de curvas IDF para períodos de retorno de 1, 5, 10 y 15 años representativas de una estación: la del Observatorio Fabra de Barcelona. La muestra de datos abarca un período de 53 años.

1. INTRODUCCION

Uno de los problemas que suelen presentarse a los ingenieros dedicados a la hidrología urbana, es la incertidumbre que acompaña generalmente a cualquier estudio sobre saneamiento de pluviales, debida a la falta de datos sobre intensidades de lluvia para intervalos temporales menores de una hora, como suelen ser los tiempos de concentración en cuencas urbanas o los «lag time» de los modelos de simulación.

En general no se dispone de una climatología fidedigna de la intensidad de precipitación. Ello se debe por una parte a las dificultades que suelen aparecer en el estudio climatológico de cualquier variable (período insuficiente de datos, falta de homogeneidad en éstos, cambio de situación, de sensores, etc.) y por otra a la escasez de instrumentos precisos de medida de intensidades de precipitación. Ello explica el reducido número de trabajos referidos a la climatología de la intensidad de lluvia en nuestro país.

La precipitación que se registra en zonas de clima mediterráneo, como es el caso de Cataluña, procede con mucha frecuencia de nubes convectivas y por ello se caracteriza por la variación rápida de su intensidad, tanto espacial

como temporalmente. En numerosas aplicaciones, más que los valores máximos de la intensidad «instantánea» de precipitación (siempre difícil de evaluar), interesa conocer si se ha superado una cierta intensidad media durante un intervalo de tiempo dado, es decir, si ha caído un determinado volumen de precipitación en un tiempo inferior a uno considerado crítico.

Bajo este punto de vista, resulta muy útil conocer para un episodio de lluvia, la variación de la cantidad de precipitación caída según el intervalo de tiempo considerado (dentro de la duración total del episodio). El presente trabajo trata de obtener, para la ciudad de Barcelona, la relación entre la intensidad media de precipitación correspondiente al intervalo en que la lluvia es más intensa y su duración. Dicho estudio se ha realizado para las lluvias más importantes, es decir, se han elegido aquellas con períodos de retorno no inferiores a un año.

2. FUENTE Y PROCESADO DE LOS DATOS

En el Observatorio de Fabra de Barcelona se instaló en 1927 un pluviógrafo de intensidad diseñado por el Profesor don Ramón Jardí (Jardí 1921) y construido por la casa Richard, de París, que se ha mantenido en funcionamiento

(*) Se admiten comentarios sobre el presente artículo, que podrán remitirse a la Redacción de esta Revista hasta el 31 de mayo de 1987.

CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

ininterrumpido desde su instalación. El conjunto de bandas obtenidas a los largo de más de cincuenta años de funcionamiento, constituye una fuente de datos probablemente única en su género. El proceso de digitalización ha sido realizado por el grupo de Cátedra de Física del Aire de la Facultad de Física de la Universidad de Barcelona y comprende desde 1927 a 1980, habiéndose publicado ya algunos trabajos referidos a la intensidad de lluvia en Barcelona (Puigcerver et al. 1981, Puigcerver et al. 1983, Puigcerver et al. 1985). Se dispone ahora de ficheros informatizados de datos que contienen en forma matricial las intensidades de precipitación y el instante en que se han registrado. El número de datos es variable de un chubasco a otro, puesto que se graban todos aquellos que permitan reproducir la forma original de la gráfica intensidad-tiempo, registrada en la banda del pluviógrafo Jardí.

Dado nuestro interés en el estudio de las intensidades de lluvia extraordinarias, se elaboró, en primer lugar, un programa con el fin de inspeccionar todos los ficheros de datos y seleccionar aquellos chubascos en los que se superó la intensidad umbral de 1 mm./min. En el período estudiado, que abarca 54 años, se obtuvieron 579 chubascos en los que en algún instante la intensidad fue superior a la umbral.

A partir de estos episodios de lluvia, se calculó, para cada uno de ellos, la cantidad máxima de precipitación recogida en un intervalo de cinco minutos. De esta forma se obtuvo la intensidad media más alta registrada a lo largo del chubasco para ese intervalo de tiempo. Este proceso fue repetido después incrementando en cinco minutos la duración del intervalo, hasta llegar a los 60 minutos. De esta forma, se dispuso de un conjunto de 6.948 intensidades máximas de lluvia registradas en Barcelona en los intervalos de tiempo considerados.

Después de construir los histogramas de frecuencias relativas correspondientes a las intensidades de lluvia para cada intervalo de tiempo, se comprueba que las intensidades pueden ajustarse con muy buena aproximación a una distribución logarítmico-normal; en la tabla I se agrupan los parámetros representativos de cada una de las doce distribuciones ajustadas. La figura 1 muestra los histogramas de frecuencias correspondientes, así como las curvas obtenidas a partir de las funciones de distribución.

3. CURVAS DE INTENSIDAD-DURACION-FRECUENCIA

A partir de las distribuciones de intensidad de lluvia obtenidas, se han determinado, para ca-

TABLA I

minutos	m_y	σ_y	i_1	i_2	i_5	i_{10}	i_{15}
5	-0.0801	0.517	1.826387	2.209123	2.705427	3.110706	3.361542
10	-0.3188	0.533	1.469261	1.787653	2.203043	2.544031	2.755778
15	-0.5344	0.562	1.230523	1.513244	1.886192	2.195258	2.388343
20	-0.7215	0.586	1.053396	1.306913	1.644407	1.926297	2.103284
25	-0.8795	0.607	0.924723	1.156173	1.466766	1.727974	1.892691
30	-1.01887	0.623	0.821587	1.033288	1.319117	1.560759	1.713645
35	-1.1457	0.63	0.730445	0.921032	1.179039	1.397660	1.536181
40	-1.2552	0.635	0.659020	0.832501	1.067799	1.267504	1.394171
45	-1.3548	0.637	0.598122	0.756128	0.970600	1.152749	1.268328
50	-1.4481	0.638	0.545561	0.689936	0.885980	1.052533	1.158238
55	-1.5324	0.639	0.502118	0.635230	0.816049	0.969717	1.067265
60	-1.6094	0.641	0.466134	0.590142	0.758721	0.902081	0.993123

distribución lognormal o de Galton función de densidad $p(i) = \frac{1}{i \sigma_y \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln i - m_y)^2}{2\sigma_y^2}\right)$;

m_y = media de los neperianos de i

σ_y = desviación standard de los neperianos de i

i_j = intensidad para período de retorno J

CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

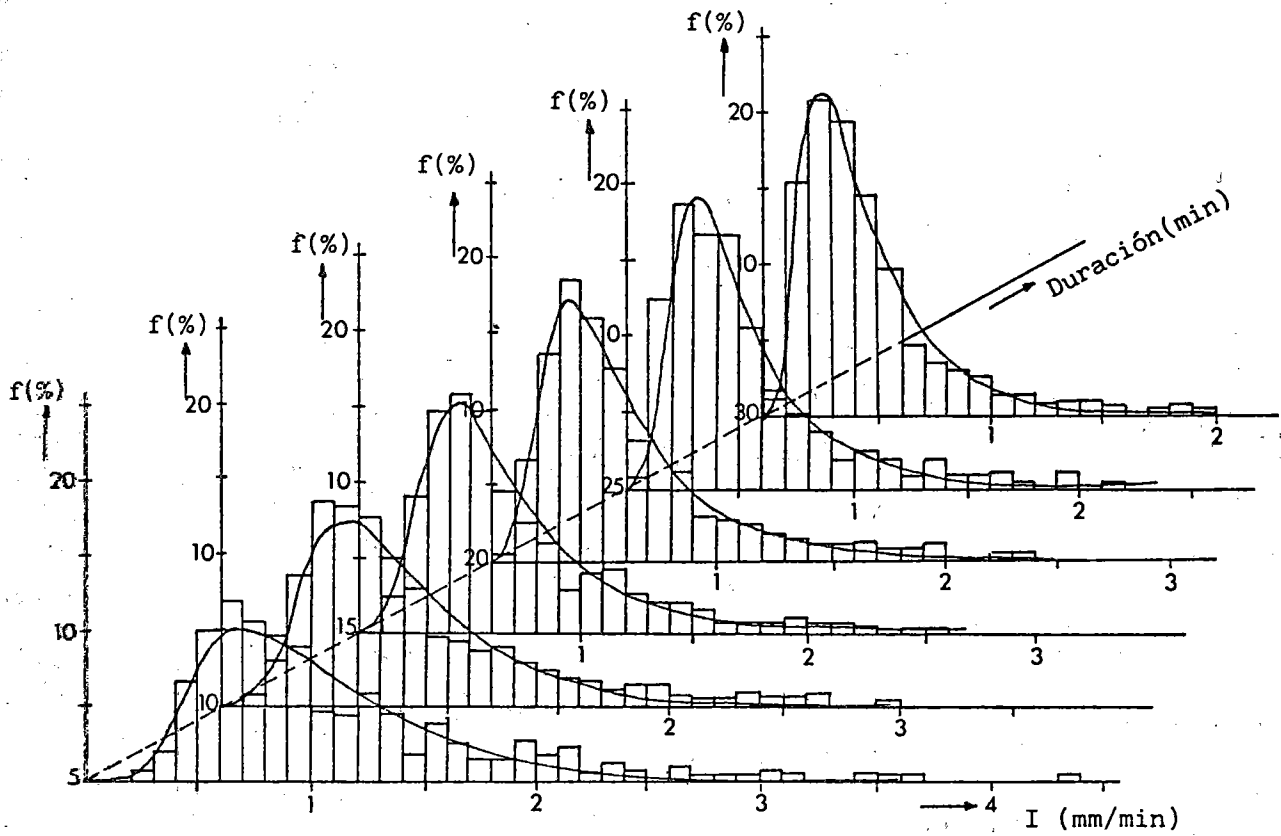
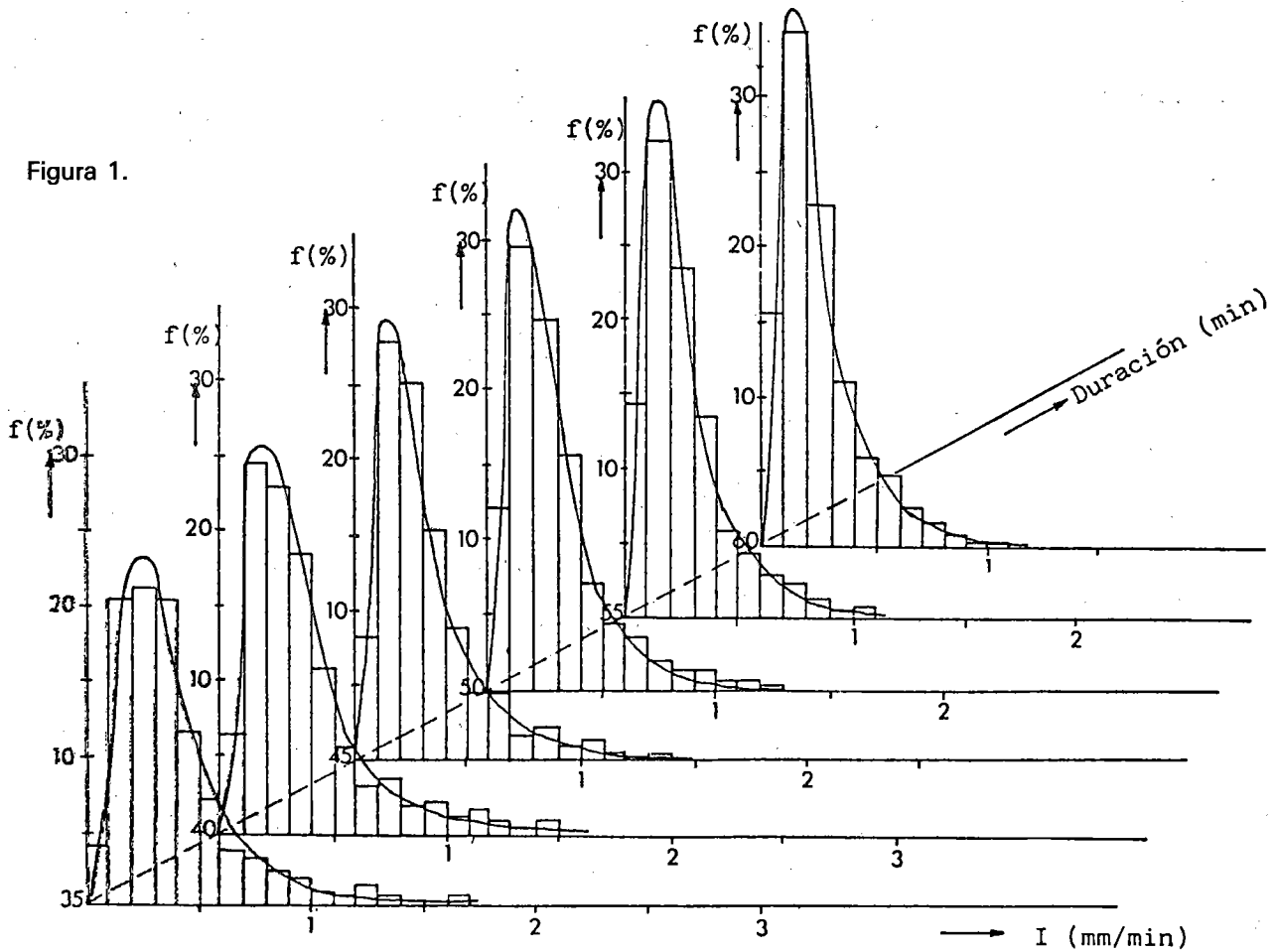


Figura 1.



CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

da uno de los intervalos de tiempo considerados, las intensidades medias de precipitación con períodos de retorno de 1, 5, 10 y 15 años. Los resultados se presentan en la tabla I y a partir de ellos, fijado el período de retorno, se puede buscar el mejor ajuste entre las intensidades medias y el tiempo a las que están referidas. Las curvas así obtenidas se conocen como curvas de intensidad-duración-frecuencia (abreviadamente I.D.F.). Dado el carácter episódico de los procesos de precipitación, con la intensidad media tendiendo a cero al crecer monótonamente el tiempo, son adecuados los ajustes a funciones del tipo

$$I = a t^b \quad (b < 0) \quad [1]$$

$$I = \frac{f}{g + t} \quad [2]$$

donde I es la intensidad media de precipitación correspondiente al intervalo de tiempo t. En este trabajo se han realizado los ajustes a estas funciones, proporcionando unos valores de las constantes que, juntamente con los respectivos coeficientes de correlación, se presentan en la tabla II. La función que ha presentado siempre un mejor ajuste es la (2), una hipérbola frecuentemente utilizada (Gaspar, 1974; Niemczynowicz, 1981; Cheng-lung-Chen, 1983) y conocida como curva de Talbot.

TABLA II

TALBOT $i = f / (g + t)$ Período de retorno	f	g	correlación
1	36.328	14.801	0.9999311
2	46.886	16.177	0.9999286
5	61.683	17.804	0.9999124
10	74.624	19.031	0.9998937
15	82.998	19.754	0.9998808
MONTANA $i = a \cdot t^b$ Período de retorno	a	b	correlación
1	5.319	0.569	0.9947766
2	6.199	0.584	0.9950551
5	7.299	0.526	0.9953169
10	8.166	0.510	0.9954763
15	8.632	0.502	0.9955578

Por último vamos a exponer en este apartado la relación obtenida entre la intensidad me-

dia de lluvia y el período de retorno escogido. En la tabla III se relacionan, para cada una de las doce duraciones estudiadas, cinco valores de intensidad media, que se ajustan a una función del tipo.

$$I = m + n \ln T \quad [3]$$

TABLA III

minutos	m	n	correlación
5	1.803	0.571	0.9996
10	1.446	0.479	0.9996
15	1.204	0.433	0.9995
20	1.025	0.394	0.9994
25	0.895	0.364	0.9993
30	0.791	0.337	0.9992
35	0.702	0.304	0.9992
40	0.632	0.278	0.9992
45	0.574	0.253	0.9991
50	0.523	0.232	0.9991
55	0.481	0.214	0.9991
60	0.446	0.199	0.9991

4. CURVAS I.D.F A PARTIR DE LA ESTADÍSTICA DE EXTREMOS

Es tradicional la aplicación de la estadística de extremos en pluviometría, por la comodidad que ello representa al trabajar con un número de datos más reducido. De los mencionados 579 chubascos, se han determinado las intensidades máximas anuales relativas a cada una de las duraciones. A partir de ellas se han calculado los parámetros α y ν que aparecen en la función de distribución de Gumbel dada por

$$F(I) = \exp. (- \exp. (- \alpha (I - u))) \quad [4]$$

en la que I es la intensidad de lluvia. En la tabla IV se presentan los resultados deducidos, una vez establecidas las probabilidades de superación en función del período de retorno.

CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

TABLA IV

minutos	parámetros		Intensidades			
	α	u	$T_R 2$	$T_R 5$	$T_R 10$	$T_R 15$
5	1.776	1.846	2.052369	2.690560	3.113098	3.351491
10	2.393	1.495	1.648160	2.121803	2.435395	2.612322
15	2.65	1.259	1.397306	1.825015	2.108185	2.267963
20	2.836	1.084	1.213235	1.612892	1.877500	2.026789
25	2.995	0.96	1.082374	1.460814	1.711374	1.852738
30	3.233	0.851	0.964366	1.314946	1.547061	1.678018
35	3.634	0.761	0.861856	1.173751	1.380253	1.496760
40	4.07	0.689	0.779052	1.057535	1.241915	1.345941
45	4.585	0.628	0.707937	0.955140	1.118810	1.211152
50	5.116	0.577	0.648640	0.870186	1.016868	1.099625
55	5.638	0.531	0.596007	0.797041	0.930142	1.005237
60	6.145	0.493	0.552644	0.737091	0.859211	0.928110

En la tabla Va se muestra la correlación entre los valores Gumbel y Galton. Se constata una máxima correlación para período de retorno de 5 años, aunque, tal como se ve en la tabla Vb, Gumbel de valores inferiores que Galton, sobre todo para cinco minutos y dos años de período de retorno, donde la diferencia se sitúa en un 7.9 por 100.

La tabla Vb parece indicar, por la evolución de valores, que no es cierto que a medida que aumenta el período de retorno los valores Gumbel y Galton se aproximen. Ello podría deberse

TABLA Va

T	a	b	R
2	0.0385	0.9033	0.9968
5	0.0026	0.9812	0.9988
10	-0.0252	0.9917	0.9979
15	-0.0480	0.9916	0.9975

$$G_u = a + b G_a$$

TABLA Vb

T	5 min.	60 min.
2	0.9207	0.9685
5	0.9822	0.9846
10	0.9836	0.9638
15	0.9773	0.9433

Valores de G_u/G_a

En ambas tablas:

G_u : intensidades según Gumbel.

G_a : intensidades según Galton.

a la pérdida de información que tiene lugar al elegir únicamente máximos anuales; los valores muy altos (segundos máximos, terceros, etc.) despreciados, suponen una pérdida de datos importante pues las colas de distribución (que es la zona donde se encuentran) son muy sensibles a los decrementos de información. Se sigue de esta sucinta visión, que hay que ser extremadamente cauto en el tipo de tratamiento estadístico sobre la base de datos de que se dispone. Esta muestra de Barcelona-Fabra, con sus 53 años registrados, nos permitirá en un futuro artículo discutir la cuestión: el objeto final de la misma será analizar el riesgo asumido en previsiones multiseculares basadas en muestras que apenas llegan a 100 años de espectro.

5. COMENTARIOS SOBRE EL PERIODO DE RETORNO

5.1 Series de duración parcial y series anuales

Denominamos series anuales aquellas en que de una serie de años seleccionamos únicamente un valor extremo por año.

Denominamos series de duración parcial aquellas en que de una serie de años escogemos todos aquellos valores que superan un valor umbral, el cual se suele fijar de modo que todos los años presenten como mínimo un valor que supere o iguale el valor umbral. En este trabajo se escogió una intensidad umbral de 1

mm/min., lo que produjo 579 chubascos cuyas intensidades sobrepasaron el valor del umbral. Téngase en cuenta que al citar intensidades nos referimos a intensidades medias máximas en intervalos temporales de 5, 10, 15 ...60 minutos para cada chubasco.

Con ellas se realizó un ajuste lognormal. Posteriormente se hizo un ajuste de Gumbel, utilizando por tanto, las intensidades máximas anuales relativas a cada una de las duraciones.

El período de retorno de un suceso de determinada magnitud, se define como el tiempo medio que existe entre sucesos que presentan esa magnitud. Es un término probabilístico que no contiene inferencia de periodicidad.

Se puede demostrar teóricamente que en el supuesto de que los valores pico (aquellos que superan el valor umbral) se presenten según un proceso de Poisson, el tiempo que, por término medio, transcurre entre dos sucesos consecutivos de magnitud y_0 es

$$E(\tau) = \frac{1}{\lambda p(y_0)} \quad [5]$$

$E(\tau)$: tiempo medio.

λ : número medio de valores pico por unidad de tiempo.

$P(y_0)$: probabilidad que tiene de ser superado el valor y_0 .

Generalmente la magnitud Y_0 se denomina valor de diseño.

En series anuales, λ vale 1, siendo que tomamos siempre como unidad temporal el año. En ellas es cierto que

$$E(\tau) = T_R = \frac{1}{p(y_0)} \quad [6]$$

Ese valor es el tiempo promedio que tarda en ser superado y_0 , pero con carácter de máximo anual, no con carácter general, pues para el hidrólogo tiene más interés conocer la frecuencia de aparición de un valor, sea con carácter de máximo anual o sin él.

Del ajuste lognormal hemos deducido los valores correspondientes a cada período de retorno, teniendo presente que

$$\lambda = \frac{579}{54} = 10.72 \text{ picos/año.}$$

Es decir, si se mantiene fija la definición tradicional (por el uso corriente de series anuales) dada en (6), debemos tomar períodos de retorno ficticios

$$T_{RF} = \lambda^* T_R \quad [7]$$

cuando busquemos un valor de período de retorno T_R en una serie de duración parcial.

En el ajuste lognormal presentado anteriormente, cuando buscábamos el valor del período de retorno 10 años, p. ej., debíamos ir a encontrar el valor de probabilidad acumulada

$$1 - \frac{1}{10.72 \times 10}$$

La obtención del valor correspondiente a un determinado período de retorno se realiza empleando el factor de frecuencia K, por extensión de la conocida expresión para distribuciones normales

$$X = m + K\sigma$$

donde

X: valor de frecuencia fac.

m: media de la distribución.

σ : desviación típica.

K: factor de frecuencia correspondiente a fac. que adapta a distribuciones lognormales se transforma en

$$x = \exp. (m + K\sigma) \quad [8]$$

siendo m y σ la media y desviación típica de la distribución de logaritmos de x.

Los factores de frecuencia obtenidos se muestran en la tabla VI

TABLA VI

T_R	T_{RF}	$P(Y_0)$	K
1	10.72	0.9067	1.320
2	21.44	0.9533	1.688
5	53.61	0.9813	2.080
10	107.22	0.9906	2.350
15	160.83	0.9938	2.500

5.2 Representatividad práctica del período de retorno

Asumiendo el concepto tradicional de que siendo p la probabilidad de superación de un va-

CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

lor, p está relacionada con el período de retorno T mediante

$$p = \frac{1}{T} \quad [9]$$

entonces la probabilidad q de no aparecer en un año será

$$q = 1 - \frac{1}{T}$$

y la probabilidad de no aparecer en TFSF años

$$Q = \left(1 - \frac{1}{T}\right)^{TFSF}$$

por lo que la probabilidad de que aparezca una o más veces en TFSF años será

$$R = 1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^{TFSF} \quad [10]$$

valor que denominamos riesgo de fallo. En la tabla VII se dan los valores de T (período de retorno de diseño) necesario para tiempos de funcionamiento sin fallos (TFSF) con diferentes riesgos de fallo admisibles.

Es bastante común no meditar el error que se comete al tomar un determinado período de retorno. Incluso los técnicos no especializados consideran el período de retorno como algo análogo al de tiempo de funcionamiento sin fallos (TFSF).

Si el parámetro estadístico T , período de retorno de diseño, lo igualamos a TFSF, tal como se sobreentiende en muchas ocasiones, resulta un riesgo

$$R = 1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^T$$

por lo que el riesgo implícito para diferentes períodos de retorno de diseño, T , sería:

T	2	5	10	15	50	100
R	0.750	0.672	0.651	0.645	0.636	0.634

El límite de R se obtiene según

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(1 - \left(\frac{1}{T}\right)\right)^T = \frac{1}{e}$$

$$R \rightarrow 1 - \frac{1}{e} = 0.632 \quad [11]$$

En hidrología urbana, el dominio de elección de T oscila entre 2 y 15 años, siendo $T = 10$ un valor usual. Pues bien, existe un riesgo del 65 por 100, en todas las previsiones hechas sin esta reflexión sobre el TFSF, de que la obra proyectada no cumpla correctamente su función drenante; es decir, un 65 por 100 de probabilidades de que al menos se presente una vez como mínimo, antes de los 10 años, el valor que por promedio se presenta cada 10 años.

TABLA VII
VALOR DE LOS PERIODOS DE RETORNO DE DISEÑO

RIESGO	TFSF							
	1	2	5	10	20	25	50	100
0,99	1,01	1,11	1,66	2,71	4,86	5,95	11,4	22,2
0,95	1,05	1,29	2,22	3,86	7,16	8,85	17,2	33,9
0,90	1,11	1,46	2,71	4,86	9,19	11,4	22,2	45,9
0,75	1,33	2,00	4,13	7,75	14,9	18,6	36,6	72,6
0,50	2,00	3,41	7,73	14,90	29,40	36,60	72,6	145,0
0,33	3,00	5,45	12,90	25,20	49,90	62,10	124,0	247,0
0,25	4,00	7,46	17,90	35,30	70,00	87,30	174,0	348,0
0,20	5,00	9,47	22,90	45,30	90,10	113,00	225,0	449,0
0,10	10,00	19,50	48,00	95,40	190,00	238,00	475,0	950,0
0,05	20,00	39,50	98,00	195,00	390,00	488,00	975,0	1.950,0
0,02	50,00	99,00	248,00	495,00	990,00	1.238,00	2.476,0	4.951,0
0,01	100,00	199,50	498,00	995,00	1.990,00	2.488,00	4.977,0	9.953,0

De YEN, B.C. 1971. Proc ASCE, Vol 96, N.º HY4, pp. 959-966

6. RIESGO

La elección del período de retorno es una cuestión muy delicada que debe contar, además del ingeniero, con las autoridades.

Debe ser quien se responsabiliza públicamente de mantener y mejorar los niveles de vida de la población, quien fije cada cuánto es permisible una inundación por mal funcionamiento de una red de alcantarillado. El ingeniero puede presentar cuantos informes sean necesarios sobre análisis de costos y riesgos asumidos con diferentes «escenarios» y aconsejar unos períodos de retorno, pero la decisión sobre el tiempo de funcionamiento sin fallo y el riesgo a asumir es una decisión política. Dicha decisión podría venir en un futuro cubierta por unas recomendaciones ministeriales, obligada por una instrucción estatal, o reglamentación municipal (para el drenaje urbano), o ser fruto de una voluntad corporativa o personal de quien o quienes están investidos de la autoridad para decidir sobre temas de interés público.

En la ciudad de Barcelona se ha tomado tradicionalmente un período de retorno de 10 años. La intensidad media máxima que se produce en un intervalo de 20 minutos, es un parámetro muy usual para estimaciones locales de capacidad.

Mediante (3) relacionamos intensidad con período de retorno.

Supongamos que el caudal que se presenta en un punto se estima por el método racional

$$Q = c \cdot A \quad [12]$$

y que la red está constituida por tubos, con lo que el diámetro requerido para desaguar un caudal Q será

$$D = \left(\frac{Q}{24 \cdot j^{1/2}} \right)^{3/8} \quad [13]$$

supuesta una pendiente j y un n de Manning de 0,013. Entrando 12 en 13, tendremos

$$D = H \cdot c^{3/8} \quad [14]$$

H = cte. característica; H = (c, A, j, n)

Si en lugar de período de retorno, hablara-

mos de tiempo de funcionamiento sin fallos, TFSF, de 10 años, con un riesgo R, la curva de intensidad VS. período de retorno para 20 minutos de duración se expresará

$$i = m + n \ln \frac{TFSF}{R} \quad [15]$$

dado que

$$\begin{aligned} R &= 1 - \left(1 - \frac{1}{T} \right)^{TFSF} = \\ &= 1 - \left[\left(1 - \frac{1}{T} \right)^T \right]^{\frac{TFSF}{T}} \approx 1 - \\ &\quad - \exp. \left(- \frac{TFSF}{T} \right) \end{aligned}$$

que se puede aproximar como

$$R \approx \frac{TFSF}{T} \quad [16]$$

Por simple sustitución en las fórmulas desarrolladas, la relación de diámetro requerido para diferentes asunciones de riesgo, dado el mismo TFSF, será

$$\frac{D}{DN} = \left(\frac{i}{i + n \ln \frac{R}{RN}} \right)^{3/8} \quad [17]$$

Partiendo del riesgo que se tiene para $T_1 = TFSF = 10$, que es R, y supuesta diseñada la red para ese período, lo que implica diámetros D, esta fórmula nos da el incremento exigido de diámetro en el caso de querere reducir el riesgo a RN.

RN/R	1	0.75	0.50	0.25	0.10
DN/D	1	1.021	1.137	1.252	1.519

Los más de 1000 km. de la red de Barcelona suponen una infraestructura de unos 70.000 millones de pesetas, es decir, por término medio 70.000 pts/m. El período de amortización de una red de alcantarillado se estima en unos 80 años, antes de comenzar la fase de rehabilitación.

Es decir que la red «cuesta» 8.750 pts/ml. por cada período de 10 años.

CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

Si hubiese diseñado para un riesgo menor, habría habido un incremento de coste estimado, por metro lineal de

$$\Delta C = (DN/D - 1) \times 0.70 \times 8.750 \quad (18)$$

Es difícil estimar el coste de mal funcionamiento de la red, pero aventuraremos unas cifras:

Desglosamos el coste en servicios especiales del Cuerpo de Bomberos, pérdidas de tiempo útil por movilidad restringida y pérdidas por daños.

- Los servicios especiales de bomberos suponen, como promedio para el municipio de Barcelona, y para un desbordamiento de período de retorno de 10 años unos 20 millones de pesetas.
- Los vehículos en movimiento en un día medio en Barcelona son alrededor de 600.000. Supuestos cuatro viajes al día, unos 125.000 vienen sometidos a la eventualidad del retraso medio de una hora por inundación de calles, ya que en el plazo de unas cuatro horas suelen resolver los problemas críticos. Su puesto el precio de una hora a 1.000 pts., ello implica 125 millones de pesetas.
- Las pérdidas por daños estimados en unos 200 millones de pesetas, en base a estimaciones de concejalías de distrito, siendo esta cifra bastante controvertida. La opinión personal es de que es mayor, pero por cautela la fijamos en el valor citado.

En total 345 millones de pesetas, lo que supone una repercusión de 345 ptas. por metro lineal de red.

Tomando como punto de partida la situación actual, resulta que si quisiéramos movernos a una planificación de menor riesgo, ese nuevo riesgo implicaría menos gastos por mal funcionamiento y más gastos de inversión para cubrir el incremento de protección.

Económicamente, la decisión de movimiento a una tasa de riesgo menor vendrá justificada por la minimización del coste total: coste por mal funcionamiento (CMF) más coste por incremento de inversión

$$CT = \text{Coste total} = \frac{RN}{R} CMF +$$

$$+ \left(\frac{DN}{D} - 1 \right) \times 0.70 \times 8.750 \quad [19]$$

Substituyendo valores, para dejar todo en función de $\frac{RN}{R}$ y derivando respecto a este cociente e igualando a 0 para obligar a un mínimo, tenemos

$$464 \left(1 + 0.202 \ln \frac{R}{RN} \right)^{-5/8} - \frac{CMF}{\frac{RN}{R}} = 0 \quad [20]$$

De esta ecuación podemos obtener la variación de CMF en función de $\frac{RN}{R}$:

ajustando por mínimos cuadrados llegamos, con correlación 0.9999, a que una buena expresión es:

$$CMF = 466 \left(\frac{RN}{R} \right)^{-0.87} \quad [21]$$

curva que se muestra en la figura 2 y que denominamos «desincentivación para el alcantarillado».

Siendo en Barcelona $CMF = 345$, se podría incluso permitir una movilización a riesgos mayores (del orden del 91 por 100), para llegar al óptimo estrictamente económico. Ello supone, en otros términos, que el equilibrio económico se encuentra en un diseño para períodos de retorno tradicional de 11 años, o un tiempo TFSF de 7 años con riesgo de 0.65.

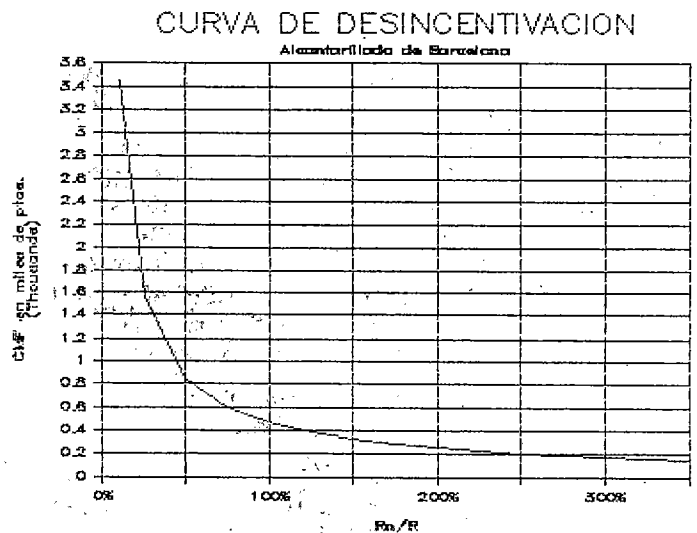


Figura 2.

CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

Sólo estarían cubiertos con seguridad del 90 por 100 (riesgo 0.10) lapsos algo mayores de un año.

La inundabilidad cuasianual de Barcelona vendría a corroborar esta tendencia apuntada al equilibrio, pues la realidad es que no se cubre, actualmente, ni siquiera el período de 10 años con riesgo de 0.65, y sí que existe, por lo menos localmente, una siniestralidad como mínimo bianual.

7. CONCLUSIONES

Los datos utilizados corresponden a un único punto de medida: el Observatorio Fabra de Barcelona.

Dada la fuerte dependencia de la precipitación de las condiciones locales, las curvas IDF-Fabra no se pueden generalizar a toda la ciudad de Barcelona, sobre todo si se tiene en cuenta la peculiar geografía de esta zona, con el mar a un lado y la sierra litoral al otro (aparte de las posibles influencias urbanas). Los resultados cuantitativos deben considerarse, por tanto, provisionales. Para obtener valores más representativos, en 1982 se inició la instalación en Barcelona de una red de pluviómetros de intensidad, con registro automático. En la actualidad ya son 15 el número de instrumentos instalados y se piensa llegar a 30 al incluir también los municipios adyacentes (área Metropolitana de Barcelona).

Se supone que los procesos naturales analizados son estacionarios en tiempo histórico; por lo menos en el tiempo histórico que compete al hidrólogo urbano, parece que puede ser válida la premisa. No obstante, el impacto climático de la instalación urbana puede introducir cambios a microescala, relacionables con la densidad de urbanización, que sí que podrían llegar a afectar a la decisión del ingeniero.

Este aspecto también se está estudiando por los autores del presente trabajo, y aún no se pueden avanzar resultados.

El efecto invernadero es un factor controvertido que podríamos clasificar entre los posibles alteradores de la estacionariedad del proceso natural estudiado.

El estudio de riesgo pone de manifiesto un aspecto que ya es conocido por los ingenieros municipales: la inversión en alcantarillado no es «vendible» económicamente, salvo en los casos excepcionales (CMF altos). La curva de desincentivación muestra que, a la izquierda de $RN/R = 1$, una actuación de reducción de riesgo sólo viene justificada por costes de mal funcionamiento crecientes con una gran pendiente en la curva. Es decir, sólo un aumento espectacular de pérdidas por siniestro, moverían a la decisión económica de reducción de riesgo, o sea, de aumento de capacidad de la red de alcantarillado.

Es ocasión esta, para insistir en que tanto el tiempo de funcionamiento sin fallos, como el nivel de riesgo a asumir, son variables de diseño a fijar por instancias superiores al ingeniero.

En el Servicio de Planeamiento de la Unidad de Saneamiento del Ayuntamiento de Barcelona, se proponen las curvas IDF para un riesgo de 0,5, en una actitud de «cara o cruz», da-

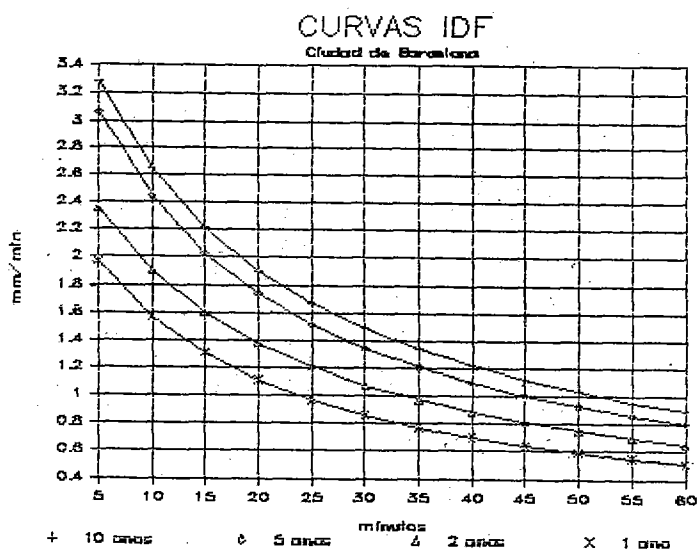


Figura 3.

$i = \frac{a}{b + t}$	TFSF	a	b
	10 años	68.03	15.67
	5 años	59.88	14.49
	2 años	49.75	16.09
	1 año	38.33	14.46

Riesgo asumido: 0.50

Aproximación según TALBOT

CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

CURVAS IDF-BARCELONA (provisionales) Riesgo: 0.50

min.	i ₁₀	i ₅	i ₂	i ₁
5	3.287930	3.069886	2.357210	1.969681
10	2.646507	2.442354	1.905291	1.567048
15	2.214495	2.027834	1.598777	1.301086
20	1.903732	1.733604	1.377217	1.112304
25	1.669456	1.513938	1.209591	0.971363
30	1.486522	1.343679	1.078342	0.862123
35	1.339719	1.207844	0.972787	0.774969
40	1.219306	1.096951	0.886055	0.703819
45	1.118753	1.004709	0.813523	0.644635
50	1.033521	0.926776	0.751967	0.594632
55	0.960356	0.860063	0.699071	0.551828
60	0.896866	0.802309	0.653128	0.514773

do que en ese nivel de riesgo ya nos hemos alejado del óptimo económico comentado y es difícil, bastante lejos del rango económico, decidir si es mejor un riesgo 0.6 ó un riesgo 0.4 por decir dos cifras, (recuérdese que el óptimo económico se encontraba en un riesgo del 0.9). En caso de que estimaciones más fiables de CMF bajasen el riesgo que produce un óptimo económico, no es de esperar que se produjese más de 0.5, a la vista del aspecto de la curva de desincentivación.

Por otro lado, estos valores IDF, en concreto los correspondientes a 10 años, se emplearán para la generación del hietograma sintético que servirá para el rediseño de la red de alcantarillado, el cual se hará en la hipótesis de lámina libre. Quiere decirse que la capacidad de funcionamiento en carga ofrecerá un margen supletorio de seguridad de la red.

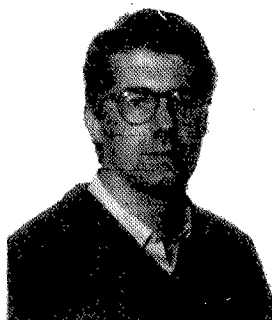
En la figura 3 ofrecemos las curvas IDF provisionales en base a lo comentado en este último artículo, las cuales tienen carácter provisional en tanto no se investigue el abatimiento espacial y los datos puntuales de otras estaciones.

BIBLIOGRAFIA

- CHENG-LUNG-CHEN, M., 1983: «*Rainfall Intensity-Duration-Frequency*». Journal of Hydraulic Engineering, 109, 12.
- GASPAR, S., 1974: «*Evaluation des pluies exceptionnelles en Belgique*». Centre Belge d'Etude et Documentation des Eaux 365, 210-216.
- GUMBEL, E. J., 1958: «*Statistics of Extremes*». Columbia University Press.
- JARDI, R., 1921: «*Un pluviógraf d'intensitats*». Notes d'estudi del Servei Meteorologic de Catalunya, 1, 2, 3-10.
- KETE, G. W., 1985: «*Frecuency and risk analyses in hydrology*». Water Resources Publications. Littleton, Colorado. USA.
- MARTIN JADRAQUE, V., 1974: «*Estadística y simulación aplicadas a la ingeniería civil*». Centro de perfeccionamiento Profesional y Empresarial. Colegio de Ingenieros de Caminos. Madrid.
- NIEMCZYNOWICZ, J., 1982: «*Areal Intensity-Duration-Frequency Curves for Short-Term Rainfall in Lund*». Nordic Hydrology, 4, 193-204.
- PUIGSERVER, M., S. ALONSO y L. MERCADER, 1981: «*Radioenlaces: Resultados estadísticos preliminares de intensidad de lluvia en Barcelona*». Mundo Electrónico, 103, 131-136.
- PUIGSERVER, M., S. ALONSO, J. LORENTE y E. VILLAR, 1983: «*Long-term precipitation rate statistics for north-east of Spain*». Electronic Letters, 19, 4, 129-130.
- PUIGSERVER, M., S. ALONSO, M.C. LLASAT, A. REDAÑO y E. VILLAR, 1985: «*Preliminary statistical aspects of rainfall rates in the north-east of Spain*». Journal of Theoretical and Applied Climatology. (En prensa).
- VAZQUEZ, R., et al. 1984: «*Estudio de la Pluviometría de Barcelona*». Inédito. Publicación interna del Ayuntamiento de Barcelona.
- VIDAL, J. M. y M. POTAU, 1951: «*Intensidad de las lluvias en Barcelona*». Servicio Meteorológico Nacional, Serie D, 11.
- VILALTA, A., 1963: «*Los caudales de avenida en las zonas del Levante Español*». Boletín informativo del Instituto de Ingenieros Civiles de España, 60, 34-39.
- YEN, B. C., 1971: «*Risk in Hidrologic Design of Engineering Proyects*». Proc. ASCE, Vol. 96, No HY4, pp. 959-966.

CURVAS IDF. BARCELONA-FABRA

Ramón Vázquez

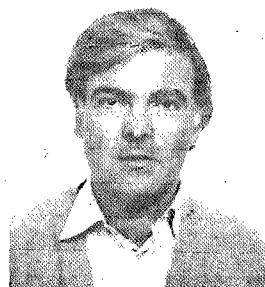


Ingeniero de Caminos por la Universitat Politècnica de Catalunya. Promoción 1979. Num. col. 6624.

Funcionario del Ajuntament de Barcelona desde 1981, como ingeniero de la Unitat Operativa de Sanejament (Saneamiento). Jefe del Proyecto MIRAB (Modelo Informático de la Red de Alcantarillado de Barcelona).

Doctorado bajo la dirección de M. Desbordes de la Universidad de Montpellier con la tesis «Orientación sobre las previsiones a tener en cuenta en los servicios Municipales de Alcantarillado» y codirección de Rafael Mujeriego del Departamento de Ingeniería Sanitaria de la Escuela de Caminos de Barcelona. Corredactor de la norma en fase de borrador sobre el diseño de redes de alcantarillado promovida por la AEAS (Asociación Española de Abastecimiento y Saneamiento). Proyectista de la infraestructura de drenaje de la Villa Olímpica de Barcelona para los juegos del 92.

Jerónimo Lorente Castello



El Dr. Lorente es Profesor Titular de Física Atmosférica en el Departamento de Física de la Tierra y el Cosmos de la Universidad de Barcelona, donde imparte las clases de Meteorología Física. Sus principales líneas de investigación pertenecen al campo de la Climatología Urbana. Ha sido el iniciador en España del método heliofotométrico de determinación de la turbiedad at-

mosférica. Ponente de los seminarios del Centro Internacional de Formación Ambiental (CIFCA), ha participado en numerosos congresos sobre Energía Solar y Medio Ambiente. Miembro del equipo de proyecto de la Red Radiométrica de Barcelona en el diseño e instalación de la red pulviométrica urbana y en el estudio de la estructura fina de la precipitación así como en la investigación de las características de la capa límite urbana mediante la técnica de radiosondeo por globo cautivo.

Angel Redaño Xipell



Angel Redaño es profesor del Departamento de Física de la Tierra y del Cosmos de la Universidad de Barcelona desde 1983. Su labor investigadora se inició con el estudio de la turbiedad atmosférica en relación con el viento. Actualmente está dedicado a la investigación de la intensidad de precipitación. Es el responsable técnico del funcionamiento de la red pluviométrica ur-

bana de Barcelona. Es miembro del equipo de investigación del proyecto «Intensidad de lluvias y su efecto sobre la propagación de microondas a 12-20-30 GHz emitidas por el satélite L-SAT y estaciones terrenas», financiado por la Comisión Asesora de Investigación Científica y Técnica.
