

Relación intensidad-duración-recurrencia de lluvias máximas: enfoque a través del factor de frecuencia - caso lognormal

Gabriel Caamaño Nelli
Carlos Marcelo García

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
Centro de la Región Semiárida
Instituto Nacional del Agua y del Ambiente, República Argentina

*Los parámetros para establecer las dimensiones de gran parte de las obras hidráulicas se obtienen de avenidas de proyecto, cuya determinación estadística se ve casi siempre obstaculizada, por carecerse de series de caudal de longitud suficiente. Esto demanda hacer una simulación a través de modelos lluvia-descarga. Reemplazar caudal por lluvia reduce el problema, pero no lo elimina, porque las series pluviográficas largas, aunque más comunes que las hidrométricas, son también escasas. De ahí la necesidad de utilizar regionalmente la información que aportan las redes pluviométricas, por lo general mucho más densas. Con ese criterio, se desarrolla aquí una relación **i-d-T**, entre la intensidad **i**, la duración **d** y el periodo de retorno **T**, que cumple con dos condiciones básicas: Prevé su transferencia analítica desde el pluviógrafo en que se originó hasta la red pluviométrica asociada y preserva el fundamento de los métodos estadísticos y la practicidad de los empíricos habituales para tal fin. La propuesta se sustenta en el concepto de factor de frecuencia, la estimación algebraica de la función de densidad de probabilidad de la intensidad y la inclusión, racional y simultánea, de la duración de la lluvia. El procedimiento se plantea para el caso lognormal, pero los criterios adoptados pueden hacerse extensivos a otros tipos de distribución de la intensidad. Su aplicación sobre siete pluviógrafos permite deducir, por extensión, la relación i-d-T en 141 estaciones pluviométricas, abarcando una región de 165.321 km² en la República Argentina. Se incluye un ejemplo que evidencia la objetividad y sencillez de la técnica de transposición. Los resultados muestran que la sensibilidad a la longitud de la serie y los errores aleatorio y sistemático medios son menores en el modelo propuesto que en los convencionales, aun cuando no siempre se cumple la hipótesis lognormal. En vista de ello, la conclusión general es que se ha logrado un mecanismo potente para fijar parámetros locales de diseño de obras hidráulicas de carácter regional.*

Palabras clave: Hidrología estadística, tormentas de diseño, análisis regional, transposición, relaciones i-d-T, factor de frecuencia, función de distribución lognormal.

Introducción

La necesidad de avenidas de proyecto –para diseñar obras, estimar erosión de suelos o prevenir daños por inundación– choca casi siempre con la insuficiencia estadística de los registros y lleva a evaluar indirectamente el caudal mediante modelos lluvia-descarga, alimentados por tormentas hipotéticas críticas.

Si bien incluyen otros componentes, esas avenidas de diseño parten de un vínculo esencial entre los principales rasgos de la lluvia: la función *i-d-T*. Puesto que la probabilidad de ocurrencia de un chubasco dado está condicionada por la persistencia de éste, el pro-

blema consiste en identificar el algoritmo que relaciona tres variables: la intensidad, $i_{d,T}$, la duración, d , y el periodo de retorno, T .

Reemplazar caudal por intensidad de lluvia reduce el problema pero no lo elimina, ya que las series pluviográficas largas también escasean, aunque menos que las hidrométricas. Por ello interesa transponer regionalmente la *i-d-T* (entendiendo por región, en este contexto, un área del orden de los 100,000 km²), y existen diversos criterios para hacerlo (Caamaño Nelli *et al*, 1995). El que aquí se propone, denominado *zonalización*, centra la atención en vincular paramétricamente la función dato de estaciones pluviográficas con las

de la red pluviométrica (incógnita), en pos de una transferencia racional.

Para tal fin, la región se divide en zonas asociadas a cada pluviógrafo, según variaciones de lluvia media anual, ubicación y altitud. Al transferir la función a un puesto pluviométrico, sus parámetros sufren (a diferencia de la extrapolación clásica) una alteración debida a la peculiaridad climática de cada lugar. Para reflejar ese efecto, es necesario que los componentes locales estén explícitos en la ecuación i-d-T. Las metodologías convencionales, sean estadísticas o empíricas, no cumplen esa condición.

Las primeras ligan intensidad y retorno mediante una *fdp* (función de densidad de probabilidad). Modelar cada relación i-T por separado permite que las curvas (aunque respondan a una función genérica) se intersecten al extrapolarlas, con el resultado ilógico de que intensidad y duración crecen simultáneamente. La forma integral de las *fdp* impide el manejo algebraico e implica estimación numérica y el uso de tablas. Además, se desconoce la verdadera distribución por falta de una estructura real para imitarla, y en la práctica se usa otra (França Pires, 1994). Sin embargo, discutir la *fdp* óptima escapa al presente objetivo, ya que se adoptará la lognormal por hipótesis, de acuerdo con el análisis de los datos experimentales.

Las ventajas de los modelos empíricos son, justamente, su operatividad analítica y el incluir desde un principio las tres variables. Su principal objeción es que carecen de soporte conceptual, imposibilitándose así la interpretación física de los parámetros. Una ecuación de muchos parámetros incorpora en exceso rasgos derivados de las muestras (parciales y no generales para una población) durante la calibración por mínimos cuadrados, y da una impresión falsa de superioridad, al ajustarse mejor a una serie aleatoria, sin garantizar extrapolaciones confiables. La fórmula empírica planteada por Sherman (1931) para Boston, es hoy utilizada ampliamente, por la flexibilidad que le otorgan sus cuatro parámetros:

$$i_{d,T} = \frac{K \cdot T^m}{(d + c)^n} \quad (1)$$

donde $i_{d,T}$ es la intensidad de la mayor lluvia de duración d que se daría al menos una vez en T años. K , m y n se determinan por regresión lineal múltiple con la versión logarítmica de la función. El otro parámetro, c , el que más evidencia la falta de sentido físico, es un término de corrección clásico, obtenido por aproximaciones sucesivas hasta optimizar el coeficiente de correlación.

Generalmente, el método que se adopte es clave al extrapolar la relación i-d-T para recurrencias mayores, porque las cantidades estimadas estadística y empíricamente difieren mucho entre sí. Como sus errores son de distinta índole, combinar ambos enfoques mejora las perspectivas de extrapolación.

En efecto, la confiabilidad de estimación por mínimos cuadrados decae hacia los extremos del intervalo de ajuste, tornando objetable más allá el empleo de la ecuación (Draper y Smith, 1966). Extraer pares intensidad-recurrencia, de *fdp* elegidas para distintas duraciones, para calibrar la ecuación empírica (Pfasftetter, 1957; Zamanillo y Caamaño Nelli, 1993), en vez de tomarlos de la muestra, produce un control indirecto de los valores extrapolados, ya que es admisible usar las *fdp* por encima del rango observado. Al conservar las ventajas prácticas de los modelos empíricos, aunque merme el sustento teórico, ésta parece ser la mejor alternativa actual.

Sin embargo, no cubre el objetivo de este trabajo, pues no permite transponer racionalmente la función i-d-T, del pluviógrafo que la originó a la red pluviométrica asociada. Se deduce entonces que, para salvar esa falla, es necesario incorporar la duración de la lluvia en forma racional, con un esquema modular que facilite la posterior transposición espacial de la función resultante.

Análisis de la relación i-d-T

La intensidad media de lluvia caída, $i_{d,T}$, se define como el cociente entre la altura caída, $h_{d,T}$, y la duración, d , de la tormenta:

$$i_{d,T} = \frac{h_{d,T}}{d} \cdot \frac{60 \text{ minutos}}{\text{hora}} \quad (2)$$

El factor final transforma las unidades comunes de d (minutos) y h (mm), para dar i en mm/hora. Los subíndices señalan que las variables dependen de la duración y del intervalo de retorno, T (años).

La altura se puede plantear como producto de la lámina diaria h_T , de recurrencia T (acumulada en el pluviómetro entre fechas de registro sucesivas, a la misma hora) por un factor de proporcionalidad, $R_{d,T}$ (que tiene recurrencia mayor que T):

$$h_{d,T} = R_{d,T} \cdot h_T \quad (3)$$

y, de (2) y (3) resulta

$$i_{d,T} = \frac{R_{d,T} \cdot h_T \cdot 60}{d} \quad (4)$$

o bien

$$\ln i_{d,T} = \ln R_{d,T} + \ln h_T + \ln 60 - \ln d \quad (5)$$

La forma factorial permite transponer la ecuación (4) a estaciones pluviométricas, donde la lámina diaria, h_T , es el único dato. Pero para estimar la intensidad se deben poner en forma explícita este dato y el factor $R_{d,T}$.

Como identificar las fdp ideales excede los presentes objetivos, se adopta por hipótesis que *las láminas de lluvia de duración dada son representables por funciones de densidad de probabilidad lognormales*. Tal decisión, razonable pero arbitraria, debe ser validada en cada caso.

Por definición, si una variable observada x es lognormal, la variable transformada $y = \ln x$ se distribuye normalmente. La integral de la distribución normal no es invertible, porque carece de solución analítica. Es decir, no es posible estimar analíticamente el valor de la variable a partir del periodo de retorno, que es el requisito de la ingeniería para el diseño de obras hidráulicas. Para calcular la magnitud de eventos extremos en estos casos, Chow (1951) propuso la ecuación general de frecuencia hidrológica:

$$y = \mu_y + \sigma_y \cdot \Phi_y \quad (6)$$

donde μ_y es la media de la serie aleatoria, σ_y su desviación estándar y Φ_y el factor de frecuencia.

Definido como número de desviaciones estándar entre el dato menos la media, Φ_y depende del periodo de retorno, el tipo de función de distribución, su sesgo y, si lo tiene, la longitud de serie. Dada su distribución normal, $y = \ln x$ es simétrica, y el factor de frecuencia varía solo con la recurrencia y es también normalmente distribuido.

Por lo tanto, Φ_y se puede obtener a partir de T de las tablas de la variable normal estándar. Esto, sin embargo, anula la posibilidad de arribar a una solución analítica de la ecuación (4), además de implicar una pérdida de exactitud al interpolar datos tabulados para recurrencias altas. Caamaño Nelli y García (1997) dedujeron la ecuación que permite reemplazar factor de frecuencia por periodo de retorno, dando solución a ese problema:

$$\Phi_y = 2,584458 \cdot (\ln T)^{0,375} - 2,252573 \quad (7)$$

Asumiendo que las láminas de lluvia de cualquier duración son lognormales, se obtiene de (6) que

$$\ln h_{d,T} = \mu_d + \sigma_d \cdot \Phi_y \quad (8)$$

$$\ln h_T = \mu + \sigma \cdot \Phi_y \quad (9)$$

siendo μ_d , μ las medias y σ_d , σ las desviaciones estándar de los logaritmos de las láminas de duración d y 1 día. Definiendo que $\Delta\mu = \mu_d - \mu$ y que $\Delta\sigma = \sigma_d - \sigma$ (no como media y desviación de $R_{d,T}$, cuyo periodo de retorno difiere de T), de (3), (8) y (9), resulta

$$\ln R_{d,T} = \Delta\mu + \Delta\sigma \cdot \Phi_y \quad (10)$$

Si los valores de h_T y $R_{d,T}$ dados en (9) y (10) se reemplazan ahora en la ecuación (5), se obtiene

$$\ln i_{d,T} = \sigma \cdot \Phi_y + (\Delta\mu - \ln d) + \Delta\sigma \cdot \Phi_y + (\mu + \ln 60) \quad (11)$$

La ecuación (11) ha sido reordenada para resaltar cuáles de sus términos dependen de la recurrencia ($\sigma \cdot \Phi_y$), de la duración ($\Delta\mu - \ln d$), de ambas variables ($\Delta\sigma \cdot \Phi_y$) o de ninguna ($\mu + \ln 60$). Se hace notar que la igualdad se cumple aun si los logaritmos de las láminas no están normalmente distribuidos; pero en ese caso se debe plantear el factor de frecuencia de forma distinta que en (7).

Este algoritmo presenta varias condiciones deseables: sigue un modelo estadístico, reúne las tres variables en una sola expresión analítica e identifica la influencia de la lluvia diaria en el vínculo.

Admitiendo igual relación $R_{d,T}$, entre láminas, en el área representada por el pluviógrafo, esta última propiedad valida la transposición de la función i-d-T, con sustitución de los valores de μ y σ en cada estación pluviométrica incógnita, para incorporar las características locales de la lluvia.

La objeción que cabe al modelo propuesto radica en que no incluye en forma explícita la duración, al contrario de lo que ocurre con la recurrencia gracias a la ecuación (7). Se conocen valores de $\Delta\mu$ y $\Delta\sigma$ para persistencias de lluvia prefijadas, pero no su variación con d . O sea que la ecuación (11) representa, en realidad, una familia de distribuciones normales, no una superficie i-d-T tridimensional continua.

Con el objeto de obtener una función continua, se efectuó un análisis casuístico, mediante regresiones lineales entre $\Delta\mu$ y diversas funciones δ_y de la duración. Los ensayos mostraron fuerte correlación para una estructura de δ_y similar a la de Φ_y :

$$\delta_y = (\ln d)^a \quad (12)$$

En cambio, no fue factible reflejar en forma sencilla la débil e irregular fluctuación de $\Delta\sigma$ con la persistencia. Frente a este problema, como segunda hipótesis de trabajo, se extendió la similitud citada para *estimar en conjunto todos los términos afectados por la duración de la lluvia*, de la siguiente manera:

$$\Delta\sigma \cdot \Phi_y + \Delta\mu - \ln d = \alpha \cdot \Phi_y + \beta \cdot \delta_y + \gamma \quad (13)$$

donde α , β y γ son parámetros a ajustar por regresión lineal contra δ_y . En consecuencia, de (11) y (13), resulta

$$\ln i_{dT} = A \cdot \Phi_y - B \cdot \delta_y + C \quad (14)$$

siendo $A = \sigma + \alpha$ $B = -\beta$ $C = \mu + \ln 60 + \gamma$

Los parámetros de este algoritmo, llamado *DIT* de aquí en adelante, son A , B , C , y el exponente q de la ecuación (12). La estimación de este último, en las estaciones de ensayo descritas más adelante, arrojó valores próximos a 5/3, salvo en La Suela (7/3). No se pudo dilucidar si tal anomalía se debe a la singularidad fisiográfica de dicho emplazamiento o a su menor longitud de serie. En consecuencia, se considera que la evidencia empírica para asignar un valor fijo a q es insuficiente por el momento y se asume que *DIT* es un modelo de cuatro parámetros.

Igual número de parámetros tiene la expresión (1) de Sherman, cuyo ajuste sobre intensidades extraídas de la distribución óptima para cada duración se simboliza en adelante como *S/D*. Se asume que éste es el mejor estimador existente, con el que se debe comparar el desempeño de *DIT* en casos reales.

Ambos modelos (*DIT* y *S/D*) representan una superficie i-d-T tridimensional continua, y preservan los cocientes entre láminas de distinta duración e igual recurrencia, motivando errores de estimación poco sig-

nificativos (García *et al.*, 1998). Esas características no se dan en la expresión analítica (11).

A diferencia de ésta y de *S/D*, *DIT* asume comportamiento lognormal y, en consecuencia, se calibra siempre sobre ternas i-d-T extraídas de distribuciones lognormales de las duraciones que se adopten.

Transposición de curvas i-d-T con el modelo *DIT*

Calibrado *DIT* para un pluviógrafo, la extrapolación a las estaciones pluviométricas asociadas a él es sumamente sencilla: basta con sustituir dos datos estadísticos (de los logaritmos de láminas diarias máximas), la media μ y la desviación estándar σ de la primer serie, por los de la segunda, μ' y σ' .

El reemplazo se efectúa en los parámetros C y A de la ecuación (14), ajustada para el pluviógrafo, y se obtienen los correspondientes C' y A' del pluviómetro sin nueva calibración:

$$A' = A - \sigma + \sigma' \quad C' = C - \mu + \mu'$$

Ese proceder es válido gracias a que el significado conceptual de los parámetros del modelo (y la consecuente forma modular de la ecuación) permite identificar qué es lo que cambia de uno a otro sitio.

Es un modo de incorporar valiosa información local y, si bien se está asumiéndose así que la distribución lognormal se preserva en cada zona homogénea, esto es mucho menos arbitrario que transponer una función i-d-T inmutable, que es lo que habitualmente se hace.

En particular, para los 141 pluviómetros del sistema analizado, agrupados por zonas como indica el cuadro 1, y tras un estudio comparativo similar al realizado para obtener el cuadro 2, García (1994) probó que la lognormal es un estimador claramente superior de la distribución de lámina diaria máxima.

1. Descripción de las zonas en que se divide la provincia de Córdoba, Argentina, y características de las estaciones pluviográficas base

Zona	Area (km²)	Número Pm	Estación pluviográfica	Sigla de estación	Serie (años)	Latitud sur	Longitud oeste	Altitud s.n.m.	PMA (mm)
Noroeste	24.221	23	Villa Dolores	VD	28	31° 57'	65° 08'	569 m	595
Sierras	12.103	31	La Suela CIRSA	SU	22	31° 38'	64° 35'	892 m	745
Noreste	23.984	9	Ceres (Santa Fe)	CS	38	29° 53'	61° 57'	88 m	695
Centro	27.744	36	Córdoba Observ.	OC	35	31° 24'	64° 11'	425 m	622
Suroeste	23.249	13	Río Cuarto	RC	23	33° 05'	64° 16'	436 m	720
Este	24.266	14	Marcos Juárez	MJ	23	32° 42'	62° 07'	110 m	850
Sur	29.754	15	Laboulaye	LA	36	34° 07'	63° 22'	137 m	750

Nº de Pm = Cantidad de pluviómetros considerados en la zona

PMA = Lluvia media anual

2. Valores de FO.10² para altura de lluvia diaria máxima, h_r

Distribución	Estaciones pluviográficas							Total
	VD	SU	CS	OC	RC	MJ	La	
Gumbel	0,196	1,524	0,109	0,327	1,222	1,314	0,659	5,352
Gamma (2 par.)	0,269	1,459	0,135	0,450	1,750	1,172	0,473	5,708
Pearson III	0,267	1,121	0,112	0,118	0,714	1,557	0,563	4,452
Lognormal	0,270	0,778	0,103	0,261	1,017	1,060	0,468	3,958

3. Suma de FO para láminas máximas de duraciones prefijadas, h_{d,T}

Distribución	Estaciones pluviográficas							Total
	VD	SU	CS	OC	RC	MJ	La	
Gumbel	0,496	2,192	0,177	0,276	0,595	0,636	0,288	4,662
Gamma (2 par.)	0,584	2,267	0,267	0,330	0,973	0,739	0,386	5,546
Pearson III	0,401	1,639	0,179	0,345	2,250	0,991	3,012	8,817
Lognormal	0,379	1,197	0,180	0,244	0,914	0,491	0,742	4,147

Datos para la aplicación

La comparación se realizó en la Provincia de Córdoba, cuyos 165,321 km² cubren un 4.4% de la República Argentina. Su altitud va de los 60 a los 2,790 m snm, con el 15% del área por encima de los 600 m, ocupada por altiplanicies y por tres cadenas de sierras, en una estrecha banda al NW, y con dirección norte-sur.

La mayoría de la lluvia (55%) y de las máximas anuales diarias es producto de procesos frontales de verano; tormentas convectivas y orográficas (30%), además de lloviznas de invierno, completan el aporte. La precipitación cae de 900 a 400 mm anuales del ESE al NW, en igual sentido en que crece la temperatura.

Para extrapolar curvas i-d-T, Córdoba se dividió en siete zonas, con base en lluvia media, cota y distancia a las estaciones pluviográficas (Caamaño Nelli *et al.*, 1995). Los datos provienen de dichas estaciones, a las cuales se hará referencia por su sigla, cuyas características se dan en el cuadro 1:

Contraste de las hipótesis

Lo primero a corroborar es en qué medida las series de lluvia máxima –para distintas duraciones y las diarias– serían lognormales, como supone el modelo. El criterio para esa evaluación es subjetivo. Aquí se adopta el utilizado en trabajos previos de los autores (Caamaño Nelli y García, 1994), por las razones dadas en-

tonces, para comparar el desempeño de las distribuciones Gumbel, Lognormal, Gamma de dos parámetros y Pearson III (Aparicio Mijares, 1989).

Combina dos test, Kolmogorov-Smirnov y error cuadrático, cuyos índices (desviación máxima y suma en los últimos cinco puntos) decaen a medida que mejora el ajuste. De ahí que el producto de ambos se elija como Función Objetivo, FO, a minimizar en alturas diarias (cuadro 2). En pluviografía se emplea la suma de las FO para duraciones prefijadas (cuadro 3). El total sobre todos los puestos define, para los dos casos, la distribución óptima de la Provincia.

Los resultados indican que el máximo diario anual es lognormal a escala provincial, y en la mayoría de las estaciones. Las excepciones dan ventaja a las distribuciones Pearson Tipo III (OC y RC) o Gumbel (VD).

El panorama varía para láminas de lluvia de distinta duración: la lognormal vuelve a dominar en la región y en cuatro puestos; en los demás prevalece la Gumbel, en tanto que Pearson III es la de peor ajuste.

En síntesis, ante el interés de elegir una función de densidad de probabilidad regional, hay argumentos claros en favor de la distribución propuesta y no de las restantes, validándose así la hipótesis de partida.

El segundo control afectó al modelo conceptual, dado en la ecuación (11), cuya única hipótesis es que el factor de frecuencia normal se deduce de la relación (6). Aunque la validez general de este estimador fue corroborada al proponerlo, se prefirió someterlo aquí a una comprobación complementaria.

Para cada pluviógrafo se ajustaron sendas distribuciones lognormales a las series de lluvia máxima anual de duración 5, 10, 15 y 30 minutos, y 1, 2, 3, 6, 12 y 24 horas. De ellas se tomaron intensidades de recurrencia de 2, 4, 5, 8, 10, 15, 20, 25, 30, 40, 50, 60, 70, 80, 90, 100, 120, 130, 150, 180 y 200 años. Esos 200 valores por estación se usaron para contrastar las intensidades provistas por la ecuación (11).

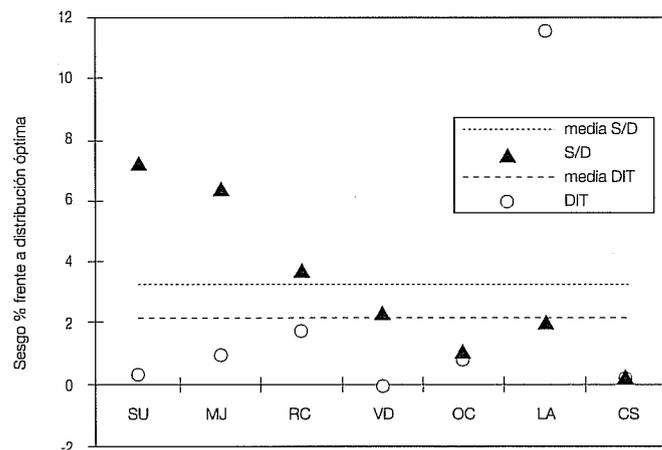
Los errores sistémicos se midieron por el sesgo porcentual, S%; los aleatorios por el coeficiente de determinación de la estimación, R². Se obtuvieron -12 < S% < 15 (media 6) y R² = 1 (con 4 decimales) para los 7 puestos, resultados que eximen de comentar la calidad del estimador.

Comparación de los algoritmos expuestos

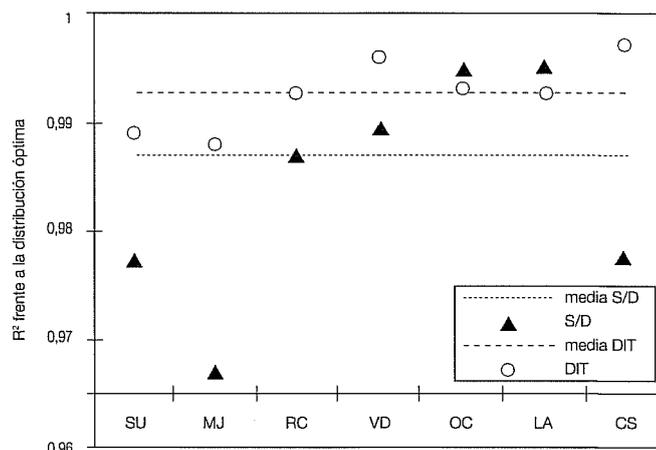
Para los pluviógrafos con series reflejadas mejor por distribuciones lognormales, incluyendo Ceres (cuadro 3), el patrón de contraste fue el mismo que en el ensayo anterior. Para las restantes (Río Cuarto y Laboulaye), los 200 valores se extrajeron de las correspondientes distribuciones de Gumbel.

En todos los casos, la expresión (1) de S/D se calibró sobre 100 intensidades, extraídas en forma similar que las de control, para iguales duraciones y diez recurrencias (entre 2 y 100 años). Esta semejanza de datos hace que el juicio se circunscriba a la representatividad de la ecuación. En cambio, los 100 valores para ajustar la relación (14) en cada estación se sacaron de distribuciones lognormales. De este modo, además de juzgarse siempre el comportamiento de la ecuación en sí, en dos estaciones se evaluó la sensibilidad de DIT ante el incumplimiento de la hipótesis lognormal.

1. Sesgo % en siete pluviógrafos



2. R² en siete pluviógrafos



Como en el ensayo precedente, los errores se midieron a través de los valores de S% y R². Las ilustraciones 1 y 2 exhiben la variación entre pluviógrafos y las medias de esos índices en ambos modelos.

La ilustración 1 muestra que el modelo S/D tiene un sesgo superior al 6% en Marcos Juárez, y al 7% en La Suela. El error sistémico no obedece al tipo de distribución simulada; la prueba es que esas dos cantidades y las dos menores (Córdoba y Ceres) corresponden a casos lognormales.

DIT logra sus mejores resultados cuando prevalece esta distribución (hecho lógico, porque es justamente la que asume el modelo): Los sesgos no llegan al 1%, con una media $\mu(S\%) = 0,47$. En cambio, si la Función Objetivo del cuadro 3 aconseja usar Gumbel, puede sobrestimar de modo apreciable la intensidad, como en Laboulaye (S% = 11,6), o no, como en Río Cuarto (S% = 1,74).

La explicación de la aproximación aceptable de Río Cuarto puede estar en que el coeficiente de variación de su frecuencia empírica es $Cv = 0,3654$, ya que, como demostró Chow (1954), la distribución Tipo I (Gumbel) es, en esencia, un caso especial de la Lognormal, cuando $Cv = 0,364$.

Si se comparan las medias de ambos estimadores, se aprecia que el error sistémico regional de DIT (S% = 2,24) es inferior al de S/D (S% = 3,31), el cual responde al predominio lognormal. Esa situación se repite en la mayoría de las estaciones (MJ, VD, SU e incluso RC).

La variación aparentemente irregular del sesgo de S/D sigue, en realidad, la tendencia de la Función Objetivo óptima. O sea que, el error relativo aumenta de un sitio a otro en el sentido en que empeora el ajuste: CS → OC → LA → VD → MJ → RC → SU. Estos hechos

podrían estar vinculados con la longitud de las series (cuadro 1), que tiene una secuencia inversa a la indicada.

Limitándose a los puestos en que se asume la distribución lognormal, para analizar exclusivamente la representatividad de las dos opciones, se aprecia que el sesgo medio del esquema convencional, 3,47 %, es mucho mayor que el del modelo basado en el factor de frecuencia normal (0,47 %). El menor error sistémico del algoritmo propuesto, que sólo se ve equiparado en dos puestos por el anterior, no muestra correlación con la *FO* ni con la extensión de la serie local.

Pasando al análisis de la ilustración 2, el coeficiente de error aleatorio presenta rasgos comunes a los dos métodos: todos los valores puntuales son buenos y no dependen del tipo de función simulada.

Para *S/D*, R^2 (y la bondad del estimador, en consecuencia) es proclive a decaer con el número de años registrados (o al crecer el valor de la *FO* óptima), de manera que en todos los sitios con menos de 25 años R^2 es inferior a la media, y viceversa. *DIT* no muestra tal comportamiento.

El modelo de factor de frecuencia tiene mejor desempeño regional, dado que la media de R^2 (0,993) supera a la de su competidor (0,987) y que la dispersión es apreciablemente menor.

El error aleatorio de *DIT* es inferior en las mismas estaciones en que lo era el sistemático (MJ, VD, SU, RC). En cualquiera de esos casos, la diferencia a su favor excede la mayor de las desventajas, que sigue siendo la causada al imponer distribución lognormal a Laboulaye.

En síntesis, ateniéndose a esos resultados, se ve que, si se satisface la hipótesis lognormal, el modelo propuesto genera menores errores frente a la distribución óptima que el convencional. En caso contrario, no se detectan desviaciones aleatorias de importancia en sus estimaciones, y las sistemáticas pueden ser relevantes o no. Los errores de ambos tipos se incrementan para series cortas, independientemente de la distribución, en el algoritmo estadístico-empírico, pero no en el basado en el factor de frecuencia normal.

Conclusiones

Se ha desarrollado un método para estimar la intensidad de las lluvias máximas anuales en función de su duración y su recurrencia, a partir de una serie pluviográfica con distribución lognormal.

El algoritmo resultante, denominado *DIT*, se basa en la estimación algebraica del factor de frecuencia normal y representa una superficie tridimensional continua.

Su principal virtud es incorporar la duración de lluvia en forma analítica, porque confiere sentido conceptual a sus parámetros, identifica componentes locales de la relación y permite transponerla de manera flexible, objetiva y simple a cada nodo de la red pluviométrica en zonas homogéneas.

El modelo tiene cuatro parámetros, igual que la mejor opción existente. Uno de ellos se podría considerar constante para la región. Sin embargo, la evidencia empírica al respecto no es suficiente.

Aplicado en las estaciones base de las siete zonas que abarca la Provincia de Córdoba, Argentina, *DIT* demostró, para los casos con distribución probabilística lognormal de la intensidad, mayor representatividad que el más elaborado de los procedimientos convencionales.

Aun cuando la distribución es Gumbel y no la hipotética, el modelo compite aceptablemente en cuanto a error aleatorio, pero hay casos con error sistémico elevado.

Esto no constituye una limitación del método; su esencia está en incluir la duración a través del factor de frecuencia, y se pueden desarrollar ecuaciones similares para otras distribuciones.

Recibido: 28/08/98
Aprobado: 10/03/99

Referencias

- Aparicio-Mijares F.J. 1989. *Fundamentos de Hidrología de Superficie*. Editorial Limusa. México D.F.
- Caamaño-Nelli G., García C.M. 1994. El Vínculo entre Pluviometría Máxima y su Recurrencia a Escala Regional. *Presentaciones en Reuniones Científicas y Técnicas*. Universidad Nacional del Litoral, Santa Fe, pp 197-210.
- Caamaño-Nelli G., García C.M. 1997. Estimación de Máximos en Hidrología: Factores de Frecuencia Normal y Lognormal. Cuadernos del CURIHAM. *Centro Universitario Rosario de Investigaciones Hidroambientales (UNR-UNESCO)*. Rosario, Año 3, Nº 3, pp 1-17.
- Caamaño-Nelli, G., García C.M., Dasso C.M.; Bernasconi I. 1995. Lluvias Intensas: Alternativas de Transposición en la Provincia de Córdoba. *1ra Reunión Nacional de Geología Ambiental y Ordenación del Territorio*. Universidad Nacional de Río IV, Provincia de Córdoba, Noviembre de 1995, Tomo 1, pp 43-61.
- Caamaño-Nelli G., García C., Zamanillo E. 1994. Regionalización de Precipitaciones Máximas Diarias para la Provincia de Córdoba. *XV Congreso Nacional del Agua*. Comité Permanente de los Congresos Nacionales del Agua, La Plata, Tomo 1, pp 450-462.

- Chow V. T. 1951. A General Formula for Hydrologic Frequency Analysis. *Transactions American Geophysical Union* 32:231-237.
- Chow V. T. 1954. The Log-Probability Law and its Engineering Applications. *Proceedings American Society of Civil Engineers*. ASCE, Vol. 80, paper N° 536, pp 1-25.
- Draper N. R., Smith H. 1966. *Applied Regression Analysis*. John Wiley & Sons. New York.
- França-Pires C.L. 1994. Análise de Freqüência: Revisão Metodológica. *A Água em Revista Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais- CPRM*. Belo Horizonte. Año 2, N°3, pp 13-22.
- García C. M. 1994. Regionalización de Precipitaciones Máximas Diarias en la Provincia de Córdoba. Trabajo Final de Ingeniería Civil, Universidad Católica de Córdoba. Córdoba.
- García C. M, Caamaño-Nelli G., Dasso C. M. 1998. Relaciones entre Lluvias Máximas de Igual Recurrencia y Distintas Duraciones para la Región Central de Argentina. // *Simposio de Recursos Hídricos del Cono Sur y XVII Congreso Nacional del Agua*. Santa Fe, Argentina, Tomo 2, pp 179-188.
- Pfasftetter O. 1957. Chuvas intensas no Brasil. Departamento Nacional de Obras Sanitarias do Brasil. Rio de Janeiro.
- Sherman C. W. 1931. Frequency and Intensity of Excessive Rainfalls at Boston, Mass. *Transactions American Society of Civil Engineers*. 95:951-960.
- Zamanillo E., Caamaño-Nelli G. 1993. Regionalización de Precipitaciones Máximas para la Provincia de Córdoba. *1er Informe Parcial. Consejo de Investigaciones Científicas y Tecnológicas de Córdoba*. Villa Carlos Paz.

Abstract

Caamaño-Nelli, Gabriel & C. Marcelo-García. "Intensity-duration-recurrence relationship for maximum precipitation data: frequency factor approach, lognormal-case" *Hydraulic Engineering in Mexico (in Spanish)*. XIV(3):37-44.

The parameters usually used to design hydraulics structures are obtained from design hydrographs. Their statistical estimates are however not always possible to obtain due to the lack of enough streamflow data. In these cases the rainfall-runoff models are to be used. However, replacing streamflow data by pluviographic information reduces the problem but does not eliminate it completely. Indeed, rainfall records are longer than the streamflow ones but they are still not long enough. This motivates the use of regional pluviometric observations, which are usually more common and dense. With this in mind, a relation $i-d-F$ is herein developed, between rainfall intensity $-i$, duration $-d$, and frequency $-F$. This relation satisfies two basic conditions: allows for the analytic transfer from the basic rainfall gauge to the daily rainfall gauge, and maintains at the same time the basic principles of the statistical methods and the skillfulness of the empirical ones. The proposed methodology is based upon the frequency factor concept, the algebraic estimation of the probability density function of rainfall intensity, and the rational and simultaneous inclusion of the rainfall duration. This technique is developed for the lognormal case, but the adopted criteria may be extended to other types of probability density functions of rainfall intensity. The $i-d-F$ relations in 141 daily rainfall gauges are estimated by applying the proposed methodology to 7 basic rainfall gauges in an area of 165.321 km² in the center of Argentina. An example is also included, which shows the objectivity and simplicity of the transposition technique. The results show that the proposed methodology is less sensitive to the length of the record than the traditional methods. Furthermore, the systematic and random errors are also smaller in the proposed model, even when the lognormal hypothesis is not satisfied. In summary, a powerful methodology is developed that allows for the estimation of local design parameters for hydraulic structures at a regional level.

Key words: statistical hydrology, design storm, regional analysis, transposition, $i-d-F$ relation, frequency factor, lognormal distribution.

Dirección institucional de autores:

Gabriel Caamaño Nelli, Carlos Marcelo García

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
Centro de la Región Semiárida
Instituto Nacional del Agua y del Ambiente, República Argentina
Medrano 235. Villa Carlos Paz, Córdoba, Argentina CP. 5152
Teléfono: (54) 3541 422347 y 54 3541 430443
Email: cirsa@carlospaz.com.ar