

Estimación de precipitaciones máximas mediante el método regional del índice de avenida

Por F. SAENZ DE ORMIJANA, F. J. HIDALGO CASTRO, A. SANTA PEREZ

Agroman, ECSA-Cotas Internacional, S.A.

La distribución de Gumbel, ajustada a la serie de máximos anuales en cada estación pluviométrica individualmente, constituye el procedimiento habitual para estimar precipitaciones máximas en 24 h en nuestro país. Para precipitaciones máximas de elevado período de retorno, este método es en general poco fiable debido a la brevedad de las series históricas disponibles. En estos casos, el método regional del índice de avenida constituye una alternativa ventajosa. Este método se basa en un modelo estadístico regional que supone que los máximos anuales en una región -que comprende varias estaciones- siguen la misma distribución excepto por un factor de escala, distinto para cada estación. Al trabajar con un grupo de estaciones simultáneamente, los errores de estimación son menores que en el método tradicional. El método, comúnmente utilizado con datos foronómicos, se aplica en este artículo al estudio de precipitaciones máximas en diversas regiones españolas. Los resultados se contrastan con los obtenidos por la metodología tradicional, y se sugieren métodos para comprobar la hipótesis de homogeneidad regional.

Sólo un enfoque regional puede permitir tratar el problema de la superposición de dos poblaciones distintas en el conjunto de las lluvias, problema evidente en el litoral mediterráneo español, por ejemplo. Estas dos poblaciones están causadas por mecanismos de precipitación distintos: lluvias frontales, por un lado, y una combinación de factores orográficos con fenómenos convectivos muy intensos, por otro. La menor frecuencia del segundo tipo de precipitación hace que sólo utilizando un enfoque regional sea posible reunir bases de datos que contengan suficientes sucesos de este segundo tipo.

INTRODUCCION

La estimación de precipitaciones y caudales extremos es un problema que ha originado multitud de artículos, conferencias y debates, sin que hasta la fecha pueda decirse que exista un método o formulación ampliamente aceptado como el procedimiento óptimo. Los métodos tradicionales al uso trabajan con la serie de máximos anuales registrados en una estación (pluviométrica o foronómica), a la que se ajusta una distribución estadística para, a continuación, calcular los cuantiles (10 deseados, tal como se muestra esque-

(1) El cuantil de período de retorno T años es el caudal o la precipitación que es excedido por término medio una vez cada T años; la probabilidad de no excedencia de este valor es por tanto $(1-1/T)$.

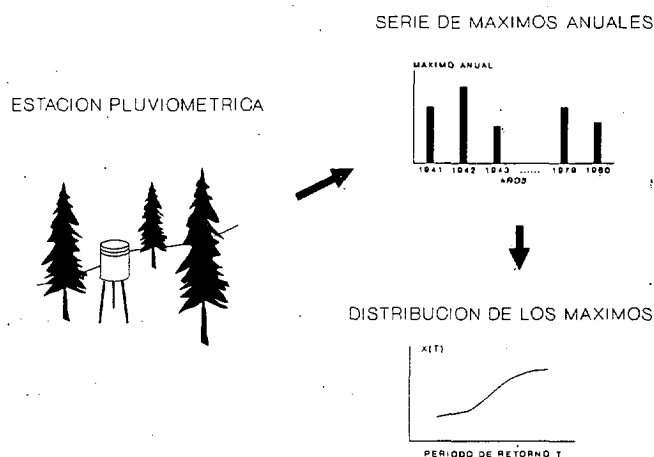


Figura 1. El método tradicional de estimación de precipitaciones máximas en una estación pluviométrica.

máticamente en la Figura 1. Se trata, por tanto, de métodos univariados ya que trabajan con una única serie de máximos anuales.

Dos son los principales obstáculos con que habitualmente nos encontramos ante un estudio de precipitaciones máximas: por un lado, la dificultad de determinar el tipo y los parámetros de la distribución teórica que se ajuste a una serie de registros sistemáticos de caudales o precipitaciones; por otro lado, la necesidad de evaluar unos cuantiles para períodos de retorno muy superiores a la longitud de la serie de observaciones disponibles habitualmente, lo que hace que los cuantiles estimados varíen considerablemente con el tipo de distribución supuesta. Esto es debido a que, para grandes períodos de retorno, los cuantiles obtenidos son muy sensibles a la forma de la cola superior de la distribución, sobre la cual no existe ningún conocimiento empírico debido a la pequeña longitud de las series disponibles.

Por ejemplo, la Figura 2 muestra, en papel probabilístico tipo Gumbel, la relación entre período de retorno y precipitación en 24 h para una estación perteneciente a la provincia de Granada. Las dos curvas mostradas corresponden a dos distribuciones teóricas ajustadas a la serie histórica. Estas dos distribuciones son la distribución de Gumbel, y la distribución General de Valores Extremos (GEV), una distribución triparamétrica de la que Gumbel es un caso particular (Fisher y Tippett, 1.928). Es notable que la precipitación obtenida para un período de retorno $T = 500$ años con ambas distribuciones difiere por un factor mayor de 2. Sin embargo, cualquier

evidencia en favor de una u otra distribución se termina en el máximo histórico; el que la curva se ajuste bien en el tramo donde existen observaciones (es decir, para períodos de retorno medios-bajos) no garantiza que lo mismo suceda para valores altos del período de retorno T . A este respecto, cabe añadir que la realidad es infinitamente más compleja que cualquier modelo probabilístico que se pueda postular; por ello el objetivo prioritario de la investigación en precipitaciones extremas no ha de ser el descubrir cuál es la distribución correcta, ni mucho menos cual es la que mejor se ajusta a la serie de máximos anuales en la zona de períodos de retorno medios-bajos ya que, como hemos visto, la bondad de ajuste para períodos medios-bajos no garantiza que lo mismo suceda para períodos de retorno muy altos sobre los que, en general, no existe evidencia empírica en la serie de máximos anuales. Por tanto, es preferible utilizar un método que sea robusto(2), es decir, que arroje resultados razonables aún cuando la distribución teórica elegida sea incorrecta. Esto implica utilizar distribuciones flexibles, con tres o más parámetros, para evitar una forma rígida de las colas de la distribución —como sucede con las distribuciones biparamétricas como Gumbel— lo que puede dar lugar a errores importantes si la distribución elegida no se ajusta bien a los datos en el tramo superior.

A continuación se expone el método regional del índice de avenida. Este método fue desarrollado en principio para ser aplicado a datos foronómicos, pero se ha enfocado en este trabajo a obtener las precipitaciones máximas en 24 horas a partir de registros pluviométricos, mucho más extendidos y frecuentes en nuestro país. Las precipitaciones máximas en 24 horas podrían utilizarse posteriormente para calcular hidrogramas de avenida, aplicando un modelo de transformación precipitación-escorrentía.

ANTECEDENTES

La motivación subyacente a los métodos regionales es la siguiente. Supongamos el caso —frecuente en determinadas zonas del Levante español, por ejemplo— de contar con una estación pluviométrica con registros que se extien-

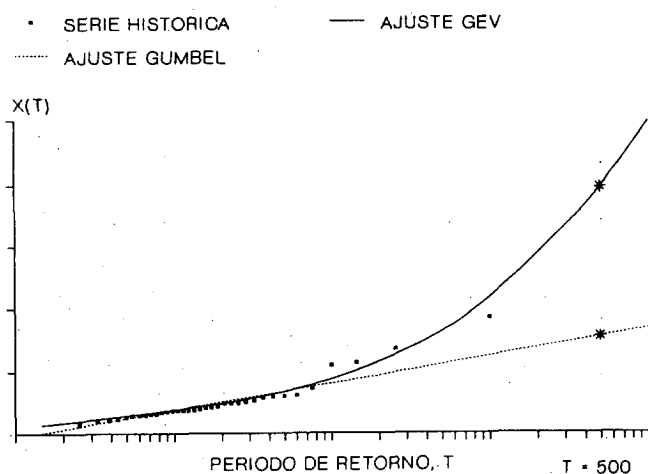


Figura 2. Para períodos de retorno altos, los cuantiles estimados varían grandemente con la distribución adoptada.

(2) Un método estadístico se califica de robusto cuando sus resultados son relativamente insensibles al tipo de distribución teórica supuesta.

den a lo largo de 20 ó 30 años, y en la que para un año determinado, y sólo para dicho año, se da una precipitación máxima en 24 horas extremadamente alta, digamos 300 mm. Se plantea entonces la siguiente pregunta fundamental: este valor tan alto, ¿corresponde a un período de retorno alto, que por casualidad se ha presentado durante la serie de años registrada, o por el contrario, corresponde a un período de retorno menor, pero la longitud de la serie no es lo suficientemente larga como para haberlo observado más veces? No es posible contestar esta pregunta basándose en los datos de la estación considerada exclusivamente; lo que el sentido común aconseja es examinar qué ha ocurrido en las estaciones próximas, y comprobar de este modo si precipitaciones de análoga importancia se han presentado más veces en la zona.

El método regional del índice de avenida se basa igualmente en el uso simultáneo de datos procedentes de un número de estaciones próximas que puedan considerarse homogéneas (el sentido exacto de este término se verá más adelante), de forma que los datos distribuidos en el espacio sustituyan en cierto modo a los datos distribuidos en el tiempo —que son limitados—. El método del índice de avenida fue desarrollado por el U.S.G.S. (Dalrymple, 1960), habiendo conocido diversas variantes (Kuczera, 1982). Actualmente las ventajas del método frente a los procedimientos tradicionales están abundantemente documentadas (Greis y Wood, 1981; Hosking, 1986; U.S. National Research Council, 1988; Potter y Lettenmaier, 1990). Esencialmente, el método del índice de avenida supone que los máximos anuales (de precipitación o caudal) en un conjunto de estaciones (una "región") poseen distribuciones idénticas, excepto por un factor de escala. Es decir, se supone que el máximo anual en la estación k -ésima de la región puede expresarse como

$$X_k = \mu_k \eta \quad (1)$$

donde el factor de escala μ_k es una constante particular de la estación, y el índice de avenida η es una variable aleatoria adimensional idéntica para toda la región. En la práctica, este enfoque regional equivale a una prolongación artificial de las series pluviométricas para compensar de este modo las cortas series disponibles en cada estación individual, que no permiten estimar con una garantía elevada valores extremos de período de retorno grande. Si las series de máximos anuales

en cada estación son estadísticamente independientes entre sí, puede probarse que el método del índice de avenida equivale a constituir una serie cuya longitud sería la suma de las de las series individuales; en caso de que fuesen totalmente dependientes, la serie regional sería en cambio equivalente a cualquiera de las series individuales, sin ganancia de información respecto a las mismas (U.S. National Research Council, 1988). En general, la correlación entre precipitaciones máximas anuales en 24 horas en estaciones diferentes es baja; aunque puede llegar a ser mucho mayor entre determinadas estaciones, por ejemplo si éstas se hallan sumamente próximas, la correlación regional media suele estar entre 0.2 y 0.4. Para cifras de este orden, los resultados obtenidos por el método del índice de avenida se ven poco afectados por la correlación entre estaciones (U.S. National Research Council, 1988), por lo que el método del índice de avenida efectivamente supone un aumento considerable de la información disponible.

Para el ajuste del modelo regional, las más recientes versiones del método del índice de avenida se han decantado por el método basado en los Momentos Ponderados en Probabilidad (Probability Weighted Moments, o PWMs, en la literatura anglosajona), mientras que en el método tradicional univariado la distribución se ajusta normalmente por el método de los momentos, o por el método de máxima verosimilitud. El método de máxima verosimilitud se considera el preferible, por sus favorables propiedades teóricas. Por un lado, los cuantiles estimados por el método de máxima verosimilitud son consistentes; es decir, convergen a su verdadero valor al aumentar la longitud de la serie histórica, con lo que se eliminan errores sistemáticos. Por otro lado, son asintóticamente eficientes; es decir, al aumentar la longitud de la serie histórica, la varianza del estimador se aproxima al mínimo teóricamente posible entre todos los métodos de estimación (3). Sin embargo, estas propiedades de los estimadores de máxima verosimilitud sólo se cumplen para series históricas de gran longitud, que no se encuentran normalmente. En particular, se ha comprobado que para estimar

(3) La varianza de estimación mide la diferencia entre cuantiles estimados a partir de hipotéticas series históricas distintas en la misma estación. A menor varianza, los resultados son más fiables porque *dependen* en menor medida de los valores concretos de la serie histórica.

cuantiles de período de retorno mayor de 100 años, a partir de series históricas de menos de 100 años, el método basado en los PWMs (Momentos ponderados en probabilidad) es superior al método de máxima verosimilitud —en términos de consistencia y eficiencia— al menos para la distribución GEV (Hosking et al., 1985; Hosking y Wallis, 1987).

Entre otras, las ventajas de este método de estimación frente a los métodos de los momentos tradicionales o de máxima verosimilitud son su menor sensibilidad a la ocurrencia de "outliers", o valores aislados muy altos en la serie de máximos anuales, así como su carácter insesgado (4). Además, los PWMs son combinaciones lineales de los valores observados (no encierran potencias de las observaciones como los momentos tradicionales) y por tanto sus propiedades teóricas son mucho más fáciles de determinar que para los momentos tradicionales. A partir de los PWMs se calculan los L-momentos, que son un instrumento alternativo a los momentos tradicionales para describir las características de una distribución y en particular las medidas de variación, asimetría y curtosis (Hosking, 1986).

En cuanto al tipo de distribución teórica postulada para el modelo regional, puede ser cualquiera de las utilizadas tradicionalmente (Greenwood et al., 1979). Entre las más recomendables está la triparamétrica *Distribución General de Valores Extremos* (General Extreme Value, o GEV en la literatura anglosajona), de la que *Gumbel* es un caso particular. Esta distribución tiene como ventajas principales el que posee cierto fundamento conceptual, ya que se basa en la teoría de valores extremos (Fisher y Tippett, 1928; Leadbetter et al., 1983) y que por ser triparamétrica presenta gran flexibilidad.

Todo ello conduce a una metodología que ha demostrado ser más robusta que la tradicional y que se describe en las páginas que siguen, prestando especial atención al problema de como definir aquellas estaciones que deben incluirse en el análisis regional. Asimismo, se presentan unos ejemplos de aplicación reales, para los que se

(4) Un estimador se dice *insesgado* cuando la media del estimador coincide con el parámetro poblacional que estima, independientemente de la longitud de la serie histórica utilizada. Se trata, evidentemente, de una propiedad muy interesante, que los estimadores de máxima verosimilitud sólo cumplen cuando la longitud de la serie tiende a infinito.

comparan los resultados obtenidos utilizando el método regional del índice de avenida (con la distribución GEV) con los resultados de un cálculo convencional utilizando la distribución de Gumbel, ajustada por el método de máxima verosimilitud.

METODOLOGIA

Esencialmente, el método regional del índice de avenida consiste en lo siguiente:

1) Se comienza por seleccionar un número de estaciones en la zona en estudio, —a este conjunto de estaciones se le denomina región. Para cada estación incluida en la región, se confecciona la serie histórica de máximas precipitaciones anuales X . Un primer enfoque sería dividir cada serie por su media, y reunir todas las series adimensionales en una única serie mucho más larga, de la que se obtendría la distribución del índice de avenida. Esto tiene el inconveniente de que es difícil controlar la contribución de cada estación, por lo que la práctica habitual es estimar, para cada estación de la región independientemente, los llamados L-Momentos, definidos como

$$\begin{aligned}\lambda_1 &= E[X] \\ \lambda_2 &= (1/2) E[X_{2:2} - X_{1:2}] \\ \lambda_3 &= (1/3) E[X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3}] \\ \lambda_4 &= (1/4) E[X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4}]\end{aligned}\quad (2)$$

donde el operador E designa a la media o esperanza, y $X_{r:n}$ es el r -ésimo estadístico ordenado de una serie de n años— es decir, si se ordenaran los datos de la serie de máximos anuales de menor a mayor, $X_{r:n}$ correspondería a la r -ésima observación. Por ejemplo, $X_{n:n}$ es el valor máximo de la serie. De las anteriores expresiones es evidente que λ_2 es una medida de dispersión de la distribución respecto al valor central λ_1 , λ_3 es una medida de asimetría, y λ_4 es una medida de apuntamiento de la distribución. Los L-Momentos, por tanto, describen la forma de una distribución, en forma similar a los momentos tradicionales $E[(X-\mu)^r]$.

Los L-Momentos pueden estimarse de distintas maneras: una posibilidad es utilizar directamente los estimadores naturales de los L-momentos λ_i , dados; —en cada estación— por (Hosking, 1986).

$$\ell_1 = n^{-1} \sum_i x_i \quad (x_i \text{ ordenados o no}) \quad (3)$$

$$\ell_2 = (1/2) (n)_2^{-1} \sum_{i > j} (x_{i:n} - x_{j:n})$$

$$\ell_3 = (1/3) (n)_3^{-1} \sum_{i > j > k} (x_{i:n} - 2x_{j:n} + x_{k:n})$$

$$\ell_4 = (1/4) (n)_4^{-1} \sum_{i > j > k > l} (x_{i:n} - 3x_{j:n} + 3x_{k:n} - x_{l:n})$$

Otra posibilidad es estimar los L-Momentos indirectamente a partir de los Momentos Ponderados en Probabilidad (PWMs) en cada estación, definidos como (Greenwood et al., 1979).

$$\beta_r = E[XF(X)^r] \quad , \quad r = 0, 1, 2, \dots \quad (4)$$

mientras que el momento tradicional respecto al origen de orden r se define como

$$m_r = E[X^r] \quad , \quad r = 0, 1, 2, \dots \quad (5)$$

Nótese que, para $r = 0$, β_0 es la media de la población.

A continuación se calculan los L-momentos, en función de los PWMs —la relación entre ambos puede encontrarse en Hosking (1986); por ejemplo, $\lambda^1 = \beta_0$.

Debido a la presencia en la Ecuación (4) de la función de distribución $F(X)$ (próxima a la unidad para valores altos de X , y próxima a cero para valores bajos de X), los PWMs, y los L-momentos, conceden mayor importancia a las observaciones mayores de la serie de máximos anuales, mientras que las observaciones menores de la serie contribuyen poco al valor de β_r . Por ello, los PWMs resultan muy interesantes desde el punto de vista hidrológico, puesto que a menudo las lluvias máximas más extremas son debidas a mecanismos meteorológicos distintos de los que producen las lluvias máximas menores—efecto evidente en regiones como el Levante español, donde las mayores intensidades de precipitación suelen corresponder a fenómenos de tipo convectivo-orográfico, siendo menos importantes los de tipo frontal. El método de los PWMs tiene en cuenta esto en forma implícita, al dar más peso a los valores altos. Sin embargo, como el exponente de la variable X en la Ecuación (4) es siempre igual a la unidad, los momen-

tos ponderados en probabilidad no son tan sensibles a la presencia de "outliers", o valores extemporáneos en la serie, como los momentos tradicionales $E[(x-\mu)^r]$, para los que la contribución de una observación muy alejada de la media se ve amplificada grandemente al elevarla a la 3.^a o 4.^a potencia.

Para permitir la comparación entre estaciones, al igual que se hace con los momentos tradicionales, es costumbre dividir los L-momentos estimados por algún momento significativo para hacerlos adimensionales. Como coeficiente de variación, según los L-momentos, se emplea

$$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (0 < \tau_2 < 1) \quad (6)$$

definiéndose los coeficientes de asimetría y apuntamiento o curtosis según los L-momentos como

$$\tau_3 = \lambda_3 / \lambda_2 \quad (7)$$

$$\tau_4 = \lambda_4 / \lambda_2$$

τ_3 y τ_4 están comprendidos entre -1 y 1, y como veremos, pueden utilizarse, junto con τ_2 , para decidir la inclusión o no de cada estación en la región en estudio.

2) Una vez que se han calculado los L-momentos para cada una de las estaciones pertenecientes a la región en estudio, se normalizan éstos dividiendo los L-momentos en cada estación por el L-momento de orden uno (la media), con objeto de eliminar la influencia de la media, que es distinta para cada estación.

3) Se estiman los L-momentos λ_r^R de la distribución regional del índice de avenida como la media, ponderada según la longitud de la serie disponible en cada estación, de los L-momentos normalizados de orden dos y tres para cada una las estaciones. Por tanto

$$\lambda_r^R = \sum_k n_k (\lambda_r^k / \lambda_1^k) / (\sum_k n_k) \quad , \quad r = 2, 3 \quad (8)$$

donde n_k es la longitud de la serie en cada estación k , y λ_r^k designa el L-momento de orden r en la estación k -ésima. De este modo, las series más largas contribuyen en mayor medida que las cortas, lo que resulta lógico. No obstante, el método puede dar problemas cuando las series presentan grandes diferencias de longitud entre sí (Stedinger, 1989). Por tratarse de la distribución adimensional del índice de avenida $\lambda_1^R = 1$.

4) Se calculan los parámetros de la distribu-

ción regional del índice de avenida, en función de los L-Momentos regionales λ_i^R . En este caso utilizamos la distribución general de valores extremos (GEV), que viene dada por la expresión (Fisher y Tippett, 1928)

$$F(x) = \exp\{-[1 - k(x - \epsilon) / \alpha]^{1/k}\} \quad (9)$$

donde ϵ es un parámetro de situación, α un parámetro de escala y k un parámetro de forma de la distribución. Para $k < 0$, la distribución presenta una cota inferior, y para $k > 0$, una cota superior. Para $k = 0$, la distribución GEV se reduce a la de Gumbel, dada por (Fisher y Tippett, 1928)

$$F(x) = \exp\{-\exp[-(x - \epsilon) / \alpha]\} \quad (10)$$

Los parámetros de la distribución regional GEV se pueden calcular fácilmente en función de los L-momentos, utilizando las expresiones debidas a Hosking et al. (1985)

$$\begin{aligned} k &= 7,8590c + 2,9554c^2 \\ \alpha &= k \lambda_2 / [\Gamma(1+k)(1-2^{-k})] \\ \epsilon &= \lambda_1 + \alpha [\Gamma(1+k) - 1] / k \end{aligned} \quad (11)$$

donde $c = 2 \lambda_2 / (\lambda_3 + 3\lambda_2) - \ln(2) / \ln(3)$, y $\Gamma(\cdot)$ indica la función gamma,

$$\Gamma(s) = \int_0^\infty e^{-x} \cdot x^{s-1} \cdot dx \quad (12)$$

5) El índice de avenida de período de retorno T viene dado, despejando en la expresión de $F(x)$, por:

$$\eta(T) = \epsilon + \alpha [1 - (-\ln F)^k] / k \quad (13)$$

donde $F = 1 - 1 / T$. La precipitación de período de retorno T años en la estación k -ésima puede calcularse como

$$X_k(T) = \lambda_1^k \cdot \eta(T) \quad (14)$$

donde λ_1^k es la media de la serie de máximos en la estación k -ésima.

6) Por último, se obtiene la precipitación máxima media en la cuenca objeto de estudio (que, en general, será más pequeña que la región) a partir de los cuantiles calculados en cada estación, $X_k(T)$, bien por el método de las isoyetas (isomáximas) o bien por el de los polígonos de Thiessem. Hay que hacer notar que

siguiendo este procedimiento regional cualquiera de estos dos métodos asigna a las estaciones una contribución constante independientemente del período de retorno considerado. En el caso de los polígonos de Thiessem se trata del área del polígono afectado por esa estación, la cual evidentemente no varía si no cambiamos la red de estaciones elegida para el estudio. En el caso de las isoyetas, que por procedimientos tradicionales adoptan formas diferentes según el período de retorno considerado, en el método regional del índice de avenida, por considerar una distribución regional adimensional (normalizada), las isoyetas para cada período de retorno coinciden salvo por un factor de escala que es el mismo para toda la región.

CONDICIONANTES DEL MODELO REGIONAL. DEFINICION DE LA REGION

Evidentemente, un primer criterio para considerar la inclusión o no de una estación en un análisis regional es el criterio de proximidad a la zona en estudio. En el caso de análisis regionales de *caudales* máximos, es frecuente emplear las características hidrológicas y geomorfológicas (área de drenaje, etc.) de las cuencas de cada estación de aforos para discriminar entre las distintas regiones. Francés y Marco (1990) resumen algunos de estos métodos. En el caso de análisis regionales de precipitaciones máximas, los criterios de regionalización sólo pueden basarse en criterios geográficos y aspectos estadísticos de las propias series históricas.

La hipótesis fundamental en que se basa el método del índice de avenida es que la precipitación en la estación k -ésima puede escribirse como indica la Ecuación (1)

$$X_k = \mu_k \eta \quad (15)$$

donde μ_k se estima como la media de la serie histórica en la estación k -ésima.

Esto implica que la distribución de las precipitaciones máximas es idéntica en todos los emplazamientos, salvo por un factor de escala. Como consecuencia de ello, los coeficientes de variación, asimetría y curtosis, ya sean convencionales o basados en los L-Momentos, deben ser similares para todas las estaciones. Por tanto, surge la cuestión de cuántas estaciones conviene hacer

intervenir en el cálculo sin violar excesivamente la hipótesis de homogeneidad regional

Un modo de verificar que las estaciones incluidas en la región se ajustan aproximadamente a la distribución regional es comparar las funciones de distribución empíricas del índice de avenida en cada estación, obtenidas tras dividir la serie histórica por la media de la estación. Para que la hipótesis de distribución regional sea aceptable, dichas funciones de distribución empíricas del índice de avenida en cada estación no deben ser significativamente distintas entre sí. Esto puede apreciarse en la Figura 3, donde se comparan las funciones de distribución empíricas del índice de avenida en tres estaciones de la provincia de Cáceres. Este enfoque no es práctico cuando existe un gran número de estaciones por el elevado volumen de datos que ha de contrastarse simultáneamente.

Un criterio alternativo muy recomendable es utilizar solamente aquellas estaciones cuyos coeficientes de L-variación (τ_2), L-asimetría (τ_3) y L-curtosis (τ_4) no son significativamente distintos de la media regional, es decir, están dentro del rango definido por la variación aleatoria de estos coeficientes entre series finitas correspondientes a la misma distribución. Pueden utilizarse tests estadísticos para comprobar esta hipótesis (Wiltshire, 1986). Sin embargo, los tests estadísticos presentan el problema de que tienden simplemente a confirmar la hipótesis de homogeneidad si el número de estaciones es pequeño, y rechazarla si el número de estaciones

es grande (Hosking, 1990, comunicación personal).

Una forma sencilla de comprobar la homogeneidad regional es comparar los L-momentos de la serie histórica en cada estación con los L-momentos regionales calculados, excluyendo aquellas estaciones que resulten más dispares —y si es necesario repitiendo el análisis regional. Por supuesto, las estaciones rechazadas pueden simplemente eliminarse, si se sospecha de su fiabilidad, o bien integrarse en otra u otras regiones. Por fortuna, para series suficientemente largas, la distribución de τ_2 , τ_3 y τ_4 es aproximadamente normal. Hosking (1986) ha calculado expresiones asintóticas (es decir válidas para series largas) para la media y matriz de covarianza de τ_2 , τ_3 y τ_4 ; estas expresiones pueden utilizarse para construir regiones de confianza aproximadas para estos coeficientes. La distribución de τ_3 y τ_4 nunca es exactamente normal pues estos coeficientes sólo toman valores en el intervalo [0,1]; y para series muy cortas la distribución de τ_2 , τ_3 y τ_4 pueden ser sensiblemente distinta de la normal. No obstante, la Figura 4 muestra —en papel probabilístico normal— la distribución de los coeficientes τ_i para una estación con una serie histórica de 35 años en la provincia de Málaga, estimada mediante simulación de Monte Carlo como se describe más adelante.

En la Figura 4, las colas de la distribución presentan cierta curvatura, cosa que no debería ocurrir si la distribución de τ_i fuera normal— en

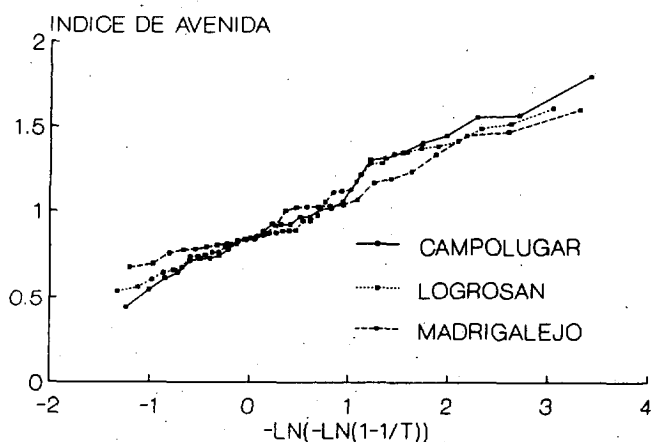


Figura 3. Distribución empírica del índice de avenida, representada en papel probabilístico de Gumbel, en tres estaciones pluviométricas incluidas en un estudio regional en la provincia de Cáceres.

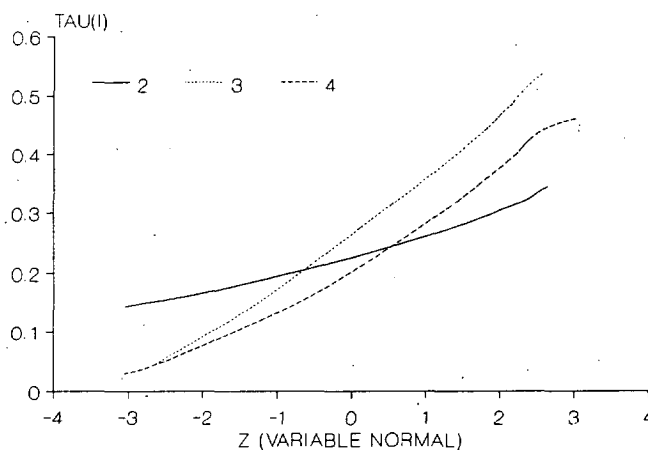


Figura 4. Representación en papel probabilístico normal de las distribuciones marginales de los coeficientes τ_2 , τ_3 y τ_4 resultantes de una serie pluviométrica de 35 años, en la provincia de Málaga.

cuyo caso los puntos deberían estar alineados (5). Sin embargo, la aproximación normal resulta aceptable en el intervalo central $-2 < z < 2$ (de probabilidad 95% aproximadamente), la parte realmente importante para construir intervalos de confianza. Para muestras cortas la distribución real de los L-Momentos τ_i puede diferir sensiblemente de la predecida por la teoría asintótica. Por ello, es preferible evaluar la distribución real de los coeficientes τ_i , como se ha hecho en la figura 4. Para calcular la distribución de los τ_i , una vez estimados los parámetros de la distribución regional del índice de avenida, se realiza un experimento clásico de Monte Carlo, generando con estos parámetros $5 \cdot 10^4$ series pluviométricas *sintéticas* de longitud similar a los registros históricos en la región. Para cada una de estas series sintéticas se calculan los coeficientes τ_2 , τ_3 y τ_4 , estimando la distribución conjunta a partir de estos valores, y definiendo regiones de confianza que contienen a los coeficientes con probabilidad dada (95 ó 99%) (6). Aquellas estaciones que caen fuera de estas regiones de confianza son excluidas de la región. Como los coeficientes τ_2 , τ_3 y τ_4 no dependen de la media de la estación, sino sólo de la distribución regional del índice de avenida, un único experimento de Monte Carlo es suficiente para cada región, independientemente del número de estaciones consideradas. El método se demuestra en los ejemplos que figuran a continuación.

Por último, ¿qué sucede cuando algunas estaciones incluidas en la región se apartan claramente de la distribución regional? El método regional del índice de avenida es relativamente insensible a una cierta heterogeneidad regional del coeficiente de variación τ_2 , salvo para las estaciones muy dispares del resto de la región (Lettenmaier et al., 1987). Según los mismos autores, si la media regional de los coeficientes de L-variación τ_2 en cada estación es elevada — es decir, si la precipitación máxima anual presenta gran variabilidad en la mayoría de las estaciones de la región — se reducen las ventajas de los métodos que presuponen una homogeneidad

regional. Esto es lógico pues cuando las máximas anuales son muy variables, es más difícil poder decir si existe homogeneidad regional. Excepcionalmente, con valores muy altos de esta media regional, como a veces se encuentran en regiones áridas, es preferible emplear estimadores que acomoden la heterogeneidad regional de los momentos en cada estación, como por ejemplo el método tradicional univariado. Sin embargo, y esto es lo verdaderamente importante, la inclusión de estaciones muy dispares del resto apenas afecta a aquellas estaciones que se ajustan bien al modelo regional (U.S. National Research Council, 1988).

EJEMPLOS DE DEMOSTRACION

Hemos aplicado el método anteriormente descrito para la estimación de precipitaciones máximas en 24 horas en distintas regiones de la geografía española. En este apartado presentaremos resultados de estudios regionales efectuados en las provincias de Cáceres, Granada, Jaén-Córdoba y Málaga, cada uno de ellos con un número diferente de estaciones (4, 13, 39 y 72, respectivamente). Los resultados obtenidos por el método regional con una distribución GEV se han comparado con los calculados mediante el procedimiento tradicional de ajuste de una distribución tipo Gumbel por el método de máxima verosimilitud, independientemente para cada estación.

CARACTERIZACION DE LA REGION

A continuación se muestran dos gráficos con los coeficientes de L-asimetría τ_3 y L-curtosis τ_4 correspondientes a cada estación, en las provincias de Jaén-Córdoba (Figura 5), y Málaga (Figura 6). En dichos gráficos se muestran también la relación teórica entre estos coeficientes para la distribución GEV, que viene dada por

$$\begin{aligned}\tau_3 &= 2(1-3^k)/(1-2^k) - 3 \\ \tau_4 &= \{5(1-4^k) - 10(1-3^k) + 6(1-2^k)\}/(1-2^k)\end{aligned}\quad (16)$$

donde k es el parámetro de forma de la distribución.

Para la distribución triparamétrica GEV estas dos ecuaciones definen una curva dependiente del parámetro de forma k , el cual toma valores usualmente entre -0.5 y 0.5. Para la distribución

(5) Si bien la normalidad de las distribuciones marginales de τ_2 , τ_3 y τ_4 por separado no garantiza el que la distribución conjunta multivariada sea también normal, es una condición necesaria.

(6) Puede decirse que la región de confianza es la materialización, en el espacio de tres dimensiones (τ_2 , τ_3 , τ_4), de la región geográfica en estudio constituida por las estaciones.

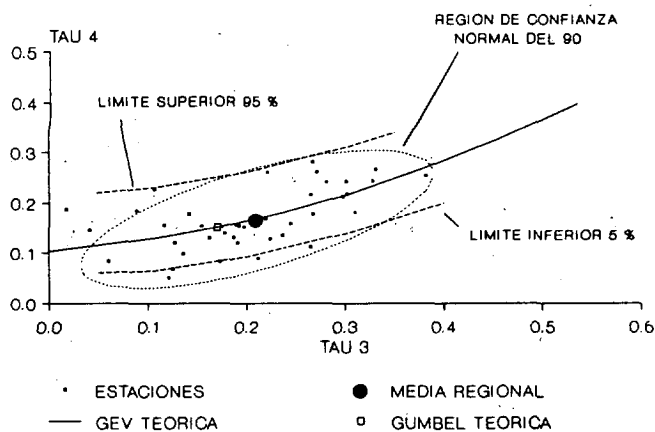


Figura 5. Coeficientes T_3 y T_4 en Jaén y Córdoba. Las líneas discontinuas delimitan un intervalo de confianza del 90% para T_4 , condicionado por T_3 , y la elipse delimita una región de confianza normal del 90%.

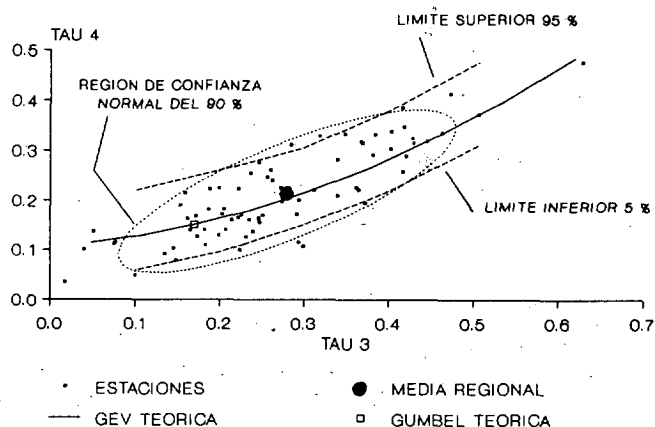


Figura 6. Coeficientes T_3 y T_4 en Málaga. Las líneas discontinuas delimitan un intervalo de confianza del 90% para T_4 , condicionado por T_3 , y la elipse delimita una región de confianza normal del 90%.

biparamétrica de Gumbel la curva teórica se reduce a un punto ($\tau_3 = 0.1699$, $\tau_4 = 0.1504$), obviamente incluido en la curva anterior, de la que Gumbel es un caso particular (para $k = 0$). En la Figura 5 y sobre todo en la Figura 6 se observa que la media regional de τ_3 , τ_4 se aparta sensiblemente de estos valores, por lo que Gumbel tenderá a infravalorar los cuantiles de período de retorno alto. También se muestra en dichas figuras el intervalo de confianza del 90% para τ_4 condicionado por τ_3 , obtenido mediante simulación de Monte Carlo a partir de $5 \cdot 10^4$ series sintéticas de máximos anuales con parámetros y longitud iguales a la media en la región correspondiente. La homogeneidad de τ_2 en la

región se puede comprobar en forma similar, comparando los valores en cada estación con un intervalo de confianza definido a partir de los resultados de la simulación de Monte Carlo. Como se ha mencionado anteriormente, la distribución de τ_2 , τ_3 y τ_4 es asintóticamente (7) normal; Hosking (1986) ha deducido expresiones asintóticas para la media y la matriz de covarianza de τ_2 , τ_3 y τ_4 . Sin embargo, para series pluviométricas cortas es preferible calcular la matriz de covarianza directamente mediante simulación de Monte Carlo. Como muestra, las matrices de covarianza de τ_2 , τ_3 y τ_4 en las provincias de Málaga para una serie de 35 años y Jaén-Córdoba para una serie de 33 años (tamaños medios en dichas regiones) resultan ser

Málaga

$$\text{Cov}[\tau_i] = \begin{bmatrix} 1.1 & 2.1 & 1.1 \\ 2.1 & 8.6 & 5.6 \\ 1.1 & 5.6 & 5.8 \end{bmatrix} \cdot 10^{-3}$$

Jaén-Córdoba

$$\text{Cov}[\tau_i] = \begin{bmatrix} 0.8 & 1.3 & 0.3 \\ 1.3 & 6.9 & 3.5 \\ 0.3 & 3.5 & 4.1 \end{bmatrix} \cdot 10^{-3}$$

Estas matrices de covarianza pueden utilizarse para construir regiones de confianza (multi o unidimensionales) aproximadas para los coeficientes τ_2 , τ_3 y τ_4 , suponiendo que la distribución conjunta es normal. Por ejemplo, la desviación típica de τ_3 —raíz cuadrada del elemento (2,2) de la matriz— es 0.093 en el caso de Málaga. La media regional de τ_3 resulta ser 0.28 en el mismo caso, por lo que los valores de τ_3 en dicha región deben caer, con probabilidad del 95%, dentro del intervalo $(0.28 \pm 1.96 \cdot 0.093) = (0.09, 0.46)$. Es posible entonces comparar el coeficiente τ_3 en cada estación (ver Figura 6) con este intervalo para decidir la inclusión de la estación en la región. Resulta más adecuado, sin embargo, trabajar con regiones de confianza bi- o tridimensionales; suponiendo que la distribución conjunta de τ_2 , τ_3 y τ_4 es aproximadamente normal, la región de confianza tridimensional de

(7) Es decir, cuando la longitud de la serie de máximos anuales es muy grande.

probabilidad $1-\alpha$ para (τ_2, τ_3, τ_4) es el elipsoide definido por (Mardia et al., 1979)

$$(\tau - \tau^R)^T \Sigma^{-1} (\tau - \tau^R) \leq \chi^2_{p,\alpha} \quad (17)$$

donde $\tau = (\tau_2, \tau_3, \tau_4)$, τ^R es la media regional, $\Sigma = (\sigma_{ij}, i, j = 1, 2, 3)$ es la matriz (3×3) de covarianza de (τ_2, τ_3, τ_4) , el superíndice T indica la matriz traspuesta, y $\chi^2_{p,\alpha}$ es el cuantil chi-cuadrado de p grados de libertad ($p = 3$) y probabilidad de excedencia α , que puede obtenerse de tablas. Las estaciones para las que el vector τ cae fuera de esta región de confianza —es decir, para las que $(\tau - \tau^R)^T \Sigma^{-1} (\tau - \tau^R) > \chi^2_{p,\alpha}$, se excluyen de la región (quizá para constituir otra u otras regiones). Esto es fácil de hacer empleando la Ecuación (17).

Regiones de confianza similares pueden construirse para (τ_2, τ_3) , (τ_2, τ_4) ó (τ_3, τ_4) . Por la dificultad de visualizar una región en tres dimensiones, la Figura 5 y la Figura 6 muestran, como ejemplo, regiones de confianza del 90% para τ_3, τ_4 , basadas en la aproximación normal, que en dos dimensiones tienen forma elíptica. Las estaciones que caen fuera de las mismas deben, en principio, excluirse del análisis regional.

RESULTADOS

La Figura 7 muestra los cuantiles de 1000 años de período de retorno, estimados en 72 estaciones de la provincia de Málaga, por los siguientes métodos:

GEV regional: distribución GEV ajustada regionalmente (método del índice de avenida).

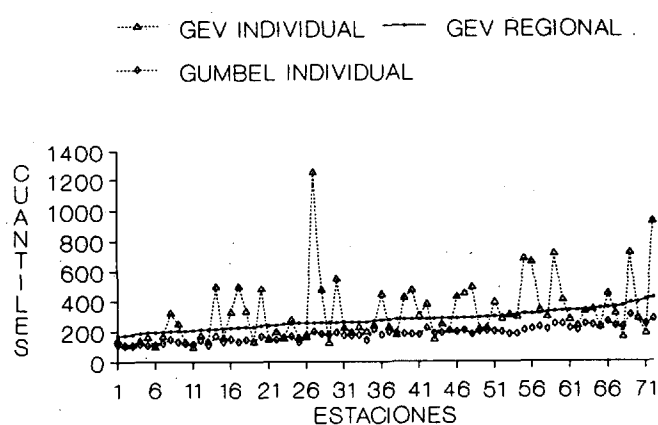


Figura 7. Precipitación en 24 h (en mm) para período de retorno $T = 1000$ años en 72 estaciones de la provincia de Málaga.

GEV individual: distribución GEV ajustada individualmente en cada estación por el método de los PWMs.

Gumbel individual: distribución Gumbel ajustada por el método de máxima verosimilitud individualmente en cada estación (método tradicional).

Resultados similares a los de la Figura 7 se muestran en la Figura 8 para las provincias de Jaén-Córdoba. En ambas figuras las estaciones se han ordenado según el cuantil obtenido por el método GEV regional. Los valores obtenidos por Gumbel son generalmente menores que los obtenidos por el método GEV regional, lo que sucede para valores negativos del parámetro de forma k —para los cuales la distribución GEV presenta forma cóncava cuando se representa en papel probabilístico de Gumbel (mientras que la distribución de Gumbel aparece como una recta), como muestra la Figura 2. Como en ambas provincias la distribución regional se aparta de la de Gumbel (con parámetro de forma k negativo), Gumbel sistemáticamente infravalora las precipitaciones máximas, es decir, da un error sistemático del lado de la inseguridad— sobre todo en Málaga, donde el error está próximo a 100 mm.

En cuanto a los resultados obtenidos por el método GEV individual, son sumamente variables: el intentar ajustar una distribución triparamétrica como la GEV individualmente en cada estación, por tanto con un número reducido de datos, lleva a unas discrepancias muy grandes entre estaciones contiguas, especialmente, si se da el caso de existencia de *outliers*, disparándose los cuantiles estimados en las mismas —esto

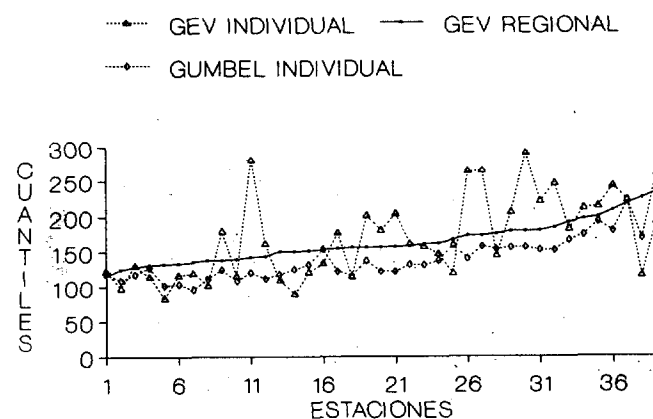


Figura 8. Precipitación en 24 h (en mm) para período de retorno $T = 1000$ años en 39 estaciones de las provincias de Jaén y Córdoba.

puede observarse especialmente en el caso de Málaga, presentado en la Figura 7. Sin embargo, al ajustar la distribución regionalmente se suavizan estas puntas, tanto superiores como inferiores, y se obtiene una variación más suave de las precipitaciones máximas a través de la región, evitando discrepancias entre estaciones próximas. Precisamente por efecto de esta dificultad de ajustar una distribución de tres parámetros con una serie reducida de datos sería preferible, en caso de trabajar individualmente en cada estación, el empleo de distribuciones biparamétricas, siempre que la distribución elegida se ajuste bien a los datos en la cola superior. En la práctica, por último, los saltos entre estaciones se suavizan en cierta medida al calcular la precipitación máxima en una cuenca contenida en la región como media ponderada de las precipitaciones máximas en las estaciones, si bien no totalmente, por lo que en el caso de utilizar la distribución GEV con estimación por los PWMs es aconsejable aplicarlo regionalmente. Sin embargo, el cálculo de la precipitación media en la cuenca no puede eliminar el error sistemático por elección de una distribución poco adecuada en las colas— en este caso Gumbel.

Distribución	Método estimación	Cáceres	Jaén -Córdoba	Granada	Málaga
GEV individual	PWM	143	178	227	330
GEV regional	PWM	145	160	233	271
Gumbel individual	MV	134	140	146	182

Diferencia (en %) entre Gumbel y GEV-PWM regional	-7	-12	-30	-33
Parámetro regional k (GEV)	-0.02	-0.05	-0.18	-0.16

Tabla 1. Comparación de la precipitación media en 24 h de período de retorno $T = 1000$ años, calculada por distintos métodos. Nota: PWM = Momentos ponderados en probabilidad, MV = máxima verosimilitud.

Los valores de las precipitaciones máximas medias (para $T = 1000$ años) en diversas regiones están contenidos en la Tabla 1. Puede verse que las mayores discrepancias entre el método regional y el enfoque tradicional se dan en las regiones de Málaga y Granada, donde el valor del parámetro de forma k difiere más de cero y por tanto la distribución de las series históricas se aparta más de la de Gumbel, que infravalora la precipitación media en la cuenca en más del 30%. El parámetro de forma K en Granada y Málaga es similar, lo que sugiere la posibilidad

de incluir ambas provincias en una única región. Por el contrario, en Cáceres y Jaén-Córdoba, las diferencias entre ambos métodos son menores, por estar el parámetro k más próximo a cero; en estos casos la utilización de la distribución de Gumbel es menos problemática.

EL PROBLEMA DE LAS DOS POBLACIONES

Como ya se ha comentado anteriormente, los mecanismos que producen las lluvias máximas obedecen a fenómenos meteorológicos de diversa índole. En forma simplificada, podemos decir que en nuestro país las lluvias *normales* suelen corresponder a lluvias de tipo frontal o convectivo, en tanto que las lluvias más *extremas* están producidas por una combinación de factores orográficos y fenómenos convectivos muy intensos. Por tanto, el considerar la serie anual de precipitaciones máximas como una muestra de una única variable aleatoria distribuida según una determinada ley, puede ser conceptualmente erróneo en determinadas regiones, como en buena parte del área mediterránea, ya que en realidad la serie de máximos incluye realizaciones de, al menos, dos poblaciones aleatorias diferenciadas—incluso de tres poblaciones en regiones muy áridas (Nevot y Fernández, 1990). Quiere decirse que en la distribución de los máximos anuales se superponen dos poblaciones, siendo sólo una de ellas la que produce los máximos de mayor período de retorno.

Esto se puede apreciar en la Figura 9, en la cual se ha representado la distribución empírica

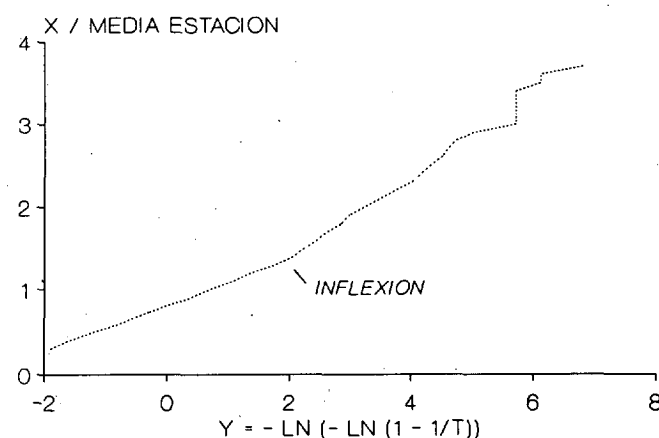


Figura 9. Distribución empírica del índice de avenida en la provincia de Málaga, representada en papel probabilístico de Gumbel.

del índice de avenida en 29 estaciones de la provincia de Málaga, con un total de 914 registros de máximos anuales. Para dibujar esta gráfica, se ha dividido la serie de máximos anuales en cada estación por su media, juntando a continuación las series de todas las estaciones en la región. La "muestra" así conseguida no constituye una muestra realmente aleatoria, ya que existe una cierta correlación entre valores de distintas estaciones correspondientes al mismo año. En el papel probabilístico de Gumbel se observan dos alineaciones, que corresponderían cada una de ellas a una población diferente. Aparentemente, la inflexión ocurre para un valor de precipitación igual a 1.3 veces la media de la estación, valor que se excede con una probabilidad del 20% en un año medio—lo que corresponde a un período de retorno de 5 años. Por tanto, por término medio, un 20% de los máximos de una serie pertenecen a la población de máximos extremos. Esto pone de manifiesto el problema de la metodología tradicional, ya que en una estación con digamos 30 años de registros históricos, existen tan sólo unos 6 valores correspondientes a la población superior, número absolutamente insuficiente para estimar las características de la distribución. Quiere decirse que sólo un enfoque regional permite reunir una base de datos suficiente para estimar la distribución de la población superior con suficiente fiabilidad.

Es claro, pues, que tratar dichas series de precipitaciones como correspondientes a una única población, especialmente si se utiliza el método de Gumbel tradicional, conduciría a errores apreciables en la estimación de cuantiles de elevado período de retorno. Un modo más ajustado de encarar el problema sería separar las series de precipitaciones en sus dos poblaciones, haciendo intervenir en el estudio únicamente los valores que correspondan a la población de máximos más extremos, pero se plantean los siguientes inconvenientes: por una parte, cómo fijar el valor que limite dichas poblaciones, que en general no será tan evidente como en la Figura 9; y por otra parte, el que la serie de registros a utilizar se vería en general drásticamente reducida, contándose únicamente con unos pocos registros de la población de máximos extremos, que es la que realmente interesa. Un modo alternativo de enfocar el estudio, dentro de un enfoque regional, consiste en tratar la serie de registros como una variable aleatoria *bipoblacional*, correspondiendo una población a los máximos generados por fenómenos de tipo frontal y la otra, de valo-

res mayores, a los generados por mecanismos convectivo-orográficos. Entre las distribuciones bipoblacionales, puede utilizarse la distribución TCEV (two-component extreme value—distribución de valores extremos de dos componentes), para la que existe un método regional de estimación, debido a Rossi et al. (1984).

En la Figura 10 se muestra también la distribución regional del índice de avenida en Málaga, ajustada por el procedimiento GEV regional descrito. Como la distribución GEV es triparamétrica, puede *curvarse* para ajustarse aceptablemente a las colas (superior e inferior) de la distribución, al menos para valores de la variable reducida por debajo de 5 (correspondientes a un período de retorno de 150 años). Sin embargo, para comprobar la bondad del procedimiento regional descrito para períodos de retorno mayores es necesario considerar mayores bases regionales de datos, probablemente incluyendo del orden de 200 estaciones, y comprendiendo gran parte del Sur Mediterráneo y Levante. La homogeneidad de la región así definida puede comprobarse con los métodos descritos anteriormente, con lo que aproximadamente se resuelve el problema de las dos poblaciones.

CONCLUSIONES

En las páginas anteriores hemos descrito el método regional del índice de avenida para la estimación de precipitaciones máximas, con ajuste de la distribución GEV (General de Valores Extremos) por el método de los PWMs (Momen-

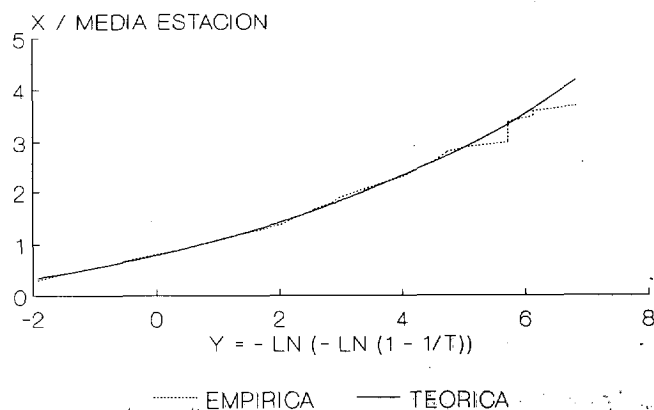


Figura 10. Distribuciones empírica y teórica del índice de avenida en la provincia de Málaga, esta última ajustada mediante la distribución GEV, representadas en papel probabilístico de Gumbel.

tos Ponderados en Probabilidad o Probability Weighted Moments), presentando resultados obtenidos en diversas regiones de nuestro país. Este método presenta, entre otras, las ventajas de ser más robusto y exacto que los métodos tradicionales, incluso frente a violaciones no excesivas de las hipótesis implícitas en el método.

Para un mismo período de retorno, los cuantiles estimados en cada una de las estaciones son más estables utilizando el método del índice de avenida, debido al efecto regional, que por cualquier otro método que efectúe un tratamiento individualizado de las estaciones. Esto es particularmente cierto en estaciones con cortas series de datos y especialmente si existe alguna observación anormalmente alta (un *outlier*, que incluso puede ser debido a un error de media), que desvirtúa lógicamente los resultados finales.

La selección de estaciones que deben incluirse en la región ha de hacerse, en primer lugar, por criterios de proximidad geográfica a la cuenca o zona en estudio. El método regional supone que la distribución de los máximos anuales en toda la región es idéntica excepto por un factor de escala. Por tanto, en segundo lugar hay que comprobar esta hipótesis de homogeneidad regional. En nuestro caso, proponemos realizar esta comprobación comparando los L-momentos τ_2 , τ_3 y τ_4 en cada estación con su distribución muestral entre estaciones de la región, obtenida mediante simulación de Monte Carlo en función de los parámetros regionales estimados, como se describe a continuación.

Debe comprobarse, que los momentos τ_2 , τ_3 y τ_4 para cada estación incluida en la región no difieren significativamente de los valores medios regionales. Esto puede hacerse construyendo regiones de confianza del 90-99% de la distribución definida por la variación aleatoria de estos coeficientes alrededor de los valores medios regionales, ya sea en una, dos o tres dimensiones. La construcción de estas regiones de confianza se simplifica notablemente si se supone que la distribución de τ_2 , τ_3 y τ_4 es normal, lo que resulta aceptable generalmente. El método exacto se ha descrito en el texto. En esencia se trata de *representar* en un gráfico los L-momentos para todas las estaciones de la región— dibujando bandas o regiones de confianza que delimiten el 90-99% de la distribución. La mayor o menor dispersión de los puntos con respecto a los valores medios regionales para τ_2 , τ_3 y τ_4 delimita aquellas zonas susceptibles del tratamiento regional —

precisamente donde se producen concentraciones de estos puntos— debiéndose desechar de la región en estudio aquellas estaciones, correspondientes a los puntos más alejados de la media regional, que caigan claramente fuera de las regiones de confianza del 90-99%.

En alguno de los ejemplos presentados, la distribución regional se aparta sensiblemente de la de Gumbel, lo que pone en duda el correcto uso de esta distribución en estas zonas. La distribución GEV, al tener tres parámetros, resulta mucho más flexible y adaptable, lo que unido a la formulación regional confiere al método una robustez superior a la de los métodos tradicionales, incluso frente al conocido problema de la superposición de dos poblaciones de lluvias (*normales* y *extremas*, más infrecuentes) en las series históricas.

BIBLIOGRAFIA

DALRYMPLE, T., *Flood-frequency analyses*, U.S.G.S. Water Supply Paper 1543-A, 1960.

FISHER, R.A., y L.H.C. TIPPETT, Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample, *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 24, 180-190, 1928.

FRANCES, F.J. MARCO, Utilización de datos históricos y regionales en la determinación de la avenida de cálculo, *Terceras jornadas españolas de presas*, Barcelona, 1990.

GREENWOOD, J.A., J.M. LANDWEHR, N.C. MATA-LAS, y J.R. WALLIS, Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressed in inverse form, *Water Resources Research*, 15(6), 1049-1054, 1979.

GREIS, N.P., y E.F. WOOD, Regional flood frequency estimations and network design, *Water Resources Research*, 17(4), 1167-1177, 1981.

HOSKING, J.R.M., J.R. WALLIS, y E.F. WOOD, Estimating on of the Generalized Extreme Value distribution by the method of probability-weighted moments, *Technometrics*, 27(3), 231-262, 1985.

HOSKING, J.R.M., y J.R. WALLIS, Parameter and quantile estimation for the generalized Pareto distribution, *Technometrics*, 29, 339-374, 1987.

HOSKING, J.R.M., *The Theory of Probability Weighted Moments* (2a Edición), IBM Research Report, Yorktown Heights, New York, 1989a.

HOSKING, J.R.M., L-Moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics, *Journal of Royal Statistical Society*, B, 51(3), 1989b.

JIN, M., y J.R. STEDINGER, Flood frequency analysis with regional and historical information, *Water Resources Research*, 25(5), 925-936, 1989.

KUCZERA, G., Robust flood-frequency models, *Water Resources Research*, 18(2), 315-324, 1982.

LEADBETTER, M.R., G. LINDGREN y H. ROOTZEN, *Extremes and Related Properties of Random sequences and Processes*, SpringerVerlag, 1983.

LETTENMAIER, D.P., y K.W. POTTER, Testing flood frequency estimation methods using a regional flood generation model. *Water Resources Research*, 21(12), 1903-1914, 1985.

LETTENMAIER, D.P., J.R. WALLIS, y E.F. WOOD, Effects of regional heterogeneity on flood frequency estimation, *Water Resources Research*, 23(2), 313-323, 1987.

MARDIA, K.V., J.T. KENT, y J.M. BIBBY, *Multivariate Analysis*, Academic Press, Londres, 1979.

NEVOT PEREZ, A., y R. FERNANDEZ GUTIERREZ DEL ALAMO, *Algunas consideraciones críticas sobre la evaluación de avenidas en el ámbito mediterráneo español: Estudio de la avenida de octubre de 1973 en el río Guadalfeo*, Terceras Jornadas Españolas de Presas, Barcelona, 1990.

POTTER, K.W., y D.P. LETTENMAIER, A comparison of regional flood frequency estimation methods using a resampling method, *Water Resources Research*, 26(3), 415-424, 1990.

Fidel Sáenz de Ormijana y Valdés



Ingeniero de Caminos, promoción 1980. M.S. in Civil Engineering y Ph.D. in Water Resources and Environmental Engineering, por la Universidad de Texas en Austin (EE.UU.). Miembro de ASCE (American Society of Civil Engineers) y AGU (American Geophysical Union). Autor de

diversas publicaciones en EE.UU. y comunicaciones en congresos nacionales e internacionales, ha colaborado en proyectos y estudios diversos en el campo de la hidrología superficial y subterránea, tanto en España como en EE.UU. Actualmente es Director de Equipo en la Sección de Estudios de Agroman.

Francisco Javier Hidalgo Castro



Ingeniero de Caminos, promoción 1987. Miembro del Equipo de Obras Hidráulicas de Cotas Internacional, S.A.

Alfonso Santa Pérez



Ingeniero de Caminos, promoción 1982. Desde 1988 dirige el equipo de Obras Hidráulicas de Cotas Internacional.
