

Análisis estadístico de las series anuales de máximas lluvias diarias en España

JAVIER FERRER POLO (*)
LIANA ARDILES LÓPEZ (*)

RESUMEN Se presentan los trabajos realizados en la modelación estadística de las máximas lluvias diarias a escala nacional, con el objetivo de estimar los cuantiles para distintos periodos de retorno. Se ha adoptado un enfoque de «índice de avenida» en el que los cuantiles locales son el resultado de reescalar una ley regional mediante la media de cada serie de valores que es empleada como factor local de escala.

Se han utilizado las series anuales de máximos de 1.545 estaciones pluviométricas con más de 30 años de registros, que han sido agrupadas en 26 regiones delimitadas con criterios meteorológicos y cuya homogeneización ha sido contrastada mediante análisis estadístico de los coeficientes de variación muestrales empleando el test de χ^2 .

En cada una de estas regiones se han estimado los parámetros correspondientes a cuatro modelos de ley de distribución: a) valores extremos con 2 componentes (TCEV), b) valores extremos generalizados (GEV), c) log-pearson III (LP3) y d) SQRT-ET máx. El análisis de los cuantiles obtenidos muestra pequeñas diferencias entre los resultados, lo cual reduce la trascendencia de la selección. En concreto se ha seleccionado la última de las leyes mencionadas por las siguientes razones: a) está definida con sólo dos parámetros, b) fue propuesta expresamente para el análisis de máximas lluvias diarias, c) conduce necesariamente a resultados más conservadores que la tradicional ley de Gumbel y d) presenta una buena capacidad descriptiva de diversos estadísticos muestrales relacionados con la cola derecha de la distribución, según se ha comprobado con técnicas de simulación de Montecarlo.

La elección de una ley con sólo dos parámetros ha conducido a seleccionar el coeficiente de variación regional como único parámetro determinante de los cuantiles regionales. Ello ha permitido eliminar las discontinuidades resultantes del enfoque regional clásico, suavizando los valores de dicho coeficiente mediante un plano de isocóncas a nivel nacional.

La última fase del trabajo ha consistido en el análisis de la distribución espacial de la media mediante la técnica de Kriging con los datos de 2.231 estaciones pluviométricas con más de 20 datos.

Los resultados finales producto de los cuantiles regionales y la media local han sido obtenidos y presentados con la ayuda de un Sistema de Información Geográfica (SIG) de tipo raster con una resolución espacial de 2.500 m.

STATISTICAL ANALYSIS OF YEARLY SERIES OF MAXIMUM DAILY RAINFALL IN SPAIN

ABSTRACT Work on the statistical modelling of maximum daily rainfalls on a national scale is presented, with a view to estimating the quantiles for different return periods. An «index flood» approach has been adopted in which the local quantiles are a result of rescaling a regional law using the mean of each series of values, that is utilized as a local scale factor.

The annual maximum series have been taken from 1,545 meteorological stations over a 30 year period, and these have been classified into 26 regions defined according to meteorological criteria, the homogeneity of which has been checked by means of a statistical analysis of the coefficients of variation of the samples, using the χ^2 test.

An estimation has been made of the parameters for the following four distribution models: a) Two Component Extreme Value (TCEV), b) General Extreme Value (GEV), c) Log-Pearson III (LP3) and d) SQRT-Exponential Type Distribution of Maximum. The analysis of the quantiles obtained reveals slight differences in the results thus detracting from the importance of the model selection. The last of the above-mentioned distribution has been finally chosen, on the basis of the following: a) it is defined with fewer parameters: only two, b) it is the only that was proposed specifically for the analysis of daily rainfall maximums, c) it yields more conservative results than the traditional Gumbel distribution for the high return periods and d) it is capable of providing a good description of the main sampling statistics concerning the right-hand tail of the distribution, a fact that has been checked with Montecarlo's simulation techniques.

The choice of a distribution model with only two parameters has led to the selection of the regional coefficient of variation as the only determining parameter for the regional quantiles. This has permitted the elimination of the quantiles discontinuity of the classical regional approach, thus smoothing the values of that coefficient by means of an isoline plan on a national scale.

The last stage of the work consisted of analyzing the spatial distribution of the mean of the annual maximum series using the kriging technique with information from 2,231 meteorological stations, each with over 20 years records.

The final quantiles resulting from the regional quantiles, together with the local mean, were obtained and presented with the aid of a raster-type Geographical Information System (GIS), with a spatial resolution of 2,500 m.

Palabras clave: Análisis; Frecuencia lluvias máximas.

INTRODUCCIÓN

El análisis estadístico de las máximas lluvias diarias es el proceso más laborioso y complejo de los incluidos en la metodología propuesta por la actual normativa española de drenaje de carreteras (MOPU, 1990) para la estima-

ción de caudales y que está basada en el método racional. Este hecho, unido al notable incremento de la información pluviométrica disponible desde anteriores trabajos realizados a escala nacional (MOPU, 1978) ha conducido a la Dirección General de Carreteras a solicitar la colaboración del Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX para realizar la actualización del mencionado análisis estadístico.

El objeto de dicho trabajo, resumido en el presente artículo, es la estimación de los cuantiles de lluvia diaria para

(*) Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos. Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX (Ministerio de Obras Públicas, Transportes y Medio Ambiente).



FIGURA 1. Delimitación de las regiones consideradas.

diferentes períodos de retorno, para lo que se ha llevado a cabo una modelación estadística de las series de máximos anuales.

La modelación estadística (WMO, 1989) requiere la elección de: a) esquema de uso combinado de datos locales y regionales, b) modelo de función de distribución de la población y c) método de estimación de parámetros y cuantiles, con lo que existe una amplia gama de posibilidades que, sin pretender ser exhaustivo, ha sido analizada en el presente trabajo.

USO COMBINADO DE DATOS LOCALES Y REGIONALES

Frente a anteriores trabajos a escala nacional en que se empleaban exclusivamente los datos locales en cada una de las distintas estaciones pluviométricas, se ha optado por un enfoque regional que trata de reducir la varianza de los parámetros estimados con una única muestra, empleando la información de estaciones con similar comportamiento.

El enfoque tradicional de estos métodos asume la existencia de una región homogénea respecto a ciertas características estadísticas lo que permite aprovechar el conjunto de información disponible en dicha región.

En este contexto, las cuestiones a determinar son en esencia las siguientes (Cunnane, 1987):

- características estadísticas asumidas constantes dentro de la región y consecuentemente parámetros que son regionalizados.
- método de delimitación de la región.
- grado de heterogeneidad tolerable dentro de la región.
- estimación de características en las cercanías de los límites de la región.

En general pueden distinguirse dos enfoques distintos a la hora de considerar constantes unos determinados parámetros dentro de la región considerada. Un primer grupo de métodos asumen un coeficiente de sesgo (C_s) constante (USWRC, 1981), existiendo otros métodos que consideran además constante el coeficiente de variación (C_v).

El segundo de los enfoques, más utilizado recientemente (FREND, 1989), es el denominado tradicionalmente de «índice de avenida» que ha sido adoptado en el presente trabajo.

Con este supuesto, la variable Y resultante de dividir en cada estación los valores máximos anuales por su media $Y = P/\bar{P}$, sigue idéntica distribución de frecuencia en toda la región. Los parámetros de dicha distribución, una vez seleccionado el modelo de ley, son obtenidos a partir del conjunto de datos de las distintas estaciones, mientras que el valor local de la media $\bar{P}$ se estima exclusivamente a partir de los

REGIÓN	Nº DE ESTACIONES	Nº ESTACIÓN-AÑO	C_v	$C_v (C_v)$
0101	54	1.970	0.353	0.233
0103	67	2.472	0.321	0.194
0107	34	1.332	0.381	0.199
0202	32	1.200	0.327	0.167
0203	69	2.959	0.356	0.170
0204	36	1.483	0.300	0.127
0205	81	3.150	0.358	0.156
0207	30	1.138	0.374	0.162
0301	33	1.215	0.339	0.170
0303	30	1.198	0.332	0.167
0401	41	1.624	0.396	0.148
0402	37	1.547	0.321	0.149
0403	64	2.506	0.318	0.177
0501	69	2.759	0.357	0.183
0503	114	4.536	0.353	0.159
0505	64	2.585	0.385	0.187
0601	130	4.611	0.500	0.287
0603	95	3.591	0.400	0.174
0701	87	3.484	0.373	0.169
0801	114	4.497	0.518	0.188
0901	42	1.912	0.342	0.162
0903	49	1.895	0.406	0.148
0905	21	824	0.328	0.147
0907	41	1.664	0.374	0.144
0909	44	1.643	0.374	0.191
1001	67	2.738	0.469	0.207

TABLA 1. Principales características de las Regiones Consideradas.

datos de cada estación. La idea subyacente en este proceso es asumir que sólo la media de la serie de máximos anuales responde a efectos locales, lo que unido a su fácil estimación a partir de series con las longitudes habituales de registro, hace que sea definida exclusivamente a partir de los datos locales. Por contra, los momentos de mayor orden, C_v y $C_v(C_v)$, que son difícilmente estimados con los datos procedentes de una sola estación, responden a efectos regionales. Esta hipótesis asume por tanto que la variabilidad existente en los C_v y C_v muestrales se deben exclusivamente a un efecto aleatorio y consecuentemente podrá ser reproducida mediante técnicas de simulación de Montecarlo.

Para la aplicación del método descrito, y tras un análisis previo de sus principales estadísticos se han seleccionado:

- a) 1.545 estaciones «básicas» con 30 o más años de registro, con las que se ha abordado la modelación estadística de la ley regional Y_T .

- b) 686 estaciones «complementarias» con 20 o más años de registro, que, junto con las «básicas», se han empleado en el análisis de la distribución espacial del valor medio $\bar{P}$, que actúa como factor local de escala.

REGIONES CONSIDERADAS

La delimitación de las regiones a considerar es posiblemente el punto más controvertido de los métodos regionales y puede realizarse con criterios geográficos o estadísticos. En el primer caso, se definen en función exclusivamente de sus coordenadas geográficas, presentando a veces (USWRC, 1981) los resultados alcanzados de forma suavizada en forma de planos de isolíneas del parámetro regionalizado.

El segundo enfoque (FRIEND, 1989) agrupa en regiones aquellas series con un similar comportamiento estadístico habitualmente cuantificado por el valor de su C_v muestral.

En el presente estudio y dado que la distribución espacial de la precipitación es un fenómeno muy determinado por aspectos geográficos, las regiones han sido definidas esencialmente en forma geográfica tratando de agrupar zonas de territorio con características topográficas comunes y analizando de forma complementaria los C_v muestrales.

Como resultado de lo anterior, se han agrupado las 1.545 estaciones básicas en 26 regiones geográficas (Figura 1) cuyas principales características se resumen en la Tabla 1.

La homogeneidad de las anteriores regiones se ha contrastado mediante el método propuesto por Wiltshire (1988), que aplica un test de χ^2 a partir de los coeficientes de variación de las distintas estaciones. Este método asume una región con m estaciones, cada una de las cuales: j , tiene una longitud n_j y define los siguientes conceptos:

- Cv_j : coeficiente de variación de la serie j calculado mediante

$$Cv_j = \left[\sum_{i=1}^{n_j} (P_{ij} - \bar{P}_j)^2 / (n_j - 1) \right]^{1/2} / \bar{P}_j \quad [1]$$

- V : varianza regional de los coeficientes de variación que se estima con las siguientes expresiones:

$$V = (\sum_j n_j V_j) / m \quad [2]$$

siendo

$$V_j = (n_j - 1) \sum_{i=1}^{n_j} \left[Cv_{ij-1}^2 - \left(\sum_{i=1}^{n_j} Cv_{ij-1} \right) / n_j \right]^2 / n_j \quad [3]$$

en donde Cv_{ij-1} es el coeficiente de variación calculado de una muestra de n_j-1 valores: $P_1, P_2, \dots, P_{j-1}, P_{j+1}, \dots, P_{n_j}$ resultante de eliminar el valor P_1 de la serie original j .

- u_j : varianza muestral del Cv_j estimado con la expresión siguiente

$$u_j = \frac{V}{n_j} \quad [4]$$

— $\bar{C}_v$: media de los C_v en la región, estimada mediante

$$\bar{C}_v = \frac{\sum_{j=1}^n C_{v_j} / u_j}{\sum_{j=1}^n 1 / u_j} \quad [5]$$

— S : parámetro que cuantifica la homogeneidad regional y definido según

$$S = \sum_{j=1}^n \frac{(C_{v_j} - \bar{C}_v)^2}{u_j} \quad [6]$$

En el mencionado trabajo se demuestra que el parámetro S sigue una distribución χ^2 con $m-1$ grados de libertad y puede ser utilizado como un test de homogeneidad regional. El proceso estadístico plantea la hipótesis de que la diferencia entre los coeficientes de variación dentro de la región no es significativa, hipótesis que podrá ser rechazada con un determinado nivel de significación. Es decir, sólo si $S > \chi_p^2$ podrá rechazarse la hipótesis de región homogénea, siendo χ_p^2 el valor de la distribución χ^2 con $m-1$ grados de libertad y un nivel de significación p . Adoptando un nivel de probabilidad de 0,9 y aplicando las expresiones (1) a (6), se obtienen los resultados mostrados en la Tabla 2.

Puede observarse como, excepto el caso de la región 0202, no puede rechazarse la hipótesis regional del C_v . El caso de dicha región no se considera significativo, ya que el 22% del valor del estadístico S está provocado por sólo dos estaciones pluviométricas.

MODELOS DE LEY DE DISTRIBUCIÓN

La selección del modelo de ley de distribución a adoptar para el análisis de las máximas lluvias diarias no es un tema sobre el que exista consenso. La Organización Meteorológica Mundial en un reciente trabajo (WMO, 1989) revisa un informe del Secretario, que resume las contestaciones a un cuestionario enviado a 55 agencias de 28 países, en el que se solicitaba información sobre las leyes de distribución habitualmente empleadas en el análisis de valores extremos de lluvia y caudal. Los resultados, para el análisis de lluvias muestran dos grupos principales de leyes:

- Distribución de valores extremos, entre los cuales es de sumo interés la de valores extremos generalizados (GEV), empleada habitualmente en Gran Bretaña (Reed D., 1992), que incluye como casos particulares las leyes de Gumbel (EV1), Frechet (EV2) y Weibull (EV3).
- Distribuciones basadas en la función Gamma que incluye la ley Pearson III (P3) y la ley Log-Pearson III (LP3). Esta última ley recomendada en EEUU. para el análisis estadístico de caudales de avenida, incluye como caso particular la lognormal de dos parámetros (LN2).

Por otra parte, los trabajos realizados en Italia por Rossi et al. (1984) sugieren que la ley de valores extremos con dos componentes (TCEV), que incluye asimismo la Ley de Gumbel como caso particular, puede reproducir las propiedades estadística de las series de máximos hidrológicos mejor que otras distribuciones más tradicionales.

Por último, la ley SQRT-ET máx propuesta en Japón por Etoh et al. (1986) es uno de los escasos modelos de ley desarrollados específicamente para el análisis de máximas lluvias diarias y tiene la característica de conducir a resultados

REGIÓN	m	S	$\chi_{0.9}^2 (m-1)$
0101	54	63.5	66.5
0103	67	81.1	82.2
0107	34	28.3	43.7
0202	32	49.6	41.4
0203	69	83.1	83.3
0204	36	36.2	46.0
0205	81	79.1	96.6
0207	30	24.1	39.1
0301	33	43.2	43.7
0303	30	35.9	39.1
0401	41	40.1	51.8
0402	37	42.7	47.2
0403	64	79.0	79.0
0501	69	77.3	83.3
0503	114	120.5	132.6
0505	64	63.3	77.7
0601	130	122.8	150.0
0603	95	99.8	111.9
0701	87	101.1	103.2
0801	114	105.9	132.6
0901	42	52.4	52.9
0903	49	55.2	60.9
0905	21	22.8	28.4
0907	41	29.9	51.8
0909	44	53.0	55.2
1001	67	68.9	81.1

TABLA II. Estadístico S de homogeneidad en las distintas regiones.

más conservadores que los obtenidos mediante la ley de Gumbel.

Como resultado de lo anterior, en el presente trabajo han sido adoptados, para su correspondiente contraste, los siguientes modelos de ley de distribución: a) GEV, b) LP3, c) TCEV y d) SQRT-ET máx, cuya formulación puede consultarse en la Tabla 3.

ESTIMACIÓN REGIONAL DE PARÁMETROS

La completa definición del modelo estadístico en cada región requiere por último, la elección del método de estimación de parámetros de las distintas funciones de distribución. Los métodos más habituales de estimación de parámetros son los tradicionales de momentos (MOM) y máxima verosimilitud (ML) y el más reciente de momentos ponderados probabilísticamente (PWM). Este último método fue desarrollado por Greenwood et al. (1979), para distribuciones en las cuales la función de distribución $F(q)$ sea expresable de forma

DISTRIBUCIÓN	$f(x)$ or $F(x)$	PARÁMETROS
GEV	$F(x) = \exp\left\{-\left[1 - k\left(\frac{x-u}{\alpha}\right)\right]^{1/k}\right\}$	u, α, k
LP3	$f(x) = \frac{\left(\frac{\log x - u}{\alpha}\right)^{k-1}}{\alpha \Gamma(k)} \exp\left\{-\left(\frac{\log x - u}{\alpha}\right)^k\right\}$	u, α, k
TCEV	$F(x) = \exp\{-\alpha_1 e^{-x/\alpha_1} - \alpha_2 e^{-x/\alpha_2}\}$	$\alpha, \theta, j = 1, 2$
SQRT-ET máx	$F(x) = \exp\left[-k(1 + \sqrt{\alpha x}) \exp(-\sqrt{\alpha x})\right]$	α, k

TABLA 3. Funciones de distribución seleccionadas.

explícita en forma inversa, es decir $q = q(F)$, por lo que no es aplicable a las leyes TCEV, LP3 y SQRT-ET máx.

A continuación se resume, para cada uno de los cuatro modelos de ley seleccionados, el método adoptado de estimación regional de parámetros.

GEV

El método empleado es el propuesto por Hosking et al. (1985), basado en la obtención de la media regional de los PWM expresados en forma adimensional. Los PWM se definen mediante la expresión:

$$M_{ijk} = E[X^i F^j (1-F)^k] \quad (7)$$

siendo i, j, k números enteros y F la probabilidad de que x no sea superada.

En el caso particular de $i = 1$ y bien $j = 0$ ó $k = 0$, M_{10k} y M_{1j0} son lineales y pueden ser utilizados en la estimación de los parámetros de funciones de distribución invertibles como es el caso de la ley GEV. M_{10k} y M_{1j0} están relacionados entre sí, mediante las expresiones:

$$M_{10k} = \sum_{j=0}^k \binom{k}{j} (-1)^j M_{1j0} \quad (8)$$

$$M_{1j0} = \sum_{k=0}^j \binom{j}{k} (-1)^k M_{10k} \quad (9)$$

La estimación de los valores de M_{10k} a partir de una muestra se realiza con la expresión:

$$\hat{M}_{10k} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \left(1 - \frac{i-0,35}{n}\right)^k \quad (10)$$

donde $x_i, i = 1, 2, \dots, n$ son los n valores de la muestra ya ordenados, siendo $i = 1$ el menor valor.

Estos valores se expresan en forma adimensional aplicando la siguiente expresión:

$$\hat{m}_k = \hat{M}_{10k} / \hat{M}_{100} \quad k = 0, 1, 2 \quad (11)$$

Los valores correspondientes a las m estaciones consideradas: $\hat{m}_k$ son ponderados por la longitud de sus respectivas series, obteniendo los valores regionales adimensionales $\bar{m}_k$

$$\bar{m}_k = \sum_{j=1}^m (\hat{m}_k)_j [n_j / L] \quad k = 0, 1, 2 \quad (12)$$

siendo:

$$L = \sum_{j=1}^m n_j \quad (13)$$

Estos valores $\bar{m}_k$ expresados en su forma de $\hat{M}_{10k}$ son finalmente transformados a su forma m_j^* correspondientes de M_{1j0} a partir de la expresión (9) que particularizada para $j = 0, 1, 2$ resulta:

$$\begin{aligned} m_0^* &= \bar{m}_0 \\ m_1^* &= \bar{m}_1 - \bar{m}_0 \\ m_2^* &= \bar{m}_2 - 2\bar{m}_1 + \bar{m}_0 \end{aligned} \quad (14)$$

Una vez calculados los momentos regionales m_j^* , el método de PWM es similar al método de momentos convencionales: se resuelve un sistema de tantas ecuaciones como parámetros a estimar (u, α, k para la ley GEV) igualando la expresión teórica de los PWM y sus valores estimados a partir de los datos.

Para el modelo de la ley el sistema de ecuaciones resultante es el siguiente:

$$m_j^* = \frac{1}{i+j} \left\{ u + \alpha [1 - (j+1)^k \Gamma(1+k)] / k \right\} \quad (15)$$

La resolución de este sistema de ecuación se realiza mediante aplicación de las siguientes expresiones aproximadas:

$$k = 7,8590 C + 2,9554 C^2 \quad (16)$$

$$\alpha = \frac{[2 m_1^* - m_2^*] k}{\Gamma(1+k) (1 - 2^{-k})} \quad (17)$$

$$u = m_0^* + \alpha [\Gamma(1+k) - 1] / k \quad (18)$$

siendo la variable auxiliar C

$$C = \frac{2}{3} \frac{m_1^* - m_0^*}{m_2^* - m_0^*} - \frac{\log 2}{\log 3} \quad (19)$$

LP3

El método de estimación está basado en el tradicional método de momentos en el espacio de los logaritmos (LMOM), pero regionalizado tanto el coeficiente de sesgo logarítmico (C_L) como el coeficiente de variación logarítmico (C_{VL}).

Como primer paso, y para cada serie j existente en la región, se calcula en el espacio logarítmico su media (m_{lj}), desviación típica (s_{lj}), coeficiente de variación (cv_j) y coeficiente de sesgo (cs_j) según las siguientes expresiones:

$$m_{lj} = \sum_{i=1}^{n_j} \ln(x_i) / n_j \quad (20)$$

$$s_{lj}^2 = \sum_{i=1}^{n_j} (\ln(x_i) - m_{lj})^2 / (n_j - 1) \quad (21)$$

$$cv_{lj} = \frac{s_{lj}}{m_{lj}} \quad (22)$$

$$cs_{lj} = \frac{n_j \sum_{i=1}^{n_j} (\ln(x_i) - m_{lj})^3}{(n_j - 1)(n_j - 2) s_{lj}^3} \left[1 + \frac{8,5}{n_j} \right] \quad (23)$$

En la expresión (23) se ha empleado el factor reductor propuesto por Wallis et al. (1974) para incrementar el coeficiente de sesgo muestral y corregir su infravaloración respecto al valor poblacional.

Posteriormente, los valores de cv_j y cs_j son promediados en forma análoga a lo mostrado en las expresiones (12) y (13) para obtener los valores regionales del coeficiente de variación ($\bar{cv}$) y de sesgo ($\bar{cs}$). La última etapa es la simple aplicación de la tradicional fórmula de estimación de los cuantiles X_T :

$$\ln X_T = m_{lj} (1 + K_T \bar{cv}) \quad (24)$$

en donde K_T es el factor de frecuencia de la ley Pearson III y que se obtiene a partir del periodo de retorno T y del $\bar{cs}$ mediante las fórmulas polinómicas propuestas por Kite (1977).

No obstante, la asunción de valores constantes del cv y cs no asegura idéntica situación respecto al cv y cs en el espacio real, para lo que se ha realizado un promedio de los cuantiles obtenidos en (24) pero divididos por su media local en el espacio real con objeto de conseguir valores adimensionales.

TCEV

El método de ajuste está basado en una estandarización previa de los datos que forman una única serie común asumiendo la hipótesis de «año-estación» a la que se ajustan los parámetros regionales mediante el método de máxima verosimilitud. Posteriormente, tanto los cuantiles como los parámetros son desestandarizados para obtener los resultados locales.

Este proceso está basado en los trabajos de Rossi et al. (1984) y Francés (1991) pero con las modificaciones pertinentes para regionalizar no sólo el coeficiente de sesgo sino también el de variación. El método se desarrolla en tres etapas:

a) Estandarización de los datos observados en cada estación pluviométrica j mediante la siguiente expresión:

$$Y_{ij} = (x_{ij} - u_j) / \theta_j = x_{ij} / \theta_j - \ln \alpha_j \quad i = 1, \dots, n_j \quad (25)$$

en donde (u_j , θ_j) son estimaciones de los parámetros de la ley de Gumbel obtenidos por máxima verosimilitud (ML) a partir de la serie original pero eliminando los valores anómalamente altos o «outliers».

La anterior estandarización conlleva un valor regional del coeficiente de sesgo, pero no así del coeficiente de variación. Para conseguir esto último, en el presente trabajo, se ha adoptado un valor medio α resultado de ponderar por el número de años los distintos parámetros obtenidos α_j .

$$\alpha = \sum_{j=1}^m \alpha_j (n_j / L) = \sum_{j=1}^m \exp(u_j / \theta_j) (n_j / L) \quad (26)$$

El empleo de idéntico parámetro α en las distintas estaciones junto con el previamente obtenido θ_j conlleva la variación de la media en cada estación. Es decir una distribución de Gumbel con parámetros (α , θ_j) tendrá distinta media que la inicialmente obtenida con los parámetros (α_j , θ_j). El método propuesto recalcula el parámetro θ_j en cada estación para que, asumiendo $\alpha_j = \alpha$, se conserve la media inicialmente estimada.

Una vez obtenidos los parámetros α_j , θ_j , la aplicación de la expresión (25) proporciona n_j valores Y_{ij} para cada estación j que, considerados de forma conjunta forman una única muestra de $L = n_1 + n_2 + \dots + n_m$ valores.

b) Estimación por ML de los parámetros α_j , θ_j , α_j' , θ_j' , a partir de la anterior serie regional. Para ello se igualan a cero las derivadas del funcional logarítmico de ML, obteniendo el siguiente sistema de cuatro ecuaciones que permite obtener por métodos numéricos el valor de los parámetros α_j , θ_j .

$$-\sum_{i=1}^N e^{-x_i/\theta_j'} + (1/\theta_j') \sum_{i=1}^N [e^{-x_i/\theta_j'} / \psi(x_i)] = 0 \quad j = 1, 2 \quad (27)$$

$$-(\alpha_j'/\theta_j') \left[\sum_{i=1}^N x_i e^{-x_i/\theta_j'} + \sum_{i=1}^N [e^{-x_i/\theta_j'} (1 - x_i/\theta_j') / \psi(x_i)] \right] = 0 \quad j = 1, 2 \quad (28)$$

siendo:

$$\psi(x) = (\alpha_j'/\theta_j') e^{-x/\theta_j'} + (\alpha_j'/\theta_j'^2) e^{-x/\theta_j'} \quad (29)$$

c) Desestandarización de los cuantiles y parámetros para cada una de las series j mediante las expresiones:

$$X_{Tj} = \theta_j (Y_T + \ln \alpha) \quad (30)$$

$$\alpha_j = \alpha_j' \alpha^{1/\theta_j'} \quad (31)$$

$$\theta_j = \theta_j' \theta_j \quad (32)$$

$$\alpha_j = \alpha_j' \alpha^{1/\theta_j'} \quad (33)$$

$$\theta_j = \theta_j' \theta_j \quad (34)$$

SQRT-ET máx

El método de estimación de parámetros ha sido de momentos: los parámetros α y K de la ley regional han sido

obtenidos asumiendo una media unidad y un coeficiente de variación regional $\bar{c}v$ estimado por media ponderada de los coeficientes de variación muestrales de las distintas series.

El cálculo de los momentos de orden i de esta función de distribución no puede realizarse de forma analítica, por lo que se han obtenido numéricamente las integrales involucradas:

$$\alpha_i = \int_0^{\infty} x^i f(x) dx \quad i = 1, 2 \quad (35)$$

siendo:

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} = \frac{h}{1-e^{-h}} h(x) F(x) \quad x \geq 0 \quad (36)$$

con

$$h(x) = \frac{\alpha}{2} \exp - \sqrt{\alpha x} \quad (37)$$

La estimación de los parámetros se reduce a resolver por tanteos las ecuaciones:

$$m = \alpha_1 = 1 \quad (38)$$

$$\bar{c}v = \frac{\sqrt{\alpha_2 - \alpha_1^2}}{\alpha_1} \quad (39)$$

en donde los momentos α_i se estiman numéricamente mediante la expresión (35).

CUANTILES REGIONALES ADOPTADOS

La comparación de los cuantiles estimados con los cuatro modelos de ley seleccionados en las 26 regiones adaptadas muestran diferencias prácticamente inexistentes para bajos y medio periodos de retorno (2, 5, 10 y 25 años), que se incrementan conforme aumenta el periodo de retorno conside-

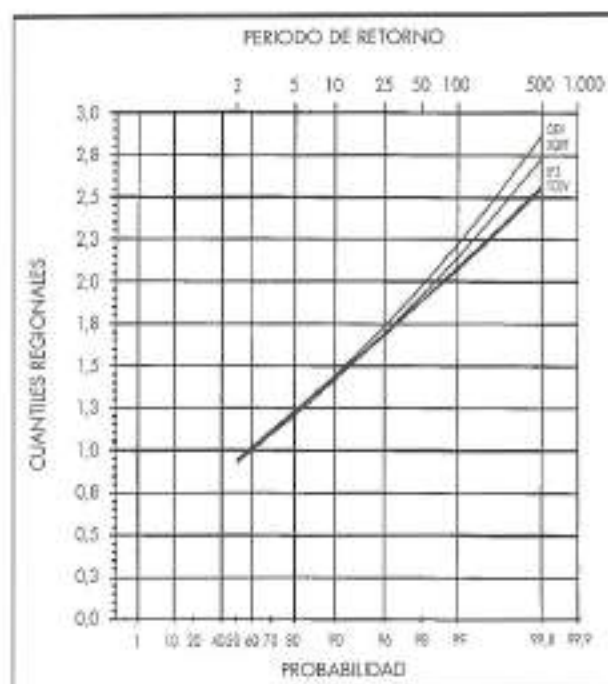


FIGURA 2. Un ejemplo de la comparación gráfica de los cuantiles estimados por los distintos modelos de ley.

REGIÓN	GEV	LP3	TCEV	SQRT-ET	Máx. Dif. %
0101	3.013	2.989	3.217	2.853	6,6
0103	2.583	2.589	2.419	2.675	5,7
0107	3.422	3.388	3.278	3.023	7,8
0202	2.509	2.401	2.523	2.704	6,7
0203	2.693	2.608	2.564	2.871	7,0
0204	2.317	2.285	2.380	2.545	6,9
0205	2.815	2.720	2.537	2.887	7,4
0207	2.876	2.886	2.639	2.979	7,2
0301	2.869	2.745	2.743	2.769	3,1
0303	2.650	2.570	2.552	2.733	4,1
0401	3.386	3.271	3.121	3.114	5,1
0402	2.591	2.497	2.456	2.671	4,6
0403	2.560	2.454	2.379	2.647	5,5
0501	2.829	2.727	2.879	2.878	3,6
0503	2.776	2.713	2.506	2.865	7,7
0505	3.281	3.189	3.060	3.046	4,4
0601	4.194	4.108	4.320	3.753	8,3
0603	3.245	3.200	3.073	3.134	2,8
0701	2.919	2.844	2.745	2.973	4,4
0801	4.036	3.917	3.851	3.863	3,0
0901	2.717	2.650	2.673	2.785	2,9
0903	3.233	3.124	3.036	3.171	3,3
0905	2.612	2.586	2.403	2.709	6,8
0907	3.035	2.975	2.961	2.977	1,6
0909	3.001	2.892	2.836	2.978	3,1
1001	3.783	3.593	3.609	3.554	4,1

TABLA 4. Comparación del cuantil de 500 años estimado para los cuatro modelos de ley considerados.

rado. En la figura 2 se muestra un ejemplo de comparación gráfica en una región y en la Tabla 4 se muestran los cuantiles obtenidos para un periodo de retorno de 500 años, así como la máxima diferencia observada respecto a la media de las cuatro estimaciones.

Como se observa en la anterior tabla, las diferencias son de pequeña cuantía y sólo en la región 0601 se supera el 8%. Respecto a que modelo de ley conduce a resultados más o menos conservadores, en la figura 3 se representan los distintos cuantiles, ordenando en abscisas las regiones de forma creciente tomando como base la media de los resultados obtenidos.

El análisis del anterior gráfico muestra los siguientes hechos:

- Regiones con menores valores de Y_{500} : la ley SQRT-ET más conduce en esas 17 regiones (de la 0204 a la 0907) a resultados más conservadores, seguida de la ley GEV y la LP3 siendo la TCEV la que estima menores cuantiles.

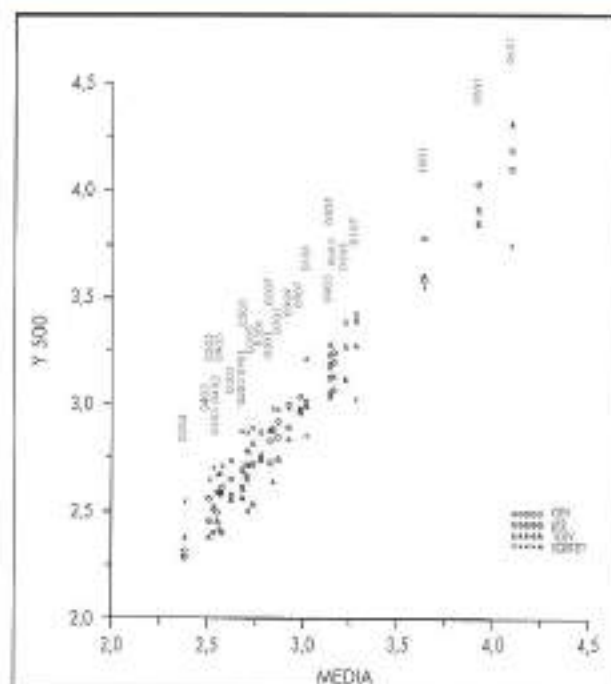


FIGURA 3. Comparación del cuantil de 500 años.

- b) Regiones con valores intermedios de Y_{500} : 0101, 0903, 0505, 0603, 0401. La ley SQRT-ET máx conduce a los menores resultados pero su diferencia respecto al valor medio no es mayor que los otros tipos de leyes.
- c) Regiones con los máximos valores Y_{500} : 0107, 1001, 0801, 0601. En las regiones 1001 y 0801 sólo la ley GEV conduce a unos mayores resultados coincidiendo prácticamente el resto. Distinto es el caso de las regiones 0601 y 0107 en que la ley SQRT-ET máx conduce a cuantiles inferiores al resto, si bien hay una cierta dispersión de los resultados.

El anterior análisis muestra en cualquier caso las pequeñas diferencias existentes, lo que reduce en cierto modo la trascendencia de la selección del modelo de ley.

En estas condiciones, se ha seleccionado, para el conjunto del territorio peninsular, la ley SQRT-ET máx que presenta las siguientes ventajas:

- Es el único de los modelos analizados de ley de distribución, que ha sido propuesto específicamente para la modelación estadística de máximas lluvias diarias.
- Está formulada con sólo dos parámetros en lugar de tres (GEV, LP3) o cuatro (TCEV) lo que además de una ventaja estadística intrínseca por emplear menor número de parámetro, conlleva:
 - mayor robustez en los resultados obtenidos ante valores anómalos en los datos.
 - completa definición de los cuantiles en función exclusivamente del coeficiente de variación con lo que se consigue una mayor facilidad de presentación de resultados.
- Por la propia definición de la ley siempre proporciona resultados más conservadores que la tradicional ley de Gumbel.
- Conduce a cuantiles más conservadores que los otros tres modelos de ley analizados para las 17 regiones con cuanti-

les de menor cuantía, mostrando unos resultados similares en el resto de las regiones. Sólo en las regiones 0107 y 0601 conduce a cuantiles algo inferiores que el resto de los modelos de ley analizados, probablemente debido a la excesiva incidencia de lluvias anómalamente elevadas en los modelos de ley con mayor número de parámetros.

Los cuantiles y parámetros estimados para la ley finalmente adoptada se resumen en la Tabla 5.

Una vez seleccionado el modelo de ley de distribución SQRT-ET máx, se va a analizar su capacidad descriptiva, esto es su capacidad para reproducir las propiedades estadísticas observadas en los datos.

El método empleado en el presente trabajo está basado en la generación de series sintéticas mediante técnicas de Montecarlo y la comparación entre la distribución muestral observada y generada de diversos estadísticos previamente seleccionados.

Los estadísticos seleccionados son de dos tipos:

- relacionados con la hipótesis de homogeneidad regional asumida
- relacionados con el comportamiento de la cola derecha de la distribución, muy relacionado con la presencia de valores anómalamente altos.

En el primer caso se ha seleccionado el coeficiente de variación (C_v) y en el segundo el coeficiente de sesgo (C_s) y el máximo valor estandarizado (Y_s), estadísticos definidos según las siguientes expresiones:

$$C_v = S / \bar{X} \quad (40)$$

$$C_s = \frac{N \sum (X - \bar{X})^3}{(N-1)(N-2) S^3} \quad (41)$$

$$Y_s = \frac{X_n - \bar{X}}{S} \quad (42)$$

donde para cada muestra de N elementos, X_n es el máximo valor, $\bar{X}$ el valor medio y S la desviación típica.

El proceso operativo requiere la generación aleatoria, a partir del modelo estadístico ajustado, de un número suficientemente elevado de muestras (3.000 en el presente trabajo), de tamaño análogo a las observadas. Para cada una de estas muestras, se calculan los parámetros C_v , C_s e Y_s según las expresiones (40), (41) y (42). El análisis se realiza, para cada uno de los tres estadísticos considerados, mediante comparación gráfica entre la función de distribución de los valores generados representada en papel de Gumbel como una línea suavizada, y los puntos que representan los valores muestrales observados utilizando para ello la fórmula de gráfico de Gringorten. Como ejemplo se muestra en la Figura 4 la mencionada comparación para una de las regiones.

El análisis de los resultados muestra los siguientes hechos:

- Buena correspondencia entre los valores de C_v observados y generados en todas las regiones lo que confirma la hipótesis de homogeneidad regional del C_v , y por tanto lo adecuado de la hipótesis de "índice de avenida" adoptada en el presente trabajo.
- Adecuada correspondencia en general entre los valores de C_s e Y_s observados y generados lo que confirma el buen comportamiento de la ley SQRT-ET máx para reproducir la cola derecha de la distribución a pesar de asumir una relación fija entre C_v y C_s .

REGIÓN	T=2	T=5	T=10	T=25	T=50	T=100	T=200	T=500	α	k
0101	0,923	1,221	1,439	1,737	1,973	2,224	2,486	2,853	328,740	76,450
0103	0,931	1,205	1,403	1,673	1,887	2,111	2,348	2,675	421,270	81,150
0107	0,916	1,237	1,472	1,797	2,056	2,328	2,616	3,023	198,640	67,030
0202	0,929	1,207	1,409	1,683	1,900	2,129	2,368	2,704	558,920	86,980
0203	0,923	1,223	1,442	1,743	1,983	2,236	2,500	2,871	309,840	75,310
0204	0,937	1,191	1,375	1,626	1,824	2,029	2,246	2,545	1,085,890	101,040
0205	0,922	1,224	1,445	1,749	1,991	2,244	2,512	2,887	295,440	74,400
0207	0,918	1,232	1,464	1,781	2,036	2,302	2,583	2,979	223,940	69,220
0301	0,927	1,214	1,421	1,707	1,933	2,172	2,422	2,769	435,140	81,930
0303	0,929	1,210	1,416	1,694	1,917	2,148	2,394	2,733	496,120	84,560
0401	0,912	1,245	1,492	1,829	2,101	2,338	2,688	3,114	155,190	62,630
0402	0,932	1,204	1,402	1,670	1,884	2,108	2,342	2,671	635,900	89,630
0403	0,933	1,202	1,396	1,663	1,874	2,094	2,326	2,647	694,430	91,470
0501	0,923	1,224	1,443	1,745	1,985	2,239	2,505	2,878	303,210	74,900
0503	0,923	1,223	1,441	1,741	1,981	2,232	2,496	2,865	314,720	75,610
0505	0,915	1,239	1,477	1,805	2,068	2,343	2,636	3,046	185,990	65,840
0601	0,883	1,299	1,612	2,049	2,405	2,783	3,185	3,753	44,430	42,450
0603	0,911	1,247	1,494	1,836	2,110	2,399	2,705	3,134	147,460	61,730
0701	0,919	1,233	1,463	1,779	2,033	2,299	2,578	2,973	227,140	69,480
0801	0,879	1,308	1,633	2,087	2,457	2,850	3,270	3,863	37,750	40,080
0901	0,926	1,216	1,426	1,714	1,943	2,182	2,435	2,785	409,530	80,730
0903	0,910	1,250	1,502	1,849	2,128	2,423	2,734	3,171	134,810	60,180
0905	0,930	1,207	1,408	1,683	1,903	2,133	2,372	2,709	549,470	86,630
0907	0,918	1,233	1,463	1,779	2,034	2,303	2,583	2,977	224,550	69,270
0909	0,918	1,233	1,464	1,782	2,035	2,303	2,585	2,978	223,000	69,150
1001	0,892	1,283	1,574	1,982	2,310	2,659	3,031	3,554	61,500	47,350

TABLA 5. Cuantiles regionales de la ley SQRTE max.

DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DEL VALOR MEDIO

La estimación de los cuantiles en un determinado punto es el resultado del producto de la ley regional adimensional, obtenida mediante modelación estadística, y un factor de escala local. Este factor de escala es precisamente la media de las series analizadas.

El análisis de la distribución espacial de la media se ha abordado mediante interpolación espacial con técnicas de Krigado a partir de los datos de la media en 2.231 estaciones ("básicas" y "complementarias").

Para la aplicación del Krigado se han considerado 15 zonas geográficas (Figura 5) con similar comportamiento de la variable analizada, caracterizado fundamentalmente por unas variaciones "bruscas" en zonas montañosas y "suaves" en el resto. En dichas zonas se han calculado los variogramas muestrales y ajustado variogramas teóricos cuyas características se muestran en la Tabla 6. El proceso de obtención de los variogramas teóricos y de resolución de las ecuaciones básicas del Krigado se ha abordado mediante el

software GEO-EAS (EPA, 1988) realizando una estimación de la variable sobre una malla cuadrada de 2.500 m de lado.

Los resultados numéricos obtenidos se han representado gráficamente en forma de isóneas en 25 planos a escala 1:400.000, análogos al mostrado en la Figura 6.

PRESENTACIÓN DE RESULTADOS

La delimitación de regiones ya mostrada en la Figura 1 junto con los cuantiles adimensionales (Y_T) reflejados en la tabla 5 permite estimar los cuantiles en un punto dado sin más que reescalar la ley regional Y_T con el valor medio local representado en planos análogos al de la Figura 6.

Este es el enfoque tradicional de los métodos regionales, que, no obstante, presenta dos dificultades principales:

- el método de delimitación de las regiones es necesariamente poco preciso, por lo que cerca de los límites aumenta la incertidumbre respecto a la pertenencia a una u otra región.

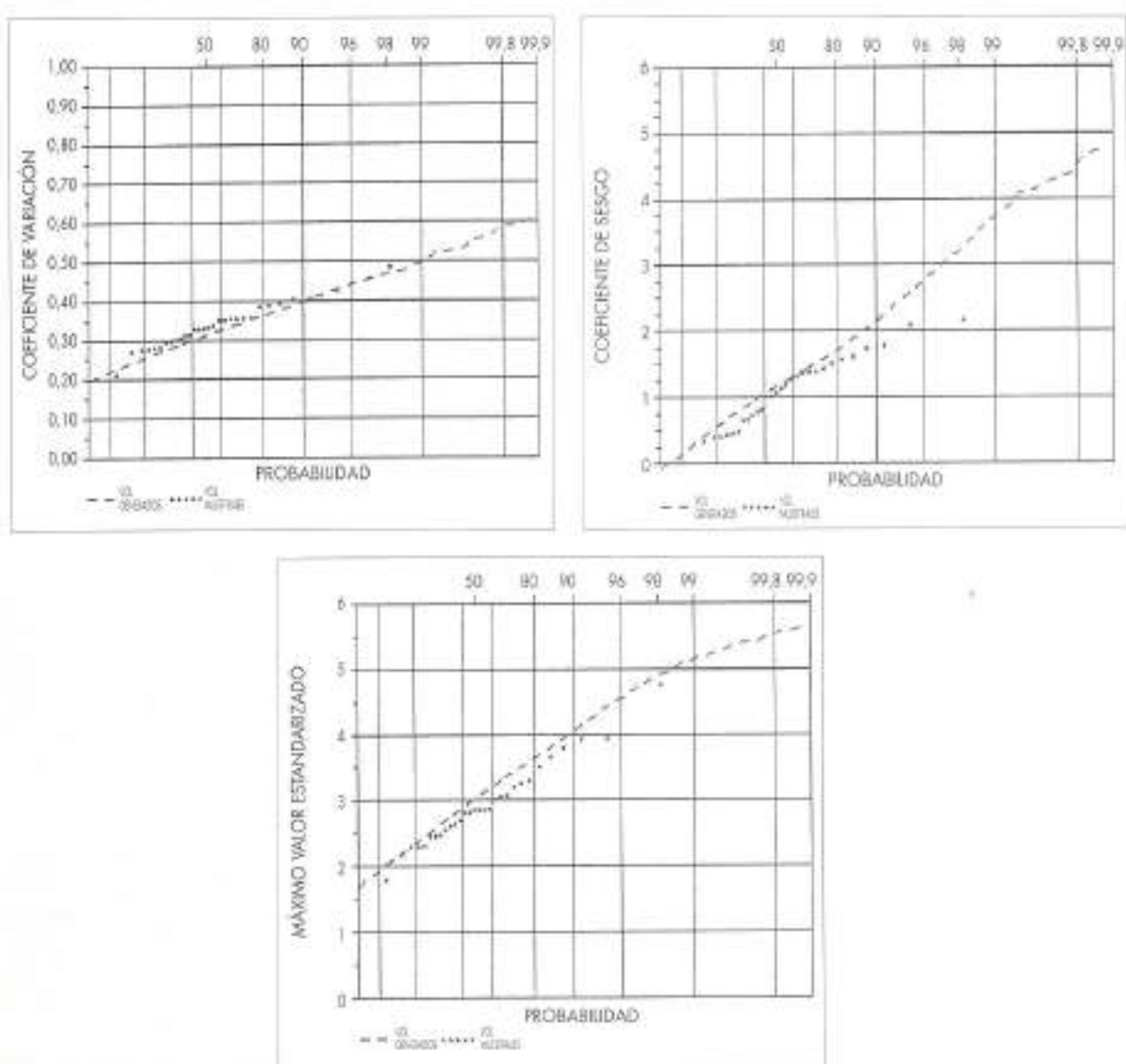


FIGURA 4. Comparación gráfica entre los valores observados y los generados.

— aún en el supuesto de correcta delimitación de regiones, no puede evitarse una no deseable discontinuidad en los resultados asociados a la propia discontinuidad que suponen los límites.

Para evitar estos problemas, Wiltshire (1986) propone suavizar estas discontinuidades realizando una media de los resultados asociados a las distintas regiones que circundan el punto en cuestión, ponderando estos resultados en función de su proximidad a cada región.

Un enfoque similar ha sido el adoptado en el presente trabajo al presentar los resultados alcanzados en las distintas regiones de forma suavizada en forma de isóneas. El parámetro adoptado para el trazado de estas isóneas ha sido el propio coeficiente de variación regional por las siguientes razones:

— es un sencillo estadístico de fácil comprensión

— dado el modelo de ley escogido: SQRT-ET máx y el método regional de ajuste de parámetros: momentos, el coeficiente de variación está directamente relacionado con los cuantiles regionales, según muestra en la Figura 7.

El trazado de las isóneas utiliza los valores de coeficiente de variación de las 26 regiones ya indicados anteriormente en la tabla 1 para obtener finalmente el plano a escala nacional mostrado en la Figura 8.

El proceso operativo de estimación de cuantiles en un determinado punto se desarrolla por tanto en 4 etapas: a) obtención del coeficiente de variación mediante el plano de la Figura 8, b) estimación de cuantiles regionales en función del coeficiente de variación empleado en la Figura 7, c) obtención del valor medio a partir de planos análogos al mostrada en la Figura 6 y d) producto del valor medio por los cuantiles regionales.

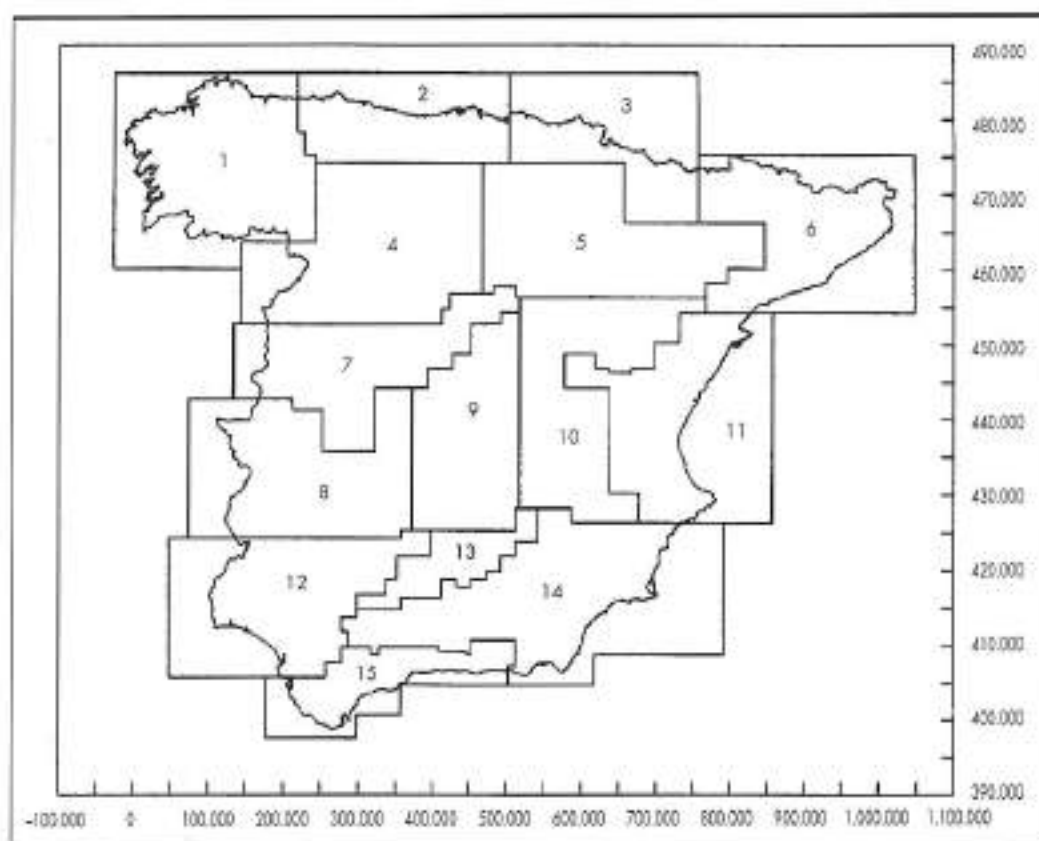


FIGURA 5.
Zonas geográficas
para la interpolación
por Kriging.

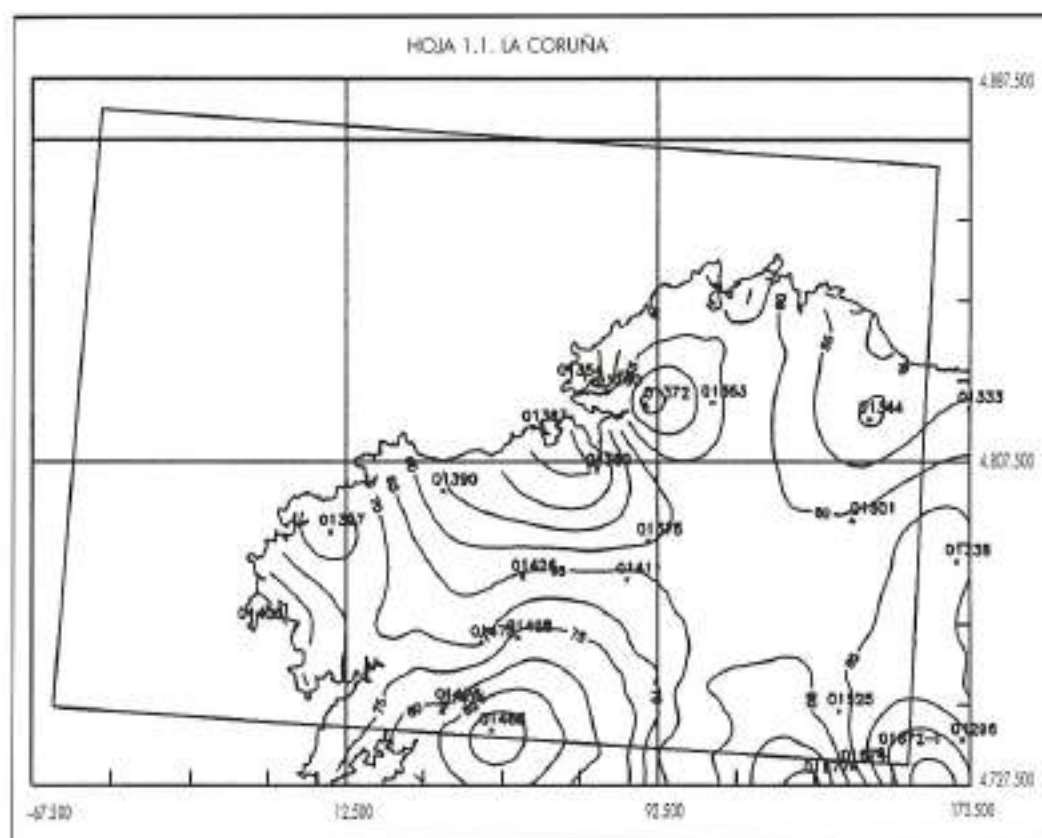


FIGURA 6. Ejemplo de
un mapa de isoclinas
de valor medio.

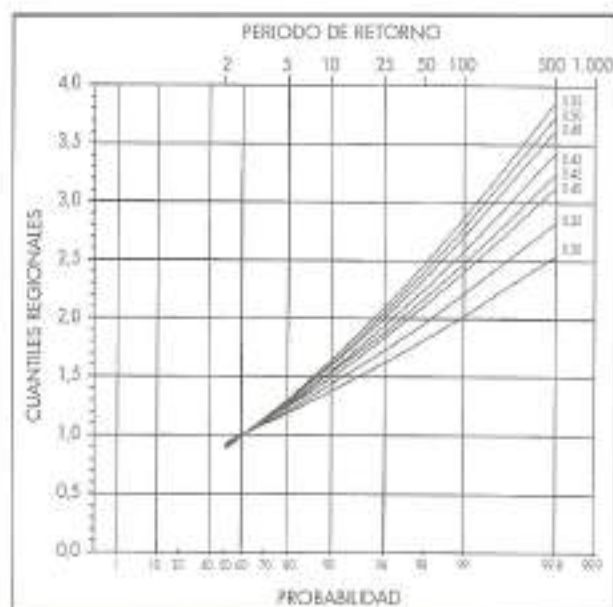


FIGURA 7. Relación entre los cuantiles regionales y el coeficiente de variación.

El anterior proceso operativo se ha automatizado con la ayuda de un SIG raster en el entorno del ordenador personal (IDRISI), tanto en lo concerniente al cálculo como a la consulta. Empleando una resolución espacial de 2.500 m, se han almacenado como capas de información básica a escala nacional, tanto los resultados del Kriging de los valores medios como las isolinias del coeficiente de variación ya mostradas en la Figura 8. Esta última información se ha transformado, aplicando la Figura 7, para obtener capas de información con los cuantiles regionales deseados con idéntica resolución espacial. Un simple producto entre las capas de media y cuantil regional proporciona la estimación local deseada con todas las facilidades de consulta que presentan este tipo de herramientas, ver Figura 9.

CONCLUSIONES

El trabajo presentado realiza una estimación a escala nacional de las máximas lluvias diarias para distintos períodos de retorno, que aporta las siguientes modificaciones sobre anteriores trabajos:

- Actualización de la información pluviométrica hasta Diciembre de 1991.
- Análisis comparativo de 4 modelos de ley de distribución: GEV, LP3, TCEV y SQRT-ET máx, en lugar de aceptar a priori la tradicional ley de Gumbel.
- Empelo de un método de estimación regional de parámetros, de los denominados de "índice de avenida", que asume que los cuantiles locales son el resultado de reescalar una única ley regional adimensional por el valor medio de las series anuales de máximos que actúa como factor local.

La delimitación de 26 regiones geográficas, cuya homogeneidad ha sido contrastada mediante técnicas estadísticas, ha permitido comparar los cuantiles regionales estimados por los distintos modelos de ley. Esta comparación muestra pequeñas diferencias, incluso para períodos de retorno de

ZONAS	VARIÓGRAMA			
	EFECTO PÉRTA	MESETA	RANGO	TIPO
1	10	200	40.000	ESFÉRICO
2	10	100	70.000	EXPONENCIAL
3	25	120	80.000	"
4	20	160	160.000	"
5	2	35	225.000	ESFÉRICO
6	10	30	150.000	EXPONENCIAL
7	10	205	80.000	"
8	4	20	60.000	"
9	4	9.8	60.000	"
10	5	20	60.000	"
11	20	550	200.000	"
12	8	80	80.000	"
13	3	21	60.000	"
14	12	77	75.000	"
15	28	142	60.000	"

TABLA 6. Características de los variogramas teóricos estimados.

500 años, lo que en cierto modo reduce la importancia de la selección adoptada.

En este contexto de pequeñas diferencias, se ha seleccionado la ley SQRT-ET máx que, a pesar de contar sólo con dos parámetros, ha mostrado tener una buena capacidad descriptiva de la cola derecha de la distribución.

La selección de una ley de 2 parámetros permite expresar los cuantiles regionales como función exclusiva del valor del coeficiente de variación, que ha sido representado en forma de isolinias continuas, eliminando así las discontinuidades resultantes del enfoque tradicional clásico.

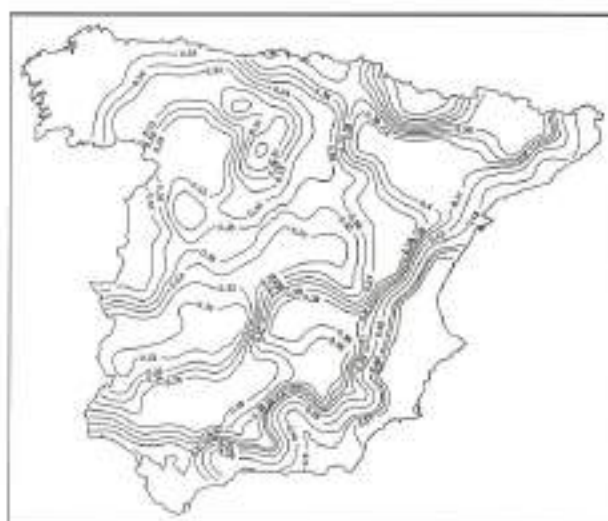


FIGURA 8. Isolinias del valor regional del coeficiente de variación.

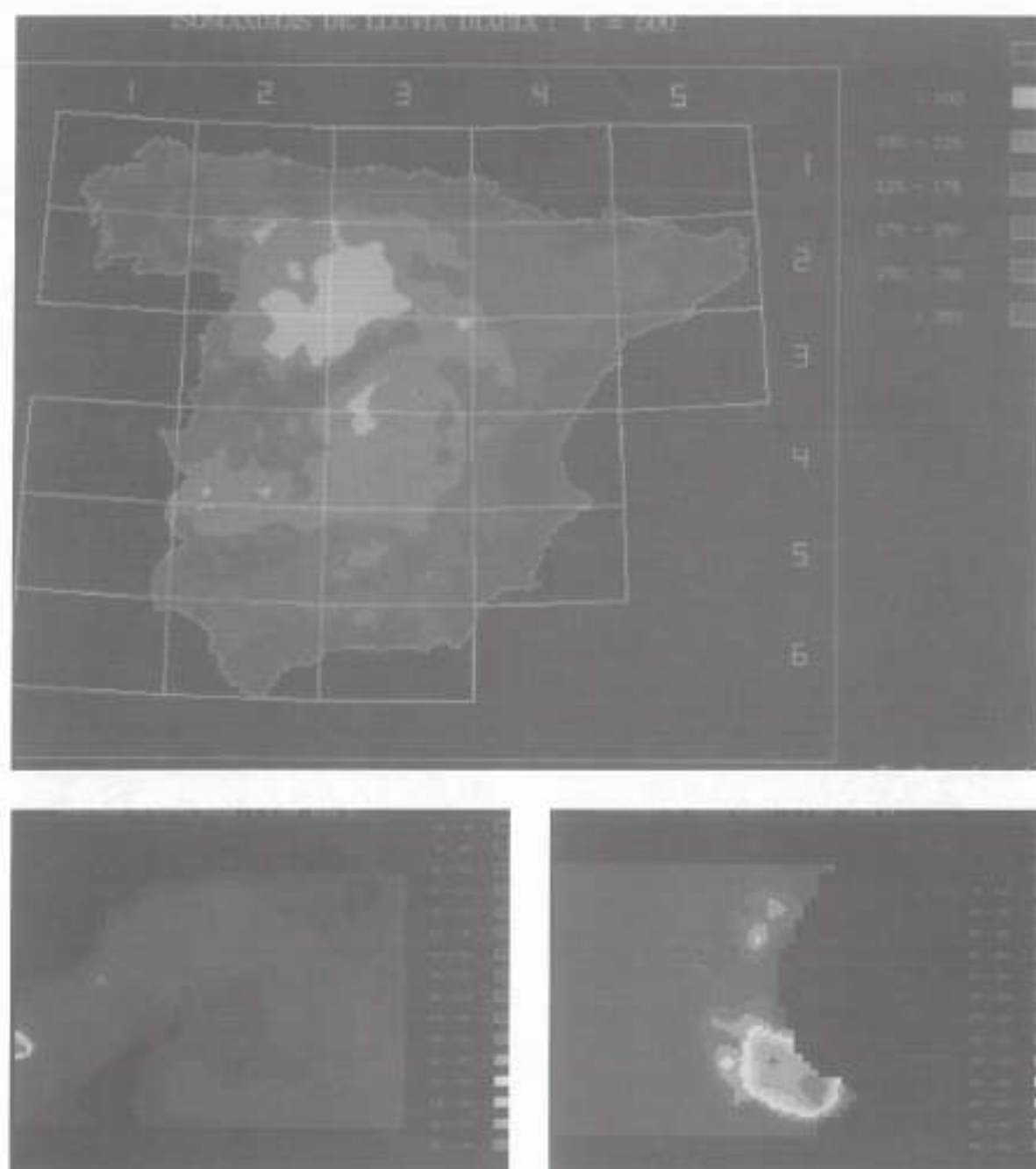


FIGURA 9. Ejemplo de consulta usando SIG.

El análisis de la distribución espacial del valor medio local se ha abordado mediante interpolación con el método de Kriging sobre una malla regular con una resolución espacial de 2.500 m.

La metodología empleada en el trabajo expuesto ha permitido el uso de un SIG raster para obtener los cuantiles finales, realizando fácilmente el producto del valor medio y la ley regional previamente definidos sobre idéntico malla espacial. El empleo de un SIG tiene como importante ven-

taja adicional el disponer de un conjunto de herramientas de gran potencia para la consulta y presentación de resultados.

REFERENCIAS

CUNNANE, C. (1987): Review on Statistical Models for Flood Frequency Estimation Paper pres. at Inst. Symp on Flood Frequency and Risk Analysis Baton Rouge, La., Publ. in Singh, V.P. (Ed.), Hydrologic Frequency Modelling, 49-95, Reidel Publ. Co., Dordrecht.

- ETOH, T., A. MUROTA and M. NAKAHISHI (1986): "SQRT-Exponential Type Distribution of Maximum". Proceeding of International Symposium on Flood Frequency and Risk Analysis Louisiana, May 1986, pp. 253-265.
- FRANCÉS, F. (1991): "Utilización de la Información Histórica en el Análisis Regional de las Avenidas". Tesis Doctoral. Universidad Politécnica de Valencia.
- FREND (1989): "Flow Regimens from Experimental and Network Data". Institute of Hydrology, Wallingford, U.K.
- GREENWOOD, J.A., J.M. LANDWEHR, J.M., N.C. MATALAS and J.R. WALLIS (1979): "Probability weighted moments: Definition and relation to parameter of distributions expressible in inverse form". *Water Resour. Res.* 15 (5), pp. 1.049-1.054.
- HOSKING, J.R., J.R. WALLIS and E.F. WOOD (1985): "Estimation of the Generalized Extreme Value distribution by the method of probability weighted moments". *Technometrics*, 27 (3), pp. 251-261.
- KITE (1977): "Frequency and Risk Analysis in Hydrology". Water Resour. Publications, Fort Collins, Colorado.
- MOPU (1990): "Instrucción 5.2 - I. C., Drenaje superficial". Dirección General de Carreteras.
- MOPU (1978): "Isolines de precipitaciones máximas previsibles en un día". Dirección General de Carreteras.
- WMO (1989): "Statistical Distributions for Flood Frequency Analysis". World Meteorological Organization, Operational Hydrology Report, N° 33, 73 pp.
- REED, D. (1992): "Rainfall frequency analysis for flood design". Pre-proceeding of the NATO ASI on "Coping with Floods", E. Majorana Centre, Eries, November 1992, pp-1, 17.
- ROSSI, F. (1990): "Uncertainties in the Predictions of Floods in the Mediterranean Area". Pre-proceeding on the Prediction and Perception of Natural Hazards, Perugia October 1990.
- ROSSI, F., M. FIORENTINO and P. VERSACE (1984): "Two Component Extreme Value Distribution form Flood Frequency Analysis". *Water Resources Res.* 20 (7), pp. 847-856.
- USWRC (1981): "Guidelines for Determining Flood Flow Frequency". Bulletin 17 B. Water Resources Council, Washington.
- WALLIS, J.R., MATALAS, N.C. y SLACK, J.R. (1974): "Just a Moment" *Water Resour. Res.*, 10 (2), pp. 211-219.
- WILTSHIRE (1986): "Identification of Homogeneous Regions for Flood Frequency Analysis". *Journal of Hydrology*, 84 (1986), pp. 287-302.

En vez de millones de agujeros



Mejor ahorrarse millones: **ZEMDRAIN***

La nueva Lámina ZEMDRAIN garantiza una superficie de hormigón de alta calidad.

ZEMDRAIN reduce la relación agua/cemento en la superficie del hormigón, mejorando sustancialmente la resistencia a compresión y reduciendo la porosidad superficial. Todo ello contribuye a mejorar la resistencia a la abrasión en la superficie y a reducir la profundidad de carbonatación.

La Lámina ZEMDRAIN elimina por completo las coqueras, proporcionando una mayor resistencia a la erosión y a los ciclos hielo-deshielo. Por consiguiente ZEMDRAIN asegura unas obras mucho más resistentes y duraderas, es por tanto especialmente indicado en la construcción de obras públicas expuestas a medios agresivos como depuradoras, presas, canales, puentes, etc.

Utilizar ZEMDRAIN **ahora** evitará el deterioro del hormigón en el futuro, y por tanto todos los costes que acarrea su reparación.

Ahorre millones con ZEMDRAIN. Solicite nuestro dossier técnico, donde le informaremos detalladamente, enviándonos la pestaña adjunta.

BETTOR®
PRODUCTOS QUÍMICOS
PARA LA CONSTRUCCIÓN

Betters 13-15 - 08184 PALAU DE PLEGAMANS (BCN)
Tel. (93) 864 85 01 - Fax (93) 864 84 63



Por favor remitirnos una más amplia información de ZEMDRAIN

Sr./a.....
Empresa.....
Cargo.....
Dirección.....
Población.....
Código Postal.....
Tel.....

* Marca registrada de DuPont, para láminas de encofrado



REICASTRO, S.A.

RECICLADO DE ESTÉRILES MINEROS

- rellenos para terraplén
- explanada mejorada
- zahorras artificiales
- subbases granulares
- áridos para hormigones

REICASTRO, UJO
33611 MIERES, ASTURIAS
Teléfono/Fax (98) 542 20 44
Teléfono 908 78 18 48

COSMOS/M

Análisis por Elementos Finitos

PC 386/486, Apple, SunSparc, IBM RS/6000, SGI IRIX & Indigo,
DECstation y HP/Apollo 700

COSMOS/M 1.70 es un software de Análisis por Elementos Finitos para discretizar, analizar y optimizar con exactitud complejos problemas estructurales estáticos, dinámicos y fatiga (lineales y no lineales) o problemas de campo térmicos, fluidos y electromagnéticos.

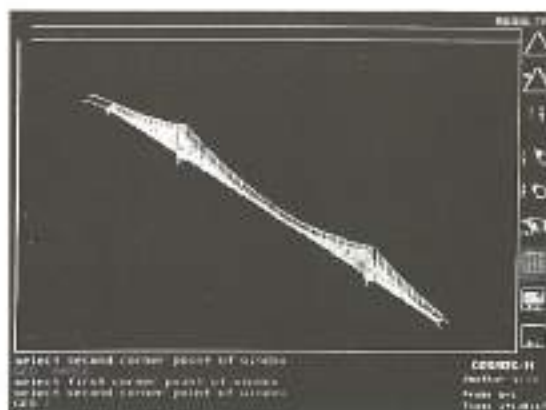
Adoptado ya por más de 140 departamentos de ingeniería y Universidades en España, COSMOS/M es una herramienta estratégica fácil de usar que ayuda a recortar tiempos de diseño, ahorrar recursos de ingeniería y obtener productos más competitivos en coste, calidad, fiabilidad y plazos de entrega.

Características:

- Pre y Postprocesador gráfico.
- CAD interfaz vía IGES/DXF.
- Iconos y Menús desplegables.
- Malla adaptativa automática 2D/3D.
- Estimación de error y curvas de convergencia.

Capacidades:

- PCs/Apple: 32.000 nodos, 32.000 elementos y 100.000 Grados de Libertad.
- WorkStations: 64.000 nodos, 64.000 elementos y 200.000 GDL.



Análisis Modal del Puente Oharuto en Japón.



**INFOR
FUTURO**
SOCIETÀ ANONIMA

Lahendakari Agurte 125 - 48015 BILBAO
Tel.: (94) 447 30 58 - Fax: (94) 447 18 66

División Software de Ingeniería

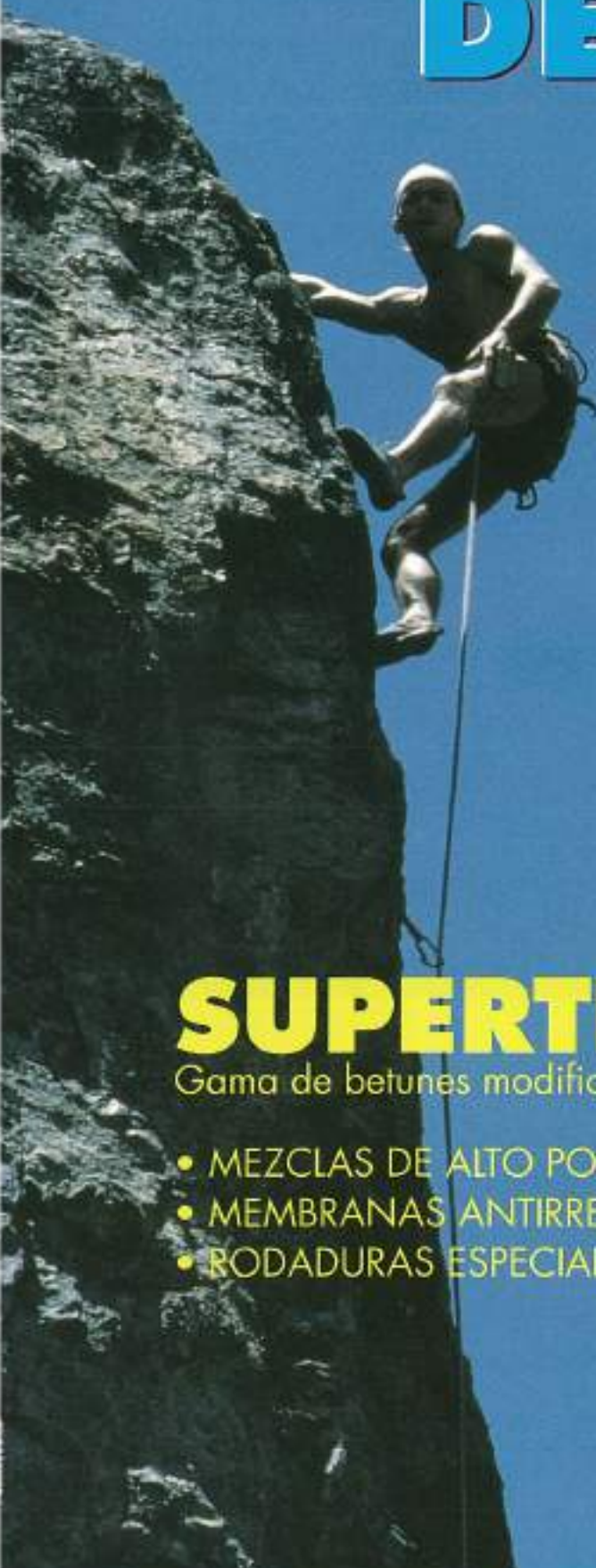
COSMOS/M es marca registrada de Structural Research & Analysis Corp. (SRAC). El resto de nombres son marcas registradas de sus respectivos propietarios.

Algunos usuarios de COSMOS/M en España:

ABENGOA, ASTILLEROS ESPAÑOLES, CABALLÉ, CEDIMA, CONCAST IBERICA, CRISA, DRAGADOS, ENDESA, ENSA, IASA, IKERLAN, INDUSTRIAS HIDRAULICAS, LGAI, LABEIN, MARTINEZ SEGOVIA, MECANOTURBO, NTE, PACECO, PROGALSA, SEPSA, SILO DOMO, ST MECANICA, TALLERES LUNA, TEICSA, TEPROYEL, TIFSA, TYPISA, ULMA S. COOP., URSSA S. COOP., ZUT, etc...

LA REACCION DEL LIDER

*"Solamente el LIDER es capaz de
alcanzar las cotas más altas".*



Más de diez años de experiencia en la tecnología de los betunes modificados y la ejecución de veinte millones de metros cuadrados de distintos pavimentos, junto con un gran esfuerzo de investigación, nos permiten hoy, la presentación de nuestros nuevos productos **SUPERTELCOLASTIC**, una gama de betunes modificados producidos por **REACCION QUIMICA**, cuya virtud principal es la óptima adecuación a cada tipo de tratamiento.

SUPERTELCOLASTIC

Gama de betunes modificados especializados por aplicaciones.

- MEZCLAS DE ALTO PODER DE REFUERZO
- MEMBRANAS ANTIRREMORTE DE FISURAS
- RODADURAS ESPECIALES, ETC.

 **COMPOSAN**
DISTRIBUCION

Tramitación 1100

Carrera de San Jerónimo, 14 - 28014 Madrid (91) 522 64 90

Geotextil **Polyfelt TS**

Geotextil 100% polipropileno

drenaje • filtración • separación • protección • refuerzo



Túneles de Víaña.

La posterior hidrosiembra dará una terminación verde como su entorno.

**POLYFELT TS, la mejor solución, para la
fabricación de muros ecológicos verdes
como elemento resistente del mismo**



INDUSTRIAS TRANSFORMADORAS
DE CEMENTO ETERNIT, S.A.
Oficinas centrales: Mejía Lequerica, 10
Tfno.: 448 39 12 - Fax: 448 39 07
28004 MADRID

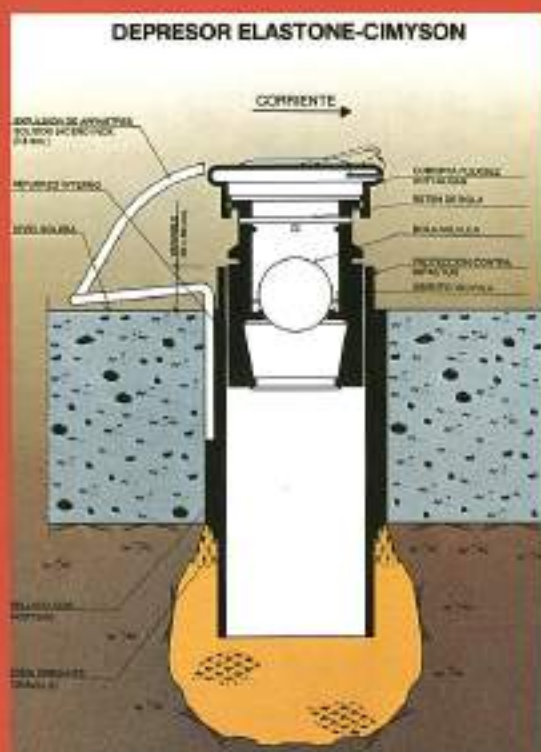


Por la seguridad en carreteras.



Materiales reflectantes 3M para la señalización vertical, horizontal, de vehículos y seguridad personal.





La solución más eficaz y económica para resolver el problema de las roturas por subpresión en canales.

Los depresores ELASTONE - CIMYSON utilizan el principio de funcionamiento AUTODREN, en el que la propia caja del canal es la que recoge el agua del terreno.

DEPRESORES ELASTONE-CIMYSON



Canales de la Margen Izquierda del EBRO (1.650 unidades instaladas)

- Comercialización e instalación de depresores.
- Revestimiento de canales.
- Inyecciones de consolidación e impermeabilización.
- Reparación de obras hidráulicas antiguas.
- Regeneración de hormigones mediante inyecciones.

GRUPO TERRATEST, CIMYSON, I.CO.S., S.A.

OFICINAS CENTRALES
Alcalá, 65 - 4º. 28014 Madrid
Teléfs. 577 71 40 - 577 71 50
Telox: 22036 GROUT E
Telefax: 576 88 58