

Análisis y selección de modelos estadísticos para el ajuste de la ley de frecuencia de caudales máximos anuales en España

Review and selection of statistical models to fit maximum annual peak flows distribution function in Spain

Antonio Jiménez Álvarez^{1*}, Luis Mediero Orduña² y Celia García Montañés¹

Palabras clave

seguridad hidrológica de presas;
caudales de diseño;
análisis de frecuencia de caudales máximos;
funciones de distribución;
Regionalización;
homogeneidad;
L-momentos;
modelos estadísticos;

Sumario

La adopción de nuevos estándares de seguridad hidrológica para las presas puede requerir la revisión y adaptación de los órganos de desagüe de las presas existentes, lo que conllevaría realizar un gran número de estudios que deberían realizarse en base a criterios y metodologías claros y homogéneos. El CEDEX viene trabajando en los últimos años para la Dirección General del Agua (DGA) con el objeto de llevar a cabo el contraste y desarrollo de metodologías que permitan proporcionar recomendaciones para el cálculo de las avenidas de proyecto y extrema empleadas en el cálculo de la seguridad hidrológica de las presas. En esta colección de tres artículos se presentan algunos de los principales resultados obtenidos en el mencionado trabajo. El presente artículo, primero de la serie, aborda el tema del cálculo de las leyes de frecuencia de caudales máximos y su extrapolación a altos periodos de retorno. Esta cuestión es de gran relevancia, ya que la adopción de estándares de seguridad hidrológica para las presas cada vez más exigentes, implica la utilización de periodos de retorno de diseño muy elevados cuya estimación conlleva una gran incertidumbre. Es importante, en consecuencia, que se incorporen al cálculo de los caudales de diseño todas las técnicas actualmente disponibles para reducir dicha incertidumbre, consistentes esencialmente en introducir información adicional en el modelo estadístico que complemente la información registrada en la estación objeto de estudio (técnicas de regionalización, información histórica, etc.). Asimismo, es importante hacer una buena selección del modelo estadístico (función de distribución y procedimiento de ajuste) de tal forma que se garantice tanto su capacidad para describir el comportamiento de la muestra, como para predecir de manera robusta los cuantiles de alto periodo de retorno. Se han llevado a cabo trabajos para facilitar la aplicación práctica de las metodologías anteriores. En concreto, se han realizado estudios a escala nacional con el objetivo de determinar el esquema de regionalización que ofrece mejores resultados para las características hidrológicas de las cuencas españolas, respecto a los caudales máximos anuales, teniendo en cuenta el número de datos disponibles en la estación. La metodología utilizada parte de la identificación de regiones homogéneas, cuyos límites se han determinado teniendo en cuenta las características fisiográficas y climáticas de las cuencas, y la variabilidad de sus estadísticos, comprobando posteriormente su homogeneidad. A continuación, se ha seleccionado el modelo estadístico de caudales máximos anuales con un mejor comportamiento en las distintas zonas de la España peninsular, tanto para describir los datos de la muestra como para extrapolar a los periodos de retorno más altos. El proceso de selección se ha basado, entre otras cosas, en la generación sintética de series de datos mediante simulaciones de Monte Carlo, y el análisis estadístico del conjunto de resultados obtenido a partir del ajuste de funciones de distribución a estas series bajo distintas hipótesis. Finalmente, se ha explorado, en base a la información generada en los estudios anteriores, la posibilidad de establecer un procedimiento de cálculo simplificado para los caudales de alto periodo de retorno (1.000, 5.000 y 10.000 años) consistente en la multiplicación del caudal de 100 años por un determinado factor.

Keywords

dam hydrologic security;
design peak flows;
peak flows frequency
analysis;
distribution functions;
regionalization;
homogeneity;
L-moments;
statistical models.

Abstract

New standards adoption on dam hydrologic security may involve review and accommodation of outflow structures for existing dams which requires the development of a great number of studies that should be based on precise and homogeneous criteria and methodology. CEDEX has been working for DGA for the last few years with the aim of compare and develop a methodology in order to provide guidelines for project and extreme flow estimation for dam hydrologic security.

The main results obtained are presented on a collection of three papers. This first paper is focused on the adjustment of maximum peak flows distribution functions from which to extrapolate values for high return periods. This has become a major issue as the adoption of stricter standards on dam hydrologic security involves estimation of high design return periods which entails great uncertainty. Accordingly, it is important to incorporate all available techniques for the estimation of design peak flows in order to reduce this uncertainty. In essence, they incorporate additional information to the statistical model which complements studied station registered data (regionalization techniques, historic information, etc.). Selection of the statistical model (distribution function

and adjustment method) is also important since its ability to describe the sample and to make solid predictions for high return periods quantiles must be guaranteed. In order to provide practical application of previous methodologies, studies have been developed on a national scale with the aim of determining a regionalization scheme which features best results in terms of annual maximum peak flows for hydrologic characteristics of Spanish basins taking into account the length of available data. Applied methodology starts with the delimitation of regions taking into account basin's physiographic and climatic properties and their statistical variability and continues with their homogeneity testing. Then, a statistical model for maximum annual peak flows is selected with the best behaviour for the different regions in peninsular Spain in terms of describing sample data and making solid predictions for high return periods. This selection has been based, among others, on synthetic data series generation using Monte Carlo simulations and statistical analysis of results from distribution functions adjustment following different hypothesis. Finally, and based on generated information from previous studies, the possibility to establish a simplified methodology to estimate high return period quantiles (1.000, 5.000 and 10.000 years) by the multiplication of the 100 years return period peak flow with a specific factor has been studied.

1. INTRODUCCIÓN

Las especiales características hidrológicas de los ríos españoles, con una gran irregularidad en la distribución del recurso hídrico en el espacio y en el tiempo, ha propiciado la construcción de un gran número de presas durante el último siglo, la mayoría de ellas entre los años cincuenta y ochenta. De esta manera, España cuenta actualmente con más de 1.300 grandes presas, siendo el primer país de Europa y el cuarto del mundo con más obras de este tipo. Es claro, por lo tanto, que garantizar la seguridad de este tipo de infraestructura tiene una importancia capital en nuestro país.

Desde el año 1967, la Reglamentación básica en materia de presas en España la constituye la conocida Instrucción para el Proyecto, Construcción y Explotación de Grandes Presas (Orden del MOP de 31 de marzo de 1967, BOE nº 257 de 27 de octubre), la cual lleva cuarenta y cinco años en vigor, y que ha proporcionado los criterios básicos de seguridad de las presas durante el periodo de construcción de muchas de las presas existentes en el país. Esta Instrucción se encuentra hoy en día anticuada en algunos de sus contenidos y planteamientos. Posteriormente, como consecuencia de la rotura de la presa de Tous en el año 1982, se puso en marcha un Programa de Seguridad de Presas, dentro del cual se desarrollaron distintas iniciativas encaminadas a mejorar la seguridad de las presas, como la implantación de los Sistemas Automáticos de Información Hidrológica (SAIH), o la aprobación en el año 1996 de una nueva normativa de presas, el Reglamento Técnico sobre Seguridad de Presas y Embalses (Orden del MOPTMA de 12 de marzo de 1996, BOE nº 78 de 30 de marzo), basada en planteamientos más modernos. Esta normativa, de aplicación únicamente a las presas de titularidad estatal y a las presas objeto de nueva concesión administrativa y que, por tanto, no derogó la Instrucción del año 1967, recogió en su articulado las disposiciones establecidas el año anterior en la Directriz Básica de Planificación de Protección Civil ante el Riesgo de Inundaciones (Acuerdo del Consejo de

Ministros de 9 de diciembre de 1994, BOE nº 38 de 14 de febrero de 1995), respecto a la clasificación de las presas en función de su riesgo potencial y a la obligatoriedad de contar con un Plan de Emergencia en el caso de las presas clasificadas como A o B.

Recientemente, se ha dado un paso más en la normativa sobre seguridad de presas al incluir en la modificación del Reglamento del Dominio Público Hidráulico (RD 9/2008 de 11 de enero, BOE nº 14 de 16 de enero) un nuevo título (Título VII. De la seguridad de presas, embalses y balsas) que se incluye, tal como se indica en la exposición de motivos del Real Decreto, con el objetivo de “mejorar e incrementar el control de la seguridad de las presas y embalses” dada “la creciente sensibilidad social y ambiental frente a este problema”, y debido al “progresivo envejecimiento técnico y estructural de nuestras grandes presas”. Asimismo, tiene como objetivo la regulación de la seguridad de las balsas de agua, que “tradicionalmente han quedado excluidas del ámbito de la seguridad de presas”. Por otra parte, la nueva normativa pretende resolver los problemas derivados de la coexistencia de la Instrucción de 1967 y del Reglamento Técnico de 1996, estableciendo la obligatoriedad de desarrollar tres Normas Técnicas de Seguridad de Presas y Embalses, que deben aprobarse mediante Real Decreto, y que establecerán las condiciones mínimas de seguridad que deben cumplir las presas en las distintas fases de su vida útil.

Las disposiciones incluidas en la modificación del Reglamento del Dominio Público Hidráulico, y las que figuren en las Normas Técnicas de Seguridad de Presas y Embalses cuando éstas sean aprobadas, centrarán la actividad en relación a la seguridad de presas en un futuro inmediato, planteando previsiblemente su aplicación importantes retos, principalmente en lo referente a la aplicación de los nuevos criterios de seguridad al amplísimo número de balsas de agua y de grandes presas ya existentes en el país.

En relación con las grandes presas, tendrán una especial relevancia las cuestiones relativas a la seguridad hidrológica y los criterios que se adopten para la convalidación o adaptación en su caso de la capacidad de desagüe de las presas existentes. La adopción de nuevos estándares de seguridad hidrológica, como respuesta a la creciente demanda de seguridad por parte de la sociedad, requerirá la revisión y adaptación de los órganos de desagüe del parque de presas existente, lo que puede suponer en muchos casos, la realización de un gran número de estudios y actuaciones complejas y de coste muy elevado. Parece aconsejable que

* Corresponding author: antonio.jimenez@cedex.es

¹ Centros de Estudios Hidrográficos del Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas (CEDEX), Madrid, España.

² Personal de Investigación del Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX durante el desarrollo de este trabajo. Actualmente en el Departamento de Ingeniería Civil: Hidráulica y Energética, Universidad Politécnica de Madrid, España.

un proceso tan complejo y ambicioso esté basado en criterios y metodologías claros que permitan llevar a cabo el trabajo de forma homogénea en todo el país, lo que podría requerir la redacción de guías técnicas, sobre aquellos aspectos técnicos más complejos y controvertidos, que faciliten su aplicación.

De esta forma, el CEDEX viene trabajando en los últimos años para la Dirección General del Agua (DGA) en el marco de distintos convenios de colaboración y encomiendas de gestión, con el objeto de llevar a cabo el contraste y desarrollo de metodologías que permitan proporcionar recomendaciones para el cálculo de las avenidas de proyecto y extrema, y que puedan servir de base para garantizar una cierta homogeneidad en las metodologías empleadas en los diferentes estudios sobre seguridad hidrológica de presas.

El trabajo realizado se ha centrado en tres aspectos principales que son quizá los que muestran una mayor dificultad a la hora de abordar los estudios hidrológicos para el cálculo de la avenida de diseño de presas, aunque se ha abordado también el estudio de otras cuestiones adicionales:

- Extrapolación de las leyes de frecuencia de caudales máximos a altos periodos de retorno.
- Definición del hidrograma incorporando información sobre volúmenes de avenida junto a la de caudales.
- Cálculo de las avenidas estacionales.

Como resultado del trabajo, a finales del año 2009 se avanzaron a la Dirección General del Agua una serie de recomendaciones metodológicas para la realización de los estudios hidrológicos sobre las avenidas de proyecto y extrema de presas, en base a los análisis y estudios realizados (CEDEX, 2009), aunque posteriormente se ha seguido trabajando en el desarrollo de determinados aspectos puntuales.

Algunos de los principales resultados obtenidos, así como algunas de las recomendaciones derivadas de los mismos, se exponen en una colección de tres artículos. En el presente artículo, primero de la serie, se presentan algunos de los trabajos desarrollados en relación al cálculo de las leyes de frecuencia de caudales máximos y su extrapolación a altos periodos de retorno. Esta cuestión es de gran relevancia, ya que la adopción de estándares de seguridad hidrológica para las presas cada vez más exigentes, implica la utilización de periodos de retorno de diseño muy elevados (hasta 5.000 ó 10.000 años) cuya estimación conlleva una gran incertidumbre.

2. ESTIMACIÓN DE LEYES DE FRECUENCIA DE CAUDALES MÁXIMOS Y SU EXTRAPOLACIÓN A ALTOS PERIODOS DE RETORNO. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

Las presas son muy probablemente la infraestructura hidráulica de mayor responsabilidad y cuyo fallo puede causar mayores daños. Es clara, por tanto, la importancia de un buen diseño de las mismas, así como la definición de criterios de diseño exigentes que impliquen un riesgo de fallo muy pequeño.

Dentro de las posibles causas de fallo de las presas, aquellas de origen hidrológico figuran entre las más importantes (CNEGP, 2005). De esta forma, es muy habitual

utilizar avenidas de muy alto periodo de retorno para minimizar ese riesgo. En general, en la mayoría de los países se suelen exigir periodos de retorno entre los 1.000 y 10.000 años para las presas de mayor riesgo potencial, dependiendo del nivel de riesgo, tamaños, tipología, etc. (ICOLD, 1988; ICOLD, 1992a; ICOLD, 1992b). Incluso en varios países se exige diseñar para los casos de mayor riesgo o mayor vulnerabilidad de la presa (por ejemplo, presas de materiales sueltos) para la avenida máxima probable (PMF) o alguna definición similar de la avenida máxima esperable (USACE, 1979; USACE, 1991; USACE, 1997; ANCOLD, 2000a; DEFRA, 2002). En España se ha propuesto en los últimos años el empleo de avenidas de 1.000, 5.000 o 10.000 años de periodo de retorno para las presas de mayor riesgo potencial (CNEGP, 1997), similares a los utilizados en la mayoría de los países.

Aunque los periodos de retorno habitualmente empleados puedan parecer elevados y que, por tanto, implicarían probabilidades de fallo insignificantes, hay que tener en cuenta que las probabilidades por las que se definen las avenidas son anuales y que dada la gran vida útil de las presas, la probabilidad de fallo a lo largo de toda su vida útil no es tan baja como parecería a primera vista. El riesgo de fallo de la presa vendría dado por la siguiente expresión:

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

Siendo R la probabilidad de fallo de la presa durante su vida útil, T el periodo de retorno de la avenida de diseño y N la vida útil de la presa en años. Por tanto, si consideramos, por ejemplo, un periodo de retorno de diseño de 1.000 años y una vida útil de 200 años, el riesgo total de fallo sería de casi un 20%. Un riesgo bastante considerable. No obstante, las hipótesis utilizadas en el diseño hidrológico de las presas suelen ser conservadoras, por lo que existirán factores que contribuirán a aumentar la seguridad de la presa y que no estarían considerados en el cálculo anterior.

Por tanto, la utilización de avenidas de muy alto periodo de retorno en presas de elevado riesgo potencial es una necesidad, aunque crea importantes problemas a la hora de llevar a cabo su estimación. Como se ha dicho, el criterio más habitual para definir la avenida de proyecto de presas es hacerla corresponder con una determinada probabilidad o periodo de retorno que garantice un riesgo de fallo a lo largo de la vida útil de la presa suficientemente pequeño (aunque en ocasiones se basa en conceptos deterministas como la PMF o fracciones de la misma).

Como consecuencia, el cálculo de la avenida de proyecto deberá basarse en un estudio estadístico, realizado bien directamente sobre los caudales bien sobre las precipitaciones si se emplea un modelo hidrometeorológico. En ambos casos, la estimación del caudal debe tener la mayor precisión posible, con el objeto de evitar tanto un gasto excesivo, en caso de sobredimensionamiento, como un riesgo elevado, en caso contrario.

Si se dispone de datos observados en una estación de aforos, el caudal de avenida para un determinado periodo de retorno se estimará mediante el ajuste de una ley de frecuencia a dichos datos. No obstante, es muy frecuente, tanto en la práctica profesional española como en la de muchos otros países, obtener los cuantiles de caudal máximo mediante

modelos hidrológicos que permiten calcular la respuesta de la cuenca ante una determinada lluvia sintética, asignando al resultado obtenido el mismo período de retorno que el correspondiente a la precipitación empleada en los cálculos. Este procedimiento adolece de ciertas limitaciones ya que el cálculo se realiza partiendo de determinadas hipótesis simplificadoras en cuanto a la distribución espacial y temporal de la precipitación que sólo son representativas de la realidad en determinadas situaciones, generalmente en cuencas de tamaño más bien reducido. De esta forma, los parámetros de cálculo de los modelos deben calibrarse de tal manera que los resultados proporcionados por los mismos sean representativos de la realidad. Se hace necesario entonces comprobar la coincidencia entre el modelo y la realidad a nivel estadístico, de tal forma que los cuantiles proporcionados por el modelo coincidan con los derivados del análisis estadístico de los caudales registrados en las estaciones de aforos. En consecuencia, incluso en los casos en que los cálculos se aborden mediante métodos hidrometeorológicos, es conveniente contar con estudios estadísticos de los caudales máximos registrados en determinadas estaciones de aforos de referencia que sirvan de base para la calibración de los modelos.

Aunque las técnicas estadísticas para el análisis de máximos están suficientemente desarrolladas hoy en día, el cálculo preciso de los cuantiles correspondientes a períodos de retorno muy elevados no es una tarea sencilla.

Las técnicas de inferencia estadística se basan en el análisis de muestras de datos del fenómeno aleatorio en estudio (en este caso los caudales máximos), intentando, a partir del conocimiento de esa muestra, definir un modelo que permita realizar predicciones. La mayor o menor validez del modelo dependerá de la información que haya sido capaz de suministrar la muestra. Es claro que cuanto mayor sea el tamaño de la muestra mayor será la cantidad de información disponible sobre el comportamiento estadístico del fenómeno, y también lo es que en muestras de reducido tamaño la información relativa al comportamiento del fenómeno en los rangos de las pequeñas probabilidades de ocurrencia será casi inexistente.

La técnica más habitual para el estudio de los máximos se basa en el empleo de las series de máximos anuales. Si tenemos en cuenta que sólo en raras ocasiones se dispone en las estaciones de más de 40 – 50 años de datos y que sólo es posible estimar con precisión períodos de retorno iguales a unas pocas veces la longitud de la muestra, se ve claramente que, en general, se está muy lejos de poder realizar estimaciones fiables de los cuantiles de los períodos de retorno exigidos para el diseño de las presas.

Los cuantiles estimados mediante un modelo estadístico siempre están sometidos a un determinado nivel de incertidumbre. Una forma muy habitual de cuantificar esa incertidumbre es mediante los denominados intervalos de confianza, que proporcionan un determinado intervalo de variación para cada cuantil correspondiente a un determinado nivel de confianza (β), de tal manera que la probabilidad de que el valor exacto del cuantil esté dentro de ese intervalo es del $\beta\%$. El tamaño del intervalo aumenta al aumentar el período de retorno y el nivel de confianza, y se reduce al aumentar el tamaño de la muestra.

Se puede concluir, por tanto, y como es lógico, que la incertidumbre de la estimación está relacionada con la cantidad de información disponible para construir el modelo

estadístico. De esta forma, los métodos para mejorar la estimación de los cuantiles de alto período de retorno consisten esencialmente en introducir información adicional en el ajuste de las funciones de distribución, que complemente la información sobre máximos anuales registrada en la estación de aforo objeto de estudio.

No obstante, y adicionalmente a la introducción en el modelo estadístico de toda la información complementaria de que se disponga, es importante tener en cuenta que lo que realmente interesa es garantizar la capacidad predictiva del modelo y no su capacidad descriptiva. Se denomina capacidad descriptiva de un modelo a su capacidad para reproducir las propiedades estadísticas de los datos, es decir, el grado de ajuste entre el modelo y los datos. Para medir ese grado de ajuste se han propuesto diversos tests estadísticos de bondad de ajuste, como el de la Chi-cuadrado o el de Kolmogoroff. Es una práctica habitual en los estudios de avenidas seleccionar la función de distribución que se empleará en el modelo mediante un test de bondad de ajuste. Esa práctica, sin embargo, no es correcta puesto que lo que interesa en un estudio de crecidas no es que el modelo sea capaz de describir la información de la muestra, sino que sea capaz de predecir con poco error y de forma robusta los cuantiles de alto período de retorno, siendo poco sensible a las variaciones aleatorias en las características de la muestra y a las hipótesis del modelo, es decir, su capacidad predictiva.

La selección de la función de distribución mediante la aplicación de un test de bondad lleva casi siempre a elegir las funciones con mayor número de parámetros (tres o cuatro) por ser más flexibles (Ferrer, 1992), aunque estas funciones (precisamente por ser más flexibles) son poco robustas y muy sensibles a las variaciones en los datos lo que repercute evidentemente en la precisión de la extrapolación a altos períodos de retorno.

La selección de la función de distribución más apropiada debe realizarse analizando, tanto la capacidad descriptiva de la función para el tipo de población de que se trate, como su robustez y precisión en la extrapolación a altos períodos de retorno (mediante técnicas de Monte Carlo), eligiendo la función más adecuada a partir de un compromiso entre ambas propiedades. Sería conveniente disponer de este tipo de análisis a escala nacional, tal como existe en otros países (USWRC, 1981; NERC, 1975; IH, 1999), determinando las funciones y procedimientos de ajuste más apropiados para cada zona geográfica, ya que excede de lo habitualmente abordable en un estudio hidrológico particular.

En este sentido, aunque se dispone en España de algún estudio para el caso de las precipitaciones máximas (Ferrer y Ardiles, 1994; Ferrer, 1995; Chacón y González, 2014), en lo que se refiere a los caudales no existen estudios similares a nivel nacional, aunque sí se ha realizado alguno a nivel regional para las cuencas de Levante en el que se recomienda como función de distribución más apropiada la TCEV (Francés, 1991).

Tradicionalmente, el ajuste de la ley de frecuencia se realiza a partir de los datos observados en una única estación de aforos. Sin embargo, esta práctica conlleva una gran incertidumbre, dependiendo principalmente de la longitud de la serie observada y de las características del régimen hidrológico de la zona.

Como es sabido, el error en la estimación aumenta al aumentar el período de retorno del cuantil estimado,

siendo mayor el error cuanto menor es la longitud de la serie temporal disponible. Dicha incertidumbre es especialmente importante en aquellos casos en los que es necesario emplear funciones de distribución de tres o más parámetros, puesto que en esos casos la forma de la ley de frecuencia viene determinada por el valor de los momentos estadísticos de tercer o cuarto orden (relacionados con los coeficientes de sesgo y de curtosis) que deben estimarse a partir de la muestra. Como puede observarse en las figuras 1 y 2, obtenidas a partir del análisis de unas 1.000 series temporales de diferentes longitudes generadas mediante simulaciones de Monte Carlo, asumiendo una función de distribución de Valores Extremos Generalizada (GEV) de media unidad y unos valores de L-coeficiente de variación (L-CV) y L-coeficiente de sesgo (L-CS) de 0.40 y 0.25 respectivamente (valores típicos en la cuenca del Tajo, seleccionada para elaborar este ejemplo), la incertidumbre asociada a la estimación de los momentos estadísticos está relacionada con la longitud de la muestra disponible y, para una misma longitud de muestra, es mayor cuanto mayor es el orden del momento a estimar. De esta forma, se requiere disponer de menos datos para estimar la media o el coeficiente de variación de la población, que para estimar el coeficiente de sesgo o la curtosis.

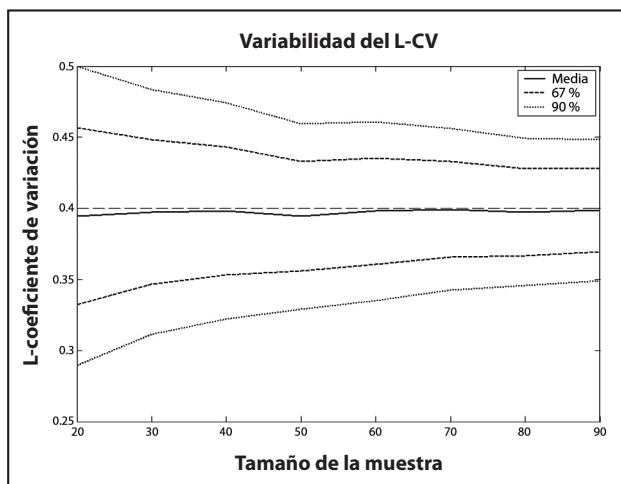


Figura 1. Media e intervalos de confianza del 67 y 90 % de la estimación del L-coeficiente de variación en función del tamaño de la muestra.

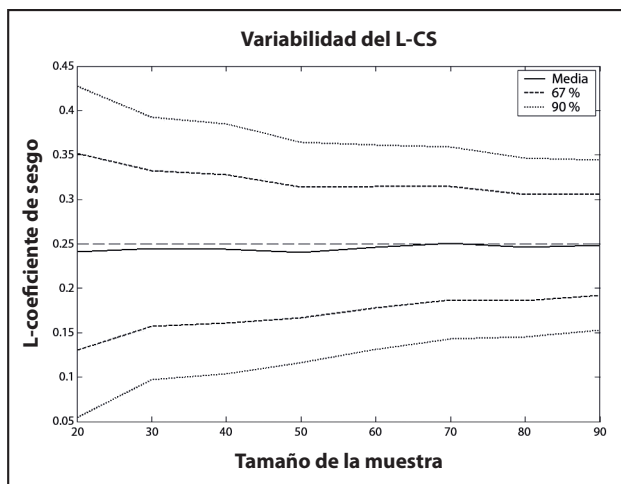


Figura 2. Media e intervalos de confianza del 67 y 90 % de la estimación del L-coeficiente de sesgo en función del tamaño de la muestra.

Se puede observar que en el caso del L-CV, el intervalo de confianza del 67 % corresponde a 0.37–0.43 para una muestra de 90 datos, lo que significa un gran precisión y a 0.35–0.43 en el caso de 50 datos. En el caso del L-CS se tienen incertidumbres mayores, para una muestra de 90 años y un nivel de confianza del 67%, el intervalo es 0.19–0.31 y 0.17–0.31 para una muestra de 50 años. Por otra parte, se puede observar que el valor medio de todas las simulaciones se encuentra muy cercano al valor real para cualquier tamaño de muestra.

Las conclusiones extraídas de este ejemplo ilustran el marco teórico en el que surge el uso de las técnicas estadísticas de regionalización, las cuales tratan de mejorar el ajuste de las funciones de distribución (fundamentalmente en aquellos casos en que se dispone de series temporales de escasa longitud) obteniendo una estimación más precisa de los momentos estadísticos de mayor orden al emplear conjuntamente la información existente en todas las estaciones de aforos de una determinada región con comportamiento estadístico homogéneo. De esta manera, se compensa la falta de disponibilidad de datos en el tiempo con la mayor disponibilidad de información en el espacio.

Existen diferentes métodos de regionalización, desarrollados en las últimas décadas. El más extendido es el método del 'índice de avenida' (Dalrymple, 1960). Este método utiliza los valores regionales tanto del coeficiente de variación (CV) como del coeficiente de sesgo (CS), estimando localmente únicamente la media. En consecuencia, la región se representa mediante el ajuste de una única función de distribución adimensional, que se reescala en cada estación mediante el valor medio de los caudales observados, único estadístico estimado a partir de la información local (Bocchiola *et al.*, 2003; Rosbjerg, 2007; Saf, 2009). Por otra parte, el método de regionalización del parámetro de forma utiliza únicamente el valor regional del CS, y estima localmente el CV y la media, con lo que no se tiene una única función de distribución regional (Lettenmaier *et al.*, 1987).

Otros métodos consideran la hipótesis de estación-año, que consiste en agrupar las observaciones estandarizadas en las estaciones de una región en una sola muestra, a la que se ajusta una función de distribución adimensional (Rossi *et al.*, 1984); así como análisis no paramétricos, que permiten evitar las restricciones de utilizar funciones de distribución teóricas (Adamowski, 2000). Una revisión más exhaustiva de los métodos de regionalización se puede encontrar en Cunnane [1988] y GREHYS [1996].

Es importante señalar que los métodos de regionalización son de uso casi generalizado en la práctica profesional de muchos de los países en el ámbito del diseño hidrológico de presas, predominando aquellos basados en la técnica del índice de avenida. En este sentido, diversos países han realizado análisis de regionalización para determinar la distribución de caudales máximos anuales en su territorio, como es el caso de las metodologías expuestas en el Boletín 17B de Estados Unidos (USWRC, 1981) o en el Flood Studies Report y el Flood Estimation Handbook en el Reino Unido (NERC, 1975; Robson and Reed, 1999). Sería interesante contar también con este tipo de estudios para el ámbito geográfico español.

Otra posible forma de mejorar la estimación de los cuantiles de alto periodo de retorno introduciendo información adicional en el ajuste de las funciones de distribución, es

emplear información sobre grandes avenidas ocurridas en el pasado mucho antes de que se iniciase la medida sistemática de los caudales y, por tanto, no registrada en las estaciones de aforo. Esta información tiene el inconveniente de ser incompleta y requerirá de técnicas especiales para ser introducida en el análisis (USWRC, 1981; Stedinger and Cohn, 1986; Cohn and Stedinger, 1987), pero tendrá un gran valor para mejorar la estimación de la cola derecha de la distribución al aportar datos directos sobre el comportamiento de la población en ese rango de probabilidades. La información se referirá solo a los grandes eventos que por sus características o magnitud han dejado alguna huella, bien en la memoria histórica (información documental existente en archivos históricos) bien en la naturaleza (datos de paleocrecidas consistentes en evidencias de tipo botánico o geológico (Baker, 1987)).

La información documental presenta, en general, antigüedades de unos pocos cientos de años (aunque en determinados casos se conoce información documental de avenidas ocurridas hace varios miles de años), mientras que la de origen geológico puede tener una antigüedad de hasta miles o decenas de miles de años. De esta forma, un inconveniente de este último tipo de información es su posible falta de homogeneidad con el comportamiento estadístico actual de los datos ya que, al corresponder a avenidas ocurridas hace mucho tiempo, las condiciones climáticas del momento en el que ocurrieron podrían no ser idénticas a las actuales. Sería muy interesante, por consiguiente, disponer de estudios a escala nacional que permitieran conocer el periodo histórico estadísticamente homogéneo con el actual, con objeto de determinar cuál sería la antigüedad máxima razonablemente admisible en la información histórica a emplear.

Asimismo, la estimación del caudal de las crecidas históricas puede ir acompañada de un cierto error debido a que las referencias de niveles suelen ser poco precisas y se desconoce la morfología del cauce en el momento que ocurrió la crecida. No obstante, a pesar de la incertidumbre asociada a los datos históricos, diversos estudios han demostrado que su consideración aumenta en gran medida la estimación de los cuantiles de alto periodo de retorno. En España, gran parte del registro histórico de avenidas está recopilado por la Comisión Nacional de Protección Civil (CNPC, 2011).

Este tipo de técnicas se utilizan de manera habitual en la práctica profesional de la hidrología de presas de algunos países. Por ejemplo, en EE.UU. el USBR [1996; 1997] ha llevado a cabo estudios en los últimos años incorporando toda la información disponible sobre referencias históricas y la información obtenida a partir de un estudio específico de paleocrecidas, para revisar la seguridad hidrológica de algunas presas. En Australia, el ANCOLD [2000b] recomienda utilizar información sobre avenidas históricas y paleocrecidas para determinar caudales por encima de 100 años de periodo de retorno. Asimismo, en China es habitual utilizar la abundante información documental disponible sobre avenidas históricas que, en algunos casos, se remontan a varios miles de años (Cheng-Zheng, 1987; Hua Shi-Qian, 1987).

Es posible también incorporar otro tipo de información al estudio con el objetivo de reducir la incertidumbre. Este es el caso, por ejemplo, de Francia donde es habitual utilizar el método Gradex (Guillot and Dubant, 1967) para estimar los

cuantiles de alto periodo de retorno para el diseño de presas. Este método se basa en utilizar de forma complementaria, en la construcción del modelo estadístico de caudales, las series de precipitaciones, que generalmente son más largas que las de caudales, de tal forma que, bajo el establecimiento de una serie de hipótesis, se puede asumir que las leyes de frecuencia de precipitaciones y caudales son paralelas.

Otra posibilidad para reducir la incertidumbre en la extrapolación de la ley de frecuencia a altos periodos de retorno, es introducir la PMF como asíntota, utilizando el conocimiento previo de la PMF para imponer un límite superior a la variable y mejorar así el ajuste de la función de distribución, mejorando también por consiguiente la estimación de los cuantiles. Estas metodologías se basan, por lo tanto, en asumir la existencia de un cierto límite superior o máximo físico para el caudal que puede llegar a ocurrir. Las funciones de distribución habitualmente empleadas en los análisis estadísticos suponen que el rango de variación de la variable estadística (el caudal de avenida en el caso que nos ocupa) no está acotado superiormente (a veces tampoco inferiormente) por lo que, al menos desde un punto de vista matemático, la variable podría tomar un valor infinito. Esa suposición obviamente no es cierta, siendo razonable asumir la existencia de un límite físico para el caudal de avenida, consecuencia a su vez de la existencia de límites físicos en la magnitud de la precipitación, la capacidad de infiltración y retención de agua en la cuenca, y la capacidad de transporte de la red de drenaje. Algunos países como Australia (ANCOLD, 2000b) han incorporado esta circunstancia a sus metodologías de cálculo de caudales de diseño para presas a través de la precipitación máxima probable (PMP). Por otra parte, Francés y Botero [2002] utilizaron funciones con cota superior para estimar la PMF.

La no consideración de un límite físico en la ley de frecuencia no tiene mayor importancia cuando se trabaja con periodos de retorno bajos o moderados, pero cuando se quiere estimar los caudales de alto o muy alto periodo de retorno la cuestión puede tener importancia ya que en ese rango de probabilidades la ley de frecuencia cambiará su tendencia haciéndose asíntota al límite físico. Por consiguiente, el empleo de leyes de frecuencia no acotadas superiormente puede conducir a sobreestimar de forma importante los cuantiles. No obstante, estas técnicas cuentan hoy en día con algunos inconvenientes, como la falta de experiencia en la aplicación práctica de las funciones de distribución acotadas superiormente, o la dificultad para interpretar estadísticamente un concepto determinista como la PMP o la PMF.

Por otra parte, y con independencia de que se apliquen en la estimación de la ley de frecuencia de caudales máximos todas las técnicas estadísticas e hidrológicas disponibles para reducir la incertidumbre en la estimación de los cuantiles de alto periodo de retorno, el gran error que puede estar asociado a la estimación de las avenidas de diseño de presas, y la gran responsabilidad de este tipo de infraestructura, hace que sea especialmente importante la estimación de la incertidumbre involucrada en los cálculos. Dicha incertidumbre deberá ser tenida en cuenta al realizar el diseño de las presas de tal forma que el riesgo hidrológico real asumido al construir las mismas sea homogéneo entre todas ellas. El riesgo hidrológico real que se asume al construir la presa no es únicamente el derivado de la probabilidad de la avenida

de diseño empleada y de la magnitud de los resguardos fijados, sino que depende también de la incertidumbre con que se estima dicha avenida de diseño. Sería muy conveniente incorporar a la práctica hidrológica habitual el cálculo del error asociado a la estimación del caudal de cada periodo de retorno para ser conscientes de la incertidumbre con la que se está trabajando, e incluso incorporarlo de forma sistemática en la determinación del caudal de diseño definiendo éste no sólo por su periodo de retorno, sino también por corresponder a un determinado nivel de confianza (del 80%, del 90%,...). De esta manera se podría mejorar la homogeneidad en el riesgo real de las distintas presas en función, por ejemplo, de la diferente disponibilidad de información hidrológica en cada una de ellas.

Por último, es muy significativo que en algunos países (EE.UU., Reino Unido, Australia, Suecia, etc.) se prefiera definir la avenida de diseño para periodos de retorno mayores de 100 años mediante una fracción de la PMF en lugar de emplear mayores periodos de retorno. Esta circunstancia está directamente relacionada con las metodologías de cálculo disponibles, constatando la dificultad existente para determinar de forma fiable las avenidas de alto periodo de retorno, prefiriendo en la práctica definir los caudales mayores mediante fracciones de la PMF, lo que presenta menores incertidumbres en su cálculo. Asimismo, y con un planteamiento similar, en algunos países se calculan los cuantiles de alto periodo de retorno multiplicando el caudal de 100 años por un determinado factor. Así, por ejemplo, en Finlandia (Reiter, 1988) la metodología habitualmente empleada consiste en calcular la avenida de 100 años de periodo de retorno, para lo cual se suele emplear una función de distribución Gumbel, para luego obtener los caudales de periodos de retorno mayores multiplicando el de 100 años por unos coeficientes regionales (1.3 para 1000 años y 1.6 para 10.000). Asimismo, en Suiza (Biedermann *et al.*, 1988) se calcula el caudal de diseño, de 1.000 años de periodo de retorno, multiplicando el de 100 años por un coeficiente que debe estimarse a partir de un análisis regional de las distribuciones de probabilidad de las estaciones de la zona.

Este procedimiento que, como se ha dicho, evidencia la preocupación por la elevada incertidumbre asociada al cálculo de los cuantiles de alto periodo de retorno, consigue simplificar notablemente el cálculo de los caudales de diseño reduciendo los errores en su estimación. No obstante, para que sea verdaderamente útil debe suponer una estimación razonable del cuantil del periodo de retorno de diseño (situándose dentro de un determinado intervalo de confianza de la estimación proporcionada por los modelos estadísticos), y no deben interpretarse como un coeficiente de seguridad en el cálculo. En caso contrario, podrían suponer la adopción de criterios de diseño heterogéneos, al conducir a probabilidades de fallo diferentes entre unas presas y otras.

3. ANÁLISIS Y SELECCIÓN DE MODELOS ESTADÍSTICOS REGIONALES PARA EL AJUSTE Y EXTRAPOLACIÓN DE LEYES DE FRECUENCIA DE CAUDALES MÁXIMOS EN LA ESPAÑA PENINSULAR

Como se ha expuesto anteriormente, el diseño hidrológico de las presas puede requerir la estimación de caudales

máximos de altos periodos de retorno. La estimación de estos caudales lleva aparejada una elevada incertidumbre, por lo que es conveniente incorporar a su cálculo todos los procedimientos técnicos disponibles para reducirla. Estos procedimientos, consistentes fundamentalmente en introducir información adicional en el modelo estadístico, pueden consistir en la aplicación de técnicas de regionalización, en la introducción de información histórica en la construcción del modelo, o en la utilización de la PMF como asíntota de la ley de frecuencia. La aplicación práctica de este tipo de técnicas puede requerir, en algunos casos, su adaptación, o el desarrollo de criterios específicos, para su aplicación a un ámbito geográfico concreto. Con este objetivo, dentro de los trabajos realizados para la DGA, se han llevado a cabo distintos estudios en relación a este tema:

- Selección de los modelos estadísticos de caudales máximos anuales (funciones de distribución y procedimientos de ajuste) más adecuados para cada zona de la España peninsular.
- Selección del esquema de regionalización que ofrece mejores resultados para las características hidrológicas de las cuencas españolas.
- Desarrollo de criterios para la utilización de información histórica en la estimación de los caudales máximos de alto periodo de retorno.
- Procedimientos para el cálculo de la PMP y análisis de su aplicación en la estimación de caudales de alto periodo de retorno.

Adicionalmente, como se ha indicado anteriormente, la elevada incertidumbre asociada a la estimación de los caudales requeridos para el diseño de presas, incluso aplicando las técnicas mencionadas anteriormente, hace aconsejable la cuantificación de la incertidumbre involucrada en los cálculos. No obstante, los procedimientos disponibles en la literatura para llevar a cabo dicha estimación no son siempre adecuados para su aplicación a las características hidrológicas de las cuencas españolas. Asimismo, determinadas técnicas (como la introducción de información histórica) no cuentan con procedimientos claros para estimar su incertidumbre. Por este motivo, se ha trabajado también en adaptar los procedimientos existentes para el cálculo de la incertidumbre a las características hidrológicas propias del ámbito geográfico español.

En este artículo se presentan únicamente los trabajos relativos a la selección del esquema de regionalización y de los modelos estadísticos de caudales máximos anuales, siendo el resto de trabajos objeto de futuros artículos.

De esta forma, en los próximos apartados se exponen los trabajos realizados con el objeto de definir los modelos estadísticos de caudales máximos anuales (funciones de distribución y procedimientos de ajuste) más adecuados para cada zona de la España peninsular, de tal forma que sean capaces de reproducir lo mejor posible las características estadísticas propias de cada zona, así como de extrapolar de forma robusta a altos periodos de retorno, reduciendo la sensibilidad del modelo a las características estadísticas concretas que, por causas aleatorias, pueda presentar la muestra disponible. Este modelo estadístico se ha analizado dentro del contexto de un determinado esquema

de regionalización, lo que permitirá mejorar la estimación de los estadísticos de mayor orden (principalmente del coeficiente de sesgo) al utilizar toda la información existente en la región, lo que redundará en una mejor estimación de la ley de frecuencia de caudales máximos y en una reducción de la incertidumbre asociada a la estimación de los cuantiles de alto periodo de retorno.

La aplicación de técnicas de regionalización requiere la definición previa de las regiones estadísticamente homogéneas, así como su grado de homogeneidad, de tal forma que pueda conocerse el conjunto de información, y las características concretas de ésta, que puede utilizarse para complementar la de una determinada estación a la hora de calcular sus estadísticos. De esta forma, en primer lugar se ha abordado la identificación y delimitación de las regiones estadísticamente homogéneas, respecto al comportamiento de los caudales máximos anuales, en el territorio de la España peninsular. En base a ese trabajo, se selecciona el esquema de regionalización más adecuado al grado de homogeneidad que presentan las regiones para, posteriormente, analizar los modelos estadísticos más adecuados en cada zona geográfica, dentro de ese esquema de regionalización. Por último, se presenta, de forma independiente, el estudio del modelo estadístico propuesto para la zona del levante y sureste peninsular, dada la singularidad del comportamiento hidrológico de esa zona geográfica.

Adicionalmente, una vez seleccionados los modelos estadísticos y las técnicas de regionalización más adecuadas, y en base a la información generada en ese estudio, se ha explorado la posibilidad de establecer el cálculo de los cuantiles de alto periodo de retorno (1.000, 5.000 y 10.000 años), dentro del ámbito de la España peninsular, mediante la multiplicación del cuantil de 100 años por un determinado factor.

3.1. Análisis de la homogeneidad de las series de caudales máximos e identificación de regiones homogéneas en la España peninsular

Como se ha dicho anteriormente, la identificación de regiones que presenten cierta homogeneidad respecto a algunos de los estadísticos que caracterizan el comportamiento de los caudales máximos anuales es un paso imprescindible en la aplicación de las técnicas de regionalización al cálculo de las leyes de frecuencia de dichos caudales.

En la actualidad no existe un único criterio o procedimiento que permita asegurar una correcta definición de las regiones homogéneas. No obstante, se han desarrollado trabajos (Lettenmaier y Potter, 1985) que parecen concluir que en las zonas con coeficientes de variación relativamente bajos ($CV < 0.6$) y relativamente homogéneas, coeficiente de variación del coeficiente de variación menor de 0.2 ($CV(CV) < 0.2$), se mejora claramente el ajuste de la función de distribución al agrupar las estaciones.

El procedimiento para definir las regiones homogéneas debe cumplir dos condiciones:

- Las distintas estaciones que conforman la región deben presentar cierto grado de homogeneidad estadística.
- Debe existir un criterio para asignar cualquier nuevo punto de estudio a una de las regiones definidas.

Teniendo en cuenta estas condiciones se han propuesto distintos criterios en la literatura. Algunos autores proponen definir la región en función de sus límites geográficos, lo que facilita mucho la asignación del punto de estudio a una determinada región. Estos métodos se han

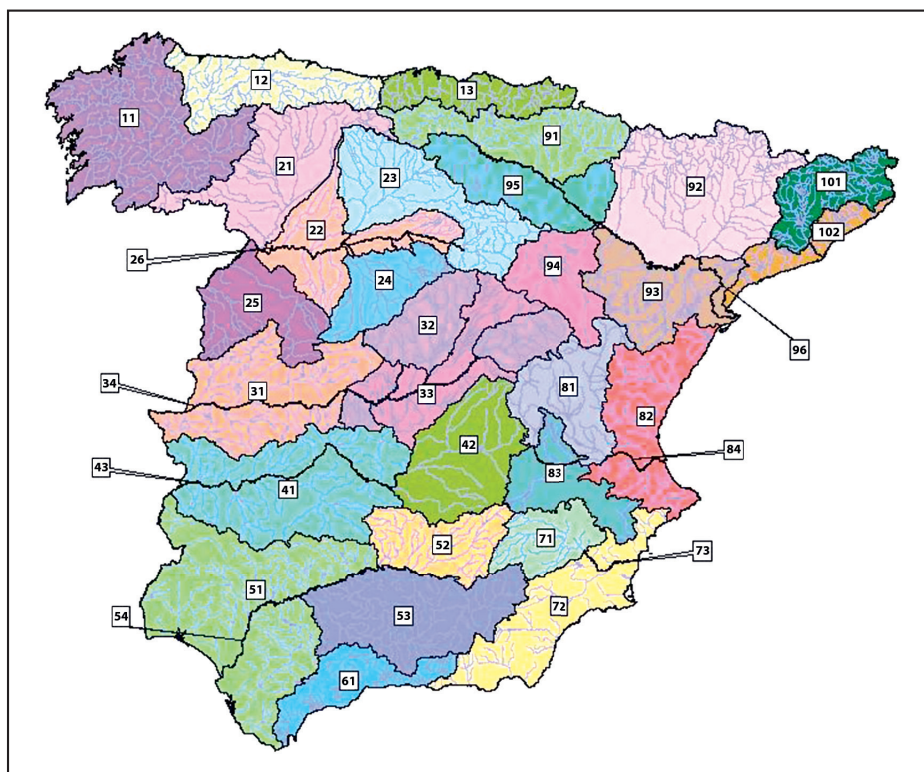


Figura 3. Regiones con comportamiento estadístico homogéneo, respecto a los caudales máximos anuales, identificadas en la España peninsular.

utilizado mucho (NERC, 1975; Ferrer y Ardiles, 1994) en trabajos a escala nacional. En ciertas ocasiones, se ha recurrido incluso a definir las regiones en base a límites administrativos, aunque en esos casos es difícil garantizar la homogeneidad estadística. Este tipo de procedimientos son más adecuados para lluvias máximas que para caudales, puesto que las lluvias suelen presentar mayor continuidad espacial.

Otros procedimientos agrupan las estaciones en función de la similitud de su comportamiento estadístico (mediante análisis discriminante o de cluster) en base a determinadas magnitudes estadísticas (coeficiente de variación, coeficiente de sesgo, etc.), sin que tengan por qué pertenecer a una misma región geográfica. Se garantiza más, por tanto, la homogeneidad estadística pero por el contrario se dificulta la asignación de un nuevo punto de estudio a una de las regiones.

También pueden agruparse las estaciones en función de su proximidad en un espacio n-dimensional de ciertas características específicas (edafológicas, meteorológicas, fisiográficas, etc.), mediante métodos de análisis estadístico similares a los mencionados anteriormente. Estas técnicas se han utilizado con frecuencia con el objetivo de determinar los caudales máximos en cuencas sin aforar, ya que se pueden asignar fácilmente a una de las regiones a partir del conocimiento de sus características fisiográficas, edafológicas y meteorológicas (Acreman y Sinclair, 1986; Nathan y McMahon, 1990; Lin y Chen, 2006).

Por último, el método de la región de influencia (ROI, en inglés) supone que cada estación tiene su región propia, formada por el conjunto de estaciones más cercanas en el espacio multidimensional de diferentes atributos (Burn, 1990).

Otra cuestión que es importante considerar a la hora de definir las regiones es el grado de heterogeneidad que se admite dentro de una región. En principio, la homogeneidad estadística dentro de cada región debería ser la mayor posible pero también hay que tener en cuenta la posible correlación entre los datos de distintas estaciones. En general, cuánto mayor homogeneidad se exige a una región también es mayor la correlación entre los datos y viceversa. Esta cuestión es muy importante, ya que si la correlación entre los datos es muy alta la información estadística aportada por las distintas estaciones será redundante, mejorando poco el ajuste de la función de distribución. En el caso concreto del estudio de máximos, la introducción en el análisis de información repetida puede tener el efecto de infravalorar los cuantiles de más alto periodo de retorno, dejando los resultados del lado de la inseguridad. Teniendo esto en cuenta, en realidad lo que se busca es definir regiones con un comportamiento estadístico suficientemente parecido (sin necesidad de que sea idéntico) como para que el uso conjunto de sus datos mejore la estimación de los cuantiles, pero que no presenten una elevada correlación, aportando por tanto información nueva.

En base a lo expuesto anteriormente, en el estudio llevado a cabo en este trabajo se ha optado por definir las regiones en base a un procedimiento mixto, seleccionando regiones que agrupan estaciones con valores similares, tanto de las características fisiográficas, climáticas,

edafológicas, etc. de las cuencas vertientes, como de los diferentes estadísticos; y que además queden incluidas en una región geográfica bien delimitada, lo que facilitará la aplicación práctica de los resultados y la asignación de los puntos de estudio a una determinada región, ya que las regiones están delimitadas perfectamente por los accidentes geográficos de las cuencas.

La homogeneidad estadística de las regiones identificadas mediante el procedimiento anterior debe ser comprobada posteriormente mediante medidas que analizan la homogeneidad estadística de las muestras. Con esta finalidad se han utilizado dos tests estadísticos que permiten cuantificar el grado de homogeneidad de las regiones, el test de Wiltshire basado en los momentos ordinarios (Wiltshire, 1986) y el test de Hosking y Wallis basado en los L-momentos (Hosking y Wallis, 1993; Hosking y Wallis, 1997). En los Apéndices A, B y C se describen los fundamentos teóricos de estos tests.

De esta forma, la identificación de las regiones con comportamiento estadístico homogéneo en la España peninsular ha sido el resultado de un proceso iterativo consistente en la delimitación de regiones en base a criterios de carácter geográfico, a las características físicas de las cuencas vertientes a las estaciones de aforos y a las características estadísticas de las series de datos, la posterior comprobación de la homogeneidad de las regiones identificadas mediante la aplicación de los tests indicados anteriormente, y la reconsideración de las regiones delimitadas en el caso de que el resultado de los tests no fuese satisfactorio.

Como resultado de ese proceso se han obtenido las 29 regiones representadas en la figura 3, a las que se añaden los siguientes tramos de río correspondientes a los grandes ejes fluviales, que se han considerado de forma independiente:

- Duero, desde su confluencia con el río Chico (región 26).
- Tajo, desde su confluencia con el río Arlas (región 34).
- Guadiana, desde su confluencia con el río Bañuelo (región 43).
- Guadalquivir, desde su confluencia con el Guadiana menor (región 54).
- Ebro, desde su confluencia con el río Zadorra (región 96).

Por otra parte, los tramos finales de los ríos Segura y Júcar (desde la confluencia con la Rambla de Benito el primero y desde la confluencia con el barranco del Agua en el caso del segundo) tienen un comportamiento intermedio entre los de las regiones 71 y 72, y 81 y 82, respectivamente (regiones 73 y 84).

Cada región se ha identificado mediante un código numérico cuyo primer dígito es el propio de la gran cuenca a la que pertenece (completamente o en su mayor parte) y el segundo numera las regiones en las que está dividida la gran cuenca de forma consecutiva.

La aplicación de los test estadísticos de Wiltshire y Hosking y Wallis a las regiones anteriores proporciona resultados similares (tabla 1). Las regiones 72 y 82, en el levante y sureste peninsular, dadas sus especiales características

hidrológicas y meteorológicas, en las que son típicos los eventos de tormenta de carácter convectivo, requieren la aplicación de un tipo especial de función de distribución (apartado 3.4.), y no se han analizado mediante los tests de homogeneidad anteriores.

Tabla 1. Resultados de la aplicación de los tests de homogeneidad de Wiltshire y Hosking y Wallis a las regiones identificadas

Regiones	S	X ²	H ₁	H ₂	H ₃
11	50,96	55,23	2,71	0,94	0,6
12	32,47	36,74	-0,17	1,73	1,74
13	20,2	22,31	0,99	-0,81	-1,3
21	40,2	33,2	1,86	0,25	0,18
22	8,6	12,01	0,66	0,53	0,31
23	31,7	33,19	1,65	0,02	-0,63
24	26,11	24,77	0,75	0,01	-0,28
25	6,28	9,24	-0,14	-0,1	-0,46
31	39,92	43,75	1,82	0,79	0,89
32	30,81	32,01	0,23	-0,15	-0,36
33	22,05	22,31	0,22	-0,73	-0,84
41	20,33	22,3	0,76	0,74	0,88
42	13,7	15,98	2,19	1,45	1,26
51	23,86	33,19	-0,71	-0,5	0,08
52	8,17	13,36	1,16	0,07	0,18
53	14,78	25,98	1,99	0,53	-0,06
61	30,55	30,81	2,63	0,53	-0,85
71	30,12	18,55	1,98	0,77	0,06
72	-	-	-	-	-
81	24,93	34,38	0,6	0,55	0,87
82	-	-	-	-	-
83	2,18	9,23	0,4	0,13	0,35
91	43,31	33,19	1,95	-0,57	-1,14
92	66,62	39,09	1,68	0,01	-0,67
93	37,41	19,81	1,84	0,42	-0,36
94	33,99	17,28	1,91	1,02	0,33
95	25,45	24,77	1,82	-1,15	-1,96
101	16,69	29,62	-1,47	-0,49	0,13
102	17,79	25,99	0,7	0,73	0,96

Se observa cómo las regiones identificadas muestran un grado de homogeneidad satisfactorio, aunque los resultados del test de Wiltshire, y el de Hosking y Wallis para el estadístico H_1 , no garantizan la homogeneidad respecto al CV o el L-CV en todas las regiones, aunque sí en muchas de ellas. Sí se obtienen grados de homogeneidad elevados respecto a los estadísticos H_2 y H_3 , dependientes de los coeficientes de sesgo (CS) y curtosis (CK). En las regiones 12 y 42 no ha sido posible obtener valores del estadístico H_2 inferiores a 1. No obstante, se considera que el resultado obtenido para el conjunto de la península es suficientemente satisfactorio.

En base a estos resultados, y de cara al ajuste de las funciones de distribución de caudales máximos, se ha decidido adoptar un esquema de regionalización basado en utilizar un valor regional únicamente para el CS, determinando el CV a partir de la información local. En este sentido hay que señalar que los métodos de regionalización basados en valores regionales para el CV y el CS (índice de

avenida) suponen una opción muy restrictiva, ya que fijan un valor constante en toda la región para los momentos de segundo y tercer orden, permitiendo muy poca variabilidad local en el ajuste de las funciones. Sin embargo, se ha observado que el CV no suele ser constante en una región, presentando diversos patrones función del área de la cuenca (Gupta and Dawdy, 1995; Blöschl and Sivalapan, 1997; Viglione, 2010). No obstante, la selección del esquema de regionalización más apropiado en cada caso se tratará con un mayor detalle en el apartado 3.3.

En la tabla 2 se indica el valor del L-CV y del L-CS en cada una de las regiones consideradas. Estos valores regionales se han obtenido como la media ponderada, en función del número de datos de la muestra, de los valores correspondientes a cada una de las estaciones que conforman cada región:

$$\phi_{reg} = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \phi_i}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad [2]$$

Donde ϕ_{reg} es el valor regional del momento estadístico considerado, ϕ_i es el valor del momento en la estación i y n_i es el número de datos en la estación i .

Tabla 2. Valores de L-CV y de L-CS correspondiente a los caudales máximos anuales en las regiones estadísticas identificadas

Región	L-CV	L-CS	Región	L-CV	L-CS
11	0.310	0.238	53	0.500	0.420
12	0.270	0.250	61	0.490	0.390
13	0.271	0.261	71	0.520	0.418
21	0.263	-	72	-	-
22	0.529	0.435	81	0.440	0.310
23	0.357	-	82	-	-
24	0.400	0.247	83	0.510	0.400
25	0.400	0.247	91	0.257	0.194
31	0.428	0.254	92	0.343	0.410
32	0.404	0.254	93	0.569	0.489
33	0.498	0.353	94	0.497	0.386
41	0.570	0.400	95	0.357	0.272
42	0.450	0.320	101	0.440	0.340
51	0.490	0.310	102	0.565	0.474
52	0.440	0.250			

No se han indicado en la tabla los valores de L-CS en las regiones 21 y 23 ya que, como se expondrá en el apartado 3.2., en esas regiones los caudales máximos anuales siguen una función de distribución Gumbel, que no requiere imponer el sesgo en su ajuste; ni en las regiones 72 y 82 en las que, como se indica en el apartado 3.4., se propone emplear una función de distribución TCEV (Two Component Extreme Value), para la cual se ha desarrollado un procedimiento regional de ajuste diferente.

3.2. Análisis de las funciones de distribución y procedimientos de ajuste con un mejor comportamiento en la España peninsular

Como se ha indicado anteriormente, para reducir la incertidumbre en la extrapolación de las leyes de

frecuencia de caudales máximos a altos periodos de retorno es fundamental conocer aquellos modelos estadísticos (función de distribución y procedimiento de ajuste) que presentan un mejor comportamiento, tanto por su capacidad de representar adecuadamente el comportamiento estadístico de las muestras en el rango de los bajos periodos de retorno, como por su robustez al extrapolar a altos periodos de retorno, reduciendo la sensibilidad del modelo a la variabilidad aleatoria en los estadísticos existente entre unas muestras y otras. Con ese objetivo, dentro de los trabajos realizados para la DGA, se han determinado los modelos estadísticos de caudales máximos anuales con un mejor comportamiento en las distintas zonas de la España peninsular. Este estudio ha partido de las regiones con comportamiento estadístico homogéneo identificadas en el apartado anterior, así como del esquema de regionalización allí indicado, consistente en asumir un valor regional para el CS y determinar de forma local el CV.

Existen diversas funciones de distribución que pueden aplicarse a la estimación de la ley de frecuencia de caudales máximos. La selección del modelo estadístico que mejor representa el comportamiento hidrológico de una región no es sencilla. Como se expuso anteriormente, por una parte se debe analizar la capacidad descriptiva de la función, es decir su capacidad para ajustarse con precisión a la distribución de caudales observados. Por otra, se debe analizar su capacidad de predicción, es decir, su robustez para estimar los cuantiles asociados a los mayores periodos de retorno, en los que normalmente no se tiene información observada ya que no se dispone de series lo suficientemente largas. El estudio de estos dos aspectos se ha aplicado a las distintas regiones seleccionadas de entre todas las identificadas en la España peninsular, salvo en el caso de las regiones 72 y 82 cuyo estudio, dada su especial singularidad, se ha abordado de forma separada y se expone en el apartado 3.4.

El estudio se ha estructurado en tres fases. En primer lugar se ha realizado una primera aproximación a las funciones de distribución más adecuadas para cada zona mediante el diagrama de L-momentos, que permite identificar aquellas funciones con capacidad para representar el comportamiento estadístico de una determinada muestra conociendo el valor de sus L-momentos (el fundamento teórico de los L-momentos se expone en el Apéndice A); posteriormente, se ha analizado la capacidad descriptiva de una serie de modelos, en las distintas regiones estadísticas seleccionadas, mediante la cuantificación de las diferencias entre el modelo y los datos muestrales; por último, se ha estudiado la capacidad predictiva de los modelos, analizando su precisión y robustez mediante simulaciones de Monte Carlo.

3.2.1. Selección de funciones de distribución en base al diagrama de L-momentos

Se ha llevado a cabo una primera estimación de las funciones de distribución más adecuadas en cada zona mediante aplicación del diagrama de L-momentos. Esta técnica consiste en representar en un gráfico las

parejas de valores L-CS y L-CK de las distintas muestras disponibles en cada región, y compararlas con las curvas teóricas correspondientes a distintas funciones de distribución, lo que permite identificar las funciones con capacidad para representar la combinación de estadísticos típica de la región. Se pueden confeccionar también gráficos similares para los momentos ordinarios, pero se ha preferido utilizar los L-momentos por considerar que su estimación a partir de las muestras es menos sesgada (Hosking y Wallis, 1997; Robson y Reed, 1999).

Se han seleccionado para este análisis algunas de las funciones de distribución habitualmente utilizadas para representar el comportamiento de los caudales máximos: Gumbel (G), Pareto Generalizada (GP), Logística Generalizada (GLO), Valores Extremos Generalizada (GEV), Log-Pearson tipo III (LP) y Log-Normal (LN). En un diagrama de coeficientes de L-momentos las funciones de distribución de tres parámetros (GEV, GLO, PG, LP) estarán representadas mediante una curva, mientras que las funciones de dos parámetros (G, LN) estarán representadas mediante un punto, ya que estas funciones tienen valores fijos para el L-CS y el L-CK.

Para cuantificar el grado de ajuste de los valores muestrales a las curvas teóricas se utiliza la medida de ajuste Z , que compara el valor regional muestral del L-CK (t_4^R) con su valor teórico para una determinada función de distribución (t_4^{DIST}), según la siguiente ecuación:

$$Z = \frac{t_{4-t_4}^{R,DIST}}{\sigma_{t_4^R}} \quad [3]$$

donde $\sigma_{t_4^R}$ representa la desviación típica del L-CK regional, calculada a partir de la simulación mediante técnicas de Monte Carlo de distintas regiones sintéticas. Una función de distribución se considera adecuada siempre que se cumpla que $|Z| \leq 1.64$.

En la figura 4 se representan los distintos diagramas obtenidos, y en la tabla 3 el valor de la medida Z para distintas regiones. Se han señalado en negrita los casos en que se cumpliría con el criterio especificado. Se observa cómo la función Gumbel, típica de poblaciones poco sesgadas, podría ser adecuada para algunas regiones del Duero y de la cabecera del Ebro (regiones 21 y 91). Las funciones GEV y LN parecen apropiadas para un gran número de regiones, mientras que las GP, GLO y LP presentan, en general, valores de Z fuera del rango.

Tabla 3. Medida Z sobre los L-momentos para cada una de las funciones en distintas regiones estadísticas. En negrita los casos en que se cumpliría con el criterio de validez de la función

Región	G	GP	GEV	GLO	PEIII	LN
12	3.214	-5.175	-0.189	1.750	-3.297	-1.319
21	0.858	-7.006	0.028	3.114	-2.078	1.749
31	2.050	-1.947	5.770	8.858	1.578	4.264
61	4.496	-1.759	0.836	1.595	-2.852	-0.528
81	2.740	-2.142	1.594	2.886	-1.970	0.277
91	0.689	-6.994	0.076	3.194	-1.950	-0.557
92	3.195	-2.373	1.828	3.272	-2.263	0.316

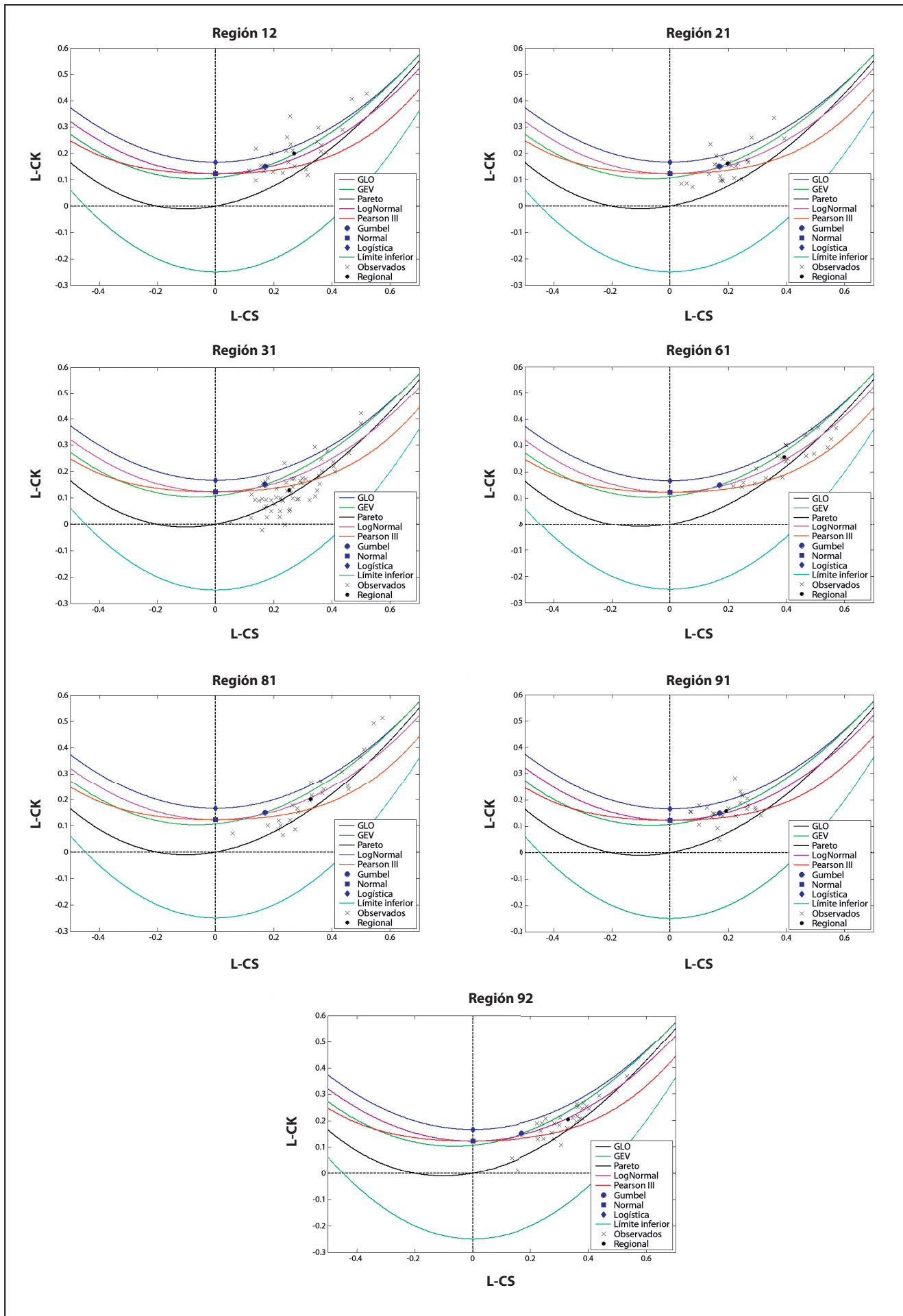


Figura 4. Representación de los L-momentos muestrales en el diagrama de L-momentos para distintas regiones.

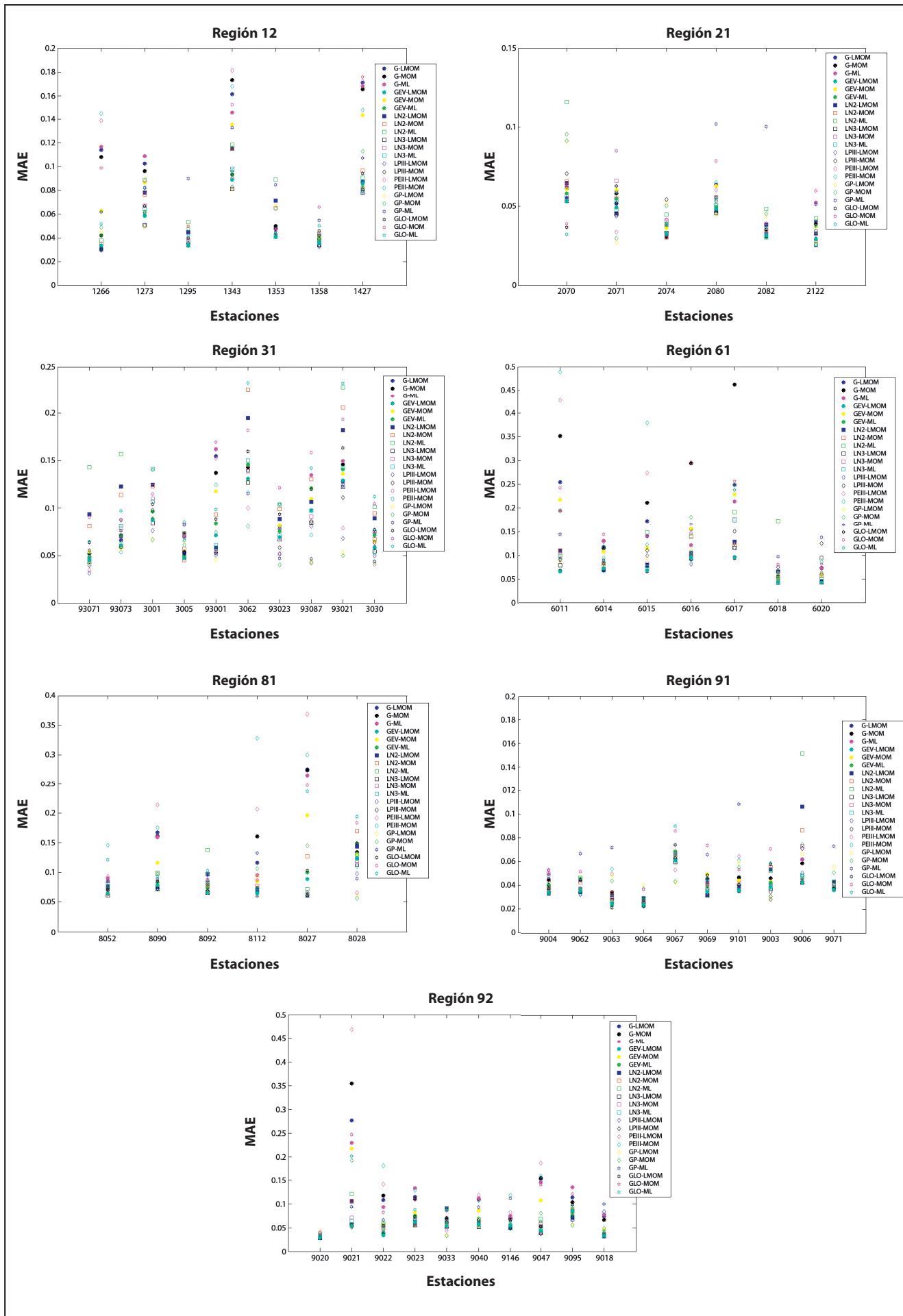


Figura 5. Representación gráfica del error en el ajuste a los datos observados de distintos modelos estadísticos, para las estaciones de aforos con más de 50 datos de distintas regiones.

3.2.2. Análisis de la capacidad descriptiva de los modelos estadísticos

Se ha analizado la capacidad descriptiva de distintos modelos estadísticos (función de distribución y procedimiento de ajuste) a los datos observados en las estaciones de cada región. Para ello, en cada una de las estaciones de aforos se han ajustado distintos modelos y se ha cuantificado el error existente entre los datos observados y dichas funciones. Se han considerado los siguientes modelos, habituales en el estudio estadístico de los caudales máximos anuales:

- Gumbel (G) por momentos (Mom), L-momentos (L-Mom) y máxima verosimilitud (ML)
- Valores Extremos Generalizada (GEV) por Mom, L-Mom y ML
- Log-Normal de 2 parámetros (LN-2) por Mom, L-Mom y ML
- Log-Normal de 3 parámetros (LN-3) por Mom, L-Mom y ML
- Pareto Generalizada (GP) por Mom, L-Mom y ML
- Logística Generalizada (GLO) por Mom, L-Mom y ML
- Log-Pearson Tipo III (LP-III) por Mom y L-Mom
- Pearson Tipo III (PE-III) por Mom y L-Mom.

En el caso de la función de distribución LP-III, no se ha considerado el ajuste por máxima verosimilitud, ya que su cálculo suele presentar problemas de convergencia. Asimismo, no se han considerado funciones como la SQRT-ETmax (Etoh *et al.*, 1986), al estar deducida teóricamente para su utilización con datos de precipitación, o la

TCEV (Rossi *et al.*, 1984), más apropiada para zonas en las que existan dos mecanismos de generación de las avenidas muy diferenciados que requieran la utilización de funciones de distribución mixtas (apartado 3.4.).

El ajuste de las funciones se ha realizado utilizando únicamente la información local sin la aplicación de ningún método de regionalización, ya que el contraste se ha centrado en los periodos de retorno bajos.

A los datos observados se les ha asignado probabilidad mediante la fórmula de Gringorten:

$$F(q_i) = \frac{i - 0.44}{n + 0.12} \quad [4]$$

Siendo $F(q_i)$ el valor de la función de distribución del dato q_i , i el puesto que ocupa el dato en la serie ordenada de menor a mayor, y n el número total de datos de la serie.

Posteriormente, se han obtenido los caudales proporcionados por cada modelo estadístico para las mismas probabilidades que se han asignado mediante la fórmula de Gringorten a los datos observados. A partir de esa información, el error del ajuste de un determinado modelo a los datos de una estación se ha medido como la media de las diferencias adimensionales entre los caudales observados y los proporcionados por el modelo:

$$e = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(Q_{obs})_i - (Q_{est})_t}{(Q_{obs})_i} \quad [5]$$

Donde n es el número de datos de la estación. En el cálculo del error se han eliminado los datos que están por

Tabla 4. Error medio del ajuste a los datos para cada uno de los modelos estadísticos en distintas regiones

Modelo	Región 12	Región 21	Región 31	Región 61	Región 81	Región 91	Región 92
G - Mom	0.0829	0.0614	0.1640	0.3102	0.1855	0.0517	0.1106
G - LMom	0.0798	0.0577	0.1534	0.2644	0.1656	0.0510	0.1061
G - ML	0.0782	0.0594	0.1671	0.2590	0.1581	0.0545	0.1091
GEV - Mom	0.0715	0.0545	0.1466	0.2057	0.1440	0.0480	0.0841
GEV - LMom	0.0549	0.0476	0.1248	0.1244	0.1034	0.0440	0.0605
GEV - ML	0.0582	0.0512	0.1422	0.1754	0.1203	0.0460	0.0681
LN2 - Mom	0.0686	0.0601	0.1713	0.1786	0.1450	0.0505	0.0705
LN2 - LMom	0.0667	0.0588	0.1469	0.1232	0.1245	0.0510	0.0664
LN2 - ML	0.0705	0.0677	0.1839	0.1603	0.1374	0.0563	0.0747
LN3 - Mom	0.0589	0.0520	0.1218	0.1120	0.1073	0.0473	0.0608
LN3 - LMom	0.0544	0.0474	0.1186	0.1071	0.1005	0.0435	0.0571
LN3 - ML	0.0652	0.2675	0.1393	0.2271	0.1213	0.0454	0.1132
GP - Mom	0.0686	0.0537	0.1062	0.1787	0.1234	0.0541	0.0666
GP - LMom	0.0630	0.0520	0.0971	0.1097	0.0930	0.0547	0.0555
GP - ML	0.1146	0.2898	0.1889	0.1294	0.1399	0.2237	0.1583
GLO - Mom	0.0849	0.0684	0.1897	0.2511	0.1758	0.0592	0.1099
GLO - LMom	0.0579	0.0539	0.1418	0.1315	0.1130	0.0474	0.0683
GLO - ML	0.0834	0.0579	0.3206	0.3486	0.1722	0.0518	0.1161
LPIII - Mom	0.0581	0.0526	0.1187	0.1168	0.1035	0.0461	0.0598
LPIII - LMom	0.0548	0.0478	0.1015	0.1030	0.0962	0.0444	0.0583
PEIII - Mom	0.0894	0.0658	0.1667	0.4911	0.2396	0.0522	0.1255
PEIII - LMom	0.0881	0.0582	0.1441	0.4548	0.2114	0.0529	0.1224

debajo de un periodo de retorno de 1.25 años, al no ser representativos del rango de probabilidades en el que es útil el modelo, y al asignar en muchos casos los modelos valores de caudal negativo en ese rango de probabilidades, lo que podría conducir a extraer del análisis conclusiones erróneas. Finalmente, el error de cada modelo se ha calculado como el valor medio de todas las estaciones existentes en la región.

En la figura 5 se representan los resultados para distintas regiones, en el caso de aquellas estaciones de aforos con más de 50 datos, y en la tabla 4 los errores correspondientes a cada modelo en cada región.

Se observa cómo uno de los modelos que presenta errores menores en todas las regiones es la función GEV ajustada mediante L-momentos. En algunos casos, otras funciones como la LPIII ajustada mediante el método de los momentos o la función GP mediante L-momentos, presentan un mejor ajuste a los datos pero, como se expondrá en el próximo apartado, en general realizan una extrapolación más deficiente a altos periodos de retorno.

3.2.3. Análisis de la capacidad predictiva de los modelos estadísticos

Junto con el análisis de la capacidad descriptiva de los modelos estadísticos expuesto en el apartado anterior, se ha realizado un análisis de la capacidad predictiva de los distintos modelos, es decir, un análisis de su precisión y robustez en la extrapolación a los periodos de retorno más altos. Para llevar a cabo este análisis se ha asumido el esquema de regionalización seleccionado anteriormente, consistente en adoptar un valor regional para el CS (regionalización del parámetro de forma).

Este análisis se ha llevado a cabo mediante simulaciones de Monte Carlo, por lo que un primer paso ha consistido en comprobar que los modelos estadísticos considerados, junto con el esquema de regionalización adoptado, son capaces de reproducir en cada región unas características estadísticas similares a las que tienen los datos observados. Esto permite realizar una primera valoración de la capacidad de los distintos modelos para representar el comportamiento estadístico de las distintas regiones, así como comprobar la validez de los resultados que se obtengan mediante las simulaciones de Monte Carlo.

Con este objetivo, se han generado mediante simulaciones de Monte Carlo 10.000 regiones sintéticas similares a cada una de las regiones identificadas. Cada región sintética está compuesta por un número de estaciones igual al de la región real y cada estación tiene un número de datos sintéticos igual al número de datos de la estación real que está representando.

Distintas características estadísticas de las regiones sintéticas (CV, CS, L-CV, L-CS y máximo valor estandarizado) se han comparado con las características de las regiones reales, mediante su representación en un papel probabilístico Gumbel.

En la figura 6 se representan, a modo de ejemplo, los resultados obtenidos para la región 31. Los resultados muestran que los diferentes modelos estadísticos, con el patrón de regionalización adoptado, son capaces de reproducir con bastante precisión la distribución en la región de los

estadísticos considerados. Se puede considerar, por tanto, que los resultados que se obtengan a partir de las simulaciones matemáticas reflejarán adecuadamente el comportamiento real de la región.

Finalmente, se ha realizado el análisis de la capacidad predictiva de los modelos estadísticos que han demostrado ser más adecuados para describir las características estadísticas de cada región. Este análisis se ha realizado para los periodos de retorno superiores a 100 años. Para ello, se ha utilizado la función kappa, función de distribución de cuatro parámetros más general que todas las utilizadas y que contiene a la mayoría de éstas como casos particulares, lo que permite no condicionar los resultados del análisis. Esta función kappa se ha ajustado a cada una de las estaciones de cada región, tomando los valores regionales del L-CS y L-CK, y los valores locales de la media y el L-CV. Las funciones kappa ajustadas en cada estación serán la base de comparación en el análisis.

A partir de las funciones kappa, se han generado 10.000 regiones sintéticas similares a las observadas, es decir, con el mismo número de estaciones y con un número de datos en cada estación igual al número de datos registrados en las estaciones reales. Posteriormente, se ha ajustado a cada una de las series sintéticas generadas los distintos modelos estadísticos seleccionados, con el esquema de regionalización adoptado, es decir, tomando el valor regional del CS de cada región sintética y los valores locales de la media y el CV.

Para valorar la capacidad predictiva de cada modelo estadístico, se ha calculado, para cada estación i y para cada periodo de retorno T , el error cuadrático medio ($MSE_{T,i}$) del conjunto de los 10.000 cuantiles obtenidos mediante cada modelo estadístico respecto al cuantil proporcionado por la función kappa ($Q_{T,i}$). El error cuadrático medio se obtiene como suma del error medio o sesgo ($ME_{T,i}$) y de la varianza ($VAR_{T,i}$):

$$MSE_{T,i} = [ME_{T,i}]^2 + VAR_{T,i} \quad [6]$$

Para hacer comparables los resultados de las diferentes estaciones de la región, con diferentes magnitudes de caudal, y poder obtener un resultado global para cada región, es necesario estandarizar los errores. Con ese objeto, se ha calculado la raíz cuadrada del $MSE_{T,i}$ (para obtener una medida del error con las mismas unidades que el caudal) y se ha dividido por el valor del cuantil proporcionado por la función kappa ($Q_{T,i}$), con lo que se obtiene un error adimensional ($e_{T,i}$) para el periodo de retorno T en cada estación i :

$$e_{T,i} = \frac{\sqrt{MSE_{T,i}}}{Q_{T,i}} \quad [7]$$

Finalmente, se ha obtenido un error global para cada región y para cada periodo de retorno (E_T) como media de los errores adimensionales de todas las estaciones que componen la región:

$$E_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e_{T,i} \quad [8]$$

Siendo N el número de estaciones en la región.

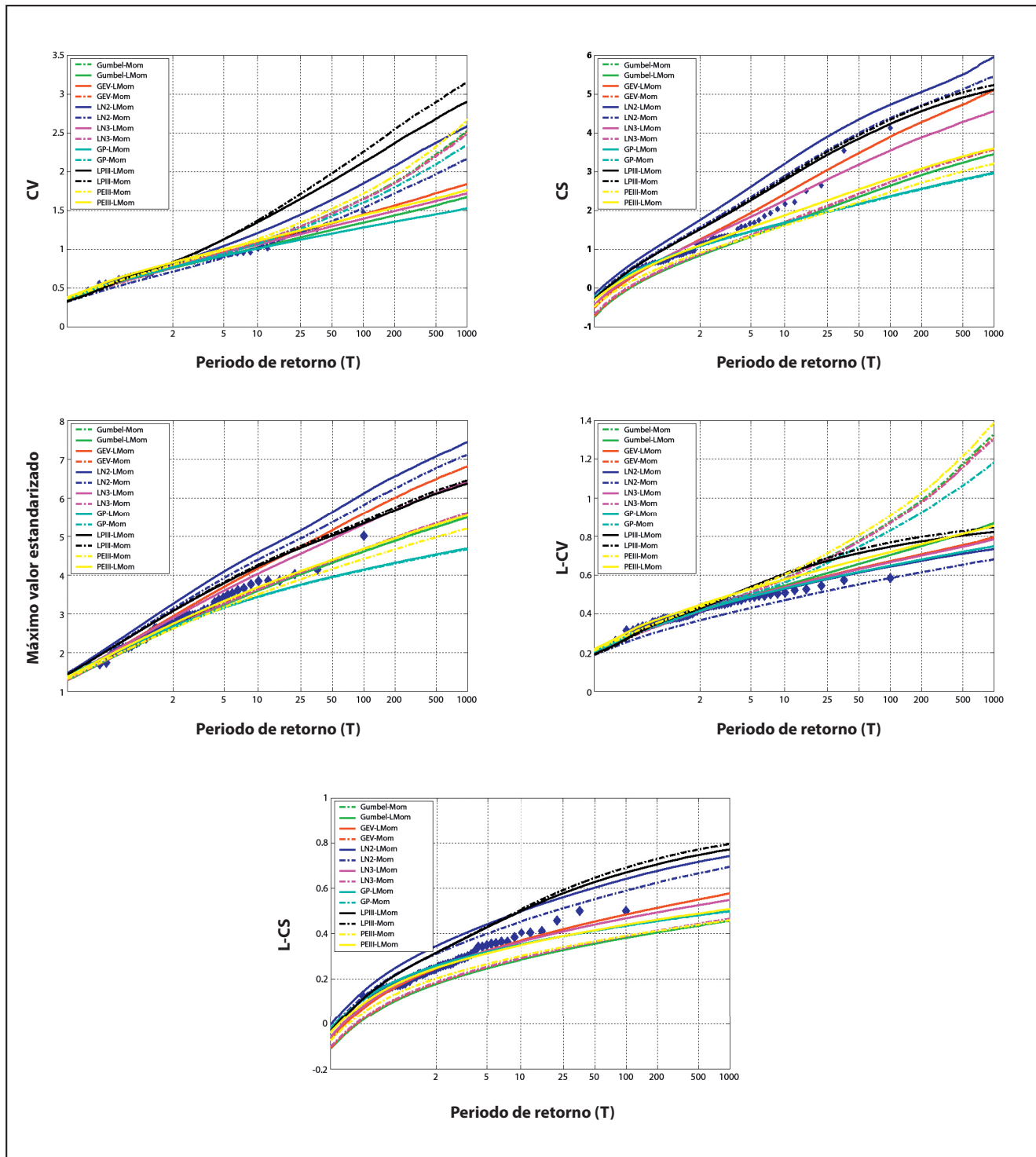


Figura 6. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 31.

En la figura 7 se muestran los resultados obtenidos para distintas regiones. Se observa cómo el modelo estadístico que presenta una mejor capacidad predictiva, en el conjunto de todas las regiones, es la función GEV ajustada mediante L-momentos, modelo que presentaba también un muy buen comportamiento en cuanto a su capacidad descriptiva.

3.2.4. Modelo estadístico seleccionado

Como resultado de los estudios y análisis anteriores, se ha seleccionado para el ajuste de las leyes de frecuencia

de caudales máximos en el ámbito geográfico de la España peninsular la función de distribución de valores extremos generalizada (GEV) ajustada mediante el método de los L-momentos (L-Mom), asumiendo un valor regional para el L-CS en cada una de las regiones estadísticamente homogéneas identificadas, y tomando un valor local para el L-CV.

Como casos especiales, se ha seleccionado una función Gumbel (caso particular de la GEV) ajustada por el procedimiento de los L-momentos en las regiones 21 y 23 de la cuenca del Duero, y en el eje principal del Ebro hasta la confluencia con el Segre. Por otra parte, como se expone

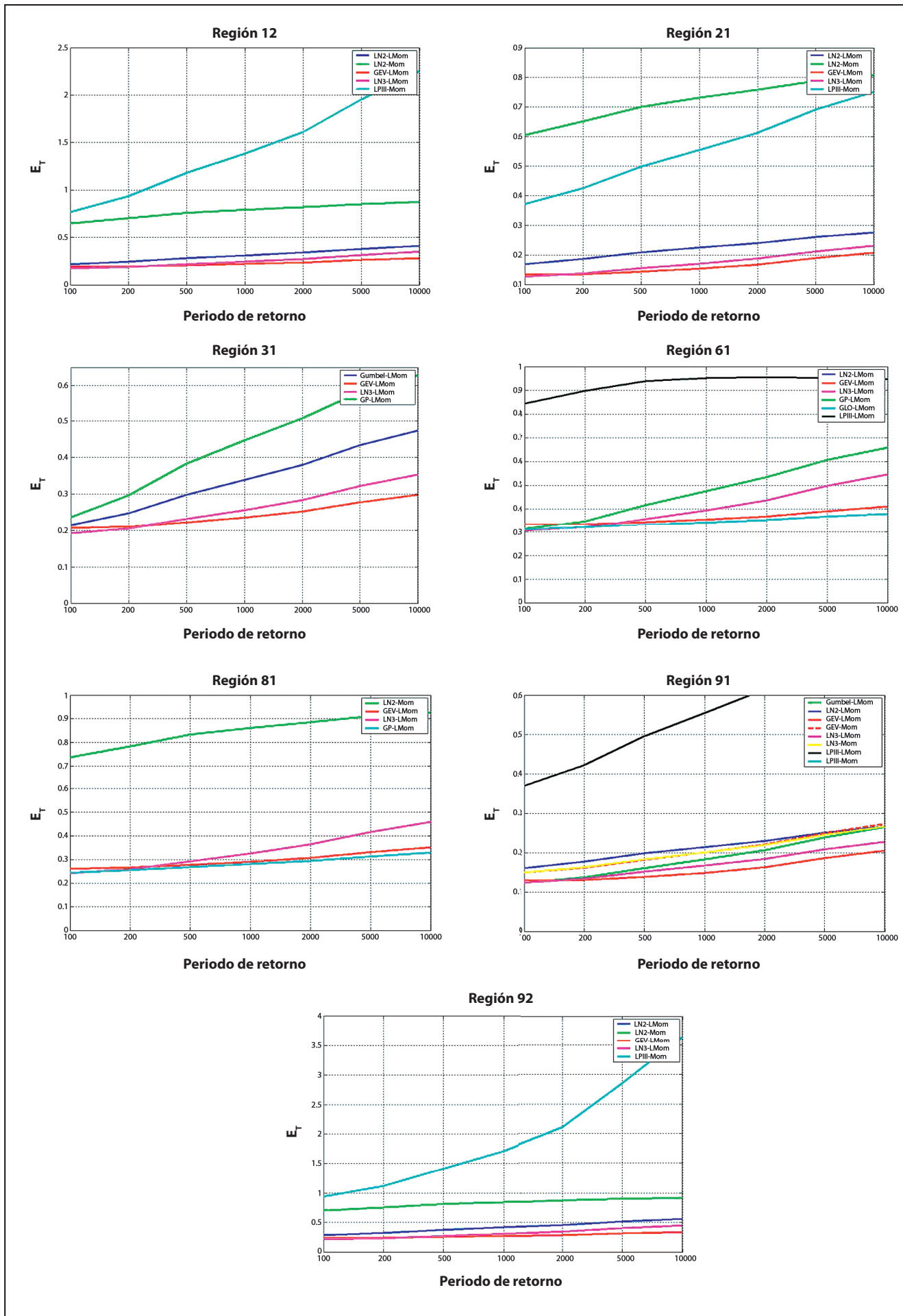


Figura 7. Resultados del análisis de la capacidad predictiva de los distintos modelos estadísticos para una selección de regiones.

en el apartado 3.4., en las regiones situadas en el levante y sureste peninsular, debido a su especial comportamiento hidrológico, se ha seleccionado una función TCEV mediante el procedimiento regional de ajuste que se expondrá en dicho apartado.

3.3. Análisis del método de regionalización en función del número de datos

Tal como se ha expuesto en los apartados anteriores, y como resultado de los análisis de homogeneidad, se ha seleccionado un esquema de regionalización basado en la utilización de un valor regional del L-CS (regionalización del parámetro de forma), y valores locales de la media y el L-CV, para el ajuste de las leyes de frecuencia de caudales máximos.

Sin embargo, cuando el número de datos de la serie es reducido la estimación local del L-CV puede no ser lo suficientemente precisa. En ese caso, aunque algunas de las regiones identificadas no puedan considerarse completamente homogéneas respecto al comportamiento del L-CV, la estimación regional de este estadístico puede estar más cercana al valor real que la estimación local a partir de los datos. De esta forma, un esquema de regionalización basado en índice de avenida, con valores regionales para el L-CS y L-CV, puede ser más adecuado.

Con el objetivo de aclarar esta circunstancia, se ha realizado un análisis para determinar a partir de qué número de datos el método del índice de avenida proporciona una mayor precisión que el esquema de regionalización del parámetro de forma. El análisis se ha llevado a cabo para las distintas regiones identificadas en el apartado 3.1.

El procedimiento seguido ha consistido en ajustar una función de distribución a cada estación de aforo de la región (a partir de los modelos estadísticos seleccionados en el apartado 3.2.) mediante el esquema regional propuesto anteriormente, es decir, considerando un valor regional del L-CS, y valores locales del L-CV y la media. A partir de estas funciones se han generado 10.000 regiones sintéticas pero, al contrario que en el estudio expuesto en los apartados anteriores, con el mismo número de datos en todas las estaciones que componen la región. Finalmente, a cada serie sintética generada se le ha vuelto a ajustar una función de distribución mediante dos procedimientos: tomando un valor regional para el L-CS y valores locales para el L-CV y la media (regionalización del parámetro de forma), y tomando valores regionales para el L-CS y el L-CV y un valor local para la media (índice de avenida).

Estas funciones de distribución se han comparado con la función de distribución original, utilizada para generar las regiones sintéticas, evaluando el error de los dos métodos de regionalización (índice de avenida y regionalización del parámetro de forma) para distintas longitudes de las series de datos. Para cada periodo de retorno T , de cada estación i , se ha calculado el error medio o sesgo ($ME_{T,i}$) y la varianza ($VAR_{T,i}$) de todo el conjunto de simulaciones realizadas, para ambos métodos de regionalización y para cada longitud de muestra considerada. Para cuantificar de forma global la precisión de cada ajuste se ha calculado el error de la estimación, para cada periodo de retorno, como suma de la desviación típica más el valor absoluto del sesgo, dividido por el valor del cuantil proporcionado por la

función de distribución original. Obteniendo posteriormente el valor medio del error para todas las estaciones de la región.

$$E_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\sqrt{VAR_{T,i}} + |ME_{T,i}|}{Q_{T,i}} \quad [9]$$

Siendo $Q_{T,i}$ el cuantil de T años de periodo de retorno de la estación i , y N el número de estaciones de aforo que forman la región.

En la figura 8, a título de ejemplo, se muestra el error de cada uno de los procedimientos de regionalización en función del número de datos de la muestra para la región estadística 81.

Como resultado se observa que, para longitudes de registro iguales o superiores a 20 años, la utilización del método de regionalización del parámetro de forma lleva a errores menores, principalmente para los periodos de retorno más altos. Es decir, la utilización de una estimación local del L-CV lleva a mejores resultados, ya que para muestras de esa longitud dichas estimaciones se pueden considerar suficientemente fiables. Para una longitud de registro de entre 15 y 20 años, los resultados son muy parecidos, aunque la utilización de un valor regional del L-CV lleva a resultados ligeramente mejores. Para longitudes inferiores a 15 años, el método del índice de avenida proporciona mejores resultados que el método de regionalización del parámetro de forma. Es decir, para series cortas la estimación local del L-CV no es suficientemente fiable, y resulta más precisa su estimación regional a pesar de que la región no se puede considerar completamente homogénea respecto a ese estadístico.

Finalmente, como conclusión, aunque el método regional seleccionado ha sido el de regionalización del parámetro de forma (consistente en la utilización de un valor regional del L-CS para cada una de las regiones y la estimación local, a partir de los datos de la muestra, del L-CV y la media), un esquema de ajuste basado en adoptar valores regionales para el L-CV y el L-CS (índice de avenida), puede tener un mejor comportamiento, con la consiguiente reducción de la incertidumbre, cuando la serie de caudales máximos disponible es de longitud reducida, inferior a 15 ó 20 datos.

3.4. Análisis de las funciones de distribución en el levante y sureste peninsular

Como se ha expuesto anteriormente, las regiones costeras del levante y sureste peninsular (regiones 72, 82 y 84) presentan un comportamiento hidrológico especial, con dos mecanismos de generación de crecidas muy diferenciados: uno relacionado con precipitaciones de menor intensidad procedentes de sistemas frontales, que generan crecidas más frecuentes pero con caudales no muy elevados; otro relacionado con precipitaciones muy intensas de sistemas convectivos, que ocurren habitualmente en otoño y generan crecidas poco frecuentes pero con caudales muy elevados.

Las leyes de frecuencia de caudales máximos en esas zonas se caracterizan por presentar dos ramas muy diferenciadas correspondientes a ambos tipos de fenómenos,

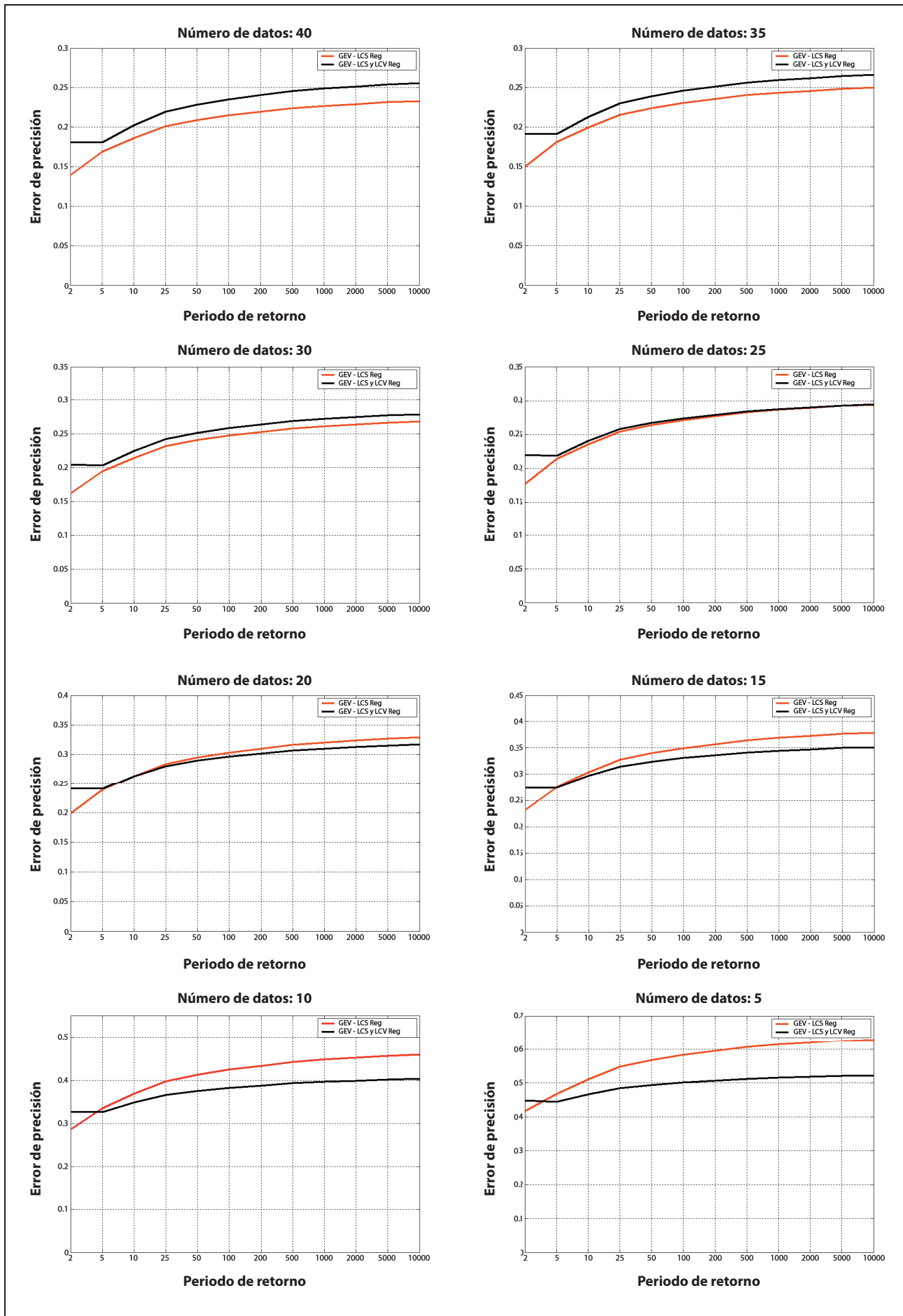


Figura 8. Comparación del error de estimación de los cuantiles de caudal máximo en función del número de datos de la muestra para un esquema de regionalización basado en índice de avenida y en la regionalización del parámetro de forma. Región 81.

lo que requiere utilizar funciones de distribución mixtas. El ajuste de ese tipo de funciones de distribución presenta, en general, una gran dificultad ya que los caudales de la segunda rama de la función, correspondiente a eventos de baja probabilidad de ocurrencia, no suelen estar suficientemente representados en muestras de reducida longitud. De esta forma, suele ser imprescindible recurrir a la información sobre avenidas históricas para ajustar la segunda rama de la función (figura 9). En aquellos casos en los que no se dispone de ese tipo de información, el ajuste de la función presenta una elevada incertidumbre.

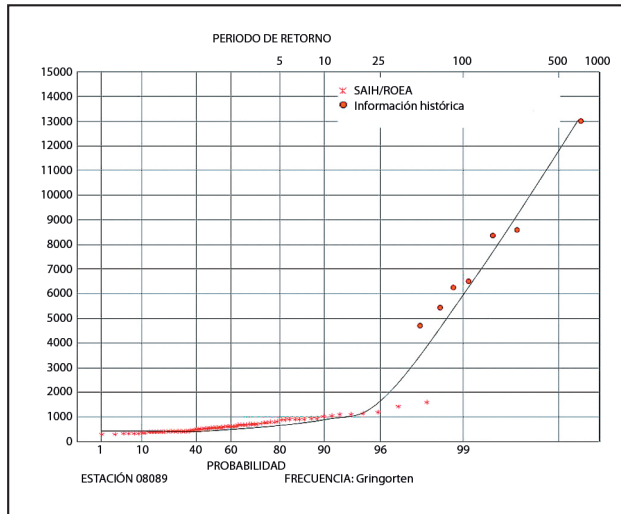


Figura 9. Ley de frecuencia en el río Júcar (región 84) ajustada utilizando información sobre avenidas históricas.

Para representar este comportamiento, se ha decidido utilizar una función de distribución de Valores Extremos de Dos Componentes (TCEV), de cuatro parámetros, resultado de la composición de dos funciones Gumbel:

$$F(x) = \exp \left[-e^{\frac{x-u_1}{\alpha_1}} - e^{\frac{x-u_2}{\alpha_2}} \right] \quad [10]$$

Donde u_1, α_1, u_2 y α_2 son parámetros.

Esta función fue desarrollada para caracterizar este tipo de fenómenos y es de uso habitual en países como Italia donde se presenta una problemática muy similar (Rossi *et al.*, 1984).

Como se ha dicho, en aquellos casos en que no se dispone de información histórica, el ajuste de este tipo de función de distribución puede presentar una elevada incertidumbre. Con objeto de reducir esa incertidumbre, se ha desarrollado un procedimiento de ajuste consistente en ajustar cada rama de la función, correspondiente a una función Gumbel, de manera independiente, obteniendo posteriormente la función conjunta mediante el producto de las dos funciones Gumbel obtenidas.

La primera rama de la función se puede estimar mediante el ajuste local de una función Gumbel a los datos de la muestra (previa eliminación de los posibles valores anómalos o *outliers*) mediante el método de los L-M om, obteniendo de esa forma los parámetros u_1 y α_1 . La estimación de los otros dos parámetros (u_2 y α_2), correspondientes a la segunda función Gumbel, se realiza asumiendo un valor regional del L-CV de la segunda rama $[(t_2)_2]$ (tabla

5), y estimando el valor de la media $[(\lambda_1)_2]$, mediante una regresión función de los estadísticos correspondientes a la primera rama $((\lambda_1)_1$ y $(t_2)_1$):

$$(\lambda_1)_2 = -10^a (\lambda_1)_1^b (t_2)_1^c \quad [11]$$

Siendo a, b y c exponentes que toman los valores indicados en la tabla 5 para cada región estadística.

Finalmente, los parámetros (u_2 y α_2) se obtienen mediante aplicación del método de los L-momentos a partir de las expresiones [12] y [13]:

$$u_2 = (\lambda_1)_2 - 0.5772\alpha_2 \quad [12]$$

$$\alpha_2 = (\lambda_1)_2 \frac{(t_2)_2}{\ln 2} \quad [13]$$

Los valores indicados en la tabla 5 para la región 72 podrían ser parcialmente de aplicación a la región 73, cuyo comportamiento es intermedio entre el de la región 71 y el de la 72.

Tabla 5. L-CV y exponentes para ajuste regional de la función TCEV

Región	L-CV	a	b	c
72	-0.26	1.5846	1.2280	0.8554
82 y 84	-0.24	2.6039	0.5659	0.6861

4. ANÁLISIS DEL CÁLCULO DE LOS CUANTILES DE ALTO PERIODO DE RETORNO A PARTIR DEL CUANTIL DE 100 AÑOS

Como se indicó anteriormente, en algunos países se prefiere estimar los caudales de alto periodo de retorno (Q_T) mediante un procedimiento sencillo, consistente en multiplicar el caudal de 100 años (Q_{100}) por un determinado factor (φ_T), por considerar que su estimación por los procedimientos de cálculo habituales tiene una gran incertidumbre y puede conducir a obtener resultados muy dispares.

$$Q_T = \varphi_T Q_{100} \quad [14]$$

De esta forma, la obtención de los cuantiles de alto periodo de retorno a partir del de 100 años supondría una opción de cálculo, además de más sencilla, más controlable, al evitar los posibles errores derivados de un cálculo estadístico con una gran incertidumbre.

No obstante, para que este tipo de procedimiento sea verdaderamente útil debe suponer una estimación razonable del cuantil del periodo de retorno de diseño (situándose dentro de un determinado intervalo de confianza de la estimación proporcionada por los modelos estadísticos), y no debe interpretarse como un coeficiente de seguridad en el cálculo. Si este cálculo simplificado no permite estimar con suficiente aproximación los caudales de diseño, podría suponer en la práctica la adopción de criterios de diseño heterogéneos al conducir a probabilidades de fallo diferentes entre unas presas y otras.

Con la finalidad de explorar la posibilidad de adoptar este procedimiento de cálculo simplificado en

España, se ha realizado el cálculo de las leyes de frecuencia de caudales máximos en las estaciones de aforos de distintas regiones. Para ello, se ha utilizado el modelo estadístico y el esquema de regionalización seleccionado como resultado de los trabajos presentados anteriormente. A partir de esas leyes de frecuencia, se han obtenido los coeficientes que relacionan los cuantiles de 1.000, 5.000 y 10.000 años de periodo de retorno con el de 100 años.

Este trabajo se ha llevado a cabo en un conjunto de regiones estadísticas seleccionadas de entre todas las identificadas en la España peninsular de tal forma que sean representativas de la diversidad climática e hidrológica de la península (regiones 12, 21, 31, 61, 81, 91 y 92). No se han incluido en este análisis las regiones situadas en el levante y sureste peninsular, dada su especial singularidad hidrológica.

Los resultados se presentan en la tabla 6, en la que se indica el valor medio del coeficiente en cada región, para los distintos periodos de retorno considerados, así como su desviación típica. Ésta última con la finalidad de tener una idea de la dispersión de los distintos valores obtenidos en las estaciones respecto al valor medio. En primer lugar se observa, cómo el valor de los coeficientes difiere sustancialmente entre unas regiones y otras, lo que indica que en España, dada la gran variabilidad climática e hidrológica entre unas zonas y otras del país, no parece posible fijar un único coeficiente para todo el territorio, a diferencia de lo que se hace, por ejemplo, en el caso de Finlandia. Los coeficientes varían en las regiones consideradas entre 1.35 y 2.28 para el periodo de retorno de 1.000 años, entre 1.60 y 3.98 para 5.000, y entre 1.71 y 5.06 para 10.000. Los valores más bajos (ligeramente superiores a los empleados en Finlandia) corresponden a aquellas regiones con un comportamiento hidrológico menos extremo, con funciones de distribución de caudales máximos poco sesgadas (regiones 21 y 91). Los más altos a las regiones mediterráneas, en las que se produce un comportamiento más extremo con distribuciones más sesgadas (regiones 61 y 92, y en menor medida 81). Por último, las regiones 12 y 31 presentan un comportamiento intermedio. Los valores obtenidos para las regiones con comportamientos hidrológicos más parecidos son muy similares entre sí, lo que refuerza la validez de los resultados.

Tabla 6. Factores de cálculo de los cuantiles a partir del Q_{100} para los periodos de retorno de 1.000, 5.000 y 10.000 años en varias regiones representativas

Región	ϕ_{1000}		ϕ_{5000}		ϕ_{10000}	
	Media	σ	Media	σ	Media	σ
12	1.56	0.03	2.05	0.06	2.30	0.07
21	1.35	0.02	1.60	0.04	1.71	0.05
31	1.65	0.03	2.19	0.18	2.47	0.21
61	2.28	0.04	3.92	0.10	4.92	0.14
81	1.89	0.10	2.83	0.27	3.35	0.39
91	1.40	0.03	1.70	0.06	1.83	0.07
92	2.27	0.21	3.98	0.61	5.06	0.90

Por otra parte, hay que destacar que las desviaciones típicas obtenidas son de muy pequeña magnitud, lo que pone de manifiesto que los valores

correspondientes a cada estación dentro de una región son muy similares entre sí. Las desviaciones típicas son más elevadas en el caso de la región 81 y, principalmente de la 92, aunque en ambos casos se debe a la existencia de alguna estación aislada con valores anómalos. Esta circunstancia indica que la posible adopción de unos factores de cálculo medios por región estadística tendría una considerable precisión. Asimismo, puede considerarse que la utilización de unos coeficientes medios regionales podría proporcionar robustez al cálculo al promediar las incertidumbres asociadas a cada ley de frecuencia.

A modo de ejemplo, se han aplicado los factores medios regionales al cálculo de los caudales de 1.000, 5.000 y 10.000 años de todas las estaciones incluidas en las regiones 21 y 92 (tablas 7 y 8, y figura 10). Se observa cómo los valores estimados mediante los coeficientes medios regionales son muy similares a los proporcionados por la ley de frecuencia de cada estación, a excepción de las estaciones 9123 y E9846 de la región 92. Asimismo, las diferencias son mucho menores que el rango marcado por los intervalos de confianza del 67% (tomado como referencia), salvo en los dos casos mencionados, por lo que ambas estimaciones podrían considerarse como estadísticamente equivalentes. Las diferencias son algo mayores cuanto mayor es el periodo de retorno, y también algo mayores para la región 92 con una población estadística más sesgada, aunque por esa misma razón también son mayores en ese caso los intervalos de confianza. Estos resultados indican que el procedimiento de cálculo simplificado, en principio, proporcionaría una precisión comparable al cálculo mediante

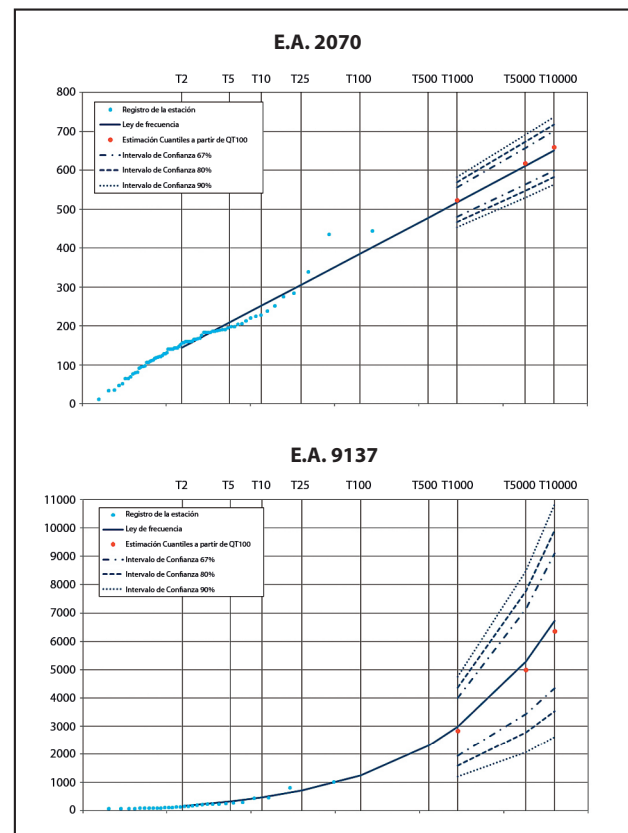


Figura 10. Contraste de los caudales de alto periodo de retorno estimados a partir del caudal de 100 años con la ley de frecuencia de caudales máximos y sus intervalos de confianza, para dos estaciones representativas de las regiones 21 y 92.

Tabla 7. Contraste de los cuantiles estimados a partir del Q_{100} con el intervalo de confianza del 67%. Región 21

Estación	Cuantil				Estimación $\varphi_T \cdot Q_{100}$			Intervalo confianza 67%		
	T100	T1000	T5000	T10000	T1000	T5000	T10000	T1000	T5000	T10000
2011	331	446	526	561	447	530	566	501	594	635
2034	32	44	53	56	43	51	55	49	59	62
2035	81	112	133	143	109	130	139	124	148	159
2065	63	87	103	110	85	101	108	99	118	127
2068	169	228	269	287	228	270	289	250	296	316
2069	1101	1455	1702	1808	1486	1762	1883	1595	1875	1995
2070	386	518	610	650	521	618	660	556	657	701
2071	975	1304	1533	1632	1316	1560	1667	1420	1676	1787
2074	1193	1575	1841	1956	1611	1909	2040	1683	1974	2100
2076	237	320	377	402	320	379	405	352	416	444
2078	147	197	233	248	198	235	251	217	258	275
2079	618	854	1018	1089	834	989	1057	938	1122	1201
2080	283	384	455	486	382	453	484	415	493	527
2082	165	222	261	277	223	264	282	240	283	301
2083	185	252	299	319	250	296	316	287	342	366
2103	1191	1638	1950	2085	1608	1906	2037	1870	2238	2396
2104	152	205	241	257	205	243	260	226	267	285
2122	326	434	509	541	440	522	557	464	547	582
E2012	108	147	175	186	146	173	185	161	193	205
E2013	192	258	304	324	259	307	328	282	334	357
E2014	271	369	438	467	366	434	463	405	483	515
E2029	4547	6446	7796	8384	6138	7275	7775	7115	8624	9281
E2030	256	342	403	429	346	410	438	379	448	478
E2032	589	795	940	1002	795	942	1007	924	1099	1174

el modelo estadístico, siendo mucho más simple de aplicar y más controlable.

Como conclusión de lo expuesto, el cálculo de los cuantiles de alto periodo de retorno (1.000, 5.000 y 10.000 años) mediante el procedimiento simplificado de multiplicar el cuantil de 100 años por un determinado factor requeriría fijar, en el caso de España, valores de los factores diferentes dependiendo de las condiciones hidrológicas de cada zona. Con ese fin, podrían emplearse las regiones estadísticas identificadas en el apartado 3.1., que parecen presentar una elevada homogeneidad en ese sentido. Con esa condición, dicho procedimiento simplificado tendría una precisión, en general, comparable a la proporcionada por la aplicación de procedimientos estadísticos, dada la pequeña dispersión de los coeficientes en cada región, siendo más simple y controlable.

Asimismo, la adopción de unos coeficientes medios regionales puede proporcionar robustez al cálculo al promediar las incertidumbres asociadas a las leyes de frecuencia concretas, aunque en algún caso, principalmente en las regiones con poblaciones más sesgadas, la adopción de ese procedimiento de cálculo podría suponer una cierta simplificación.

5. CONCLUSIONES

La elevada seguridad exigible a las presas de mayor riesgo potencial puede requerir la adopción de elevados periodos de retorno de diseño y la consiguiente estimación de

los caudales máximos correspondientes. La estimación de estos caudales lleva aparejada una elevada incertidumbre, por lo que es conveniente incorporar a su cálculo todos los procedimientos técnicos disponibles para reducirla, consistentes fundamentalmente en introducir información adicional en el modelo estadístico (regionalización, información histórica, ...), así como cuantificar la incertidumbre involucrada en los cálculos. Asimismo, es importante hacer una buena selección del modelo estadístico (función de distribución y procedimiento de ajuste) de tal forma que se garantice tanto su capacidad para describir el comportamiento de la muestra, como para predecir de manera robusta los cuantiles de alto periodo de retorno.

Se han realizado trabajos para facilitar la aplicación práctica de este tipo de técnicas.

Se ha analizado el esquema de regionalización más adecuado a las características de las cuencas de la España peninsular. La aplicación de técnicas de regionalización requiere la definición previa de las regiones estadísticamente homogéneas, así como su grado de homogeneidad. De esta forma, se ha abordado la identificación y delimitación de las regiones con homogeneidad estadística, respecto al comportamiento de los caudales máximos anuales, en el territorio de la España peninsular. Esta identificación ha sido el resultado de un proceso iterativo consistente en la delimitación de regiones en base a criterios de carácter geográfico, a las características físicas de las cuencas vertientes a las estaciones de aforos y a las características estadísticas de las series de datos, y la

Tabla 8. Contraste de los cuantiles estimados a partir del Q_{100} con el intervalo de confianza del 67%. Región 92

Estación	Cuantil				Estimación φ_T-Q_{100}			Intervalo confianza 67%		
	T100	T1000	T5000	T10000	T1000	T5000	T10000	T1000	T5000	T10000
9017	3007	6571	11350	14363	6826	11968	15215	10092	17726	22540
9018	580	1318	2313	2943	1316	2307	2933	1613	2850	3633
9022	659	1591	2913	3774	1496	2623	3335	2011	3706	4810
9023	812	1850	3250	4133	1843	3232	4109	2259	3990	5082
9024	4007	8639	14992	19041	9096	15948	20275	13124	23226	29665
9032	432	995	1754	2235	981	1720	2187	1328	2361	3015
9033	677	1526	2670	3394	1538	2696	3427	1900	3350	4268
9040	1650	3739	6412	8060	3746	6567	8349	4468	7697	9689
9046	336	769	1353	1723	762	1336	1698	971	1721	2195
9047	549	1345	2477	3213	1246	2185	2778	1730	3202	4161
9095	281	652	1154	1471	637	1117	1420	825	1469	1876
9123	1067	1675	2221	2494	2422	4247	5399	1997	2674	3012
9130	533	1283	2294	2934	1209	2121	2696	1823	3276	4196
9135	100	232	411	524	227	397	505	306	545	697
9136	147	338	595	758	334	585	744	451	801	1022
9137	1256	2975	5276	6728	2851	4999	6355	4002	7136	9112
9143	149	321	553	700	338	593	754	445	778	990
9144	199	428	736	931	451	791	1005	617	1079	1372
9148	105	245	435	555	237	416	529	316	564	720
9172	889	2475	5044	6848	2018	3538	4498	3896	8005	10891
9196	541	1241	2185	2782	1227	2152	2736	1694	3009	3840
9198	72	160	280	356	163	286	363	209	370	472
E9832	188	433	764	973	427	749	952	572	1016	1297
E9833	191	440	777	990	434	760	966	588	1046	1335
E9846	2176	3854	5574	6504	4940	8660	11011	4584	6682	7815
E9858	1293	2930	5119	6500	2935	5146	6543	3736	6580	8373
E9862	1669	3975	7187	9258	3789	6643	8445	5186	9441	12183

posterior comprobación de la homogeneidad de las regiones identificadas mediante la aplicación de los tests estadísticos de Wiltshire y Hosking y Wallis. Como resultado de ese proceso se han obtenido 29 regiones, a las que se añaden los tramos de río correspondientes a los grandes ejes fluviales. Los resultados de los test estadísticos, no garantizan la homogeneidad respecto al coeficiente de variación en todas las regiones, aunque sí en muchas de ellas. Por ese motivo, se ha seleccionado un esquema de regionalización basado en utilizar un valor regional únicamente para el coeficiente de sesgo (regionalización del parámetro de forma), determinando el coeficiente de variación y la media a partir de la información local. Sin embargo, los análisis realizados mediante simulaciones de Monte Carlo (generando diferentes regiones sintéticas con distintos números de datos en las estaciones que componen la región y ajustando posteriormente a cada muestra sintética una función de distribución mediante regionalización del parámetro de forma y mediante índice de avenida) indican que un esquema de ajuste basado en adoptar valores regionales para el coeficiente de variación y el de sesgo (índice de avenida), puede tener un mejor comportamiento, con la consiguiente reducción de la incertidumbre, cuando la serie de caudales máximos disponible es de longitud reducida, inferior a 15 ó 20 datos.

Se han determinado los modelos estadísticos (función de distribución y procedimiento de ajuste) de caudales máximos anuales con un mejor comportamiento en las distintas zonas de la España peninsular, tanto por su capacidad de representar adecuadamente el comportamiento estadístico de las muestras en el rango de los bajos periodos de retorno, como por su robustez al extrapolar a altos periodos de retorno, reduciendo la sensibilidad del modelo a la variabilidad aleatoria en los estadísticos existente entre unas muestras y otras. Este estudio ha partido de las regiones con comportamiento estadístico homogéneo identificadas en este trabajo, así como del esquema de regionalización seleccionado. En primer lugar, se ha analizado la capacidad descriptiva de una serie de modelos estadísticos de uso habitual para representar el comportamiento estadístico de los caudales máximos. Se ha realizado una primera aproximación a las funciones de distribución más adecuadas para cada zona mediante el diagrama de L-momentos, que permite identificar aquellas funciones con capacidad para representar el comportamiento estadístico de una determinada muestra conociendo el valor de sus L-momentos. Como resultado, la función Gumbel podría ser adecuada para algunas regiones del Duero y la cabecera del Ebro, y las funciones de valores Extremos Generalizada (GEV) y Log-Normal parecen apropiadas para un gran número de regiones. Posteriormente, se

han cuantificado las diferencias entre los resultados proporcionados por los distintos modelos y los datos muestrales, observándose cómo uno de los modelos que presenta errores menores en todas las regiones es la función GEV ajustada mediante L-momentos.

La capacidad predictiva de los modelos se ha analizado mediante simulaciones de Monte Carlo, y se ha centrado en los periodos de retorno superiores a 100 años. Se ha comprobado que los modelos estadísticos considerados, junto con el esquema de regionalización adoptado, son capaces de reproducir en cada región unas características estadísticas similares a las que tienen los datos observados, por lo que se puede considerar que los resultados obtenidos a partir de las simulaciones matemáticas reflejan adecuadamente el comportamiento real de cada región. Se han generado 10.000 regiones sintéticas similares a las observadas, es decir, con el mismo número de estaciones y con un número de datos en cada estación igual al número de datos registrados en las estaciones reales. Posteriormente, se ha ajustado a cada una de las series sintéticas generadas los distintos modelos estadísticos seleccionados, con el esquema de regionalización adoptado, es decir, tomando un valor regional para el coeficiente de sesgo de cada región sintética y los valores locales de la media y el coeficiente de variación. Como resultado, el modelo estadístico que presenta una mejor capacidad predictiva, en el conjunto de todas las regiones, es la función GEV ajustada mediante L-momentos, modelo que presenta también un muy buen comportamiento en cuanto a su capacidad descriptiva.

En consecuencia, se ha seleccionado para el ajuste de las leyes de frecuencia de caudales máximos en el ámbito geográfico de la España peninsular la función de distribución de valores extremos generalizada (GEV) ajustada mediante el método de los L-momentos, asumiendo un valor regional para el L-CS en cada una de las regiones estadísticamente homogéneas identificadas, y tomando un valor local para el L-CV. Como casos especiales, se ha seleccionado una función Gumbel (caso particular de la GEV) ajustada por el procedimiento de los L-momentos en algunas regiones de la cuenca del Duero, y en el eje principal del Ebro hasta la confluencia con el Segre.

Los modelos estadísticos de las regiones costeras del levante y sureste peninsular se han estudiado independientemente, ya que estas zonas presentan un comportamiento hidrológico especial con dos mecanismos de generación de crecidas muy distintos. Las leyes de frecuencia de caudales máximos en esas zonas se caracterizan por presentar dos ramas muy diferenciadas correspondientes a ambos tipos de fenómenos, lo que requiere utilizar funciones de distribución mixtas. Se ha seleccionado para estas zonas una función de Valores Extremos de Dos Componentes (TCEV). El ajuste de este tipo de funciones de distribución presenta, en general, una gran incertidumbre, siendo necesario recurrir a información sobre avenidas históricas para ajustar la segunda rama de la función. Con objeto de reducir esa incertidumbre, se ha desarrollado un procedimiento de ajuste regional consistente en ajustar cada rama de la función, correspondiente a una función Gumbel, de manera independiente, obteniendo posteriormente la función conjunta mediante el producto de las dos funciones Gumbel obtenidas. La primera rama de la función se estima

mediante el ajuste local de una función Gumbel a los datos de la muestra. La segunda asumiendo un valor regional del L-CV y estimando el valor de la media mediante una regresión función de los estadísticos correspondientes a la primera rama.

Por último, una vez seleccionados los modelos estadísticos y las técnicas de regionalización más adecuadas, y en base a la información generada en esos estudios, se ha explorado la posibilidad de establecer el cálculo de los cuantiles de alto periodo de retorno (1.000, 5.000 y 10.000 años), dentro del ámbito de la España peninsular, mediante la multiplicación del cuantil de 100 años por un determinado factor. Como conclusión del estudio, la aplicación de ese procedimiento simplificado en el caso de España requiere adoptar valores de los factores diferentes en las distintas regiones, dependiendo de las condiciones hidrológicas de cada una. Dicho procedimiento tendría una precisión, en general, comparable a la proporcionada por la aplicación de procedimientos estadísticos, dada la pequeña dispersión de los coeficientes en cada región, siendo más simple y controlable.

6. AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido realizado en el marco del Convenio "Asistencia técnica, investigación y desarrollo tecnológico en materia de gestión del dominio público hidráulico y explotación de obras", firmado entre la Dirección General del Agua y el CEDEX, y del Acuerdo de encomienda de gestión por el Ministerio de Medio Ambiente al CEDEX para la realización de "Asistencia técnica, investigación y desarrollo tecnológico en materias competencia de la Dirección General del Agua (2007-2011)".

Lara Incio Caballero, Personal de Investigación del Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX, ha colaborado en la preparación de este artículo.

Apéndice A. L-momentos

Existen diferentes métodos para estimar los parámetros de una función de distribución. Los métodos más utilizados son el método de los Momentos (Mom), el de los L-momentos (L-Mom) y Máxima Verosimilitud (ML, en inglés). Mom es un procedimiento sencillo y se fundamenta en el cálculo de los estadísticos tradicionales: media, coeficiente de variación (CV) y coeficiente de sesgo (CS). Este método es apropiado para funciones de distribución simétricas, como la función normal, pero proporciona peores resultados en el caso de funciones de distribución sesgadas, como las utilizadas para caudales máximos. Por otra parte, L-mom es especialmente adecuado en el caso de distribuciones sesgadas, ya que fue creado con dicho fin (Hosking y Wallis, 1997). Finalmente, ML es un procedimiento más complejo que se fundamenta en el cálculo del máximo del funcional de verosimilitud, para lo que se requiere la aplicación de métodos numéricos. Para algunos tipos de funciones presenta problemas de convergencia, y sus resultados tienen una gran dependencia de la muestra concreta utilizada, por lo que, en ocasiones, conduce a resultados poco robustos.

Los L-momentos (L-Mom) se basan en el cálculo de combinaciones lineales de los momentos ponderados probabilísticamente (PWM, en inglés) (Hosking, 1990). El

PWM de orden r (b_r) se estima a partir de los datos de la muestra de longitud n ordenados de forma ascendente ($x_1 < x_2 < \dots < x_n$) (Landwehr *et al.*, 1979):

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \left(\frac{1 - 0.35^r}{n} \right)^r \quad [15]$$

Los L-mom de la muestra (λ_i) se estiman mediante las ecuaciones 16 a 19, adoptando las mismas unidades de medida que los datos de la muestra. Finalmente, los coeficientes adimensionales de L-mom (t_i), análogos a los de los momentos convencionales, se estiman mediante las ecuaciones 20 a 22:

$$\lambda_1 = b_0 \quad [16]$$

$$\lambda_2 = 2b_1 - b_0 \quad [17]$$

$$\lambda_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad [18]$$

$$\lambda_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \quad [19]$$

$$t_2 = \lambda_2 / \lambda_1 \quad [20]$$

$$t_3 = \lambda_3 / \lambda_2 \quad [21]$$

$$t_4 = \lambda_4 / \lambda_2 \quad [22]$$

λ_1 coincide con la media convencional; t_2 o L-coeficiente de variación (L-CV) cuantifica la dispersión de la muestra y puede tomar valores comprendidos entre 0 y 1, cuando todos los datos de la muestra son positivos; t_3 o L-coeficiente de sesgo (L-CS) mide la simetría de la muestra y puede tomar valores comprendidos entre -1 y 1; y t_4 o L-coeficiente de curtosis (L-CK) mide la forma picuda o aplanada de la distribución de los datos, pudiendo adoptar valores comprendidos entre -1 y 1.

Además, los t_i son independientes de la escala de los datos, lo que significa que si se estandarizan los valores de una muestra obtendremos los mismos valores de t_i que en la muestra original.

Apéndice B. Test de Wiltshire

El test de Wiltshire [1986] analiza la homogeneidad de los valores del coeficiente de variación en una región, mediante la cuantificación del estadístico S :

$$S = \sum_j \frac{(CV_j - CV_{std})^2}{u_j} \quad [23]$$

Donde CV_j es el coeficiente de variación de la estación j , u_j es la varianza de la muestra correspondiente a CV_j , que viene dada por:

$$u_j = \frac{v}{n_j} \quad [24]$$

Siendo n_j la longitud de la serie registrada en la estación j , y v la varianza de los valores del coeficiente de variación (CV_j) en la región:

$$v = \frac{\sum_j n_j v_j}{m} \quad [25]$$

Con m igual al número de estaciones que pertenecen a la región, y v_j dado por:

$$v_j = (n-1) \sum_{i=1}^n \left[\frac{CV_{n-i}^1 - \frac{(\sum_i CV_{n-i}^1)}{n}}{n} \right]^2 \quad [26]$$

En donde CV_{n-i}^1 es el coeficiente de variación de la serie $Q_1, \dots, Q_{i-1}, Q_{i+1}, \dots, Q_n$, y v_j la estimación de la varianza media de los coeficientes de variación de cada uno de los $n-1$ elementos de la serie.

Por último, CV_{std} es el valor medio de los coeficientes de variación de las estaciones que pertenecen a la región, ponderados por la varianza correspondiente a cada una de ellas:

$$CV_{std} = \frac{\sum_j \frac{CV_j}{u_j}}{\sum_j \frac{1}{u_j}} \quad [27]$$

Se espera que el estadístico S siga la distribución de una función χ^2 con $m-1$ grados de libertad, de tal forma que la región será homogénea si se cumple que $S < \chi_p^2(m-1)$, donde p representa el nivel de significancia. En caso contrario, la hipótesis de homogeneidad será rechazada y la región será heterogénea.

Este test también se puede aplicar a otros estadísticos distintos al coeficiente de variación como, por ejemplo, el coeficiente de sesgo.

Apéndice C. Test de Hosking y Wallis

El test de homogeneidad de Hosking y Wallis [1997], basado en L-momentos, estima el grado de heterogeneidad de un grupo de estaciones con el objetivo de evaluar si la región puede ser considerada homogénea. El test utiliza los valores de los L-momentos de las muestras para comprobar si los datos observados dentro de una región homogénea proceden de un mismo patrón regional, o de forma más general, si se puede asumir que determinados parámetros de la función de distribución relativos a los coeficientes de curtosis, sesgo y variación son constantes dentro de la región. Para ello, compara las variaciones de los L-momentos en las estaciones observadas, con las variaciones esperadas para el caso de una región homogénea.

La comparación se puede realizar mediante tres medidas de heterogeneidad: V_1 , que cuantifica la dispersión regional del L-coeficiente de variación (L-CV), V_2 que cuantifica la dispersión del L-CV y del L-coeficiente de sesgo (L-CS), y V_3 que cuantifica la dispersión del L-CS y del L-coeficiente de curtosis (L-CK), de tal forma, que se puede evaluar si los datos observados en diferentes estaciones provienen de una misma distribución de probabilidad regional:

$$V_1 = \frac{1}{\sum_{i=1}^N n_i} \sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - \bar{t})^2 \quad [28]$$

$$V_2 = \frac{1}{\sum_{i=1}^N n_i} \sum_{i=1}^N n_i \left[(t^{(i)} - \bar{t})^2 + (t_3^{(i)} - \bar{t}_3)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad [29]$$

$$V_3 = \frac{1}{\sum_{i=1}^N n_i} \sum_{i=1}^N n_i \left[(t_3^{(i)} - \bar{t}_3)^2 + (t_4^{(i)} - \bar{t}_4)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad [30]$$

Donde $t^{(i)}$ es el valor del L-CV en la estación i , \bar{t} es el valor medio del L-CV en la región homogénea, $t_3^{(i)}$ es el valor del L-CS en la estación i , \bar{t}_3 es el valor medio del L-CS en la región homogénea, $t_4^{(i)}$ es el valor del L-CK en la estación i y \bar{t}_4 es el valor medio del L-CK en la región homogénea.

Estas medidas de la variabilidad de los L-momentos observados son comparadas con la variabilidad esperable en una región homogénea. Esta última variabilidad se estima mediante simulaciones de Monte Carlo de una región homogénea con un número de estaciones igual a la región real y cada una de ellas con longitud igual a las longitudes observadas. Las muestras simuladas se generan mediante una función kappa de cuatro parámetros, más general que las funciones de dos y tres parámetros que se utilizan normalmente. La función kappa se ajusta a partir de los valores medios, ponderados por la longitud de las series, de los L-momentos observados (t_i^R).

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad [31]$$

Con esta función kappa regional se genera un número elevado de series en cada uno de los sitios de la región homogénea, con longitudes de serie similares a las de las series observadas. En general, un conjunto de entre 500 y 1000 simulaciones es suficiente para comprobar la homogeneidad de la región. Se calcula el valor de V_i en cada una de las regiones simuladas, el valor medio de los resultados de V_i en el conjunto de simulaciones, $\mu(V_i)$, y su desviación estándar $\sigma(V_i)$. A partir de estas medidas se obtiene la medida H_i que permite determinar el grado de homogeneidad de una región:

$$H_i = \frac{[V_i - \mu(V_i)]}{\sigma(V_i)} \quad [32]$$

Cuánto mayor sea el valor de H_i , mayor será la heterogeneidad de la región. Si el valor de H_i es negativo, la región es altamente homogénea. En general, se consideran los siguientes umbrales:

- $H_i < 1$ la región es aceptablemente homogénea
- $1 < H_i < 2$ la región es probablemente heterogénea
- $H_i > 2$ la región es definitivamente heterogénea.

En algunos casos, no se podrá ajustar una función kappa a los L-momentos regionales, fundamentalmente cuando \bar{t}_4 es demasiado grande en relación a \bar{t}_3 . En estos casos, se recomienda la utilización de una función logística generalizada para realizar las simulaciones.

REFERENCIAS

Acreman, M.C. y Sinclair, C.D. (1986). Classification of drainage basins according to their physical characteristics; an application for flood frequency analysis in Scotland. *Journal of Hydrology*, 84. pp. 365-380.

Adamowski, K. (2000) Regional analysis of annual maximum and partial duration flood data by nonparametric and L-moment methods. *Journal of Hydrology*, 229. pp. 219-231.

ANCOLD, 2000a. Guidelines on Assessment of Consequences of Dam Failure. Australian National Committee on Large Dams.

ANCOLD, 2000b. Guidelines on Selection of Acceptable Flood Capacity for Dams. Australian National Committee on Large Dams.

Baker, V.R. (1987) Paleoflood hydrology and extraordinary flood events. *Journal of Hydrology*, 96.

Biedermann, R. et al. (1988) Safety of Swiss dams against floods: design criteria and design flood. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Vol. IV. San Francisco.

Blöschl, G. and Sivalapan, M. (1997) Process controls on regional flood frequency: Coefficient of variation and basin scale. *Water Resources Research*, 33 (12). pp. 2967-2980.

Bocchiola D, De Michele, C. and Rosso, R. (2003) Review of recent advances in index flood estimation. *Hydrology and Earth System Sciences*, 7(3). pp. 283-296.

Burn, D.H. (1990) Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach. *Water Resources Research*, 26 (10). pp. 2257-2265.

CEDEX (2009) Asistencia técnica, investigación y desarrollo tecnológico en materia de gestión de dominio público hidráulico y explotación de obras. Cálculo de la avenida de proyecto y extrema para el diseño de presas. Informe para la Dirección General del Agua del Ministerio de Medio Ambiente, y Medio Rural y Marino.

Chacón, M. y González, J. (2014) Caracterización estadística regional de las precipitaciones extremas. En: Metodología para la evaluación del riesgo hidrológico de presas y priorización de medidas correctoras. Colegio de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos. pp. 297-348.

Cheng-Zheng, L. (1987) Investigation and regionalization of historical floods in China. *Journal of Hydrology*, 96. pp. 41-51.

CNEGP (1997) Guía técnica de seguridad de presas: Nº4. Avenida de Proyecto. Comité Nacional Español de Grandes Presas. Madrid.

CNEGP (2005) Guía técnica de seguridad de presas: Nº1. Seguridad de Presas. Comité Nacional Español de Grandes Presas. Colegio de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos. Madrid.

CNPC (2011) Catálogo Nacional de Inundaciones Históricas. Dirección General de Protección Civil y Emergencias. Ministerio del Interior. NIPO: 126-11-149-1.

Cohn, T.A. and Stedinger, J.R., 1987. Use of historical information in a maximum-likelihood framework. *Journal of Hydrology*, Vol. 96, nº 1-4. pp. 215-223.

Cunnane, C. (1988) Methods and merits of regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 100. pp. 269-290.

Dalrymple, T. (1960) Flood frequency analyses. Manual of hydrology: Part 3. Flood-flow techniques. U.S. Geological Survey. Water Supply Paper, 1543-A.

DEFRA (2002) Research Contract Reservoir safety – Floods and reservoir safety integration. Department for Environment Food and Rural Affairs (DEFRA).

- Etoh, T.A., Murota, M., and Nakanishi, M. (1986) SQRT – Exponential Type distribution of maximum. Proceeding of International Symposium on Flood Frequency and Risk Analysis. Louisiana. pp. 253-265.
- Ferrer, J. (1992) Análisis estadístico de caudales de avenida. Monografía M-26. Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas. Ministerio de Obras Públicas y Transportes.
- Ferrer, J. y Ardiles, L. (1994) Análisis estadístico de las series anuales de máximas lluvias diarias en España. Revista de Ingeniería Civil. Nº 95. pp. 87-100.
- Ferrer, J. (1995) El modelo de función de distribución SQRT-ET-max en el análisis regional de máximos hidrológicos: Aplicación a las lluvias diarias. Tesis doctoral. Universidad Politécnica de Madrid.
- Francés, F. (1991) Utilización de información histórica en el análisis regional de las avenidas. Tesis doctoral. Universidad Politécnica de Valencia.
- Francés, F. and Botero, B.A. (2002) Probable maximum flood estimation using systematic and non-systematic information. Paleofloods, Historical Data and Climatic Variability: Applications in Flood Risk Assessment. Proceedings of the PHEFRA International Workshop. Barcelona. pp. 223-229.
- GREHYS (1996) Presentation and review of some methods for regional flood frequency analysis. Journal of Hydrology, 186. pp. 63-84.
- Guillot and Dubant, (1967) La methode du gradex pour le calcul de la probabilité des crues a partir des pluies. IAHS nº 64.
- Gupta, V.K. and Dawdy, D.R. (1995) Physical interpretations of regional variations in the scaling exponents of flood quantiles. Hydrological Processes, 9. pp. 347-361.
- Hosking, J.R.M. (1990) L-Moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. Journal of Royal Statistical Society B, 52. pp. 105-124.
- Hosking, J.R.M. y Wallis, J.R. (1993) Some statistics useful in regional frequency analysis. Water Resources Research, 29 (2). pp. 271-281.
- Hosking J.R.M. y Wallis, J.R. (1997) Regional Frequency analysis. An approach based on L-Moments. Cambridge University Press.
- Hua Shi-Qian (1987) A general survey of flood frequency analysis in China. Journal of Hydrology, 96. pp. 15-25.
- ICOLD (1988) 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. International Commission on Large Dams. San Francisco.
- ICOLD (1992a) Selección de la avenida de proyecto. Métodos actuales. International Commission on Large Dams.
- ICOLD (1992b) Proceedings of the International Symposium on Dams and Extreme Floods. International Commission on Large Dams. Granada.
- IH (1999) Flood Estimation Handbook. Procedures for Flood Frequency Estimation. Institute of Hydrology. Wallingford. Oxfordshire. UK.
- Landwehr J.M., Matalas, N.C. and Wallis, J.R. (1979) Probability-weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles. Water Resources Research, 15. pp. 1055-1064.
- Lettenmier, D.P. and Potter, K.W. (1985) Testing flood frequency estimation methods using a regional flood generation model. Water Resources Research. 21(12). pp. 1903-1914.
- Lettenmaier, D.P., Wallis, J.R. and Wood, E.F. (1987) Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation. Water Resources Research, 23 (2). pp. 313-323.
- Lin, G.F. y Chen, L.H. (2006) Identification of homogeneous regions for regional frequency analysis using the self-organizing map. Journal of Hydrology, 324 (1-4). pp. 1-9.
- Nathan, R.J. y McMahon, T.A. (1990) Identification of homogeneous regions for the purposes of regionalisation. Journal of Hydrology, 121. pp. 217-238.
- NERC (1975) Natural Environment Research Council. Flood Studies Report. London.
- Reiter, P.H. (1988) Experience in design flood analysis of dams in Finland. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. San Francisco. Vol. IV. pp. 951-969.
- Robson, A. and Reed, D. (1999) Statistical procedures for flood frequency estimation. Flood estimation Handbook, Vol. 3. Institute of Hydrology. Wallingford, UK.
- Rosbjerg, D. (2007) Regional frequency analysis. En Extreme Hydrological Events: New concepts for security. Ed. OF Vasiliev, PHAJM Van Gelder, E.J.
- Rossi, F. Fiorentino, M. and Versace, P., 1984. Two component extreme value distribution for flood frequency analysis. Water Resources Research, 20 (7). pp. 847-856.
- Saf, B. (2009) Regional flood frequency analysis using L-Moments for the West Mediterranean region of Turkey. Water Resources Management, 23. pp. 531-551.
- Stedinger, J.R. and Cohn, T.A. (1986) Flood frequency analysis with historical and paleoflood information. Water Resources Research, Vol. 22, nº 5. pp. 785-793.
- USBR (1996) Paleoflood study for Bradbury dam. Cachuma Project (California). US Bureau of Reclamation.
- USBR (1997) Paleoflood study for Causey and Pineview dams. Weber Basin and Ogden River Projects (Utah). US Bureau of Reclamation.
- USACE (1979) Engineering and design national program for inspection of non-federal dams. US Army Corps of Engineers. ER. Nº 1110-2-106. Washington D.C.
- USACE (1991) Inflow design floods for Dams and Reservoirs. US Army Corps of Engineers. ER Nº 1110-8-2(FR).
- USACE (1997) Dam Safety Assurance Program. US Army Corps of Engineers. ER Nº 1110-2-1155.
- USWRC (1981) US Water Resources Council. Guidelines for determining flood flow frequency. Bulletin 17B. Hydrology committee. Washington D.C.
- Viglione, A. (2010) Confidence intervals for the coefficient of L-variation in hydrological applications. Hydrology and Earth System Sciences, 14. pp. 2229-2242.
- Wiltshire, S.E. (1986) Identification of homogeneous regions for flood frequency analysis. Journal of Hydrology, 84. pp. 287-302.

