UNIVERSIDAD POLITÉCNICA DE MADRID

ESCUELA TÉCNICA SUPERIOR DE

INGENIEROS DE CAMINOS, CANALES Y PUERTOS

DESARROLLO DE METODOLOGÍAS PARA MEJORAR

LA ESTIMACIÓN DE LOS HIDROGRAMAS DE DISEÑO

PARA EL CÁLCULO DE LOS ÓRGANOS DE DESAGÜE

DE LAS PRESAS

TESIS DOCTORAL

ANTONIO JIMÉNEZ ÁLVAREZ

Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

2015

**DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA CIVIL: HIDRÁULICA Y
ENERGÉTICA**

E.T.S.I. CAMINOS, CANALES Y PUERTOS

**DESARROLLO DE METODOLOGÍAS PARA MEJORAR
LA ESTIMACIÓN DE LOS HIDROGRAMAS DE DISEÑO
PARA EL CÁLCULO DE LOS ÓRGANOS DE DESAGÜE
DE LAS PRESAS**

ANTONIO JIMÉNEZ ÁLVAREZ

Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

Directores:

Luis Garrote de Marcos

Dr. Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

Luis Mediero Orduña

Dr. Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

Tribunal nombrado por el Mgfco. y Excmo. Sr. Rector de la Universidad Politécnica de Madrid, el día de de 2015.

Presidente D.

Vocal D.

Vocal D.

Vocal D.

Secretario D.

Realizado el acto de defensa y lectura de la Tesis el día de de 2016, en

Calificación:

EL PRESIDENTE

LOS VOCALES

EL SECRETARIO

A mi mujer y mis hijos.

A mis padres.

Agradecimientos

En primer lugar, deseo expresar mi agradecimiento a los directores de esta Tesis, D. Luis Garrote de Marcos, por su ánimo y estímulo para que esta Tesis se llevara a cabo, y D. Luis Mediero Orduña, sin cuya ayuda esta Tesis no habría sido posible.

Esta Tesis se ha elaborado gracias a los trabajos que ha realizado el autor sobre hidrología de crecidas y seguridad hidrológica de presas como parte de su actividad profesional en el Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX, así como a los conocimientos y experiencia adquiridos durante muchos años de trabajo en ese Centro.

Deseo expresar, asimismo, mi agradecimiento a todas aquellas personas del Área de Hidrología del Centro de Estudios Hidrográficos que han contribuido de alguna forma a la realización de este trabajo y, especialmente, a Dña. Celia García Montañés y Dña. Lara Incio Caballero por su ayuda en la elaboración de los casos de estudio y en la confección de algunos de los gráficos y tablas de esta Tesis.

RESUMEN

En la presente Tesis se ha llevado a cabo el contraste y desarrollo de metodologías que permitan mejorar el cálculo de las avenidas de proyecto y extrema empleadas en el cálculo de la seguridad hidrológica de las presas.

En primer lugar se ha abordado 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 incorporar al cálculo de los caudales de diseño todas las técnicas disponibles para reducir dicha incertidumbre. 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.

De esta forma, 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. 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.

Posteriormente, se ha abordado el tema de la relación caudal-volumen y la definición de los hidrogramas de diseño en base a la misma, cuestión que puede ser de gran importancia en el caso de presas con grandes volúmenes de embalse. Sin embargo, los procedimientos de cálculo hidrológico aplicados habitualmente no tienen

en cuenta la dependencia estadística entre ambas variables. En esta Tesis se ha desarrollado un procedimiento para caracterizar dicha dependencia estadística de una manera sencilla y robusta, representando la función de distribución conjunta del caudal punta y el volumen en base a la función de distribución marginal del caudal punta y la función de distribución condicionada del volumen respecto al caudal. Esta última se determina mediante una función de distribución log-normal, aplicando un procedimiento de ajuste regional. Se propone su aplicación práctica a través de un procedimiento de cálculo probabilístico basado en la generación estocástica de un número elevado de hidrogramas.

La aplicación a la seguridad hidrológica de las presas de este procedimiento requiere interpretar correctamente el concepto de periodo de retorno aplicado a variables hidrológicas bivariadas. Para ello, se realiza una propuesta de interpretación de dicho concepto. El período de retorno se entiende como el inverso de la probabilidad de superar un determinado nivel de embalse. Al relacionar este periodo de retorno con las variables hidrológicas, el hidrograma de diseño de la presa deja de ser un único hidrograma para convertirse en una familia de hidrogramas que generan un mismo nivel máximo en el embalse, representados mediante una curva en el plano caudal-volumen. Esta familia de hidrogramas de diseño depende de la propia presa a diseñar, variando las curvas caudal-volumen en función, por ejemplo, del volumen de embalse o la longitud del aliviadero.

El procedimiento propuesto se ilustra mediante su aplicación a dos casos de estudio.

Finalmente, se ha abordado el tema del cálculo de las avenidas estacionales, cuestión fundamental a la hora de establecer la explotación de la presa, y que puede serlo también para estudiar la seguridad hidrológica de presas existentes. Sin embargo, el cálculo de estas avenidas es complejo y no está del todo claro hoy en día, y los procedimientos de cálculo habitualmente utilizados pueden presentar ciertos problemas.

El cálculo en base al método estadístico de series parciales, o de máximos sobre un umbral, puede ser una alternativa válida que permite resolver esos problemas en aquellos casos en que la generación de las avenidas en las distintas estaciones se deba a un mismo tipo de evento. Se ha realizado un estudio con objeto de verificar si es adecuada en España la hipótesis de homogeneidad estadística de los datos de caudal de avenida correspondientes a distintas estaciones del año.

Asimismo, se han analizado los periodos estacionales para los que es más apropiado realizar el estudio, cuestión de gran relevancia para garantizar que los resultados sean correctos, y se ha desarrollado un procedimiento sencillo para determinar el umbral de selección de los datos de tal manera que se garantice su independencia, una de las principales dificultades en la aplicación práctica de la técnica de las series parciales.

Por otra parte, la aplicación práctica de las leyes de frecuencia estacionales requiere interpretar correctamente el concepto de periodo de retorno para el caso estacional. Se propone un criterio para determinar los periodos de retorno estacionales de forma coherente con el periodo de retorno anual y con una distribución adecuada de la probabilidad entre las distintas estaciones.

Por último, se expone un procedimiento para el cálculo de los caudales estacionales, ilustrándolo mediante su aplicación a un caso de estudio.

ABSTRACT

The compare and develop of a methodology in order to improve the extreme flow estimation for dam hydrologic security has been developed.

First, the work has been 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. 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 characteristics and the variability of their statistical properties, 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.

Secondly, the work has been focused on the analysis of the relationship between peak flow and volume and how to define design flood hydrographs based on this relationship which can be highly important for large volume reservoirs. However, commonly used hydrologic procedures do not take statistical dependence between these variables into account. A simple and sound method for statistical dependence characterization has been developed by the representation of a joint distribution function of maximum peak flow and volume which is based on marginal distribution function of peak flow and conditional distribution function of volume for a given peak

flow. The last one is determined by a regional adjustment procedure of a log-normal distribution function. Practical application is proposed by a probabilistic estimation procedure based on stochastic generation of a large number of hydrographs.

The use of this procedure for dam hydrologic security requires a proper interpretation of the return period concept applied to bivariate hydrologic data. A standard is proposed in which it is understood as the inverse of the probability of exceeding a determined reservoir level. When relating return period and hydrological variables the only design flood hydrograph changes into a family of hydrographs which generate the same maximum reservoir level and that are represented by a curve in the peak flow-volume two-dimensional space. This family of design flood hydrographs depends on the dam characteristics as for example reservoir volume or spillway length.

Two study cases illustrate the application of the developed methodology.

Finally, the work has been focused on the calculation of seasonal floods which are essential when determining the reservoir operation and which can be also fundamental in terms of analysing the hydrologic security of existing reservoirs. However, seasonal flood calculation is complex and nowadays it is not totally clear. Calculation procedures commonly used may present certain problems.

Statistical partial duration series, or peaks over threshold method, can be an alternative approach for their calculation that allow to solve problems encountered when the same type of event is responsible of floods in different seasons. A study has been developed to verify the hypothesis of statistical homogeneity of peak flows for different seasons in Spain.

Appropriate seasonal periods have been analyzed which is highly relevant to guarantee correct results. In addition, a simple procedure has been defined to determine data selection threshold on a way that ensures its independency which is one of the main difficulties in practical application of partial series.

Moreover, practical application of seasonal frequency laws requires a correct interpretation of the concept of seasonal return period. A standard is proposed in order to determine seasonal return periods coherently with the annual return period and with an adequate seasonal probability distribution.

Finally a methodology is proposed to calculate seasonal peak flows. A study case illustrates the application of the proposed methodology.

ÍNDICE

ÍNDICE

1	INTRODUCCIÓN	1
1.1	OBJETIVOS	5
1.2	ESTRUCTURA DE LA TESIS	7
2	ESTADO DEL ARTE	9
2.1	CRITERIOS Y METODOLOGÍAS PARA EL CÁLCULO DE LA AVENIDA DE DISEÑO DE PRESAS. MARCO INTERNACIONAL	9
2.1.1	<i>Evolución histórica de los criterios referentes a avenidas para el diseño de presas</i>	<i>10</i>
2.1.2	<i>Criterios y metodologías empleados en distintos países</i>	<i>16</i>
2.1.3	<i>Análisis comparativo de los criterios y metodologías empleados internacionalmente</i>	<i>57</i>
2.2	ESTIMACIÓN DE LEYES DE FRECUENCIA DE CAUDALES MÁXIMOS Y SU EXTRAPOLACIÓN A ALTOS PERIODOS DE RETORNO	60
2.2.1	<i>Procedimientos de ajuste o estimación de los parámetros de las funciones de distribución</i>	<i>74</i>
2.3	LA RELACIÓN ENTRE EL CAUDAL PUNTA Y EL VOLUMEN DEL HIDROGRAMA EN EL ESTUDIO HIDROLÓGICO DE LAS PRESAS	78
2.4	CÁLCULO DE LAS AVENIDAS ESTACIONALES	85
2.4.1	<i>El modelo estadístico de series parciales o máximos sobre un umbral.....</i>	<i>91</i>
3	DATOS DE PARTIDA.....	97
3.1	CRITERIOS DE SELECCIÓN DE LAS ESTACIONES DE AFOROS	98
3.2	REVISIÓN DE LA CALIDAD Y REPRESENTATIVIDAD DE LOS DATOS DE LAS SERIES TEMPORALES	99
3.2.1	<i>Identificación de tendencias temporales en las series.....</i>	<i>100</i>
3.2.2	<i>Identificación de inconsistencias entre los datos de distintas estaciones .</i>	<i>102</i>
3.2.3	<i>Identificación de datos anómalos (outliers)</i>	<i>103</i>
3.3	TRANSFORMACIÓN DE DATOS DIARIOS EN INSTANTÁNEOS.....	104
3.4	ESTACIONES DE AFOROS Y EMBALSES SELECCIONADOS	107
3.5	IDENTIFICACIÓN DE HIDROGRAMAS DE AVENIDA	108
3.6	INFORMACIÓN SOBRE AVENIDAS HISTÓRICAS	109
4	ANÁLISIS Y SELECCIÓN DE MODELOS ESTADÍSTICOS REGIONALES PARA EL AJUSTE Y EXTRAPOLACIÓN DE LEYES DE FRECUENCIA DE CAUDALES MÁXIMOS EN LA ESPAÑA PENINSULAR	113
4.1	ANÁLISIS DE LA HOMOGENEIDAD DE LAS SERIES DE CAUDALES MÁXIMOS E IDENTIFICACIÓN DE REGIONES HOMOGÉNEAS EN LA ESPAÑA PENINSULAR.....	114
4.1.1	<i>Test de Wiltshire</i>	<i>115</i>
4.1.2	<i>Test de Hosking y Wallis.....</i>	<i>116</i>
4.1.3	<i>Identificación de regiones homogéneas</i>	<i>119</i>

4.2	ANÁLISIS DE LAS FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y PROCEDIMIENTOS DE AJUSTE CON UN MEJOR COMPORTAMIENTO EN LA ESPAÑA PENINSULAR.....	123
4.2.1	<i>Selección de funciones de distribución en base al diagrama de L-momentos .</i>	124
4.2.2	<i>Análisis de la capacidad descriptiva de los modelos estadísticos</i>	127
4.2.3	<i>Análisis de la capacidad predictiva de los modelos estadísticos</i>	130
4.2.4	<i>Modelo estadístico seleccionado</i>	142
4.3	ANÁLISIS DEL MÉTODO DE REGIONALIZACIÓN EN FUNCIÓN DEL NÚMERO DE DATOS....	142
4.4	ANÁLISIS DE LAS FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN EN EL LEVANTE Y SURESTE PENINSULAR	151
5	CARACTERIZACIÓN DE LA RELACIÓN ENTRE EL CAUDAL PUNTA Y EL VOLUMEN DEL HIDROGRAMA.....	157
5.1	PROPUESTA DE INTERPRETACIÓN DEL CONCEPTO DE PERIODO DE RETORNO PARA VARIABLES HIDROLÓGICAS BIVARIADAS	163
5.2	METODOLOGÍA PROPUESTA PARA EL ESTUDIO DE LOS HIDROGRAMAS DE DISEÑO DE LAS PRESAS. CASOS DE APLICACIÓN	166
5.3	PROPIEDADES DE LAS CURVAS CAUDAL-VOLUMEN	173
6	CARACTERIZACIÓN DEL COMPORTAMIENTO ESTADÍSTICO DE LOS CAUDALES MÁXIMOS ESTACIONALES EN LA ESPAÑA PENINSULAR..	177
6.1	APLICACIÓN DE LOS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DE LOS DATOS. DESARROLLO DE UN CRITERIO PARA LA SELECCIÓN DEL UMBRAL	179
6.2	ANÁLISIS DE LOS PATRONES DE DISTRIBUCIÓN ESTACIONAL DE LAS AVENIDAS	183
6.3	ESTUDIO DE LA HOMOGENEIDAD ESTADÍSTICA DE LOS CAUDALES DE AVENIDA A LO LARGO DEL AÑO.....	187
6.4	PROPUESTA DE INTERPRETACIÓN DEL CONCEPTO DE PERIODO DE RETORNO PARA SU APLICACIÓN A LAS AVENIDAS ESTACIONALES	190
6.5	METODOLOGÍA PROPUESTA PARA EL CÁLCULO DE LAS AVENIDAS ESTACIONALES. CASO DE ESTUDIO.....	195
7	CONCLUSIONES.....	205
7.1	CONCLUSIONES	205
7.2	APORTACIONES ORIGINALES DE LA TESIS	213
7.3	FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN	215
8	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	217
ANEXO I. ESTACIONES DE AFORO Y EMBALSES UTILIZADOS		
ANEXO II. RELACIONES CAUDAL-VOLUMEN POR REGIÓN		
ANEXO III. GRÁFICAS DE DISTRIBUCIÓN INTRAANUAL DE LAS AVENIDAS		
ANEXO IV. GRÁFICAS DE HOMOGENEIDAD DE LOS CAUDALES PUNTA		

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. Ejemplos de criterios de riesgo asumible (tomado de Berga [1998]).	15
Figura 2. Diagramas de flujo para la determinación de la avenida de diseño (Diagrama 1) (FEMA, 2004).	23
Figura 3. Diagramas de flujo para la determinación de la avenida de diseño (Diagrama 2) (FEMA, 2004).	24
Figura 4. Ilustración del daño incremental entre la situación de fallo y no fallo. Los daños en el área sombreada deberán ser "aceptables" para fijar el caudal de diseño (FEMA 2004).	25
Figura 5. Media e intervalos de confianza del 67 y 90 % de la estimación del L-coeficiente de variación en función del tamaño de la muestra.	66
Figura 6. Media e intervalos de confianza del 67 y 90 % de la estimación del L-coeficiente de sesgo en función del tamaño de la muestra.	66
Figura 7. Contraste de cuantiles de volumen simulados y observados en el embalse de La Barca.	80
Figura 8. Parejas de valores caudal punta y volumen de avenida, a escala logarítmica, en la estación de aforos 9062 de la cuenca del río Ebro.	82
Figura 9. Ejemplos de estaciones con y sin tendencia temporal.	101
Figura 10. Inconsistencias entre el registro de las estaciones 4157 y 4919.	102
Figura 11. Regresión entre los caudales medios diarios e instantáneos en las estaciones de aforos 3254 y 2076.	105
Figura 12. Relación entre caudales instantáneos y medios diarios (cuencas del Miño-Sil y Galicia-Costa).	106
Figura 13. Localización de las estaciones de aforos y embalses seleccionados.	107
Figura 14. Ejemplo de hidrograma identificado para el estudio de volúmenes.	109
Figura 15. Regiones con comportamiento estadístico homogéneo, respecto a los caudales máximos anuales, identificadas en la España peninsular.	120
Figura 16. Representación de los L-momentos muestrales en el diagrama de L-momentos para distintas regiones.	126
Figura 17. 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.	129
Figura 18. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 12.	132
Figura 19. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 21.	133
Figura 20. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 31.	134
Figura 21. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 61.	135
Figura 22. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 81.	136

Figura 23. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 91.	137
Figura 24. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 92.	138
Figura 25. Resultados del análisis de la capacidad predictiva de los distintos modelos estadísticos para una selección de regiones.....	141
Figura 26. 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 12.....	144
Figura 27. 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 21.....	145
Figura 28. 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 31.....	146
Figura 29. 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 61.....	147
Figura 30. 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.....	148
Figura 31. 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 92.....	149
Figura 32. 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 91.....	150
Figura 33. Leyes de frecuencia tipo TCEV ajustadas utilizando información sobre avenidas históricas.	153
Figura 34. Ejemplos de relación caudal punta-volumen del hidrograma para dos estaciones de la cuenca del Tajo.	158
Figura 35. Histograma de la distribución de valores de la pendiente de la recta de regresión caudal-volumen para la región 31.	159
Figura 36. Relación entre los parámetros de las rectas de regresión caudal-volumen para la región 31.	159
Figura 37. Relación caudal-volumen para el conjunto de todos los datos de la región 31 (se muestran en distintos colores las parejas de valores correspondientes a cada una de las estaciones de aforo de la región).....	160
Figura 38. Relación caudal-volumen para la región 31. Arriba: Datos sin estandarizar. Abajo: Datos estandarizados. La línea continua corresponde a la recta de regresión. Las líneas de trazos definen el intervalo de confianza del 67% en torno a dicha recta.	161

Figura 39. Valores de desviación típica asociada a la recta de regresión caudal-volumen para las estaciones de la región 31.....	162
Figura 40. Subdivisiones del plano caudal-volumen en dos subplanos con probabilidades $1/T$ y $1-1/T$	165
Figura 41. Leyes de frecuencia de caudales punta (m^3/s) en las presas adoptadas para los casos de estudio.	167
Figura 42. Leyes de frecuencia de volúmenes de hidrograma (hm^3) en las presas adoptadas para los casos de ejemplo.	169
Figura 43. Hidrograma tipo e hidrogramas reescalados para varias parejas caudal punta-volumen pertenecientes a la curva caudal-volumen de 1000 años de periodo de retorno. Presa B.	169
Figura 44. Leyes de frecuencia de niveles máximos en el embalse (referidos a la cota del umbral del aliviadero) obtenida a partir de los resultados del proceso de simulación: Izquierda Presa A, Derecha Presa B.	170
Figura 45. Curvas caudal-volumen correspondientes a iguales niveles máximos en los embalses. Se han marcado en trazo grueso las correspondientes a los periodos de retorno de 2, 5, 10, 25, 100, 500 y 1000 años: Izquierda Presa A. Derecha Presa B.	171
Figura 46. Leyes de frecuencia de caudales máximos vertidos obtenida a partir de los resultados del proceso de simulación: Izquierda Presa A. Derecha Presa B. ..	172
Figura 47. Curvas caudal-volumen para distintas longitudes de aliviadero en la presa B: 35 m, 40 m, 45 m y 55 m. Se ha marcado en color rojo la curva correspondiente al nivel máximo admisible en el embalse.	173
Figura 48. Influencia del volumen de embalse en las curvas caudal-volumen: Volumen de embalse de 20 hm^3 , 60 hm^3 , 120 hm^3 y 200 hm^3	174
Figura 49. Influencia de la longitud de aliviadero en las curvas caudal-volumen. Izquierda, longitud de aliviadero de 15 m. Derecha, longitud de aliviadero de 20 m.	176
Figura 50. Gráficas resultantes de la aplicación de los tests estadísticos para la selección del umbral en dos estaciones de la región 31 (cuenca del Tajo). Se ha marcado con una línea roja el tramo de la curva umbral-excedencia media con un comportamiento aproximadamente lineal.	181
Figura 51. Gráficas resultantes de la aplicación de los tests estadísticos para la selección del umbral en dos estaciones de la región 22 (cuenca del Duero). Se ha marcado con una línea roja el tramo de la curva umbral-excedencia media con un comportamiento aproximadamente lineal.	181
Figura 52. Gráficas obtenidas en el análisis de los patrones de distribución intraanual de las avenidas en distintas regiones estadísticas. Izquierda: número medio de eventos mensual (las líneas horizontales indican el número medio de eventos anual y los percentiles del 5% y 95%). Derecha: Test de Ouarda et al. [1993] medio en la región.	186
Figura 53. Gráficos con los resultados del test de homogeneidad aplicado a la distribución de probabilidad de la magnitud de los caudales punta superiores al umbral.	189
Figura 54. Situación de la estación de aforos 3182 en la cuenca del Tajo.	196
Figura 55. Selección de caudales pico mediante la técnica de máximos sobre un umbral a lo largo de un año hidrológico en la estación 3182 de la cuenca del Tajo.	197
Figura 56. Resultado de aplicar el test de homogeneidad de la distribución de caudales punta superiores al umbral a la estación 3182.	198

Figura 57. Gráficas obtenidas en el análisis de los patrones de distribución intraanual de las avenidas en la estación de aforos 3182. Izquierda: número medio de eventos mensual (las líneas horizontales indican el número medio de eventos anual y los percentiles del 5% y 95%). Derecha: Test de Ouarda et al. [1993].....	199
Figura 58. Leyes de frecuencia anual y estacionales en la estación de aforos 3182.....	201
Figura 59. Leyes de frecuencia mensuales, anual y estacionales, en la estación de aforos 3182.	202

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Clasificación de las presas en función del tamaño (USACE, 1979).	17
Tabla 2. Clasificación de las presas en función de su riesgo potencial (USACE, 1979).....	17
Tabla 3. Avenida de diseño recomendada (USACE, 1979).	17
Tabla 4. Clasificación de las presas en función de su riesgo potencial (USACE, 1997).	19
Tabla 5. Clasificación de las presas en función de su riesgo potencial (FEMA, 2004).	21
Tabla 6. Clasificación de presas y avenida de proyecto en Finlandia.....	31
Tabla 7. Avenidas de proyecto habitualmente empleadas en Gran Bretaña.	36
Tabla 8. Avenidas de diseño empleadas en Alemania (estado de Renania del Norte-Westphalia).	41
Tabla 9. Avenidas de proyecto empleadas en Portugal.....	42
Tabla 10. Clasificación de las presas según su población en riesgo y la severidad de los daños provocados aguas abajo en Australia.....	44
Tabla 11. Avenidas de diseño recomendadas en Australia.	45
Tabla 12. Clasificación de presas por su riesgo potencial aguas abajo en la República Checa.	50
Tabla 13. Avenidas de diseño empleadas en la República Checa.....	50
Tabla 14. Caudales y periodos de retorno de las avenidas históricas empleadas en el estudio.....	110
Tabla 15. Resultados de la aplicación de los tests de homogeneidad de Wiltshire y Hosking y Wallis a las regiones identificadas.....	120
Tabla 16. Valores de L-CV y de L-CS correspondiente a los caudales máximos anuales en las regiones estadísticas identificadas.	122
Tabla 17. 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.....	125
Tabla 18. Error medio del ajuste a los datos para cada uno de los modelos estadísticos en distintas regiones.	130
Tabla 19. L-CV y exponentes para el ajuste regional de la función TCEV.	155
Tabla 20. Ecuaciones de regresión y desviaciones típicas regionales para la relación caudal-volumen en las regiones estadísticas definidas en la cuenca del Tajo.....	163
Tabla 21. Principales características de las presas tomadas como casos de estudio.....	167
Tabla 22. Expresiones matemáticas para obtener la media y valores de desviación típica utilizados para los casos de estudio, correspondientes respectivamente a las regiones 12 y 81.....	168
Tabla 23. Niveles máximos en el embalse y caudales máximos vertidos en las presas A y B para distintos periodos de retorno.	170
Tabla 24. Periodo de retorno correspondiente al nivel máximo admisible en el embalse para distintas longitudes de aliviadero en la presa B.....	173
Tabla 25. Factores de frecuencia (K) para selección del umbral en las distintas regiones estadísticas consideradas.....	182
Tabla 26. Periodos estacionales identificados para la estación de aforos 3182.	199
Tabla 27. Parámetros de las funciones de distribución anual y estacionales para la estación de aforos 3182.	201
Tabla 28. Caudales y periodos de retorno estacionales en la estación de aforos 3182, para un periodo de retorno anual de 500 años.	203

**DESARROLLO DE METODOLOGÍAS PARA LA
ESTIMACIÓN DE LOS HIDROGRAMAS DE
DISEÑO PARA EL CÁLCULO DE LOS ÓRGANOS
DE DESAGÜE DE LAS PRESAS**

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 unas 1.300 grandes presas, siendo uno de los países de Europa y 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 ocho 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) (MOPTMA, 1996), 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.

Puede apreciarse que el gran número de grandes presas existentes se han proyectado y construido bajo diferentes reglamentaciones y criterios técnicos. En este sentido, cabe destacar que más de 500 presas son anteriores a la Instrucción del año 1967 y unas 1.100 al Reglamento Técnico de 1996.

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 para llevar a cabo un proceso tan complejo y ambicioso

se cuente con criterios y metodologías claros, principalmente sobre aquellos aspectos técnicos más complejos y controvertidos.

La presente Tesis ha desarrollado metodologías para el cálculo de las avenidas de proyecto y extrema, proporcionando criterios y métodos de cálculo sobre algunos de los aspectos que ofrecen más dudas en la práctica profesional habitual a la hora de llevar a cabo estudios sobre seguridad hidrológica de presas. Las metodologías desarrolladas se han centrado en tres aspectos 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:

- 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 punta.
- Cálculo de las avenidas estacionales.

En primer lugar, se han llevado a cabo estudios 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 o 10.000 años) cuya estimación conlleva una gran incertidumbre. Se ha analizado el esquema de regionalización más adecuado a las características de las cuencas de la España peninsular, y 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. 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.

En segundo lugar, se ha abordado el tema de la relación caudal-volumen y la definición de los hidrogramas de diseño en base a la misma. Esta es una cuestión que puede ser de gran importancia ya que, en el caso de presas con grandes volúmenes de embalse, el volumen del hidrograma puede ser una variable tan importante o más que el caudal punta a la hora de determinar la seguridad hidrológica de la presa. Los procedimientos de cálculo habitualmente empleados presentan ciertas limitaciones para tener en cuenta la relación de dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen del hidrograma. Es, por tanto, necesario incorporar al cálculo de la seguridad hidrológica de las presas con grandes volúmenes de embalse técnicas que permitan tener en cuenta dicha dependencia estadística. Para ello, se ha analizado la relación entre el caudal y el volumen de los hidrogramas a partir de la información disponible en distintas estaciones de aforos, lo que ha permitido caracterizar la relación caudal-volumen a nivel regional en las distintas zonas de la España peninsular. Se ha desarrollado un procedimiento que permite describir dicha dependencia estadística de una manera sencilla y robusta, mediante un enfoque alternativo a la obtención directa de la función de distribución conjunta bivariada, y se ha propuesto un método para su aplicación práctica al análisis de la seguridad hidrológica de las presas a través de un procedimiento de cálculo probabilístico basado en la generación estocástica de un número elevado de hidrogramas. Dicho método se ha aplicado a dos casos de estudio. Asimismo, se ha propuesto un criterio para interpretar el concepto de periodo de retorno de diseño en el caso de una variable hidrológica bivariada.

Por último, se aborda el tema del cálculo de las avenidas estacionales. Esta cuestión, fundamental a la hora de establecer la explotación de la presa y fijar posibles resguardos estacionales, puede ser también de importancia para estudiar la seguridad hidrológica de la presa, principalmente de presas existentes, cuando se quiere relacionar la probabilidad de ocurrencia de eventos de avenida en las distintas épocas del año con los niveles habituales en el embalse en esas mismas épocas. Sin embargo, la metodología de cálculo de estas avenidas es compleja y no está del todo clara hoy en día, pudiendo presentar ciertos problemas los procedimientos utilizados habitualmente en la práctica profesional, como la obtención de resultados sesgados o que la composición de las leyes de frecuencia estacionales no reproduzca la ley de frecuencia anual. Se ha propuesto un procedimiento para el cálculo de las

avenidas estacionales en base a la técnica de las series parciales o máximos sobre un umbral, que permite obtener fácilmente las leyes de frecuencia estacionales a partir de la desagregación de la ley de frecuencia anual, ilustrándolo mediante su aplicación a un caso de estudio. Se han realizado estudios con el objetivo de determinar si es adecuada la adopción de las hipótesis básicas del método en las distintas zonas de la España peninsular, y se han desarrollado determinados criterios para facilitar su aplicación práctica. Por último, se ha propuesto un criterio para interpretar adecuadamente la información probabilística derivada de las funciones de distribución estacionales, y se han desarrollado expresiones matemáticas para obtener los periodos de retorno estacionales a partir del periodo de retorno anual.

Las tres metodologías desarrolladas se complementan entre sí para constituir una única metodología para el cálculo de los órganos de desagüe de las presas.

1.1 OBJETIVOS

El objetivo de la presente Tesis es el contraste y desarrollo de metodologías que permitan mejorar el cálculo de las avenidas de proyecto y extrema empleadas en el cálculo de la seguridad hidrológica de las presas. El desarrollo de la Tesis 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:

- 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.

El objetivo es proponer procedimientos de cálculo que permitan superar algunas de las dificultades que presentan las metodologías de cálculo habitualmente utilizadas, como la elevada incertidumbre que lleva aparejada el cálculo de los elevados periodos de retorno que se adoptan actualmente en el diseño de presas, las limitaciones para tener en cuenta la relación de

dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen del hidrograma o las dificultades para la obtención de las avenidas estacionales con los procedimientos habituales que pueden proporcionar resultados sesgados o no reproducir correctamente la ley de frecuencia anual, así como establecer criterios para facilitar su aplicación práctica.

A continuación se exponen los objetivos parciales que se derivan de dicho objetivo principal:

- a) Análisis del esquema de regionalización más adecuado a las características de las cuencas de la España peninsular en función del número de datos disponibles en la muestra y definición de las regiones estadísticamente homogéneas, así como su grado de homogeneidad.
- b) Análisis de 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.
- c) Desarrollo de un procedimiento que permita describir la dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen de la avenida de una manera sencilla y robusta, mediante un enfoque alternativo y más sencillo que la obtención directa de la función de distribución conjunta bivariada.
- d) Propuesta de criterios para interpretar el concepto de periodo de retorno de diseño en el caso de una variable hidrológica bivariada.
- e) Aplicación del procedimiento de cálculo anterior a dos casos de estudio.
- f) Realización de estudios con el objetivo de determinar si es adecuada la hipótesis de homogeneidad estadística de los datos de caudal de avenida correspondientes a distintas estaciones del año, que asume el modelo estadístico de series de duración parcial o de máximos sobre un umbral, no homogéneo, para su aplicación en el cálculo de las leyes de frecuencia estacionales.

- g) Análisis de los periodos estacionales con un comportamiento diferenciado respecto a la ocurrencia de avenidas, de cara a su utilización en el cálculo de las avenidas estacionales, cuestión de gran relevancia para obtener resultados correctos.
- h) Desarrollo de un procedimiento sencillo para determinar el umbral de selección de los datos dentro de la técnica de las series parciales, de tal forma que se garantice su independencia, puesto que la determinación de dicho umbral es quizá la mayor dificultad práctica en la aplicación de dicha técnica.
- i) Propuesta de criterios para interpretar adecuadamente la información probabilística derivada de las funciones de distribución estacionales.
- j) Aplicación del procedimiento de cálculo propuesto para las avenidas estacionales a un caso de estudio.

1.2 ESTRUCTURA DE LA TESIS

La Tesis se ha estructurado de la siguiente manera. En el presente capítulo (capítulo 1) se establecen los objetivos que se persigue con la Tesis. En el capítulo 2 se expone el estado del arte en las distintas materias tratadas a lo largo de la Tesis. En el capítulo 3 se detallan los datos de partida utilizados. En los capítulos 4, 5 y 6 se expone el desarrollo de los distintos estudios realizados: análisis y selección de modelos regionales para el ajuste y extrapolación de leyes de frecuencia de caudales máximos en la España peninsular, caracterización de la relación entre el caudal punta y el volumen del hidrograma y caracterización del comportamiento estadístico de los caudales estacionales en la España peninsular, incluyendo en el caso de los capítulos 5 y 6 un caso de aplicación de las conclusiones obtenidas en el estudio. En el capítulo 7 se incluyen las conclusiones obtenidas, así como las aportaciones originales de la Tesis y las futuras líneas de investigación. Por último, en el capítulo 8 se proporcionan las referencias bibliográficas utilizadas a lo largo del texto.

De manera complementaria, en el anexo I se proporciona el listado de estaciones de aforo y embalses utilizados en el trabajo, y en los anexos II a IV se incluyen algunos gráficos obtenidos como resultado de los estudios realizados: relaciones caudal-volumen por región (anexo II), gráficas de distribución

intraanual de las avenidas (anexo III) y gráficas de homogeneidad de los caudales punta (anexo IV).

2 ESTADO DEL ARTE

2.1 CRITERIOS Y METODOLOGÍAS PARA EL CÁLCULO DE LA AVENIDA DE DISEÑO DE PRESAS. MARCO INTERNACIONAL

En una primera fase del trabajo se ha analizado el marco internacional relativo a los criterios y metodologías empleados para el cálculo a la avenida de diseño de presas. De esta forma, se ha realizado una búsqueda bibliográfica de las normativas y criterios utilizados en distintos países o recomendados por distintos organismos internacionales.

La información recopilada puede clasificarse en cuatro apartados:

1) Evolución histórica de los diferentes criterios referentes a avenidas de diseño de presas: Se ha analizado la evolución de los diferentes criterios utilizados, desde los denominados de primera generación (basados en el uso de una única avenida a emplear en cualquier presa sin considerar sus particularidades (tamaño, riesgo potencial, tipología, etc.), los actualmente más difundidos basados en la clasificación de presas en función de su riesgo potencial (criterios de segunda generación), y los nuevos criterios denominados de tercera generación basados en el análisis de riesgos.

2) Criterios de clasificación de las presas: Dependiendo de diversos factores existen varias clasificaciones: según su tamaño (pequeñas, medianas y grandes), riesgo potencial (bajo, significativo y alto), tipo de presa (materiales sueltos u hormigón), etc. En la actualidad la tendencia en la mayoría de los países es realizar la clasificación de presas según su riesgo potencial aguas abajo.

3) Avenidas de diseño recomendadas: Se pueden distinguir dos grandes grupos. Aquellos países en los que la avenida de diseño se basa en el cálculo determinístico de la PMF (máxima avenida probable) o fracciones de ella; y aquellos donde se utilizan criterios probabilísticos utilizando como avenida de diseño la correspondiente a un determinado período de retorno.

4) Procedimiento de cálculo de la avenida de diseño: Cada uno de los países, con algunas similitudes y diferencias, establecen los procedimientos para el cálculo de los valores definidos como de diseño.

2.1.1 Evolución histórica de los criterios referentes a avenidas para el diseño de presas

Los criterios y técnicas empleados en la seguridad hidrológica de las presas han ido evolucionando con el transcurso del tiempo. Las primeras normativas, recomendaciones, etc. que fueron apareciendo en los distintos países tuvieron su origen en el incremento, tanto en el número como en el tamaño, de las presas a partir de la segunda mitad del siglo XIX. También a partir de esa fecha comienza a desarrollarse la tecnología de presas sobre bases científicas.

La primera normativa aparecida en España referente a la construcción de presas fue la "Instrucción para el Proyecto, Construcción y Explotación de Grandes Presas" del año 1.967, que sigue actualmente en vigor en aquello que no contradiga al "Reglamento Técnico sobre Seguridad de Presas y Embalses" del año 1996.

El incremento de la construcción de presas en todo el mundo, junto con la toma de conciencia de los problemas técnicos, económicos y sociales que conllevan, condujo a la creación en 1.928 de un organismo internacional con la misión de servir de foro para el intercambio de experiencias y la de hacer llegar a todos los países las conclusiones obtenidas, el Comité Internacional de Grandes Presas (ICOLD).

El primer trabajo realizado por el ICOLD referente a la seguridad hidrológica de las presas tuvo lugar en 1.969 a través de una encuesta. Los resultados se presentaron en el 11º Congreso Internacional de Grandes Presas (ICOLD, 1973)). En todos los países la avenida de proyecto se fijaba mediante un periodo de retorno y la metodología de cálculo en la mayoría de los países estaba basada en métodos estadísticos. Los periodos de retorno empleados estaban comprendidos entre los 1.000 y los 10.000 años de acuerdo con la alta seguridad exigible a una obra de la responsabilidad de una presa (el exigido por la normativa española era, cómo mínimo, 500 años). Algunos países (Austria,

Polonia, Méjico, Suecia,...) empleaban ya periodos de retorno distintos según la importancia de la obra.

De esta forma, se empezaba ya a tener en cuenta que no se podía exigir la misma seguridad a todas las presas, sino que debía ser mayor para las presas cuya rotura implique mayores pérdidas (a la propia presa o a terceros) y que, de forma simplificada, se pueden identificar con las presas más importantes.

Una segunda encuesta desarrollada por el ICOLD se inició en 1.979 para conocer los "Criterios y prácticas usuales para el proyecto de presas", incluyendo los criterios de tipo hidrológico. Los resultados los recogió el Comité Nacional Español de Grandes Presas en 1.982 (MOPU, 1982). Como novedad respecto al estudio anterior, en Estados Unidos se empleaba el criterio de la avenida máxima probable (PMF) para las presas más grandes. En el resto de países se seguía empleando los criterios probabilísticos con periodos de retorno iguales o superiores a los 500 años en la mayoría.

En la misma línea indicada anteriormente, de considerar distintos niveles de seguridad según la presa, se encontró que algunos países como Japón, Filipinas o Portugal, consideraban distintos periodos de retorno según la tipología de la presa, siendo mayores para las presas de materiales sueltos dado el mayor riesgo de rotura de este tipo de presas por vertido sobre coronación.

De estos primeros estudios realizados por el ICOLD se desprende que los criterios empleados inicialmente estaban basados en el concepto de probabilidad (avenidas de diseño definidas mediante un periodo de retorno). Los periodos de retorno eran, en general, bastante altos dadas las graves consecuencias que se pueden derivar de la rotura de estas obras e iguales para todas las presas. Estos criterios, denominados hoy en día de primera generación, asumen una probabilidad constante para la avenida que puede romper la presa, pero no tiene en cuenta los distintos daños que se pueden derivar de ese hecho. De esta forma, se exige el mismo nivel de seguridad a presas pequeñas de bajo coste y que pueden causar escasos daños aguas abajo, que a presas grandes de gran coste y que puedan causar daños muy grandes.

Es claro que los criterios de primera generación son excesivamente simplistas pues no se puede exigir el mismo nivel de seguridad a todas las presas sino que debe depender de los posibles daños derivados de la rotura de la presa.

Estos daños son de tres tipos:

- Coste de la presa (que se pierde en caso de rotura) o coste de la reparación si el daño es parcial.
- Pérdidas derivadas de la desaparición de la presa. Los daños derivados de este hecho no son solo económicos sino también sociales.
- Daños a terceros debidos a la onda provocada por el vaciado brusco de la presa. Estos daños son en la mayoría de las ocasiones los más importantes y pueden ser materiales, medioambientales e incluso pérdida de vidas humanas.

En función de la importancia de los tres tipos de daños mencionados habrá que adoptar una avenida de diseño de probabilidad mayor o menor, de tal forma que lo que se fija, en realidad, es la probabilidad de que ocurran determinados daños. Es decir, el riesgo potencial.

Los criterios basados en este concepto de riesgo potencial son los empleados actualmente en la mayoría de los países y se denominan criterios de segunda generación.

En los resultados de las encuestas del ICOLD mencionados anteriormente, se vio como inicialmente se intentó tener en cuenta el riesgo potencial generado por la presa de forma simplificada variando el periodo de retorno de la avenida de proyecto con el tamaño o tipología de la presa. Esa era la única forma posible de abordar dicha cuestión en aquella época dadas las limitaciones existentes para analizar los daños provocados por la onda de rotura en caso de que se produjese el colapso de la presa.

A partir de mediados de los años setenta y, principalmente, debido a las nuevas facilidades de cálculo aportadas por los ordenadores se empezó a plasmar la filosofía anterior de una forma más concreta en los criterios de diseño.

El primer paso en ese sentido lo dio el U.S. Army Corps of Engineers (USACE) en 1.974 con la publicación de sus "Recommended Guidelines for the Safety Inspection of Dams" (USACE, 1974). En estas recomendaciones se introducía también por primera vez el uso de la PMF como avenida de diseño en

aquellas presas de mayor riesgo potencial y para las cuales se suponía había que intentar anular la probabilidad de su rotura.

Las recomendaciones del USACE clasifican las presas en tres clases en función de su tamaño y del riesgo potencial aguas abajo teniendo en cuenta que los daños considerados al clasificar la presa deben ser incrementales, es decir, la diferencia entre los provocados por la rotura de la presa y los provocados por la avenida en el caso de que no hubiese existido la presa. Para cada clase se define una avenida de proyecto.

El uso de los criterios de segunda generación se generalizó en todo el mundo a partir de comienzos de los años ochenta y actualmente es la filosofía empleada en la mayor parte de los países. Con este tipo de criterios no se define la probabilidad de rotura de la presa sino un determinado riesgo que la sociedad está dispuesta a asumir al construir la misma. Cada país define ese riesgo asumible en función de sus circunstancias culturales, sociales, económicas, políticas, etc.

La evolución de un tipo de criterio a otro fue paulatina, existiendo en muchos países, antes de la aparición de los criterios de segunda generación, criterios que fijaban diferentes avenidas de diseño para aquellas presas que de alguna forma se consideraban de mayor riesgo (presas de gran tamaño, presas de materiales sueltos,...). Incluso hoy en día existen algunos países que no clasifican las presas según su riesgo potencial debido a que todas o casi todas sus presas son de alto riesgo, empleando únicamente criterios de clasificación sencillos como los expuestos (en función de la tipología o tamaño) para fijar la avenida de diseño.

Sin embargo, aunque los criterios de segunda generación han supuesto un enorme avance en la seguridad hidrológica de las presas tienen ciertos aspectos cuestionables, destacando principalmente los siguientes:

- Las clasificaciones según el riesgo potencial dividen las presas generalmente en tres grupos (alto, medio y bajo riesgo) siendo el paso de un grupo a otro discontinuo.

- Los criterios empleados para clasificar las presas en uno u otro grupo son, en general, arbitrarios y están basados en aspectos cualitativos, aspecto este último que aporta cierta subjetividad al clasificar la presa.
- El factor más crítico a la hora de clasificar las presas es la posible pérdida de vidas humanas. Las presas suelen clasificarse como de alto riesgo si el número de posibles pérdidas de vidas es superior a una cantidad que suele fijarse entre 1 y 10. De esta forma, se incluyen en un mismo grupo presas que podrían provocar desde 1-10 hasta varios miles de víctimas tras su rotura.
- Las avenidas de diseño exigidas para las presas de alto riesgo son, en general, muy altas (PMF, 10.000 años,...). Exigen, por tanto, grandes inversiones en el diseño de las presas.

Quizá el problema más importante sea la escasa o nula clasificación de las presas de alto riesgo, incluyendo en esa categoría presas que podrían provocar muy diferentes ordenes de magnitud en los daños a las personas; exigiéndose además a todas ellas avenidas de diseño muy altas y, por tanto, elevados costes en su diseño.

Esta deficiencia de los criterios de diseño actuales se pone de manifiesto principalmente al intentar adaptar las presas ya construidas. Las inversiones necesarias son muy importantes, por lo que es conveniente optimizar la avenida a emplear, así como fijar algún criterio que permita priorizar las inversiones, es decir, decidir que presas necesitan dicha adaptación con mayor urgencia.

Para solucionar este problema se está empezando a manejar un nuevo tipo de criterio (criterio de tercera generación) basado en el análisis del riesgo, desarrollado a partir de los trabajos elaborados por distintas instituciones de Estados Unidos, Australia y Gran Bretaña. Se denomina riesgo al producto del daño producido por la probabilidad de que ese daño se produzca. De esta forma, si se fija un determinado riesgo que la sociedad está dispuesta a asumir se podría determinar de una forma continua aquellos diseños que son o no admisibles.

Si se mide el daño producido por el número de vidas que podrían perderse (dado que interesa aplicar el criterio principalmente a las presas de alto

riesgo y en éstas el daño más importante que puede producirse es la pérdida de vidas), se tendría:

$$N \cdot P = R = cte. \quad [1]$$

Siendo:

N: Número de vidas que potencialmente se perderían

P: Probabilidad de que se produzca el daño

R: Riesgo asumido por la sociedad

A escala logarítmica se tendría, por tanto, una recta que definiría dos zonas, de riesgo asumible y no asumible. En la figura 1 se muestran algunos criterios de este tipo propuestos en Holanda y Australia.

Figura 1. Ejemplos de criterios de riesgo asumible (tomado de Berga [1998]).

Por tanto, los criterios basados en el análisis del riesgo permiten fijar la probabilidad de la avenida de diseño de forma continua, por lo que se consigue optimizar las avenidas empleadas así como priorizar las actuaciones a realizar. Tienen, no obstante, el inconveniente de requerir la asignación de un periodo de retorno a la PMF para que pueda ser aplicado en los países que emplean este tipo de avenida.

La aplicación de este tipo de criterios no está aún consolidada y su objetivo es aplicarse, como se ha dicho, principalmente a las presas existentes.

2.1.2 Criterios y metodologías empleados en distintos países

2.1.2.1 Estados Unidos

En los EE.UU. (Wang, B.H., 1988) no existe un único criterio para fijar la avenida de diseño de las presas, no existiendo acuerdo entre las distintas administraciones y propietarios implicados salvo para el diseño de presas nuevas de gran tamaño y que puedan causar pérdida de vidas humanas o tener consecuencias sociales o económicas catastróficas, para las cuales se emplea siempre la PMF. No obstante, desde hace algunos años han aparecido opiniones en contra del uso generalizado de la PMF para este tipo de presas.

En dicho país han sido propuestos varios criterios por distintas instituciones, con el carácter de meras recomendaciones. Entre dichas propuestas destacan las realizadas por el U.S. Army Corps of Engineers (USACE, 1979; USACE, 1991), las de la American Society of Civil Engineers (ASCE, 1973 y ASCE, 1987), las del U.S. National Research Council (USNRC, 1985) y la más reciente elaborada por el Interagency Committee on Dam Safety y publicada por la Federal Emergency Management Agency (FEMA) en el año 1998 y reimpresa en el 2004 (FEMA, 1998).

Quizá el criterio de uso más extendido en los EE.UU. sea el propuesto en 1979 por el USACE, que fue el primero en fijar la magnitud de la avenida de diseño en función del riesgo potencial creado por la presa aguas abajo, dando una nueva orientación a la filosofía de los criterios de diseño en todo el mundo. El criterio del USACE consiste en clasificar las presas por su tamaño (grandes, medianas y pequeñas) y por su riesgo potencial (alto, significativo y bajo), fijando una avenida de diseño para cada uno de las categorías (ver tablas 1 a 3). En particular, recomienda el empleo de la PMF para todas las presas de alto riesgo y para las grandes y medianas de riesgo significativo. Para el resto de categorías se fija en función de un determinado periodo de retorno o de una fracción de la PMF.

El criterio de la USACE tiene la ventaja de ser muy sencillo de aplicar, aunque se le ha criticado el ser demasiado simplificado y el fijar la avenida de diseño para cada categoría de forma arbitraria.

Tabla 1. Clasificación de las presas en función del tamaño (USACE, 1979).

Categoría	Capacidad (hm ³)	Altura (m)
Pequeña	0,6 – 1,2	7,6 – 12,2
Mediana	1,2 – 61,5	12,2 - 30,5
Grande	> 61,5	> 30,5

Tabla 2. Clasificación de las presas en función de su riesgo potencial (USACE, 1979).

Categoría	Pérdida de vidas humanas	Pérdidas económicas
BAJO	No esperables (No existen viviendas permanentes)	Mínima (Zonas de bajo desarrollo y agricultura)
SIGNIFICATIVO	Pocas (Sin desarrollo urbano y sólo con un pequeño número de edificios no habitables)	Apreciable (Zonas de desarrollo industrial y/o agrícola de tipo medio)
ALTO	Numerosas	Excesiva (Zonas de gran desarrollo industrial y/o agrícola)

Tabla 3. Avenida de diseño recomendada (USACE, 1979).

Riesgo	Tamaño	Avenida de diseño
Bajo	Pequeña Mediana Grande	de T=50 a T=100 años de T=100 años a ½ PMF de ½ PMF a PMF
Significativo	Pequeña Mediana Grande	de T=100 años a ½ PMF de ½ PMF a PMF PMF
Alto	Pequeña Mediana Grande	De ½ PMF a PMF PMF PMF

En 1991 la USACE elabora un nuevo documento (USACE, 1991) donde indica como seleccionar el caudal de diseño (IDF, inflow design floods) de presas. Para ello se proponen cuatro estándares, uno de los cuales será aplicable a cada caso de estudio:

- Estándar 1: Se aplica a aquellas obras susceptibles de generar impactos muy graves, con pérdida de vidas humanas y causando una catástrofe (entendiendo por tal un repentino y gran desastre causando pérdidas materiales, destrucción, daños irreparables en forma generalizada y una paralización de las actividades en el área afectada). En estos casos la presa será diseñada de forma que sea segura ante los caudales derivados de considerar la máxima precipitación probable (PMP) ocurrida sobre la cuenca vertiente a la presa.

- Estándar 2: Se aplica a estructuras donde existen pequeñas diferencias entre los niveles de aguas arriba y aguas abajo (presas para recreo, navegación, hidroeléctricas, entre otras) en situación de grandes crecidas. Aquí no se propone un valor de referencia pero se indica que las obras se diseñen ante las mayores crecidas típicas de la región sin un daño estructural importante y que continúen operables. Además debe probarse que no se producirían daños incrementales aguas abajo de la presa.
- Estándar 3: Se aplica a presas en las que se puede demostrar claramente que los daños producidos aguas abajo por causa de un fallo en la presa no aumentan la cantidad de vidas en riesgo o los daños materiales en comparación con la situación de no rotura de la presa. A este valor se le denomina estándar básico de seguridad, esto es, las obras se diseñarán para IDF iguales o mayores al estándar mencionado. El valor máximo que podría alcanzar el estándar de seguridad básico será la PMF (crecida máxima probable) y en ningún caso podrá ser inferior a 0,5 PMF.
- Estándar 4: Se aplica a la mayoría de pequeñas presas cuyo embalse se utilice para uso recreativo donde en general la capacidad de su embalse no supera los 20 acres x pies. No obstante se debe probar que no se producirían daños importantes aguas abajo ante una situación de crecida.

El documento indica también algunos elementos a ser tenidos en cuenta a la hora de diseñar las obras, como por ejemplo: suponer que los hidrogramas serán estimados teniendo en cuenta la situación de embalse lleno; los órganos de desagüe (como compuertas) se considerarán en estado de no operación (a menos que hubieran sido diseñados para tal propósito, para lo cual también existen ciertas condiciones y restricciones) ante la avenida de proyecto; una crecida será asumida como situación antecedente a la crecida de diseño, se considerarán condiciones de viento y oleaje adversas (fetch crítico); se fijan condiciones mínimas de resguardo (3 a 5 pies); en algunos casos podrán aceptarse vertido de agua sobre la presa siempre que se demuestre que su magnitud y duración no compromete la estabilidad de la presa; entre otros.

En 1997 la USACE elabora un programa (USACE, 1997) tendente a mejorar la seguridad de las presas, y donde se establece que las modificaciones de obras existentes o nuevas obras estarán de acuerdo a los caudales de diseño estipulados en la ER 1110-8-2(FR) mencionada anteriormente. Adicionalmente se

presenta un sistema de clasificación de presas según su riesgo potencial. Dicho sistema establece cuatro categorías de daños como base para la clasificación: a) Pérdidas de vidas, b) Pérdida de servicios esenciales, c) Pérdidas materiales y d) daños ambientales (tabla 4).

Tabla 4. Clasificación de las presas en función de su riesgo potencial (USACE, 1997).

ER 1110-2-1155 12 Sep 97			
TABLE E-1: HAZARD POTENTIAL CLASSIFICATION FOR CIVIL WORKS PROJECTS			
<u>CATEGORY¹</u>	<u>LOW</u>	<u>SIGNIFICANT</u>	<u>HIGH</u>
Direct Loss of Life ²	None expected (due to rural location with no permanent structures for human habitation)	Uncertain (rural location with few residences and only transient or industrial development)	Certain (one or more extensive residential, commercial or industrial development)
Lifeline Losses ³	No disruption of services - repairs are cosmetic or rapidly repairable damage	Disruption of essential facilities and access	Disruption of critical facilities and access
Property Losses ⁴	Private agricultural lands, equipment and isolated buildings	Major public and private facilities	Extensive public and private facilities
Environmental Losses ⁵	Minimal incremental damage	Major mitigation required	Extensive mitigation cost or impossible to mitigate
Notes:			
1. Categories are based upon project performance and do not apply to individual structures within a project.			
2. Loss of life potential based upon inundation mapping of area downstream of the project. Analyses of loss of life potential should take into account the extent of development and associated population at risk, time of flood wave travel and warning time.			

Por otra parte, el USNRC propuso en el año 1985 unas recomendaciones para el caso de presas de alto riesgo con el objetivo de uniformizar los criterios aplicados para este tipo de presas. Su propuesta consistía en el empleo

sistemático de la PMF en el caso del diseño de presas nuevas, salvo que a partir de un análisis de riesgo se demostrase que los daños provocados por la avenida fuesen tan altos que no se ganase nada adoptando una avenida de diseño tan grande. Para el caso de la adecuación de presas existentes recomienda fijar la avenida de proyecto en función de los resultados de un análisis de riesgo.

Las recomendaciones del USNRC no han tenido, sin embargo, una gran aceptación debido a la dificultad de llevar a cabo un análisis de riesgo detallado.

La propuesta de la ASCE de 1987 se realizó con el objetivo de mejorar los inconvenientes del criterio recomendado por la USACE. La metodología propuesta consiste en la realización de un análisis de riesgo detallado tanto en la situación actual como en la previsible para un futuro cercano. A partir de los resultados de ese análisis, la presa se clasifica en tres categorías fijando para cada una de ellas un procedimiento específico mediante el cual determinar la avenida de diseño.

El criterio de la ASCE soslaya los inconvenientes de la metodología de la USACE de 1979, aunque es considerablemente más difícil de aplicar e incluso inviable en aquellos casos en los que no se disponga de suficiente información. No obstante, muy posiblemente sea el tipo de criterio cuyo empleo termine generalizándose en el futuro.

La normativa más reciente es la "Federal Guidelines for Dam Safety. Hazard Potential Classification System for Dams", elaborada por la Interagency Committee on Dam Safety y publicada por la Federal Emergency Management Agency (FEMA) en el año 1998 y reimpresa en el 2004 (FEMA, 1998). La misma tiene por objeto realizar un nuevo intento para la unificación de los diversos criterios de clasificación existentes. Como se puede apreciar es muy similar a la utilizada por el USACE (USACE, 1997), agrupa varias categorías y mantiene el criterio compartido por varias instituciones de su clasificación en función del riesgo potencial aguas abajo de la obra ante una situación de fallo (tabla 5).

Se adoptaron tres niveles de clasificación: Bajo, Significativo y Alto, en función del aumento de las consecuencias adversas incrementales. En este caso el término incremental se considera como la diferencia entre los impactos que pudieran ocurrir aguas abajo de la presa debido a un fallo o mal funcionamiento de la misma y aquellos daños sin fallo y con correcto funcionamiento de la presa (para similares condiciones de la avenida).

Tabla 5. Clasificación de las presas en función de su riesgo potencial (FEMA, 2004).

Hazard Potential Classification	Loss of Human Life	Economic, Environmental, Lifeline Losses
Low	None expected	Low and generally limited to owner
Significant	None expected	Yes
High	Probable. One or more expected	Yes (but not necessary for this classification)

Este sistema considera improbable la pérdida de vidas humanas de personas que se encuentran temporalmente en el área potencial de inundación. Además, la clasificación debe basarse en el peor escenario probable, con el mayor riesgo potencial de cada uno de los elementos intervinientes. Se debe estudiar el riesgo de cada elemento pero la clasificación será única para cada obra.

En cuanto a las metodologías para el cálculo de las avenidas de diseño, como se ha dicho, en los EE.UU. ha sido habitual el empleo como avenida de diseño de la PMF o una fracción de la misma, o una avenida de un determinado periodo de retorno para las presas más pequeñas y de menor riesgo. No obstante, no se han empleado avenidas definidas mediante periodos de retorno altos (mucho mayores de 100 años), debido a la incertidumbre existente en su determinación, prefiriéndose en esos casos el empleo de fracciones de la PMF.

En el año 2004 se publicó el "Federal Guideline for Dam Safety. Selecting and Accommodating Inflow Design Floods for Dams" (IDF) (FEMA, 2004), donde se presenta un procedimiento para la estimación de la avenida máxima de proyecto y para determinar las necesidades de actuación (figuras 2 y 3).

En el caso de presas existentes la evaluación de los daños incrementales de un fallo en la presa se debe realizar basado en la existencia de la presa y se deben comparar los impactos de las condiciones de fallo y no fallo de las infraestructuras existentes, teniendo en cuenta además, futuros desarrollos sobre todo cuando se evalúan los riesgos potenciales aguas abajo.

De esta manera, comparando las situaciones de daños incrementales aguas abajo con fallo y no fallo, y aumentando la avenida que llega al embalse

(como máximo la que determina la PMF) hasta que los efectos incrementales no resulten inaceptables (éstas dependen de cada agencia o Estado), se determina la avenida de diseño (figura 4). En todos los casos, deberá calcularse la PMF (que será el límite superior a ser adoptado como avenida máxima de proyecto).

El procedimiento puede ser largo y costoso. Si el tiempo o los recursos económicos son escasos para poder realizar este procedimiento, entonces se deberá seleccionar un valor conservador de avenida de diseño igual a la PMF.

La guía en general sugiere que podría considerarse como un incremento “aceptable” en el aumento de nivel del agua aguas abajo (donde se encuentran las infraestructuras), como consecuencia de la rotura de la presa, de aproximadamente 2 pies o menos. No obstante, el valor final a adoptar debe basarse en estudios de sensibilidad y en la experiencia del proyectista.

La mayoría de las agencias gubernamentales (federales y estatales) realizan una distinción entre los criterios de diseño que son aplicados a presas existentes y a nuevas presas. En esta guía, sin embargo, se indica que es “deseable” o “conveniente” que tanto las presas nuevas como las existentes compartan los criterios de diseño.

Figura 2. Diagramas de flujo para la determinación de la avenida de diseño (Diagrama 1) (FEMA, 2004).

Figura 3. Diagramas de flujo para la determinación de la avenida de diseño (Diagrama 2) (FEMA, 2004).

Figura 4. Ilustración del daño incremental entre la situación de fallo y no fallo. Los daños en el área sombreada deberán ser “aceptables” para fijar el caudal de diseño (FEMA 2004).

El cálculo de la PMF requiere el conocimiento previo del valor de la PMP en la cuenca de estudio. La determinación de dicha precipitación es muy compleja y laboriosa, y requiere disponer de una amplia información meteorológica y la intervención de un meteorólogo experto en el tema. No obstante, el U.S. National Weather Service realizó una estimación de dicha precipitación para la mayor parte del territorio de los EE.UU. (Schreiner, L.C. and J.T. Riedel, 1978) que es aplicable en la gran mayoría de las situaciones.

En cuanto a la transformación de la PMP en la PMF no existe una única metodología aceptada, existiendo discrepancias en cuanto a:

- Distribución areal y temporal de la PMP
- Combinación de lluvia y fusión de nieve
- Determinación de las pérdidas por infiltración y método de transformación precipitación-escorrentía.

No obstante, esta parte del cálculo suele realizarse habitualmente mediante el empleo del programa de simulación hidrológica HEC-HMS desarrollado por el Cuerpo de Ingenieros del Ejército de los EE.UU.

Para la determinación de avenidas de un periodo de retorno dado se suele emplear la metodología recomendada por el U.S. Water Resources Council en su Bulletin nº 17 "Guidelines for determining flood flow frequency" basada en el análisis estadístico de caudales (USWRC, 1981). La metodología propuesta consiste en el ajuste de una función de distribución Log-Pearson tipo III a las series de caudales máximos anuales mediante el método del factor de frecuencia, imponiendo a la función un coeficiente de sesgo determinado en función de la zona geográfica en que esté situada, obtenido a partir de un estudio estadístico regional. La guía recomienda que se introduzcan en el ajuste la información sobre avenidas históricas si ésta se encuentra disponible, utilizando para ello la técnica de la ponderación de las series de datos.

No obstante, como ya se ha apuntado anteriormente, recientemente se está cuestionando la conveniencia del empleo sistemático de la PMF para el diseño de las presas. Esta oposición, encabezada por el U.S. Bureau of Reclamation, se basa en el contraste de los caudales de la PMF con el registro geológico de las avenidas ocurridas en los últimos miles de años. Según ese análisis, en la gran mayoría de los lugares estudiados no se han encontrados evidencias de que hayan ocurrido avenidas de magnitud siquiera parecida a la de la PMF. Además, el diseño con la PMF presenta el inconveniente de dificultar cualquier análisis de riesgo en la presa, al no poder asignar probabilidad al caudal de diseño.

En los últimos años se han realizado estudios (USBR, 1996; USBR, 1997) para determinar la probabilidad de fallo de presas diseñadas con la PMF. Estos estudios se han basado en el análisis estadístico de caudales al que se incorpora toda la información disponible sobre referencias históricas y la información

obtenida a partir de un estudio específico de paleocrecidas en la zona. El ajuste de la función de distribución con toda esa información se basa en el empleo de un estimador bayesiano que permite considerar la incertidumbre en la estimación de los parámetros de la función y en el método de máxima verosimilitud a partir de la modificación del funcional de verosimilitud realizada por Stedinger y Cohn (Stedinger, J.R. and T.A. Cohn, 1986) para permitir la introducción de datos censurados.

2.1.2.2 Países Escandinavos

2.1.2.2.1 Suecia

Los criterios de diseño empleados actualmente en Suecia (Bergström y Ohlsson, 1988; Minor, H., 1998) para la determinación de la avenida de proyecto son los incluidos en la "Guía para el cálculo de la avenida de diseño para presas" elaborada por el Comité Sueco para la Determinación de la Avenida de Diseño en el que están representados la industria hidroeléctrica y agencias gubernamentales (a través del Instituto Sueco de Meteorología e Hidrología). Los criterios expuestos en esta guía tienen el carácter de meras recomendaciones aunque dado que cuentan con el respaldo de la industria hidroeléctrica y del Instituto Sueco de Meteorología e Hidrología, el seguimiento de sus recomendaciones es muy alto.

La guía sugiere la clasificación de las presas en dos categorías, de alto riesgo y de bajo riesgo, dependiendo de las consecuencias de su rotura:

- Presa de alto riesgo: si como consecuencia de su rotura se crea un gran riesgo para las vidas humanas, daños importantes en infraestructura y medioambiente, y pérdidas económicas considerables.
- Presa de bajo riesgo: si como consecuencia de su rotura se ocasionarían únicamente pérdidas materiales y medioambientales.

Para el diseño de presas de alto riesgo recomienda emplear una especie de avenida máxima probable, obtenida mediante la combinación crítica de sucesos poco usuales pero observados. Del análisis estadístico de estas avenidas se puede deducir que sus periodos de retorno son, en general, mayores de 10.000 años.

Para las de bajo riesgo recomienda el empleo de una avenida de, al menos, 100 años de periodo de retorno o de una magnitud igual a la mitad de la avenida definida para presas de alto riesgo.

La filosofía de las avenidas de diseño empleadas en Suecia es similar a la planteada en los EE.UU. por el U.S. Army Corps of Engineers. Se evita el empleo de avenidas definidas en función de su periodo de retorno para las presas de alto riesgo (para las cuales se requerirían periodos de retorno muy elevados) sustituyéndolas por una avenida máxima, de esta forma se evita la extrapolación mediante cálculos estadísticos de avenidas de muy pequeña probabilidad y cuya incertidumbre es muy elevada.

Las avenidas definidas en función de su periodo de retorno se emplean únicamente para presas de bajo riesgo, para las cuales se pueden adoptar periodos de retorno bajos. Se limita por tanto la extrapolación estadística a periodos de retorno de 100 años o poco mayores, que son fácilmente calculables con los datos habitualmente disponibles y con las metodologías usuales del análisis frecuencial de caudales máximos. En aquellos casos en que pueda ser necesario el empleo de avenidas de periodo de retorno mayor se prefiere diseñar con fracciones de la avenida máxima empleada para presas de alto riesgo.

En este sentido, la diferencia fundamental con la metodología americana consiste en que en Suecia no se emplea la PMF sino una avenida máxima obtenida a partir de la combinación de sucesos poco usuales pero observados. Esta metodología presenta ciertas ventajas en el caso de la hidrología sueca:

- Al combinar sucesos observados se garantiza que la avenida obtenida es físicamente posible. Sin embargo, dado que el régimen hidrológico en Suecia es muy poco extremo, la combinación de sucesos pésimos observados conduce a la determinación de eventos muy extremos, de gran periodo de retorno (en general mayores de 10.000 años). Y esto se consigue sin necesidad de realizar extrapolaciones estadísticas.
- Dado que en Suecia (y, en general, en todos los países escandinavos) los caudales generados por fusión de nieve tiene gran importancia, no es posible el empleo de avenidas máximas basadas en la PMP, pues las lluvias por si solas no tienen por qué producir las mayores avenidas. Es

necesaria una metodología que permita tener en cuenta las aportaciones por fusión de nieve.

La metodología propuesta para obtener la avenida máxima es la siguiente. Se obtiene la avenida máxima mediante un modelo que reproduce los fenómenos hidrológicos a partir de datos básicos hidrológicos y climatológicos. El empleo de un modelo tiene la ventaja de proporcionar como resultado el hidrograma completo, y no sólo el caudal punta, lo que es muy importante para tener en cuenta la laminación en el embalse.

Por otra parte, permite considerar explícitamente la gestión realizada en los distintos embalses que puedan existir en la cuenca, lo que es muy importante en Suecia donde existe un complejo sistema de embalses hidroeléctricos.

El modelo recomendado es el HBV aunque se admiten otros modelos de igual o superior rendimiento. El modelo puede considerar las aportaciones por lluvia y fusión de nieve, el cálculo de las pérdidas por evapotranspiración e infiltración y la transformación de la precipitación efectiva en escorrentía mediante un modelo que considera tanto la escorrentía superficial como aportaciones de flujos subsuperficiales.

Para definir la precipitación máxima se emplea el trabajo realizado por el Comité en toda la superficie del país, en el cual se obtienen las precipitaciones areales extremas de 24 horas de duración, a partir de los datos de las mayores precipitaciones registradas en un periodo de más de 100 años. Estos valores de precipitación se escalan para tener en cuenta la época del año que se considere en los cálculos (primavera u otoño), la superficie de la cuenca considerada y la altitud de la misma.

Este trabajo se completa con la obtención de unas curvas IDF para duraciones entre 24 horas y 14 días, a partir de las cuales se construye un hietograma sintético con el máximo de precipitación situado en el noveno día.

En cuanto a la aportación por fusión de nieve, se considera que el espesor de nieve acumulado al comienzo de la simulación es el correspondiente a un periodo de retorno de 30 años y con una distribución espacial en la cuenca igual a la registrada en el año más extremo de los considerados en la simulación.

Como estrategia de gestión en los embalses se considera la que esté especificada para cada uno de ellos. Para fijar el nivel inicial en los mismos se considera que están prácticamente vacíos al comienzo de la primavera y totalmente llenos al final del verano o comienzos del otoño.

La simulación se realiza considerando los datos climatológicos reales de un periodo de al menos 10 años. El periodo de cálculo se va desplazando sucesivamente a lo largo de esos 10 años hasta identificar el periodo con datos climatológicos que produce la avenida pésima.

El cálculo comienza en primavera con el máximo espesor de nieve, con el suelo saturado y con los embalses en el nivel más bajo correspondiente a esa época del año. La lluvia considerada varía según la época del año y se obtiene escalando los valores de precipitación máxima mencionados anteriormente, de esa forma se consideran diferentes combinaciones de nieve y lluvia a lo largo del año.

2.1.2.2.2 Finlandia

Finlandia (Saelthun, N.R., 1992; Loukola, E. y T. Maijala. 1998; Reiter, P.H., 1988) dispone de una ley y un reglamento sobre Seguridad de Presas, establecidos por la Oficina Nacional Finlandesa de las Aguas, que fueron promulgados en 1984 y comenzaron a aplicarse en Marzo de 1985. Como complemento de estas normas se desarrolló una guía (Dam Safety Code of Practice) que fue publicada en 1985 por el Ministerio de Agricultura y Silvicultura, y cuya tercera revisión data del año 1997. El objetivo de esta guía es dar recomendaciones para facilitar el cumplimiento de la regulación establecida por la ley y el reglamento.

Las presas que están incluidas en el ámbito de la ley son aquellas cuya altura es como mínimo de 3 m, entendiendo por tal la comprendida entre el punto más alto de la superficie destinada a embalsar agua y el más bajo del contorno externo de la presa.

Las presas se clasifican en tres categorías (P, N y O) en función de su riesgo potencial:

- Presas P: aquellas de cuyo fallo se derive un daño evidente a la salud o a la vida humana, o un daño grave evidente a la propiedad o al medioambiente. Pueden ser clasificadas como P presas de menos de 3 m. de altura.
- Presas N: son presas de menor riesgo que las P pero que no pueden ser clasificadas como O.
- Presas O: aquellas cuyo fallo solo causaría daños menores.

Para cada una de las categorías se fija una avenida de proyecto mínima, definida en función de su periodo de retorno, y que es de 10.000 años para las presas tipo P, de 1.000 para las tipo N y de 500 años para las tipo O (tabla 6).

Tabla 6. Clasificación de presas y avenida de proyecto en Finlandia.

Tipo de presa	Definición	Avenida de proyecto
P	Presas de cuyo fallo se derive un daño evidente a la salud o a la vida humana, o un daño grave evidente a la propiedad o al medioambiente	T=10.000
N	Presas de menor riesgo que las P pero que no pueden ser clasificadas como O	T=1.000
O	Presas cuyo fallo solo causaría daños menores	T=500

En cuanto a las metodologías para el cálculo de las avenidas de diseño, la hidrología finlandesa está caracterizada por un clima continental, precipitaciones mayoritariamente en forma de nieve y cuencas relativamente grandes con abundancia de lagos. Dichas características configuran una hidrología muy estable y muy poco extrema.

Debido al régimen hidrológico existente en Finlandia, se puede diseñar las presas para periodos de retorno muy altos (mínimo 10.000 años para las tipo P) sin que esto suponga un gran incremento de coste. Por el mismo motivo, las curvas de frecuencia de caudales máximos son muy tendidas y, por tanto, la incertidumbre asociada a la extrapolación a muy altos periodos de retorno es mucho menor que en otros países de hidrología más extrema.

La metodología de cálculo mayoritariamente empleada en Finlandia está basada en el análisis estadístico de caudales máximos, para el cual se suele

emplear la función de distribución de Gumbel. Para minimizar la incertidumbre asociada a la estimación de caudales de muy alto periodo de retorno la metodología empleada consiste en calcular la avenida de 100 años de periodo de retorno (estimable con muy poca incertidumbre dado que disponen de series de caudales máximos de entre 80 y 100 años), y luego obtener los caudales de periodos de retorno mayores multiplicando el de 100 años por unos coeficientes regionales. En concreto se tiene:

$$\begin{aligned} Q_{1000} &= 1,3Q_{100} \\ Q_{10000} &= 1,6Q_{100} \end{aligned} \quad [2]$$

Estas técnicas estadísticas no proporcionan información sobre otras características importantes para el diseño de las presas como el volumen o la forma del hidrograma de avenida. Es necesario, por tanto, completar la información proporcionada por los métodos estadísticos.

Para el caso de cuencas complejas, principalmente en el caso de presencia de presas o lagos, es necesario el empleo de modelos de simulación tipo HEC-HMS, teniendo en cuenta las aportaciones por deshielo y lluvia en primavera y por lluvia en otoño.

Puesto que tanto los métodos estadísticos como los modelos tienen incertidumbre se recomienda, siempre que sea posible, el empleo de ambos métodos y el contraste de sus resultados.

2.1.2.2.3 Noruega

En Noruega (Saelthun; N.R., 1988; Saelthun; N.R., 1992; Ljogodt, T., 1998; Pettersson, L.E., 1998) existe una normativa con carácter legal ("Regulación Noruega para la Planificación, Construcción y Explotación de Presas") que regula los distintos aspectos relacionados con las presas y que ha sido desarrollada por la Administración Noruega de los Recursos Hídricos y la Energía (NEV). La última revisión de la citada normativa entró en vigor en 1.999 y consta de dos partes.

La primera parte regula con carácter obligatorio distintos aspectos como los criterios de diseño, construcción, explotación, supervisión, distribución de responsabilidades, procedimientos de autorización, etc. La segunda tiene el

carácter de recomendación y proporciona diversos criterios y metodologías para el cálculo y diseño de las presas.

En el aspecto relacionado con la hidrología la mencionada normativa se complementa con la "Guía para el Cálculo de la Avenida de Diseño y la Avenida Máxima Probable" redactada por el Departamento de Hidrología del NEV.

La normativa noruega se aplica sobre todas las presas que tengan una altura (entre el nivel de embalse normal y el punto más bajo de los cimientos) mayor de 4 m o que tengan un volumen de embalse mayor de 0,5 hm³.

En lo que respecta a los criterios hidrológicos de diseño la normativa fija dos avenidas para el cálculo de las presas. La avenida de diseño, a la que corresponde un periodo de retorno de 1000 años y que se emplea para el dimensionamiento de los órganos de desagüe, y la avenida máxima probable (PMF) que se emplea para la comprobación estructural de la presa.

Las presas son clasificadas en tres tipos en función de las consecuencias que pueda tener aguas abajo su rotura. Según la clasificación de la presa se exige su comprobación frente a la avenida de diseño (periodo de retorno de 1000 años) o también frente a la PMF. Para el diseño de las presas de hormigón se admite el vertido sobre coronación durante periodos cortos de tiempo, pero esa posibilidad no se admite en las presas de materiales sueltos por lo que, en la práctica, los aliviaderos de muchas de estas presas se dimensionan para la PMF.

Las avenidas adoptadas para el cálculo de presas en Noruega son la de 1000 años de periodo de retorno, considerada para el diseño de los órganos de desagüe, y la avenida máxima probable que se emplea para la comprobación estructural de la presa. La metodología noruega presenta la particularidad de que las avenidas consideradas en los cálculos son aquellas cuya duración es igual a un determinado tiempo crítico de la presa que es función del volumen de embalse, dimensiones del aliviadero, etc. Las avenidas de esa duración son las que generarán un mayor caudal punta de salida y un mayor nivel de embalse.

La metodología de cálculo de la avenida de diseño se basa en la aplicación de procedimientos estadísticos. En primer lugar se determina la avenida media anual y posteriormente se multiplica ésta por un factor para obtener la avenida de 1000 años. Dicho factor se obtiene mediante un análisis

frecuencial de los caudales de avenida. La Guía da recomendaciones sobre como realizar dicho análisis (distribuciones estadísticas a emplear, métodos de ajuste, etc.) que son el resultado de diversos estudios sobre el tema realizados en Noruega. En el caso de que no se disponga de suficientes datos hidrológicos como para llevar a cabo este análisis, la Guía proporciona unas fórmulas que permiten estimar la avenida media anual en función de diversos parámetros de la cuenca, así como unas curvas regionales que proporcionan el factor para transformar la avenida media anual en la de 1000 años de periodo de retorno. Estos factores varían entre 2.0 y 3.5, para avenidas generadas por fusión de nieve, y entre 3.5 y 5.0 para avenidas generadas por lluvias.

Otro aspecto a destacar dentro del cálculo de la avenida de diseño es que la Guía noruega recomienda, al realizar el análisis estadístico, considerar por separado las avenidas de primavera (originadas principalmente por la fusión de la nieve y en menor medida por lluvias) y las avenidas de otoño (generadas fundamentalmente por lluvias) en aquellos casos en los que se perciba la existencia de dos poblaciones claramente diferenciadas.

El hidrograma de diseño se obtiene modificando un hidrograma histórico de tal forma que tenga un caudal punta igual al estimado para 1000 años y una duración igual a la crítica de la presa.

En aquellos casos en que existan otros embalses aguas arriba el cálculo de la avenida de diseño no se realiza mediante procedimientos estadísticos sino que deberá realizarse mediante el empleo de modelos de simulación. No obstante, la Guía recomienda el empleo de ambos tipos de métodos siempre que sea posible, contrastando sus resultados.

Por otra parte, la determinación de la avenida máxima probable se basa en el cálculo de la escorrentía generada por la precipitación máxima probable (PMP) mediante el empleo de un modelo de simulación hidrológica.

El valor de la PMP para todo el país ha sido determinado por el Instituto Meteorológico Noruego basándose en la metodología británica (NERC, 1975) adaptada a Noruega. Esta extrapolación es posible dado que el régimen meteorológico noruego no es muy diferente al existente en Gran Bretaña. El valor de la PMP se especifica para cada una de las estaciones en que las que se producen las avenidas (primavera y otoño).

También se basa en la metodología del NERC el coeficiente reductor por área y la distribución temporal de la lluvia. Ésta se toma simétrica para duraciones de hasta dos días y se basa en series observadas para duraciones mayores.

En el cálculo de la PMF se tiene también en cuenta las posibles aportaciones por fusión de nieve. Las hipótesis que se asumen son diferentes si se está estudiando las avenidas de primavera o las de otoño:

- Primavera: Se simula todo el periodo de fusión de la nieve, considerando que la superficie cubierta por la nieve es la correspondiente a un periodo de retorno de 30 años y la serie de temperaturas la mayor observada en un periodo de 30 años.
- Otoño: Se simula solo el periodo que dura la precipitación, considerando la misma superficie cubierta por la nieve que en el caso anterior y una temperatura igual a la mayor observada durante las lluvias.

Como modelo hidrológico de simulación se emplea una simplificación del HBV-3 sueco en la que se ha reducido el número de parámetros que contempla el modelo. Dichos parámetros se calibran en el caso de disponer de datos o se estiman mediante unas fórmulas que proporciona la Guía y que son función de las características topográficas de la cuenca. Se asume que el suelo se encuentra totalmente saturado al comienzo de la simulación.

2.1.2.3 Gran Bretaña

En Gran Bretaña (Fives, M.O., 1992; Kennard, M.F. and K.T. Bass, 1988) existen normas jurídicas con rango legal, "Reservoir Acts", que regulan distintos aspectos relacionados con las presas y su seguridad. Dicha ley, sin embargo, no da ningún criterio de carácter técnico limitándose a exigir una probada experiencia y capacidad a los ingenieros que realizan la construcción y explotación de las presas. Las presas incluidas en esta regulación son aquellas cuya capacidad de embalse es mayor de 25.000 m³.

Para ayudar a los ingenieros en su labor, la "Institution of Civil Engineers" realizó la "Flood and Reservoir Safety – An Engineering Guide" cuya última actualización data del año 1996. Dicha guía da criterios de carácter técnico

destacando entre ellos la avenida que debe utilizarse para el diseño de la presa, la cual se fija en función de una clasificación de las presas en función de los daños que pueda causar su rotura aguas abajo. La FRS no es de obligado cumplimiento aunque en la práctica es seguida por todos los ingenieros.

La guía recomienda la clasificación de las presas en cuatro categorías según los daños que pueda provocar su rotura:

- Categoría A: Presas cuya rotura pondría en peligro vidas en una comunidad (entendiéndose por tal una con no menos de diez personas).
- Categoría B: Presas cuya rotura podría poner en peligro vidas, pero no en una comunidad, o causar grandes daños materiales.
- Categoría C: Presas cuya rotura conllevaría un riesgo despreciable para la vida humana y causaría daños materiales limitados.
- Categoría D: Presas cuya rotura no provocaría pérdidas de vidas humanas y causaría daños materiales muy limitados.

En función de la clasificación anterior la Guía recomienda adoptar una determinada avenida de diseño que puede variar según se admitan o no vertidos sobre la coronación de la presa (tabla 7). En este sentido la Guía admite la posibilidad de que cualquier tipo de presa vierta sobre coronación siempre y cuando se garantice la seguridad de la presa en dicha circunstancia.

Tabla 7. Avenidas de proyecto habitualmente empleadas en Gran Bretaña.

Categoría	Avenida de proyecto	
	Caso general	Con vertido sobre coronación
A	PMF	T=10.000
B	T=10.000	T=1.000
C	T=1.000	T=150
D	T=150	No aplicable

Para calcular la avenida de diseño, el FRS recomienda aplicar la metodología expuesta en el "Flood Studies Report" (NERC, 1975) dando alguna recomendación adicional sobre su empleo.

El FSR propone dos métodos de cálculo:

- Método del hidrograma unitario:

Para estimar la PMF, la avenida de 10.000 años de periodo de retorno y avenidas de periodo de retorno inferior si se necesita un hidrograma completo, además del caudal punta. Este método se basa en el empleo de datos de lluvia de los que existen series más largas que para los de caudal, por lo que es más adecuado para el cálculo de periodos de retorno altos.

El método consta de las siguientes fases:

- Construcción del hidrograma unitario: Se calcula a partir de los datos de lluvia y escorrentía de las cinco mayores avenidas registradas. Si no se dispone de datos suficientes, el FSR proporciona fórmulas para construirlo.
 - Estimación de la tormenta de diseño: Se calcula a partir de los datos de precipitaciones diarias del periodo de retorno considerado y de datos de precipitaciones máximas de distintas duraciones. Si no se dispone de estos datos se pueden obtener de distintas tablas y mapas incluidos en el FSR.
 - Estimación del coeficiente de escorrentía: Se calcula a partir de fórmulas proporcionadas en el FSR.
 - Cálculo de la avenida.
- Método estadístico:

Para avenidas con periodo de retorno de 1.000 años o inferior en aquellos casos en que sea suficiente con conocer el caudal punta.

Consta de los siguientes pasos:

- Estimación de la avenida media anual: Cuando hay datos se calcula como la media de las máximas avenidas anuales. Si no se dispone de datos se puede calcular a partir de una fórmula que proporciona el FSR y que es función de distintas características de la cuenca.
- Cálculo del caudal punta de un determinado periodo de retorno: Se obtiene multiplicando la avenida media anual por un coeficiente que es

función del periodo de retorno y de la zona del país en que esté situada la cuenca. Este coeficiente se obtiene de una tabla que proporciona el FSR.

En realidad, esta metodología consiste en una regionalización de caudales mediante “índice de avenida” empleando una distribución GEV (Valores Extremos Generalizada).

Posteriormente, en el año 2000, el Instituto de Ecología e Hidrología del Reino Unido (CEH) publicó el “Flood Estimation Handbook” (FEH), el cual modifica algunas de las recomendaciones de cálculo proporcionadas por el FSR.

En la mayor parte del territorio del Reino Unido, se da el caso que la avenida de proyecto PMF estimada según la metodología del FSR proporciona valores inferiores a los estimados para el periodo de retorno de 10.000 años según el procedimiento del FEH. Esta situación está actualmente en revisión, con numerosos estudios sobre el tema.

Las obras existentes diseñadas para la PMF según el FRS, estarían infradimensionadas si se aplicase el procedimiento del FEH para un período de retorno de 10.000 años (DEFRA, 2002).

El FEH estima precipitaciones de diseño mayores que por el método del FRS, y su diferencia se acentúa en general en las tormentas de corta duración (1 hora) y el período de retorno más alto analizado (10.000 años).

Cabe señalar que el FEH no presenta un nuevo método de cálculo para la estimación de avenidas de diseño, ni para la PMP, respecto al presentado por el FSR, sino que introduce nuevos procedimientos para la estimación de frecuencia de precipitaciones, revisa ciertos aspectos de la estimación del tiempo de punta, el coeficiente de escorrentía (ratio entre la precipitación efectiva y total) y el flujo base en el cálculo mediante el hidrograma unitario; genera información digitalizada para la descripción de las cuencas, etc.

La causa principal de las diferencias entre ambas publicaciones se deriva del uso por parte del FEH de información digital y herramientas informáticas (por ejemplo, modelos digitales de terreno), y la mayor información y grado de detalle espacial en la estimación de frecuencia de precipitaciones.

2.1.2.4 Italia

Las presas están reguladas en Italia mediante un decreto del Ministerio de Obras Públicas del año 1.994 que se aplica sobre todas las presas con un altura sobre cimientos mayor de 15 m o con un volumen de embalse mayor de 1 hm³ (Castorani, A. and T. Moramarco, 1995; Visentini, G., 1992; Ferrari, E., 1995). No obstante, el citado decreto contempla muy poco los distintos aspectos relacionados con la seguridad hidrológica.

La práctica habitual en Italia es emplear la avenida de 1.000 años de periodo de retorno como avenida de diseño para todo tipo de presa. Además, es también habitual no tener en cuenta la laminación en el embalse lo que significa una seguridad adicional al dimensionar los órganos de desagüe, y permite trabajar solo con el caudal punta sin necesidad de emplear todo el hidrograma.

Actualmente está en discusión una nueva legislación que propondría emplear como avenida de diseño la de 1.000 años de periodo de retorno y como avenida extrema una igual a 1.4 o 1.7 veces la de diseño, según que la presa sea de hormigón o de materiales sueltos. El diseño de la presa debería ser tal que pudiese desaguar la avenida extrema con resguardo cero en el caso de las presas de hormigón y con resguardo igual a un tercio del total en el caso de las de materiales sueltos.

Actualmente la metodología de cálculo de avenidas empleada en Italia está basada en los resultados del proyecto VAPI (Evaluación de Avenidas) cuya realización se inició en el año 1.986. El desarrollo de este trabajo fue promovido por el Consejo Nacional de Investigación y se ha llevado a cabo mediante la colaboración de dicho Consejo con doce universidades.

La metodología empleada consiste en el análisis estadístico regional de los caudales máximos mediante una versión modificada del método del "índice de avenida". Se estima una función de distribución regional para la cantidad adimensional Q'_T :

$$Q'_T = \frac{Q_T}{\mu(Q)} \quad [3]$$

donde $\mu(Q)$ es la media de la distribución local (avenida media anual).

En aquellos lugares donde se dispone de datos suficientes, la avenida media anual se supone igual a la media aritmética de la serie de caudales. Si no se dispone de datos es necesario determinar una relación regional que permita estimar $\mu(Q)$ en función de parámetros morfológicos y climáticos.

Dado que los datos hidrométricos en Italia son bastante escasos, el trabajo se ha apoyado también en datos pluviométricos tanto para definir las regiones homogéneas como para estimar la avenida media anual en aquellos lugares donde no hay datos disponibles o éstos son muy escasos.

La función de distribución empleada es la TCEV (Two Components Extreme Value) que representa muy bien las propiedades estadísticas de las series de caudales de Italia. Este tipo de función de distribución permite tener en cuenta la existencia de dos poblaciones dentro de las series, correspondientes a dos mecanismos de formación de avenidas diferentes, uno ordinario y otro extraordinario.

La regionalización se realiza de forma jerárquica en tres niveles. En un primer nivel se definen zonas homogéneas respecto al coeficiente de sesgo, considerándose en estas zonas la forma de la función de distribución. En un segundo nivel se definen unas subzonas dentro de las zonas anteriores con características homogéneas respecto al coeficiente de variación, en estas zonas se considera la escala de la función de distribución. Es en este segundo nivel donde se emplean los datos pluviométricos para apoyar la definición de las regiones homogéneas, dado que el número de datos hidrométricos disponible dentro de cada una de las zonas es muy escaso. En un tercer nivel se establecen relaciones regionales, mediante modelos de regresión, para estimar la avenida media anual en función de parámetros morfológicos y climáticos en aquellos lugares donde no se dispone de ningún dato. También en este tercer nivel se emplean datos pluviométricos.

2.1.2.5 Alemania

La República Federal de Alemania está formada por quince estados federales teniendo cada uno de ellos su propia legislación de aguas. Podría tomarse como representativa la Ley de Aguas del estado de Renania del Norte-Westphalia, que es uno de los mayores en extensión y población (Rettemeier, K. and J. Köngeter, 1998; Plate, E.J., J. Ihringer and W. Lutz, 1988).

La legislación de dicho estado se aplica sobre todas las presas con más de 5 m de altura y con una capacidad de embalse mayor de 100.000 m³, en los otros estados las presas incluidas en la legislación se definen también en función de su altura y volumen. Además define seis tipos de presa fijando especificaciones distintas para cada una de ellas.

En cuanto a los criterios técnicos, no vienen especificados en la propia ley sino que ésta exige la aplicación de los contenidos en las normas DIN 19700 y DIN 19702. La avenida de diseño se fija en la norma DIN 19700 que considera cinco tipos distintos de presa. La avenida de diseño es distinta para cada uno de estos tipos, variando entre 100 y 1.000 años de periodo de retorno (tabla 8).

Tabla 8. Avenidas de diseño empleadas en Alemania (estado de Renania del Norte-Westphalia).

Tipo de presa	Avenida de proyecto
Presas de embalse	T=1.000
Presas de laminación	Hasta T=1.000
Presas de derivación (azudes)	T=100
Presas de embalse por bombeo	T=100-1.000
Presas de residuos	T=1.000

Además se considera como avenida extrema la PMF, fijando el resguardo de la presa en función de esta avenida.

2.1.2.6 Portugal

En Portugal (Alvares Ribeiro, A., 1992) los distintos aspectos relacionados con la seguridad de las presas están regulados por una ley del año 1990 (Regulamento de Segurança de Barragens) que es de aplicación a todas las presas que cumplan alguna de las siguientes condiciones:

- Altura desde cimientos a coronación mayor de 15 m.
- Altura menor de 15 m pero volumen de embalse mayor de 100.000 m³.
- Altura menor de 15 m y volumen menor de 100.000 m³ pero su riesgo potencial es elevado o significativo.

La mencionada normativa clasifica las presas en tres categorías según su riesgo potencial asociado:

- Riesgo bajo: no hay riesgo de pérdida de vidas humanas y los daños materiales esperados son reducidos.
- Riesgo significativo: hay riesgo de pérdida de alguna vida humana y los daños materiales esperables son relativamente importantes.
- Riesgo alto: hay riesgo de que se produzca la pérdida de un número apreciable de vidas humanas y daños materiales altos.

El objetivo de la ley es fijar las responsabilidades de los distintos agentes implicados así como la forma de controlar la seguridad de la presa en sus distintas fases: proyecto, construcción, primer llenado, explotación,...

En cuanto a las especificaciones de tipo técnico la ley ordena la redacción de una norma relativa al proyecto, construcción, explotación y auscultación de las presas para que se pueda cumplir de forma adecuada el contenido de la ley.

En 1993 se publicaron las "Normas de Proyecto de Presas" (Normas de Proyecto de Barragens) en las que se fijan los criterios de tipo técnico. Según esta Norma la avenida de proyecto debe fijarse teniendo en cuenta el riesgo potencial inducido por la presa, así como la existencia de otras presas aguas arriba o aguas abajo. La Norma proporciona una tabla (tabla 9) en la que se da un rango de periodos de retorno entre los que elegir la avenida de proyecto, variando entre 500 y 10.000 años según su riesgo potencial, su altura y su tipología (hormigón o materiales sueltos).

Tabla 9. Avenidas de proyecto empleadas en Portugal.

Tipo de presa		Periodo de retorno (años)	
Hormigón	Materiales sueltos	Riesgo Alto	Riesgo Significativo
$H > 100 \text{ m}$	$H > 50 \text{ m}$	10.000-5.000	5.000-1.000
$50 \text{ m} < h < 100 \text{ m}$	$15 \text{ m} < h < 50 \text{ m}$	5.000-1.000	1.000
$15 \text{ m} < h < 50 \text{ m}$	$H < 15 \text{ m}$	1.000	1.000
$H < 15 \text{ m}$	-	1.000	500

Si la avenida de diseño adoptada es superior a 1.000 años de periodo de retorno, se recomienda que dicha avenida sea comparada con la avenida máxima probable (PMF).

En cuanto a las metodologías de cálculo, la Norma de Proyecto de Presas establece que la avenida de proyecto debe calcularse mediante tres metodologías diferentes:

- Análisis estadístico de caudales. Teniendo en cuenta tanto los registros sistemáticos como la información histórica.
- Modelos precipitación-escurrimiento.
- Fórmulas empíricas.

Finalmente, la avenida de proyecto se determinará a partir de un análisis crítico de los resultados obtenidos mediante los tres métodos anteriores.

2.1.2.7 Australia

En Australia el proyecto, construcción, explotación, etc. de las presas no está regulado mediante normas legales. Existen, no obstante, unas guías elaboradas por el Comité Australiano de Grandes Presas (ANCOLD) que contienen recomendaciones sobre distintos aspectos relacionados con las presas y que, aunque no son de obligado cumplimiento, son seguidas por la gran mayoría de los ingenieros en Australia (Cantwell, B.L. and K.A. Murley, 1988).

Una de dichas Guías da recomendaciones sobre la avenida a emplear en el diseño de las presas (ANCOLD, 2000a). En la misma se emplea el término "Consequences categories for dams" en vez de "Hazard" para ponderar los potenciales impactos resultantes de un fallo de la presa.

Se definen siete categorías dependiendo del número de vidas humanas en riesgo y la severidad de los daños y pérdidas (DEFRA, 2002) (tabla 10).

En esta clasificación se puede apreciar que a diferencia de otras, se realiza una mayor discretización en lo relativo al número de población en riesgo, corrigiendo en parte uno de los inconvenientes señalados en otros casos donde la clasificación de la presa era la misma independientemente del número de personas en riesgo (10 a 10.000). Las recomendaciones de la Guía no son de aplicación a las pequeñas presas.

Tabla 10. Clasificación de las presas según su población en riesgo y la severidad de los daños provocados aguas abajo en Australia.

Table F.3 : Consequence categories used by ANCOLD (2000) (reproduced from Table 3 of CDF2000, ANCOLD, 2000)				
Population at Risk	Severity of Damage and Loss (Table 2 and Appendix D of CDF2000, ANCOLD)			
	Negligible	Minor	Medium	Major
0	Very Low	Very Low	Low	Significant
1 to 10	Low Notes 1 and 4	Low Notes 4 and 5	Significant Note 5	High C Note 6
11 to 100	Note 1	Significant Notes 2 and 5	High C Note 6	High B Note 6
101 to 1000		Note 2	High A Note 6	High A Note 6
>1000			Note 3	Extreme Note 6

Notes

- 1: With a PAR of 5 or more people, it is unlikely that the severity of damage and loss will be "Negligible".
- 2: "Minor" damage and loss would be unlikely when the PAR exceeds 10.
- 3: "Medium" damage and loss would be unlikely when the PAR exceeds 1000.
- 4: Change to *Significant* where the potential for one life being lost is recognised.
- 5: Change to *High* where there is the potential for one or more lives being lost.
- 6: See Section 2.7 and 1.6 for explanation of the range of High Hazard Categories.

Para la estimación de las avenidas de diseño, se utiliza las "Guidelines on Selection of Acceptable Flood Capacity for Dams" (ANCOLD, 2000b). La misma sugiere que el período de retorno de la avenida de proyecto, se obtenga a través de un estudio de riesgo. No obstante la guía presenta una "deterministic fallback alternative" (opción conservadora) (tabla 11) (DEFRA, 2002) indicando para cada categoría la avenida de proyecto correspondiente.

Las avenidas de diseño recomendadas varían entre la de 100 años de periodo de retorno y la PMF, según la categoría a la que pertenezca la presa. No obstante, dicha avenida no se fija de forma rígida sino que se proporciona un rango dentro del cual el proyectista debe elegir la más conveniente teniendo en cuenta las circunstancias concretas de la presa en proyecto.

Tabla 11. Avenidas de diseño recomendadas en Australia.

Table F.4 : ANCOLD "Fallback flood capacity" (reproduced from Table 8.1 of AFC2000, ANCOLD)	
Hazard category (IFHC) RATING (i)	FLOOD AP
Extreme	PMF (ii)
High A	PMP Design Flood (ii)
High B	10^{-5} to PMP Design Flood or 10^{-6} , (ii)
High C	10^{-4} to PMP Design Flood or 10^{-5} , (iii)
Significant (If loss of life is expected, change to High C IFHC.)	10^{-3} to 10^{-4}
Low/Very Low (If loss of life is possible, then consider as Significant IFHC.)	10^{-2} to 10^{-3}

Notes:

(i) The IFHC shown above should be based on the ANCOLD *Guidelines on Assessment of the Consequences of Dam Failure*.

(ii) Pre flood reservoir level to be taken as FSL.

(iii) A joint probability assessment can be made for reservoir level as appropriate.

La Guía redactada por el ANCOLD recomienda aplicar la metodología de cálculo expuesta en el "Australian Rainfall and Runoff (ARR)" (ICE, 1986) desarrollada por el Colegio de Ingenieros Civiles Australiano. El ARR dedica un tomo a exponer las metodologías que se deben emplear para estimar las avenidas de gran periodo de retorno (este tomo fue revisado en el año 1998).

Las avenidas de diseño son clasificadas según la metodología que es necesario emplear para su cálculo:

- Avenidas Grandes: Aquellas cuyo periodo de retorno está dentro del periodo de observación, es decir, aquellas que se pueden calcular por interpolación de los datos disponibles. En general el límite de este tipo de avenidas corresponde a un periodo de retorno del orden de 100 años.
- Avenidas Excepcionales: Aquellas cuyo periodo de retorno está comprendido entre el límite de las avenidas grandes y el límite de extrapolación creíble. Estas avenidas se calculan mediante extrapolación y se podrán extender hasta un periodo de retorno u otro en función de la información disponible. Para su cálculo se aplican técnicas de regionalización y, si hay datos disponibles, paleocrecidas. El periodo de retorno correspondiente al límite de extrapolación creíble es muy variable, pudiendo oscilar desde 100 años, en el caso de que no haya información

disponible para realizar un análisis regional, hasta 10.000 años, si se dispone de información fiable sobre paleocrecidas.

- **Avenidas Extremas:** Aquellas avenidas con un periodo de retorno mayor que el límite de extrapolación creíble. La incertidumbre en la estimación de estas avenidas es muy alta. Su estudio se basa en el cálculo de la precipitación máxima probable (PMP) y la asignación a la misma de un periodo de retorno aproximado. Posteriormente se interpola mediante una determinada función entre el límite de extrapolación y la PMP para estimar las avenidas intermedias. A la PMP se le asigna un periodo de retorno que varía entre 10^4 y 10^7 , y que se considera función únicamente del área de la cuenca.

Las avenidas de diseño recomendadas para presas estarán generalmente, por tanto, dentro del rango de las avenidas excepcionales o extremas.

Dado que la cantidad de datos de caudales disponible es muy inferior al de datos de precipitaciones, el cálculo de las avenidas se basa en la realización de modelos precipitación-escorrentía. No obstante, es necesario el empleo de los datos sobre caudales máximos para calibrar el modelo hidrometeorológico.

El empleo de modelos precipitación-escorrentía presenta además la ventaja de que proporciona un hidrograma completo y no únicamente un caudal máximo, lo que, en general, es de gran importancia en el diseño de presas.

2.1.2.8 Suiza

En Suiza (Biedermann, R. et al., 1988) la legislación sobre ríos y embalses data del año 1877. Posteriormente, en el año 1957, se elaboró, sobre la base de dicha ley, un decreto que regula los aspectos relacionados con la seguridad de las presas, aunque únicamente trata sobre la explotación y el mantenimiento. No obstante, el mencionado decreto faculta a la Oficina Federal Suiza de Economía del Agua a controlar la realización de determinadas estructuras que son importantes para la seguridad de la presa.

Por tanto, en Suiza los criterios sobre seguridad hidrológica de las presas no están regulados mediante normas jurídicas. La práctica habitual en este país consiste en emplear como avenida de diseño la de 1.000 años de periodo de

retorno, igual para todas las presas, que se emplea para el dimensionamiento de los órganos de desagüe. Para la determinación del resguardo se emplea una avenida extrema, habitualmente la avenida máxima probable (PMF), que debe poder ser manejada por la presa sin llegar a producir vertidos sobre coronación en el caso de que la presa sea de materiales sueltos, o con pequeños vertidos que no pongan en peligro la integridad de la presa en el caso de las de hormigón.

Como metodología de cálculo para estimar el caudal punta de 1.000 años de periodo de retorno se pueden emplear dos enfoques distintos:

- Análisis estadístico de caudales: Es el que se emplea preferentemente cuando se dispone de suficientes datos de caudales. En Suiza es frecuente disponer de series homogéneas de entre 50 y 80 registros.

El análisis que se lleva a cabo habitualmente en Suiza no es el estándar dado que se considera que las series disponibles normalmente no pueden reflejar el comportamiento de la ley de frecuencia para valores altos de los periodos de retorno, debido a la existencia de los siguientes límites físicos:

- Capacidad limitada de infiltración en el suelo
- Capacidad limitada de transporte por el cauce del río
- Valor limitado de la magnitud de la precipitación.

Para tener en cuenta estos efectos se acude al siguiente análisis regional. Se representa gráficamente para la cuenca de estudio la relación caudal específico-área, correspondiente a un periodo de retorno de 100 años, en todas las estaciones de aforo de la cuenca de estudio. A partir de este gráfico se deduce la ecuación de la envolvente, que es de la forma:

$$q_{100} = \alpha \cdot E^{-\beta} \quad [4]$$

Donde q_{100} es el caudal específico correspondiente a un periodo de retorno de 100 años, α y β parámetros y E el área de la cuenca. Por tanto, el caudal máximo correspondiente a un periodo de retorno de 100 años en cualquier punto de la cuenca se podrá escribir como:

$$Q_{100} = q_{100} \cdot E = \alpha \cdot E^{1-\beta} \quad [5]$$

El caudal $Q_{1.000}$ se obtiene a partir del Q_{100} mediante la siguiente relación:

$$Q_{1.000} = \varphi_{1.000} \cdot Q_{100} \quad [6]$$

Debiendo estimarse el valor de $\varphi_{1.000}$ a partir de un análisis regional de las distribuciones de probabilidad de las estaciones de la zona.

- Modelos precipitación-escorrentía: Se emplea cuando no se dispone de suficiente información como para llevar a cabo un análisis estadístico de caudales o cuando es necesario conocer el hidrograma de avenida completo para poder diseñar la presa, es decir, cuando la presa tiene una capacidad importante de laminación.

Las precipitaciones de diseño se obtienen a partir de mapas ya elaborados que proporcionan las isomáximas de 2.33 y 100 años de periodo de retorno para duraciones de 1 hora y 24 horas. Estos mapas se han obtenido mediante un estudio regional de precipitaciones máximas. A partir de los mismos se pueden obtener las curvas IDF.

Para determinar la avenida pésima es necesario realizar varios tanteos variando la duración de la tormenta y el valor del coeficiente de escorrentía. Para simplificar estos tanteos se suelen emplear modelos precipitación-escorrentía sencillos como el método de las isocronas o un hidrograma unitario triangular.

La avenida máxima probable (PMF) se obtiene a partir de la de 1.000 años de periodo de retorno siguiendo las recomendaciones de estudios realizados en Noruega. De esta forma, se supone que el caudal punta de la PMF es igual a 1.5 veces el $Q_{1.000}$. Si fuese necesario considerar todo el hidrograma, se supone que el correspondiente a la PMF se puede obtener del de 1.000 años de periodo de retorno haciendo el caudal punta igual a 1.5 veces el $Q_{1.000}$ y aumentando la duración del hidrograma entre $T_{1.000}$ y 1.5 veces $T_{1.000}$ para tener en cuenta el aumento del volumen de la avenida (siendo $T_{1.000}$ la duración del hidrograma de 1.000 años).

2.1.2.9 República Checa

Los criterios relativos a la seguridad hidrológica de las presas habitualmente empleados en la República Checa son los contenidos en una Guía elaborada por el “Dam Safety Surveillance and Supervision” (DSSS) que es el organismo encargado de controlar la seguridad de las presas (Macháček, L., 1998; Broza, V., 1988).

La citada Guía fue publicada en el año 1997 con el objetivo de establecer metodologías y criterios para evaluar la seguridad frente a avenidas tanto de las presas nuevas como de las existentes. La Guía da las pautas para seleccionar la avenida de diseño así como para evaluar todos los factores que puedan afectar a la seguridad hidrológica de las presas.

Las recomendaciones incluidas en la Guía no son obligatorias aunque son habitualmente seguidas en la práctica profesional, y son de aplicación tanto a grandes como a pequeñas presas.

Para seleccionar la avenida de diseño la Guía sugiere la clasificación de las presas en tres categorías (riesgo extremadamente alto (A), riesgo alto (B) y riesgo bajo (C)) dependiendo del riesgo potencial generado aguas abajo. Al realizar esta clasificación se tiene en cuenta la posible pérdida de vidas humanas, pérdidas económicas, daños medioambientales y sociales,... que podría provocar la rotura de la presa (tabla 12).

En función de la clasificación de la presa y de la importancia concreta que tenga en la misma el riesgo potencial de determinado tipo de daños (fundamentalmente la pérdida de vidas humanas) se asigna una avenida de diseño. Las avenidas recomendadas se definen mediante su periodo de retorno, el cual oscila entre 50 y 10.000 años (tabla 13).

Tabla 12. Clasificación de presas por su riesgo potencial aguas abajo en la República Checa.

Tipo de daño		CATEGORÍA		
		A Riesgo Extremadamente Alto	B Riesgo Alto	C Riesgo Bajo
Pérdida de vidas humanas		Posible pérdida de 10 o más vidas	Posible pérdida de alguna vida aislada	No es probable la pérdida de vidas humanas
Pérdidas económicas	Daño directo sobre la presa	Daño irreparable sobre una presa importante	Daños altos pero reparables	Daños sobre la presa reparables
	Daños directos aguas abajo	Extremos (núcleos urbanos, industrias, vías de comunicación principales, ...)	Daños a viviendas aisladas, agricultura, vías de comunicación locales, ...	Daños sobre construcciones temporales, pequeños daños a la agricultura o a carreteras locales, ...
	Pérdidas por cese de operación de la presa	Irrecuperables	Altas pero recuperables	Insignificantes
	Pérdidas indirectas aguas abajo	Extremadamente altas e irrecuperables	Existen medidas alternativas para reducir los daños indirectos	Recuperables
Daño al medioambiente		Alto	Alto	Escaso
Consecuencias económicas y sociales		Consecuencias económicas y sociales a escala nacional	Consecuencias económicas y sociales de escala regional	No hay consecuencias sociales y las económicas son de escala local

Tabla 13. Avenidas de diseño empleadas en la República Checa.

Categoría	Criterio	Avenida de diseño
A	Posible pérdida de 10 o más vidas	T=10.000 años
	No es probable la pérdida de vidas	T=2.000 años
B	Posible pérdida de alguna vida aislada	T=1.000 años
	No es probable la pérdida de vidas	T=200 años
C	Predominan los daños sobre terceros	T=100 años
	Los daños sobre terceros son escasos	T=50-20 años *

* Los T<50 años se deben justificar.

En el año 1997 el DSSS y el Instituto Checo de Hidrometeorología iniciaron un proyecto de cuatro años de duración para establecer una metodología de cálculo de las avenidas de diseño de alto periodo de retorno. En dicho proyecto se ha contemplado el desarrollo de técnicas tanto estadísticas (análisis estadístico multi-variado) como modelos de simulación determinísticos (TOPMODEL).

Entre las recomendaciones adoptadas actualmente para el cálculo de las avenidas de diseño se encuentra el empleo de dos o más métodos de cálculo en el caso de presas tipo A (por ejemplo, análisis estadístico de caudales y modelos precipitación-escorrentía) o la combinación de lluvias y fusión de nieve para el cálculo del hidrograma de avenida cuando el volumen del mismo es el factor más importante.

2.1.2.10 China

No se dispone de información completa sobre los criterios de diseño de presas en China aunque parece que para presas grandes e importantes (por ejemplo, la de las Tres Gargantas) suelen emplear la PMF desde el año 1958 (Pan, J. and W. Teng, 1988).

La metodología mayoritariamente empleada en China para calcular las avenidas de diseño consiste en el análisis estadístico de caudales máximos y de volúmenes máximos (Cheng-Zheng, L., 1987; Wang Jiaqi, 1987; Hua Shi-Qian, 1987). No disponen de series sistemáticas excesivamente largas pero en cambio tienen gran cantidad de referencias históricas (en algunos casos se remontan a varios miles de años) que les permiten reducir enormemente la incertidumbre en la estimación de avenidas de alto periodo de retorno.

La práctica habitual consiste en el ajuste de una función de distribución Pearson III mediante el método de los momentos. Una vez realizado este ajuste el valor obtenido para el coeficiente de variación y de sesgo se corrige, admitiendo como válido únicamente el valor de la media. El coeficiente de variación se corrige a partir de un análisis visual de los datos y de la función de distribución representados en papel probabilístico. El coeficiente de sesgo se obtiene a partir del de variación por medio de una relación entre ambos parámetros obtenida a partir de un análisis regional de los caudales. Finalmente,

la ley de frecuencia resultante se mayorada mediante un coeficiente de seguridad que suele ser inferior a 1.2.

En aquellos casos en que se necesita el hidrograma de avenida completo, éste se obtiene modificando uno histórico que se considere representativo para ajustarlo a los valores de caudal y volumen calculados. Se suele tantear con varios hidrogramas.

En las cuencas medianas y pequeñas suele ser más habitual el empleo de modelos precipitación-escorrentía, pues en estas cuencas no suele disponerse de datos de caudal y en cambio si suele haberlos de lluvia. Para determinar la ley de frecuencia a partir de estos modelos se asume que la probabilidad de la lluvia es la misma que la del caudal resultante.

El primer paso en estos estudios es la realización de un análisis estadístico de los datos de lluvia muy similar al expuesto para caudales, así como la transposición de determinadas tormentas. Para fijar las distribuciones espaciales y temporales se parte de tormentas reales y se modifican para ajustarlas a los valores de precipitación calculados.

Como modelo precipitación-escorrentía se emplea el hidrograma unitario (habitualmente se usa el hidrograma unitario sintético Huai, desarrollado en China), en el caso de que sea necesario conocer todo el hidrograma, o el método racional, si basta con conocer el caudal punta. Para ayudar a ajustar el modelo se han elaborado manuales con los valores típicos de los distintos parámetros en distintas regiones del país.

En cuanto al cálculo de la PMP emplean dos tipos de métodos:

- Para cuencas medianas y pequeñas se emplea el método de maximización de tormentas locales hasta su límite físico o el de transposición de tormentas.
- Para cuencas grandes se suele emplear el método de composición de tormentas.

Dado que existe bastante incertidumbre en la determinación de la PMF, debe compararse su valor con el obtenido para la avenida de 10.000 años de periodo de retorno mediante el análisis frecuencial.

2.1.2.11 Japón

En Japón la avenida de diseño que se debe emplear para el proyecto de presas viene definida mediante un Reglamento denominado "Estándares Estructurales para Medios de Protección de Ríos" que está basado en la Ley de Aguas (Takebayashi, S. et al., 1992).

El mencionado Reglamento define un único criterio para determinar la avenida de diseño que es independiente del riesgo potencial creado por la presa. El motivo de esto es que en Japón todas las presas están situadas aguas arriba de áreas densamente pobladas, el terreno tiene gran pendiente (por lo que las avenidas se generan con gran rapidez) y las avenidas pueden ocurrir en cualquier río, por lo que todas las presas son consideradas como de alto riesgo.

Sí se consideran, no obstante, criterios distintos según cual sea la tipología de la presa, siendo mayor la avenida exigida para las presas de materiales sueltos que para las de hormigón.

La legislación japonesa define la avenida de diseño para presas de hormigón como la mayor resultante de aplicar los siguientes tres criterios:

- Avenida correspondiente a un periodo de retorno de 200 años en el lugar de la presa.
- Avenida máxima conocida en el lugar de la presa.
- Avenida máxima esperable en el lugar de la presa, basándose en las avenidas máximas ocurridas en otras cuencas con características hidrológicas y meteorológicas similares.

Para las presas de materiales sueltos, la avenida de diseño viene definida por la aplicación del mismo criterio pero aumentando el resultado en un 20%.

La metodología de cálculo habitualmente empleada en Japón es la siguiente:

- Avenida de 200 años de periodo de retorno

Pueden aplicarse métodos basados en el análisis frecuencial de caudales máximos o aplicar modelos de transformación precipitación-escorrentía basados

en datos de precipitaciones. Dado que las series de caudales máximos disponibles habitualmente en Japón son muy limitadas, es más frecuente basar el cálculo en la aplicación del segundo tipo de métodos.

En el caso de realizar un análisis frecuencial de caudales suele ser habitual aplicar modelos estocásticos para aumentar el número de datos de caudal disponibles.

Los modelos precipitación-escorrentía suelen basarse en datos de precipitaciones diarias o de precipitaciones de dos días consecutivos, dependiendo del tamaño de la cuenca en estudio.

- Caudal máximo observado

Es muy importante verificar que el caudal máximo observado está exento de errores, por lo que debe compararse con datos hidrometeorológicos, marcas de avenidas, datos registrados aguas arriba o aguas abajo, etc.

- Caudal máximo basado en registros de cuencas similares

En el caso de que las cuencas tengan condiciones hidrológicas similares se supone que pueden extrapolarse los datos hidrológicos obtenidos en las cuencas vecinas. Para facilitar esta extrapolación, en el año 1974 se elaboraron unas curvas que proporcionan la envolvente de los caudales máximos específicos en función del área de la cuenca mediante la siguiente relación:

$$q = CA^{-0.05} - 1 \quad [7]$$

Donde q es el caudal específico en $\text{m}^3/\text{s}/\text{km}^2$, A el área de la cuenca en km^2 y C un parámetro función de las características geográficas y geológicas de la cuenca. Este último parámetro se ha determinado para once regiones distintas en todo Japón y su valor varía desde 17 a 56.

Si lo que son similares son las condiciones meteorológicas, se realiza un cálculo mediante un modelo precipitación-escorrentía asumiendo precipitaciones similares a aquellas que provocaron las máximas avenidas en las cuencas vecinas.

Como caudal máximo extrapolado se toma el mayor obtenido de aplicar los dos métodos anteriores.

2.1.2.12 Francia

La legislación francesa que regula las presas y los embalses no determina la avenida de proyecto que se debe considerar, tampoco existen recomendaciones escritas de instituciones u organismos. No obstante, existe una práctica de diseño aceptada que aunque no escrita es seguida habitualmente por los proyectistas (Duband, D. et al., 1988; Duffaut, J. et al., 1973; Minor, H., 1998).

La avenida de proyecto empleada habitualmente en Francia es la de 1.000 años de periodo de retorno para las presas de hormigón y la de 10.000 años para las de materiales sueltos, por el mayor riesgo de rotura por vertido sobre coronación de este último tipo de presa. No se tiene en cuenta, por tanto, de una forma explícita en estos criterios generales la mayor o menor vulnerabilidad de la zona existente aguas abajo de la presa (por ejemplo, su densidad de población). No obstante, dicha circunstancia y otras deben ser tenidas en cuenta por el proyectista al fijar los parámetros de diseño (tales como la avenida de proyecto o el resguardo), modificando según su criterio los criterios generales aceptados.

Los proyectos de las presas de más de 20 m de altura sobre cimientos son revisados por el "Comité Técnico Permanente de Presas".

La metodología de cálculo habitualmente empleada en Francia se basa en el empleo del método GRADEX. Este método fue desarrollado en 1.967 y supone una gran mejora respecto de otros métodos de cálculo estadístico de avenidas, dado que emplea también las series de precipitaciones que generalmente son más largas y más fiables.

Es aplicable a cuencas con superficies que pueden variar de varias decenas a varios miles de kilómetros cuadrados, y para el cálculo de avenidas de entre 100 y 10.000 años de periodo de retorno.

El método está basado en tres hipótesis:

- Existe una determinada lluvia total para la cual la infiltración (y el resto de pérdidas) deja de crecer.

- La precipitación de una determinada duración genera caudales en el mismo periodo de tiempo.
- El comportamiento asintótico de la ley de frecuencia de las precipitaciones es exponencial.

Bajo dichas hipótesis las leyes de frecuencia de precipitaciones y caudales son paralelas. El límite de infiltración se calcula como diferencia entre la precipitación y la escorrentía de 10 años de periodo de retorno, para el cual existen datos bastante fiables.

Más recientemente, el CEMAGREF ha desarrollado una extensión del método GRADEX denominado método AGREGEE, cuyo objetivo es proporcionar toda la ley de frecuencia de caudales hasta periodos de retorno de 10.000 años. Este método divide la ley de frecuencia en tres intervalos:

- Dominio de observación: Incluye aquellos periodos de retorno que pueden calcularse mediante interpolación a partir de las series de caudales sistemáticos y de las referencias históricas (generalmente inferior a 100 años).
- Dominio de avenidas raras: Incluye los periodos de retorno intermedios entre el dominio de observación y el de las avenidas extremas.
- Dominio de las avenidas extremas: Incluye aquellos periodos de retorno que pueden calcularse directamente a partir de los datos de precipitación, mediante el método GRADEX, y corresponde generalmente a los superiores a 1.000 años y hasta los 10.000 años.

El método AGREGEE propone calcular las avenidas del “dominio observable” a partir del cálculo estadístico de caudales máximos empleando el método de series parciales. El “dominio de avenidas extremas” se calcula, como se ha dicho, mediante la aplicación del GRADEX. Para obtener los caudales correspondientes al “dominio de avenidas raras” se ajusta una función matemática arbitraria que da continuidad a ambas zonas.

En cuanto a la definición del hidrograma de proyecto, la metodología francesa se basa en el cálculo de uno sintético a partir de las curvas QDF (caudal-duración-frecuencia), cuyas expresiones se pueden obtener a partir de

determinados datos estadísticos de las series de caudales (Galea, G. and C. Prudhomme, 1994; Galea, G. and C. Prudhomme, 1997; Prudhomme, C. and G. Galea, 1997). Este hidrograma sintético presenta en cada intervalo el máximo volumen posible para un periodo de retorno dado y, por tanto, es una envolvente de todos los hidrogramas posibles correspondientes a ese periodo de retorno.

2.1.3 Análisis comparativo de los criterios y metodologías empleados internacionalmente

Del análisis expuesto en los apartados anteriores se observa que al menos en la mitad de los países estudiados se fija la avenida de diseño en función del riesgo potencial que crea la posible rotura de la presa. Incluso, en alguno de los países en los que no se considera de forma explícita el riesgo potencial, como en Francia, se permite que dicha circunstancia sea valorada por el proyectista de tal forma que se pueda adaptar el periodo de retorno de diseño a las características propias de la presa a diseñar. En otros países como Japón, el riesgo potencial no se considera a la hora de fijar el criterio de diseño dado que todas las presas existentes se consideran de alto riesgo.

También son numerosos los países en los que se toman avenidas diferentes para el diseño de las presas de hormigón y de las de materiales sueltos, teniendo en cuenta así de forma explícita el mayor riesgo de este último tipo de presa a sufrir una rotura por vertido sobre coronación. Incluso en alguno de los que no consideran avenidas diferentes en función del tipo de presa, sí se exige al menos tener en cuenta dicha circunstancia en el diseño, exigiendo mayores resguardos a las presa de materiales sueltos.

En cuanto a los periodos de retorno de diseño, en general se suelen exigir periodos de retorno más o menos bajos para las presa de bajo riesgo (entorno a los 100 años) y periodos de retorno entre los 1.000 y 10.000 años para las presas de mayor riesgo, dependiendo del nivel de riesgo, tamaños, tipología, etc. Incluso en varios países se exige diseñar para los casos de mayor riesgo o mayor vulnerabilidad de la presa (presas de materiales sueltos) para la PMF o alguna definición similar de la avenida máxima esperable (avenida obtenida mediante la combinación de valores máximos registrados de determinadas variables, como en Suecia, o la envolvente de las máximas avenidas conocidas en la zona, como en Japón).

Es muy significativo que en algunos países (EE.UU., 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, la cual presenta menores incertidumbres en su cálculo. No obstante, esta postura contrasta con la corriente de opinión recientemente abierta en EE.UU., que considera que el empleo de la PMF supone la utilización de caudales extremadamente altos en el diseño, cuya posibilidad de ocurrencia no se considera realista.

Queda claro, por tanto, que es generalizado el uso de avenidas de muy alto periodo de retorno, e incluso de la PMF, para el diseño de las presas de mayor riesgo. Las metodologías empleadas para estimar los caudales de dichos periodos de retorno son diversas, pero es necesario destacar que en muchos de los países estudiados se emplean las técnicas estadísticas habituales para estimar las avenidas de 100 años o inferiores, no considerándose creíble la extrapolación a periodos de retorno mayores. Las avenidas de mayor periodo de retorno se estiman en algunos casos como fracciones de la PMF (EE.UU., Suecia), como se ha comentado anteriormente, multiplicando el caudal de 100 años por un determinado factor (Finlandia, Suiza) o estudiando el comportamiento límite de la ley de frecuencia (haciéndola asintótica a la PMP en el caso de Australia, o considerando la misma tendencia que en la ley de frecuencia de precipitaciones en Francia) y conectando ambas zonas de la ley de frecuencia mediante una determinada función.

Son de uso casi generalizado los métodos de regionalización, incluso para el estudio de la ley de frecuencia para periodos de retorno menores de 100 años, predominando aquellos basados en la técnica del índice de avenida. En algunos casos (Australia, EE.UU., China) se incorporan datos históricos o paleocrecidas para estudiar la parte alta de las leyes de frecuencia.

En aquellos países en los que se emplea de forma habitual la PMF, normalmente existen estudios a nivel nacional sobre la PMP para evitar a los proyectistas realizar ese cálculo que es complejo y requiere bastante especialización. Normalmente los cálculos de la PMP se han basado en la

maximización de la cantidad de agua precipitable y la transposición de tormentas. En algunos países (Suiza) se simplifica la estimación de la PMP calculándola como un determinado factor que multiplica a la avenida de 1000 años de periodo de retorno, y en otros (Japón, Suecia) lo que se calcula es una especie de envolvente de las avenidas históricas o una avenida en la que se combinan determinados valores máximos, ocurridos en el pasado, de ciertas variables.

En cuanto a las avenidas estacionales, no es demasiado frecuente su cálculo. Prácticamente solo abordan este tema aquellos países (países escandinavos) en que existen dos mecanismos muy claramente diferenciados de generación de las avenidas. Habitualmente se distingue entre la primavera y el otoño, predominando en el primer caso la nieve como elemento generador de la avenida y la precipitación en el segundo. El cálculo estacional se realiza o bien mediante métodos estadísticos tomando una serie de datos diferente para cada tipo de fenómeno cuando existen dos poblaciones claramente diferenciadas (Noruega) o, de forma más habitual, mediante métodos hidrometeorológicos tomando distintas hipótesis respecto a la cantidad y distribución de la lluvia y la nieve.

El cálculo del hidrograma se realiza casi de forma generalizada mediante el empleo de modelos hidrometeorológicos (HMS, HBV,...), aunque casi todos los países utilizan únicamente el caudal punta cuando la laminación esperable es pequeña. Otros países basan el cálculo del hidrograma en los datos de caudal como China, que realiza un cálculo estadístico no solo del caudal punta sino también del volumen de la avenida, modificando un hidrograma histórico imponiendo el caudal punta y el volumen del periodo de retorno considerado, o Francia que lo basa en el empleo de las curvas QDF. Destaca también el caso de Italia que no calcula dicho hidrograma, al no considerar la laminación de la avenida en el diseño de los órganos de desagüe.

Por último, no hay mención en ninguno de los países estudiados al cálculo de la incertidumbre asociada a la estimación de la avenida de diseño, y menos aún a su incorporación al diseño de la presa. La única excepción podría ser EE.UU., que en los últimos años realiza el ajuste de las leyes de frecuencia mediante el empleo de paleocrecidas, realizando el estudio mediante la aplicación de técnicas de ajuste bayesianas, que permiten conocer la incertidumbre

asociada a los parámetros de la función de distribución y, por tanto, la incertidumbre asociada a los cuantiles.

2.2 ESTIMACIÓN DE LEYES DE FRECUENCIA DE CAUDALES MÁXIMOS Y SU EXTRAPOLACIÓN A ALTOS PERIODOS DE RETORNO

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, como se ha indicado en los apartados anteriores, 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 hace tiempo 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:

$$R = 1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^N \quad [8]$$

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 suele 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 aforo, 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 periodos 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 (Rao and Hamed, 2000). 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 periodos 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 periodos 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 (Kjeldsen and Jones, 2006). 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 $\beta\%$. Cada nivel de confianza está relacionado con un determinado nivel de significancia (α) que viene dado por:

$$\alpha = \frac{1 - \beta}{2} \quad [9]$$

Los extremos de los intervalos se pueden expresar mediante ecuaciones tipo factor de frecuencia:

$$U_{T,\alpha} = \bar{x} + S_x K_{T,\alpha}^U \quad [10]$$

$$L_{T,\alpha} = \bar{x} + S_x K_{T,\alpha}^L \quad [11]$$

Donde U es el extremo superior y L el inferior. Los factores vienen dados por expresiones que, por ejemplo, para la función Pearson III son:

$$K_{T,\alpha}^U = \frac{K_T + \sqrt{K_T^2 - ab}}{a} \quad [12]$$

$$K_{T,\alpha}^L = \frac{K_T - \sqrt{K_T^2 - ab}}{a} \quad [13]$$

Siendo K_t el factor de frecuencia del cuantil de periodo de retorno T y a y b:

$$a = 1 - \frac{z_\alpha^2}{2(n-1)} \quad [14]$$

$$b = K_T^2 - \frac{z_\alpha^2}{n}$$

En las que z_α es la variable normal estándar con una probabilidad de excedencia α y n el número de datos de la muestra. Se observa que el tamaño del intervalo aumenta al aumentar el periodo de retorno, es mayor a menor nivel de significancia, al ser mayor el valor de la variable z_α , y es menor al aumentar el tamaño de la muestra. Para una muestra de tamaño infinito:

$$K_{T,\alpha}^L = K_{T,\alpha}^U = K_T \quad [15]$$

Por lo que la incertidumbre es cero para cualquier periodo de retorno.

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 periodo de retorno consisten esencialmente en introducir información adicional en el ajuste de las funciones de distribución, que complementa 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 periodo 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 (El Adlouni et al., 2008; Elamir and Seheult, 2004; Laio et al., 2009).

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 periodos 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 periodos de retorno (mediante técnicas de Monte Carlo), eligiendo la función más adecuada a partir de un compromiso entre ambas propiedades. Es conveniente

disponer de éste tipo de análisis a escala nacional, tal como existe en algunos 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 (Two Component Extreme Value) (Francés, 1991).

Tradicionalmente, el ajuste de la ley de frecuencia se realiza a partir de los datos observados en una única estación de aforo. 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 periodo 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 5 y 6, 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 5. 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 6. 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 (Dawdy et al., 2012; Laio et al., 2011; Merz and Blösch, 2008; Mishra et al., 2008; Salas et al., 1990).

Existen diferentes métodos de regionalización, desarrollados en las últimas décadas. El más extendido es el método del 'índice de avenida' (Dalrymple, 1970). 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; Brath et al., 2001). 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].

En algunos casos es necesario realizar estimaciones de cuantiles de caudales máximos en puntos donde no existen puntos de medida. En esos casos hay que recurrir a la extrapolación de la información de cuencas cercanas (Ahearn, 2004; Gaume et al., 2010; Griffis and Stedinger, 2007; Grover et al., 2002; Kjeldsen and Jones, 2009; Kjeldsen and Jones, 2010; Mediero and Kjeldsen, 2014). Es habitual utilizar con ese fin las regresiones múltiples. Los métodos de regresión múltiple analizan la dependencia entre los valores del

cuantil para un periodo de retorno determinado y las características fisiográficas y meteorológicas de la cuenca, para todas las estaciones englobadas en una región homogénea. Normalmente se utiliza una función potencial para representar la relación entre los parámetros.

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).

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 homogéneos, 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 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 (Castellarin et al., 2008). 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.

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.

Adicionalmente, 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, se ha 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). Asimismo, sobre la metodología que se debe seguir para una correcta recuperación de la información histórica, con objeto de emplearla en el análisis de avenidas, puede consultarse Barnolas, M. y Llasat, M.C. [2007].

Tal como se ha expuesto en los apartados anteriores, 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 (Slade, 1936; Kanda, 1981; Takara and Loebis, 1996; Takara and Tosa, 1999). 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 asintótica 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 tomada 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.

2.2.1 Procedimientos de ajuste o estimación de los parámetros de las funciones de distribución

La caracterización de la frecuencia de aparición de caudales máximos en un determinado punto de un río se lleva a cabo mediante la selección y ajuste de una determinado modelo estadístico. Los modelos estadísticos vienen constituidos por la combinación de una función de distribución y un determinado procedimiento de ajuste que permite seleccionar los parámetros de los que depende aquella de tal forma que la función de distribución resultante represente lo mejor posible las características estadísticas del fenómeno aleatorio en estudio.

Los parámetros de la función de distribución tienen que estimarse a partir de la muestra de datos disponible. Dado que los datos de la muestra están sujetos a error o pueden no ser representativos del comportamiento estadístico general de la población, el método de ajuste que se emplee debe ser capaz de minimizar esos errores y debe ser, por tanto, tan eficiente como sea posible (Kite, 1977).

Los métodos más habituales de estimación de parámetros son el de los momentos (Mom), el de momentos ponderados probabilísticamente o L-momentos (LMom) y el de máxima verosimilitud (ML), aunque existen otros menos utilizados como, por ejemplo, el ajuste mediante mínimos cuadrados a los datos representados en papel de probabilidad mediante algunas de las formulas de gráfico (Ferrer, 1992).

El método de los momentos obtiene el valor de los parámetros planteando el sistema de ecuaciones que resulta de igualar la expresión teórica

de los momentos de la población en función de los parámetros y las estimaciones de dichos momentos obtenidos a partir de la muestra.

$$\begin{aligned} M(\alpha_j) &= \frac{\sum X_i}{N} \\ S^2(\alpha_j) &= \frac{\sum (X_i - M)^2}{N - 1} \\ C_s(\alpha_j) &= \frac{N \sum (X_i - M)^3}{(N - 1)(N - 2)S^3} \end{aligned} \quad [16]$$

Donde α_j representa los parámetros de la función de distribución; M , S^2 y C_s son, respectivamente, la media, la varianza y el coeficiente de sesgo teórico de la función de distribución, función de los parámetros; X_i representa cada uno de los datos de la muestra, y N es el número de datos de la misma.

La resolución del sistema de ecuaciones, con tantas ecuaciones como parámetros a estimar (se necesitará, por tanto, emplear momentos de mayor orden cuantos más parámetros tenga la función de distribución seleccionada), permite obtener una función de distribución que reproduce los momentos de la muestra. Este método presenta como ventaja su facilidad de aplicación, pero tiene como inconveniente que no utiliza de forma exhaustiva toda la información disponible en la muestra. No obstante, dicho inconveniente puede en ocasiones convertirse en una ventaja, al hacer que el modelo sea menos sensible a los errores contenidos en la muestra, a la falta de representatividad de la misma, o a una mala elección de la función de distribución. 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.

El método de máxima verosimilitud obtiene el valor de los parámetros de tal forma que se maximice la probabilidad de que se presente el conjunto de datos de la muestra observada. La expresión matemática de dicha probabilidad, dependiente de los parámetros, se denomina funcional de verosimilitud. La condición de máximo se establece derivándolo respecto a cada uno de los parámetros e igualándolo a cero, lo que permite establecer un sistema de ecuaciones no lineales del que puede obtenerse el valor de los parámetros.

$$L = \prod_{i=1}^N f(X_i; \alpha_j) \quad [17]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha_j} = 0$$

Siendo L el funcional de verosimilitud, $f(X_i; \alpha_j)$ la función de densidad de probabilidad particularizada a los datos de la muestra X_i y N y α_j , al igual que antes, el número de datos de la muestra y los parámetros de los que depende la función de distribución, respectivamente.

Este método se considera el más eficiente, es decir, aquel que produce una varianza menor en los parámetros estimados, pero tiene el inconveniente de ser muy sensible a los posibles errores contenidos en la muestra, a su falta de representatividad, o a una incorrecta elección de la función de distribución. Históricamente presentaba además el problema de una mayor dificultad en su aplicación, ya que requiere la aplicación de métodos numéricos, pero hoy en día esto ya no constituye un inconveniente. Este procedimiento de cálculo presenta problemas de convergencia para algunos tipos de funciones y, como se ha dicho, sus resultados tienen una gran dependencia de la muestra concreta utilizada, por lo que, en ocasiones, conduce a resultados poco robustos.

Por último, el método de los momentos ponderados probabilísticamente (Greenwood et al., 1979; Hosking, 1990) calcula unas funciones lineales de los datos, los denominados momentos ponderados probabilísticamente, e iguala dichas cantidades a las expresiones teóricas, función de los parámetros, deducidas a partir de la función de distribución. Es decir, un planteamiento similar al del método de los momentos. Este procedimiento presenta las mismas ventajas e inconvenientes que el de los momentos ordinarios, pero tiene como ventaja frente a aquel que la estimación del valor de los momentos ponderados a partir de la muestra es menos sesgada que en el caso de los momentos ordinarios.

$$M_{ijk}(\alpha_j) = E[X_i F^j (1 - F)^k] \quad [18]$$

Siendo M_{ijk} el momento ponderado de orden ijk , función de los parámetros de la función de distribución (α_j), F el valor de la función de distribución para el dato de la muestra X_i (que se estima habitualmente mediante alguna fórmula de gráfico), y $E[]$ el cálculo del valor medio en la muestra.

Los L-momentos se basan en el cálculo de combinaciones lineales de los momentos ponderados probabilísticamente. El momento ponderado de orden r (b_r) se estima a partir de los datos de la muestra de longitud N ordenados de forma ascendente ($x_1 < x_2 < \dots < x_N$) (Landeweher *et al.*, 1979):

$$b_r = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \left(\frac{i-0.35}{N} \right)^r \quad [19]$$

Los L-momentos de la muestra (λ_i) se estiman mediante las ecuaciones 20 a 23, adoptando las mismas unidades de medida que los datos de la muestra. Finalmente, los coeficientes adimensionales de los L-momentos (t_i), análogos a los de los momentos convencionales, se estiman mediante las ecuaciones 24 a 26:

$$\lambda_1 = b_0 \quad [20]$$

$$\lambda_2 = 2b_1 - b_0 \quad [21]$$

$$\lambda_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad [22]$$

$$\lambda_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \quad [23]$$

$$t_2 = \lambda_2 / \lambda_1 \quad [24]$$

$$t_3 = \lambda_3 / \lambda_2 \quad [25]$$

$$t_4 = \lambda_4 / \lambda_2 \quad [26]$$

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.

El método de los L-momentos es especialmente adecuado en el caso de distribuciones sesgadas, ya que fue creado con dicho fin (Hosking y Wallis, 1997).

2.3 LA RELACIÓN ENTRE EL CAUDAL PUNTA Y EL VOLUMEN DEL HIDROGRAMA EN EL ESTUDIO HIDROLÓGICO DE LAS PRESAS

Es conocida la importancia de considerar el volumen de los hidrogramas de avenida a la hora de abordar el diseño hidrológico de las presas. Esta circunstancia es especialmente relevante en el caso de las presas con grandes volúmenes de embalse, en las que el volumen del hidrograma puede ser tan importante o más que el caudal punta. La laminación que puede producirse en el hidrograma de avenida como consecuencia de su propagación en el embalse puede originar importantes diferencias entre los caudales punta de entrada y salida del mismo y, por tanto, diseños menos exigentes y más baratos.

Como consecuencia, el cálculo de los órganos de desagüe de las presas (al contrario que en otro tipo de infraestructura que se calcula únicamente en base al caudal de un periodo de retorno) se suele llevar a cabo mediante un hidrograma de diseño que permite tener en cuenta, junto al caudal punta del hidrograma, el volumen total que entra en el embalse durante la avenida y su distribución temporal. No obstante, hay casos en los que se aborda el cálculo en base únicamente al caudal punta, bien por considerar despreciable la laminación en el embalse, bien por adoptar una hipótesis de cálculo más conservadora (Visentini, 1992; Castorani and Moramarco, 1995).

La forma más habitual de obtener los hidrogramas de diseño, tanto en la práctica profesional española como en la de la mayoría de los países, es mediante modelos hidrológicos que permiten calcular la respuesta de la cuenca ante una determinada lluvia sintética (HMS, HBV, etc.), asignando al hidrograma obtenido el mismo período de retorno que el correspondiente a la precipitación empleada en los cálculos (obtenida mediante el análisis estadístico de los datos

de precipitación). No obstante, 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.

Los parámetros de cálculo de los modelos deben calibrarse de tal manera que los resultados proporcionados por los mismos sean representativos de la realidad. No obstante, algunos de los procedimientos seguidos habitualmente para seleccionar el valor de los parámetros no garantizan la representatividad de los resultados proporcionados por el modelo ante una lluvia de cálculo sintética y que, en general, está pensada para maximizar el caudal punta resultante de la simulación. 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 las variables hidrológicas registradas en las estaciones de aforos. Pero, incluso cuando esto se lleva a cabo, el análisis suele centrarse en los caudales punta, siendo muy poco frecuente considerar el volumen del hidrograma a la hora de calibrar, asumiendo que el volumen del hidrograma proporcionado por el modelo es adecuado.

En la figura 7 se muestra una comparación, para una determinada presa, entre los volúmenes de los hidrogramas para distintos periodos de retorno, obtenidos mediante un modelo hidrometeorológico calibrado ajustando los caudales punta, frente a los cuantiles de volumen de hidrograma, obtenidos del análisis estadístico de los propios datos registrados en el embalse. Se observa una gran discrepancia entre los resultados proporcionados por el modelo y la realidad, evidenciando las carencias de los modelos hidrometeorológicos para obtener hidrogramas realistas si no se incorpora información sobre los volúmenes de avenida en su calibración, pudiendo incluso proporcionar resultados que dejen claramente del lado de la inseguridad.

Figura 7. Contraste de cuantiles de volumen simulados y observados en el embalse de La Barca.

A esta misma conclusión se llegó en el estudio realizado por Témez [2002] en el que comparó diversos hidrogramas obtenidos como resultado de la aplicación de modelos hidrometeorológicos, con las hipótesis de cálculo habituales, y los hidrogramas de avenidas reales registrados en diversas estaciones de aforos. Como resultado de ese análisis se observó que en muchas ocasiones la duración de los hidrogramas reales era mucho mayor que la proporcionada por el modelo siendo, por tanto, también mayores los volúmenes de las avenidas. Como recomendación, Témez propuso modificar los hidrogramas obtenidos con los modelos de tal manera que tuvieran un tiempo de base de, al menos, tres veces el tiempo de concentración de la cuenca vertiente al punto de cálculo.

Una manera de mejorar la representatividad de los hidrogramas consiste en utilizar información sobre volúmenes de avenida a la hora de calibrar el modelo, de tal manera que los resultados reproduzcan adecuadamente tanto la ley de frecuencia de caudales punta como de volúmenes de avenida (totales o en intervalos de diferente duración) obtenidas a partir de los datos registrados en las estaciones de medida. De esta manera, el hidrograma resultante para cada periodo de retorno tendrá un caudal punta y un volumen máximo en diferentes intervalos iguales a sus respectivos cuantiles. Se deben cumplir esas condiciones en la calibración del modelo para que el diseño con los hidrogramas resultantes garantice adecuadamente la seguridad (Beard, 1990; MARM, 2011).

En esta misma línea estarían los procedimientos utilizados para obtener los hidrogramas de diseño en algunos países como China (Cheng-Zheng, 1987;

Hua Shi-Qian, 1987), en donde para el estudio de ríos con grandes cuencas vertientes es habitual llevar a cabo el análisis estadístico de caudales y volúmenes máximos obteniendo posteriormente el hidrograma modificando uno histórico que se considere representativo para ajustarlo a los valores de caudal y volumen previamente calculados, o en Francia (Galea and Prudhomme, 1994; Galea and Prudhomme, 1997), en donde es habitual el cálculo de hidrogramas de diseño sintéticos contruidos de tal manera que presenten en cada intervalo el máximo volumen posible para un periodo de retorno dado mediante el uso de curvas QDF (caudal-duración-frecuencia) cuyas expresiones se pueden obtener a partir de determinados datos estadísticos de las series de caudales, aunque en estos casos no se recurre al empleo de modelos hidrometeorológicos. Un planteamiento similar al de Francia se utiliza también habitualmente en Méjico (Domínguez *et al.*, 1981; Domínguez *et al.*, 2000), aunque en este caso no se emplea información sobre volúmenes en intervalos inferiores al día.

En estos casos, al imponer que varias de las características del hidrograma (habitualmente el caudal punta y el volumen) sean iguales al cuantil del periodo de retorno que se considere, el periodo de retorno real del hidrograma resultante será mayor que el considerado, aunque esta circunstancia dejará del lado de la seguridad. Este planteamiento puede ser adecuado para obtener hidrogramas de cálculo conservadores y más o menos representativos de la realidad, válidos en situaciones en que las que es necesario tener en cuenta el hidrograma de la avenida pero en las que el volumen del hidrograma no juega un papel crítico. No obstante, puede ser excesivamente conservador en el caso de presas con grandes volúmenes de embalse, donde son esperables laminaciones importantes, conduciendo a dimensionamientos más exigentes y costosos de los órganos de desagüe, ya que estos procedimientos no tienen en cuenta la dependencia estadística existente entre las variables caudal punta y volumen del hidrograma.

En la figura 8 se muestra un ejemplo de caudales punta y volúmenes de avenida registrados en una estación de aforos de la cuenca del río Ebro. Se puede observar que, aunque lógicamente las combinaciones habituales de valores de caudal punta y volumen se mantienen dentro de unos determinados rangos, para un determinado valor de caudal pueden darse valores de volumen considerablemente diferentes, y viceversa. Esta variabilidad, y su representación

estadística, no está recogida en los procedimientos de cálculo expuestos anteriormente.

Figura 8. Parejas de valores caudal punta y volumen de avenida, a escala logarítmica, en la estación de aforos 9062 de la cuenca del río Ebro.

La caracterización de la dependencia estadística existente entre los caudales punta y los volúmenes de los hidrogramas de avenida es una cuestión que se lleva estudiando desde hace varias décadas en la hidrología, y que aún hoy en día no está completamente resuelta, constituyendo un campo activo de investigación. De esta manera, los hidrogramas de avenida se describen a través de una función de distribución conjunta bivariada del caudal punta y el volumen (Belzunce et al., 2007; Volpi and Fiori, 2014).

Los primeros intentos para obtener estas funciones de distribución se llevaron a cabo empleando funciones normales bivariadas por su mayor facilidad de manejo (Krstanovic and Singh, 1987; Sackl and Bergmann, 1987; Goel *et al.*, 1998). En estos casos fue necesario aplicar previamente transformaciones normalizantes a los datos ya que estas variables presentan habitualmente elevados valores del coeficiente de sesgo, lo que las hace poco adecuadas para su caracterización estadística mediante funciones normales.

Posteriormente, algunos autores emplearon funciones bivariadas más adecuadas para representar el comportamiento estadístico de las variables extremas. Entre estos trabajos se podría citar el realizado en el río Ashuapmushuan en Canadá (Yue *et al.*, 1999) en el que se estudió la distribución conjunta de los caudales punta y los volúmenes de los hidrogramas, analizando la posibilidad de aplicar una función de distribución bivariada con distribuciones marginales tipo Gumbel para ambas variables, o el realizado en Sudáfrica con las mismas variables (Pegram and Deacon, 1992) y en el que se obtuvo el mejor ajuste de la función de distribución conjunta empleando una función log-normal bivariada. No obstante, en todos estos casos se asumió como hipótesis que ambas variables, caudal y volumen, siguen un mismo tipo de función de distribución marginal, dada la dificultad que comporta el ajuste y manejo de las funciones de distribución bivariadas.

Otro trabajo en el que se empleó un mayor número de variables es el realizado en Italia en dieciséis ríos de la Toscana (Bertoli y Moisello, 1993), en el que se emplearon cuatro variables para definir el hidrograma: caudal punta, volumen, caudal base y tiempo de punta. Posteriormente se han realizado distintos trabajos sobre el análisis multivariado de los hidrogramas de crecida (Castellarin *et al.*, 2007; Chebana and Ouarda, 2009; Chebana and Ouarda, 2011; Gräler *et al.*, 2013).

Más recientemente, con objeto de poder representar más adecuadamente el comportamiento estadístico conjunto de las distintas variables hidrológicas que describen el hidrograma y, en concreto, de poder utilizar tipos de funciones de distribución marginales diferentes para las distintas variables, se ha comenzado a aplicar la técnica de las cópulas. Salvadori y De Michele [2004] proporcionaron un marco teórico general para la aplicación de las cópulas al estudio de los periodos de retorno de eventos hidrológicos. Favre *et al.* [2004] consideraron distintos tipos de familias de cópulas: Farlie-Gumbel-Morgenestern, Frank y Clayton, encontrando que no había diferencias significativas en los resultados obtenidos con cada una de ellas. De Michele *et al.* [2005] aplicaron una cópula Arquimediana tipo Gumbel. Shiau *et al.* [2006] analizaron la frecuencia bivariada del caudal punta y el volumen mediante cópulas. Grimaldi y Serenaldi [2006] utilizaron cópulas Arquimedianas asimétricas que son más flexibles que las simétricas. Zhang y Singh [2006] utilizaron cópulas para determinar las distribuciones bivariadas de caudal punta y volumen y del volumen y duración de

la avenida. Concluyeron que los resultados obtenidos mediante cópulas presentaban un mejor ajuste a los datos que las distribuciones obtenidas por otros procedimientos. Con un mayor número de variables, Zhang y Singh [2007] emplearon la cópula Gumbel-Hougaard para simular la distribución estadística trivariada del caudal punta, el volumen y la duración del hidrograma.

La técnica de las cópulas parece representar una firme opción para el estudio estadístico conjunto de las variables hidrológicas multivariadas (Klein et al., 2010; Chowdhary et al., 2011), aunque su manejo conlleva una considerable complejidad.

La aplicación práctica de los resultados obtenidos con este tipo de procedimientos, una vez conocida la combinación de variables que definen el hidrograma, requiere emplear una determinada función de forma (hidrograma tipo) que se modificará para ajustar su caudal punta y volumen a los obtenidos del análisis estadístico. Como funciones de forma se pueden utilizar hidrogramas históricos registrados en estaciones de aforos, hidrogramas procedentes de la aplicación de modelos hidrometeorológicos a la cuenca en estudio, o hidrogramas sintéticos. Por ejemplo, en Sudáfrica, Pegram y Deacon [1992] emplearon la función gamma como función de forma para construir el hidrograma.

Por último, hay que señalar que en todos los procedimientos de cálculo expuestos se determina un único hidrograma correspondiente a un determinado periodo de retorno (hidrograma de diseño), bien el correspondiente a la precipitación de ese mismo periodo de retorno en el caso de utilizar modelos hidrometeorológicos, bien el obtenido como reescalado de un hidrograma tipo para hacerlo coincidir con los cuantiles de caudal y volumen correspondientes al periodo de retorno considerado. En el caso de los hidrogramas contruidos a partir de la caracterización estadística conjunta del caudal punta y el volumen, se suele determinar el periodo de retorno correspondiente a una determinada pareja de valores como la inversa de la probabilidad de que se supere una de las dos variables $\{q > Q \text{ o } v > V\}$ (Shiau *et al.*, 2006). Que se puede escribir como:

$$T = \frac{1}{1 - F(Q, V)} \quad [27]$$

Siendo $F(Q, V)$ el valor de la función de distribución conjunta del caudal y el volumen, que representa la probabilidad de que llegue a la presa un

hidrograma de avenida con valores de caudal y volumen inferiores a Q y V , respectivamente. Asimismo, en otros casos, se relaciona el periodo de retorno con la probabilidad de que se excedan ambas variables a la vez $\{q>Q \text{ y } v>V\}$ (Shiau *et al.*, 2006):

$$T = \frac{1}{P_{exced}(Q,V)} \quad [28]$$

Siendo $P_{exced}(Q,V)$ la probabilidad de que llegue a la presa un hidrograma de avenida con valores de caudal y volumen superiores a Q y V , respectivamente. La utilización de un único hidrograma de diseño presenta ciertas limitaciones, no siendo suficiente para representar adecuadamente la relación de dependencia estadística entre el caudal y el volumen, y su influencia sobre el nivel de riesgo en la presa.

Asimismo, este enfoque asocia el periodo de retorno de diseño al hidrograma de entrada al embalse en lugar de a la probabilidad de fallo de la estructura, que es sobre lo que realmente debe aplicarse. Como se pondrá de manifiesto a lo largo de esta Tesis, no existe una relación directa entre la probabilidad del hidrograma de entrada y la de fallo de la estructura, y el diseño de la presa con un hidrograma de un determinado periodo de retorno (determinado según los criterios expuestos anteriormente) no garantiza que el posible fallo de la estructura por la llegada de una avenida corresponda a ese mismo periodo de retorno.

2.4 CÁLCULO DE LAS AVENIDAS ESTACIONALES

Uno de los aspectos singulares que diferencia la hidrología de crecidas aplicada a las presas de la de otro tipo de infraestructuras es la necesidad de determinar la probabilidad intraanual de ocurrencia de la avenida, es decir, cómo varía la probabilidad de que llegue una determinada avenida según la época del año. En definitiva, la estimación de las avenidas estacionales. En el caso de las presas, y al contrario que en otro tipo de infraestructura hidráulica, puede ser muy importante conocer la probabilidad de que las avenidas se produzcan en determinadas épocas del año. Durante la explotación de las presas existe un conflicto entre la gestión óptima de los recursos hídricos, que exige aprovechar al máximo los mismos, es decir, regular al máximo los caudales de tal forma que se puedan satisfacer la mayor cantidad posible de demandas (lo que lleva a

embalsar la mayor cantidad de agua posible), y el mantenimiento de determinados resguardos (volumen de embalse no utilizado y disponible para laminar avenidas) que garanticen la seguridad de la propia presa así como la defensa frente a las avenidas de las poblaciones situadas aguas abajo. Este aspecto es especialmente importante en un país como España en el que existen numerosas zonas donde se combina la escasez de agua y, por tanto, la consiguiente necesidad de aprovecharla al máximo, con la frecuente aparición de grandes y repentinas avenidas, que permiten muy poco tiempo de reacción.

La determinación de las avenidas estacionales, que es importante para establecer las Normas de Explotación de la presa, puede serlo también para el análisis de su seguridad hidrológica. No obstante, es habitual cuando se analiza la seguridad hidrológica de las presas el trabajar únicamente con una avenida de diseño anual, considerando el embalse completamente lleno. Sin embargo, aunque en el proyecto de presas nuevas pueda ser adecuado no considerar la seguridad adicional derivada de los posibles resguardos, en el caso de la revisión de la seguridad hidrológica de presas ya existentes puede ser razonable considerar la variación del nivel del embalse en la distintas épocas de año como resultado de la explotación de la presa, lo que conlleva la necesidad de estimar las avenidas estacionales. Sin embargo, la metodología de cálculo de estas avenidas es compleja y no está del todo clara hoy en día. Asimismo, el estudio de las avenidas estacionales es un tema muy poco tratado en la literatura hidrológica.

Dentro de la práctica profesional se suelen aplicar distintos procedimientos para el cálculo de las avenidas estacionales. En algunos casos se utilizan métodos de cálculo basados en la aplicación de modelos hidrometeorológicos en los que se modifican las condiciones de cálculo para adaptarlas a las circunstancias propias de cada época del año. Por ejemplo, en los países escandinavos, en los que las lluvias no son muy intensas y hay grandes aportaciones por fusión de nieve, se suele considerar por separado las avenidas de primavera y de otoño, mediante modelos hidrometeorológicos que permiten tener en cuenta distintas combinaciones de lluvia, nieve, etc. (Bergström and Ohlsson, 1988; Minor, 1998; Saelthun, N.R., 1992; Loukola, E. y T. Maijala. 1998; Reiter, P.H., 1988).

En el caso concreto de Noruega es más habitual realizar el cálculo en base a procedimientos estadísticos a partir de los datos de aforos, existiendo recomendaciones que inciden en considerar por separado las avenidas de primavera (originadas principalmente por la fusión de la nieve y en menor medida por lluvias) y las avenidas de otoño (generadas fundamentalmente por lluvias) en aquellos casos en los que se perciba la existencia de dos poblaciones estadísticas claramente diferenciadas (Saelthun, 1988; Saelthun, 1992; Ljogodt, 1998; Pettersson, 1998). En los casos comentados, las avenidas de primavera y otoño están generadas por fenómenos físicos totalmente distintos y fuertemente ligados a una determinada estación por lo que, como se comentará más adelante, es apropiado abordar su estudio estadístico por separado.

En otros casos, las leyes de frecuencia de caudales máximos correspondientes a cada estación se estiman ajustando los parámetros de un determinado procedimiento de cálculo con las avenidas registradas en cada época. Este sería el caso de Francia (Duband et al., 1988; Duffaut et al., 1973; Minor, 1998), en donde se calcula en base al método Gradex asumiendo distintos valores del parámetro " a " de dicho método para cada estación.

En España es muy habitual calcular los cuantiles de caudal máximo para cada mes a partir de una serie de datos de caudales máximos mensuales. Sin embargo, este procedimiento puede presentar algunos problemas. Por una parte, puede conducir a leyes de frecuencia diferentes en meses del año con igual comportamiento hidrológico correspondientes a una misma estación climática, cuando realmente la probabilidad de llegada de avenidas debería ser la misma en todos ellos, así como a desprestigiar la utilización de datos sobre avenidas ocurridas en otros meses con un comportamiento similar o idéntico que permitirían una estimación de los cuantiles más fiable y consistente. Esto es debido a que, al seleccionar los datos de caudal por meses dentro de una misma estación climática, éstos se pueden estar agrupando de una manera artificial, cuando realmente corresponderían todos a una misma población estadística. Esta circunstancia podría conducir a trabajar con series de datos sesgadas, de tal manera que las diferencias que pudieran existir entre las de un mes y otro se deban al azar y no a las diferentes características estadísticas del fenómeno hidrológico subyacente. Es, por tanto, preferible realizar el cálculo por estaciones con comportamiento climático e hidrológico homogéneo, en lugar de realizarlo de forma mensual. Para ello es necesario identificar, de forma previa, el número y

duración de las estaciones climáticas en las que es más conveniente llevar a cabo el estudio.

Por otra parte, existen casos en los que la diferente probabilidad entre unas épocas del año y otras no es debida a que las avenidas estén generadas por fenómenos físicos diferentes, sino a la mayor frecuencia de aparición de las avenidas en una determinada época. Es decir, el fenómeno físico que genera las avenidas no cambia de una estación a otra, pero se presenta con una mayor frecuencia en determinados momentos del año. Desde un punto de vista estadístico existe una única población estadística de caudales máximos, variando únicamente la frecuencia de llegada de los eventos entre las distintas estaciones. En estos casos el cálculo de las leyes de frecuencia estacionales de manera independiente entre sí puede no ser lo más adecuado, incluso aunque el cálculo se realice por estaciones climáticas con comportamiento homogéneo y no de forma mensual. En este caso, es necesario emplear metodologías de cálculo que tengan en cuenta la diferente frecuencia de presentación de las avenidas dentro del año y que, tomando en consideración que existe una única población estadística de caudales, aproveche la información sobre caudales de avenida registrada a lo largo de todo el año para reducir la incertidumbre en la estimación de los cuantiles.

La metodología de cálculo más apropiada para estudiar las avenidas estacionales en las circunstancias expuestas en el párrafo anterior es la técnica estadística de las series parciales o de los máximos sobre un umbral, denominada habitualmente en la literatura como POT (Peaks Over Threshold). Esta metodología se estableció inicialmente para mejorar el cálculo de los caudales de muy bajo periodo de retorno, en cuyo cálculo podía tener importancia la diferente probabilidad de ocurrencia de la avenida dentro del año, pero sus fundamentos la hacen idónea para el cálculo de las avenidas estacionales.

Tradicionalmente el análisis estadístico de los caudales de avenida se ha realizado mediante modelos de máximos anuales basados en seleccionar un único caudal de avenida dentro de cada año hidrológico correspondiente al máximo caudal producido durante ese año. Se dispondrá, por lo tanto, de una serie de datos cuya longitud será igual al número de años que se lleve aforando el río. Una alternativa a este modelo tradicional son los modelos de máximos sobre un umbral. Este tipo de modelo realiza una selección más flexible de los

caudales de avenida, consistente en fijar un determinado caudal mínimo (denominado nivel base o umbral) y seleccionar todos los caudales correspondientes a puntas de hidrogramas que superen ese umbral. En consecuencia, no se selecciona un número fijo de eventos sino que dicho número depende de la cantidad de crecidas que se hayan producido cada año, pudiéndose seleccionar varios caudales dentro de un año y ninguno en otro.

Este procedimiento de cálculo requiere el manejo de dos funciones de distribución para construir el modelo estadístico, una que caracteriza la probabilidad de que los caudales punta de los hidrogramas de avenida que superan el umbral alcancen una magnitud determinada (funciones exponencial, Pareto generalizada, etc.), y otra que describe la probabilidad de que a lo largo de un año se produzca un determinado número de eventos cuyo caudal punta supere el umbral (normalmente una función de Poisson). En el próximo apartado se describe con mayor detalle esta técnica.

Diversos autores (Borgman, 1963; Todorovic and Zelenhasic, 1970; Todorovic and Rousselle, 1971; North, 1980; Nachtnebel and Konecny, 1987; Rasmussen and Rosbjerg, 1991; Cunnane, 1987; Cunnane, 1989) recomiendan realizar el cálculo de los caudales de avenida estacionales en base al método de máximos sobre un umbral, tomando un proceso de Poisson no homogéneo con valores diferentes del parámetro del que depende dicho proceso para cada periodo estacional en la que se haya dividido el año, en aquellos casos en que la generación de las avenidas en las distintas estaciones se deba a un mismo tipo de evento que no puede tratarse de manera independiente para cada estación. Fang *et al.* [2007] aplicaron el método de máximos sobre un umbral para la definición de las normas de operación de dos embalses, recomendando la utilización de un modelo mixto basado en la función de Poisson para la llegada de eventos y una combinación de las funciones exponencial y Pareto generalizada para la descripción de la magnitud del caudal. Baca and Mitkova [2007] obtuvieron las avenidas estacionales en una pequeña cuenca agrícola mediante la aplicación del método de máximos sobre un umbral no homogéneo separando el año en dos periodos, invierno y verano. Petrow and Merz [2009] describieron las avenidas estacionales en Alemania en el marco de la identificación de tendencias en la ocurrencia de crecidas en los últimos 50 años.

Ouarda *et al.* [1993] señalan que los periodos estacionales a considerar en el estudio se deben determinar a partir del análisis de los datos hidrológicos y no en base a las estaciones climáticas convencionales (invierno, primavera, verano y otoño). Cuando hay un marcado comportamiento estacional tiene claras ventajas el considerar distintas estaciones en el estudio. Sin embargo, si el comportamiento estacional es menos marcado y homogéneo la consideración de distintas estaciones en el estudio es menos interesante (Waylen and Woo, 1982; Cruise and Arora, 1990; Rasmussen and Rosbjerg, 1991; Cunderlik *et al.*, 2004; Ouarda *et al.*, 2006). De esta forma, las ventajas de llevar a cabo un estudio estacional podrían perderse si la división en periodos estacionales que se adopte es en cierta medida artificial.

Por otra parte, hay que tener en cuenta que las leyes de frecuencia estacionales y la anual deben ser consistentes entre sí, de tal manera que la distribución anual sea el resultado de combinar las estacionales. En este sentido, la obtención de las leyes de frecuencia estacionales de manera independiente puede conducir a resultados que no sean capaces de reproducir la ley de frecuencia anual al combinarse entre sí. Este problema, sin embargo, queda resuelto al calcular las leyes de frecuencia estacionales mediante la técnica de las series parciales, por lo que sus resultados son más consistentes.

En consecuencia, según lo expuesto anteriormente, teóricamente se podrían dar tres situaciones diferentes en lo que se refiere a la distribución intraanual de la probabilidad de ocurrencia de los caudales de avenida:

- No hay diferencias en la probabilidad de ocurrencia de los caudales entre unas épocas del año y otras. Esta situación, que probablemente no se dé dentro del ámbito español, no requeriría el cálculo de avenidas estacionales, siendo suficiente con disponer de la ley de frecuencia anual.
- Se pueden distinguir dos o más estaciones en el año con distinta probabilidad de ocurrencia de los caudales debida a la existencia de fenómenos físicos de generación de las avenidas claramente diferentes en una época y en otra (sería el caso, por ejemplo, de las avenidas provocadas por lluvias en otoño y por deshielo en primavera). En este caso, se puede estudiar cada tipo de avenida y, por lo tanto, cada estación climática de forma independiente desde un punto de vista estadístico. Si, como consecuencia de los diferentes mecanismos generadores de las

avenidas, la diferencia de probabilidad entre unas estaciones y otras es muy marcada, puede ser necesario en algunos casos recurrir a funciones de distribución mixtas para poder representar adecuadamente el comportamiento de los caudales anuales. Sería el caso, por ejemplo, de algunas de las cuencas mediterráneas en las que puede ser necesario recurrir a una función de distribución mixta tipo TCEV.

- Se pueden distinguir dos o más estaciones en el año con distinta probabilidad de ocurrencia de los caudales debida, no a la existencia de fenómenos físicos generadores diferentes, sino a la mayor frecuencia de aparición de las avenidas en una determinada época que en otra. En este caso, no es adecuado estudiar cada periodo estacional de manera independiente. El estudio podría llevarse a cabo mediante la aplicación de los modelos de series parciales no homogéneos comentados anteriormente.

Por último, la aplicación de las leyes de frecuencia estacionales requiere interpretar correctamente el concepto de periodo de retorno. Cuando se diseñan los órganos de desagüe de una presa para un determinado periodo de retorno (T), lo que se está indicando es que la probabilidad de que se supere el nivel máximo admisible en el embalse a lo largo de un año es $\frac{1}{T}$. En el caso de que se realice el diseño en base únicamente al caudal punta, se utilizaría como caudal de diseño aquel cuya probabilidad de excedencia anual es $\frac{1}{T}$. Es decir, el periodo de retorno es un concepto anual y, por tanto, no puede aplicarse directamente a las leyes de frecuencia estacionales, ya que éstas recogen sólo la probabilidad de que se supere el caudal de diseño en una parte del año y no en su totalidad. En consecuencia, es necesario transformar este concepto en su equivalente estacional para tener en cuenta que las leyes de frecuencia estacionales se refieren a periodos temporales inferiores al año.

2.4.1 El modelo estadístico de series parciales o máximos sobre un umbral

El análisis estadístico de los caudales máximos puede llevarse a cabo básicamente mediante dos técnicas. Aplicando modelos estadísticos de máximos

anuales, basados en seleccionar un único caudal de avenida dentro de cada año hidrológico (el máximo caudal producido durante ese año), o mediante modelos de series de duración parcial, también llamados modelos de máximos sobre un umbral. Este último tipo de modelo selecciona dentro de cada año hidrológico todos los caudales correspondientes a puntas de hidrogramas que superan un determinado umbral.

El análisis estadístico mediante series parciales presenta indudables ventajas respecto al modelo tradicional de máximos anuales. Por una parte, se aprovecha mejor la información disponible empleándose en el análisis todos los eventos de crecida ocurridos, aunque haya varios dentro de un mismo año. Por otra parte, no obliga a emplear datos de caudal correspondientes a años muy secos en los cuales puede que no se haya producido ningún evento de crecida. Esta circunstancia es especialmente importante cuando se estudian ríos de zonas áridas o semiáridas. Tiene, sin embargo, como inconvenientes su mayor complejidad analítica, la necesidad de disponer del registro completo de caudales instantáneos a lo largo del año y no sólo del máximo anual y, el más importante, la dificultad para garantizar la independencia de los datos seleccionados. Esta cuestión de la independencia estadística de los datos es crucial pues se encuentra entre las hipótesis básicas del modelo. En los modelos de series parciales, al seleccionar más de un caudal dentro de un año, podría darse la circunstancia de que se seleccionen caudales muy próximos en el tiempo, por lo que pueden existir dudas sobre su independencia. Es necesario, por tanto, aplicar algún tipo de criterio para realizar la selección de forma que se garantice lo máximo posible la independencia de los datos.

Criterios de selección de los datos

A lo largo del tiempo se han ido desarrollando distintos criterios, cada vez más sofisticados, con ese objetivo (Lang *et al.*, 1999). Estos criterios pueden clasificarse en dos tipos:

- Criterios de independencia. Se seleccionan inicialmente todos los caudales punta que superan el umbral y posteriormente se determina si dos caudales próximos en el tiempo son independientes o no en función de las características físicas de sus hidrogramas, desechando el menor de los dos caudales si resultan ser dependientes. En este grupo figura el criterio del

Water Resources Council de los EE.UU. (USWRC, 1981) y el criterio de Cunnane [1979]. Actualmente están en desuso.

- Criterios de selección de umbral. Se centran en determinar el valor del umbral que garantiza que los caudales punta que lo superan son independientes entre sí. Proponen la selección del umbral en base a criterios estadísticos, consistentes en una serie de comprobaciones o tests que verifican si los datos cumplen las hipótesis del modelo empleado. Algunos de los criterios propuestos son:
 - Tests sobre el número medio de eventos por año: Este test propone obtener la gráfica que relaciona el valor del umbral con el número medio de eventos por año. Esta gráfica parte de un valor de uno, para umbrales por debajo del caudal mínimo de la serie, asciende hasta un máximo, y luego desciende hasta un valor de cero para umbrales por encima del caudal máximo de la serie. Se propone tomar un valor del umbral a la derecha del máximo y alejado del mismo. En base a este tipo de estudios, algunos autores (Taesombut and Yevjevich, 1978; Konecny and Nachtnebel, 1985) fijan un número medio de eventos por año para una determinada región geográfica. Lang *et al.* [1999] recomiendan seleccionar un umbral que proporcione un número medio de eventos por año de 2 o 3, o ligeramente superior. En otros casos, se propone identificar el caudal umbral con el de un determinado periodo de retorno (Dalrymple, 1970; Waylen and Woo, 1983; Irvine and Waylen, 1986).
 - Test de la excedencia media sobre el umbral (Davison and Smith, 1990; Naden and Bayliss, 1993): recomienda tomar el umbral en la zona donde la relación entre el umbral y la excedencia media sobre el umbral es lineal. Este criterio es equivalente a imponer que sea máxima la estabilidad de los parámetros del modelo.
 - Test del índice de dispersión (Ashkar and Rousselle, 1987): propone un test para verificar si la llegada de eventos para el umbral seleccionado sigue un proceso de Poisson.

- Test del factor de frecuencia (Rosbjerg and Madsen, 1992): emplea el concepto de factor de frecuencia para determinar el umbral a partir de la serie de caudales medios diarios.

Descripción del modelo estadístico

Para poder describir la probabilidad de ocurrencia de los máximos sobre un umbral es necesario considerar dos procesos diferenciados:

- la ocurrencia de eventos con caudal punta superior al umbral, es decir, el proceso de llegada de eventos
- la descripción de la magnitud de los eventos que han superado el umbral.

La primera parte del modelo suele identificarse con un proceso de Poisson (aunque en ocasiones se emplea una función binomial o una binomial negativa) que describe el número de ocurrencias de un determinado tipo de suceso en un determinado periodo de tiempo, en este caso el periodo de tiempo se suele tomar igual a un año.

$$P(r) = \frac{\lambda^r}{r!} e^{-\lambda} \quad [29]$$

Donde r es el valor de la variable aleatoria y λ un parámetro cuyo valor coincide con el valor medio de ocurrencias en el periodo temporal considerado, es decir, la media de la variable r .

La segunda parte del modelo consiste en una determinada función de distribución que describe la probabilidad de que el caudal de un evento tenga una determinada magnitud, sabiendo que ya ha superado el umbral. Para esta segunda parte del modelo se suelen utilizar las funciones de distribución exponencial [30] o de Pareto generalizada [31]:

$$F(x) = 1 - e^{-\frac{x-x_0}{\alpha}} \quad [30]$$

$$F(x) = 1 - \left[1 - k \left(\frac{x-x_0}{\alpha} \right) \right]^{1/k} \quad [31]$$

Que dependen de los parámetros x_0 y α , y x_0 , α y k , respectivamente.

Lógicamente, existe una relación directa entre las funciones de distribución empleadas en el modelo de series parciales y la función de

distribución que describe las probabilidades de los caudales máximos anuales. Una vez ajustado el modelo de series parciales se puede obtener el de máximos anuales y sus correspondientes cuantiles.

En el caso de asumir un proceso de Poisson y emplear una función exponencial para describir la magnitud de los caudales, la distribución anual es una función Gumbel.

$$F(x) = e^{-e^{\frac{x-\xi}{\alpha}}} \quad [32]$$

Siendo el parámetro ξ :

$$\xi = x_0 + \alpha \ln(\lambda) \quad [33]$$

Si la función que se emplea para describir la magnitud de los caudales es una función de Pareto generalizada, la distribución anual es una función de valores extremos generalizada (GEV):

$$F(x) = e^{-\left(1 - k \frac{x-\xi}{\beta}\right)^{1/k}} \quad [34]$$

Donde ξ y β son:

$$\xi = x_0 + \frac{\alpha(1 - \lambda^{-k})}{k} \quad [35]$$

$$\beta = \alpha \lambda^{-k} \quad [36]$$

Aplicación a las avenidas estacionales

En aquellos casos en los que hay diferencias marcadas en la distribución de la probabilidad de los caudales de avenida entre unas estaciones y otras, puede ser apropiado utilizar los modelos de series parciales en base a un proceso de Poisson no homogéneo. Esta circunstancia se puede determinar aplicando el test propuesto por Ouarda *et al.* [1993], consistente en representar la variación del número medio de excedencias del umbral a lo largo del año. Cada periodo estacional corresponderá a una parte homogénea del gráfico para la cual la pendiente sea aproximadamente constante.

La función de distribución estacional será la combinación de un proceso de Poisson de parámetro λ_i (igual al número medio de excedencias de la estación) y una función que describa la magnitud de los caudales que superan el umbral (exponencial, Pareto generalizada,...), que será la misma para las distintas estaciones climáticas. El número medio de excedencias anual (λ_a) será la suma del número medio de excedencias de cada estación.

$$\lambda_a = \sum_i \lambda_i \quad [37]$$

3 DATOS DE PARTIDA

Los distintos estudios realizados en esta Tesis se han llevado a cabo mediante el análisis estadístico de la información registrada sobre eventos de crecida en la Red Oficial de Estaciones de Aforos (ROEA), perteneciente al Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente, que es mantenida y explotada por las distintas Confederaciones Hidrográficas. La información utilizada ha sido aquella que constaba en la base de datos HIDRO del Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX, y que es la base para la publicación de los Anuarios de Aforos, a la fecha de comienzo de los trabajos que constituyen esta Tesis. De manera complementaria se ha empleado también la información registrada en determinados embalses, que es publicada asimismo en el mencionado Anuario de Aforos y que está contenida en la base de datos hidrológicos del CEDEX.

En el caso de las cuencas intracomunitarias, se ha empleado igualmente la información contenida en la mencionada base de datos, constituida por datos registrados por la ROEA con anterioridad a la transferencia de la gestión hidráulica de la cuenca a la Comunidad Autónoma, así como por información proporcionada por las respectivas Comunidades Autónomas en determinados casos.

En el caso de la zona costera de la cuenca del Júcar, debido al escaso número de estaciones con caudales máximos instantáneos, y la dificultad para transformar los caudales medios diarios en instantáneos en una zona con un régimen hidrológico tan extremo, se ha empleado adicionalmente datos procedentes del Sistema Automático de Información Hidrológica (SAIH) de dicha cuenca, perteneciente a la Confederación Hidrográfica del Júcar, información que ha sido facilitada por dicha Confederación Hidrográfica.

La información empleada ha sido aquella relativa a los eventos de crecida, principalmente caudales máximos anuales, tanto medios diarios como instantáneos, aunque también se ha utilizado el registro completo de caudales diarios a la hora de determinar los volúmenes de avenida o para la aplicación de la técnica de máximos sobre un umbral.

3.1 CRITERIOS DE SELECCIÓN DE LAS ESTACIONES DE AFOROS

En la selección de las estaciones de aforo a emplear en los estudios es necesario tener en cuenta dos aspectos contrapuestos. Por una parte, es importante disponer de series temporales con el mayor número de datos posible puesto que su representatividad estadística, especialmente para extrapolar resultados a altos periodos de retorno, depende de forma crítica del número de datos disponible. Esto llevaría a seleccionar aquellas estaciones de medida con una mayor longitud de registro o, al menos, a exigir a las series temporales un número de datos mínimo.

Por otra parte, los puntos de aforo seleccionados deben tener también una adecuada representatividad espacial, por lo que deben cubrir de forma más o menos homogénea todo el territorio en estudio, evitando dejar zonas sin información. Esta circunstancia llevaría a seleccionar el mayor número de estaciones de medida posible.

La selección final se ha realizado como un equilibrio entre los dos condicionantes anteriores, imponiendo a las estaciones seleccionadas una longitud mínima de registro que a la vez permita disponer de un número suficiente de estaciones para obtener una adecuada representatividad espacial. También con el objetivo de aumentar el número de estaciones disponible, y aunque el dato realmente descriptivo de los caudales de avenida es el caudal instantáneo, se ha seleccionado también estaciones en las que en todo o en parte de su registro solo se disponía del caudal medio diario. En estos casos se han transformado los caudales medios diarios en sus correspondientes caudales instantáneos mediante el procedimiento que se expondrá más adelante. Esta decisión ha llevado a considerar también las series temporales medidas en los embalses (en los que únicamente se mide el caudal medio diario) y no sólo las registradas en las estaciones de aforo.

Otro aspecto a considerar es la posible alteración del funcionamiento natural de la cuenca por causas antrópicas, lo que provoca que el caudal medido sea el resultado de dichas alteraciones y que, por tanto, difiera del que habría circulado por el río de no existir dichas causas. Dado que la información de interés es la relativa a los eventos de crecida, los caudales de mayor interés para

los estudios serán caudales importantes cuya alteración significativa no será, en general, fácil a pesar de la importante infraestructura hidráulica existente en las cuencas. En general, la única infraestructura hidráulica capaz de alterar de forma significativa los caudales de avenida son las presas de cierta importancia, por lo que es ese tipo de infraestructura la que se ha tenido en cuenta para analizar la posible alteración del régimen natural de la cuenca.

Finalmente, el criterio empleado para seleccionar las estaciones de aforo y los embalses a considerar en los estudios ha sido el siguiente:

- Estaciones de aforo o embalses cuyo registro no afectado por la presencia de embalses aguas arriba tenga una longitud mínima de 20 datos anuales de caudal máximo medio diario o de caudal instantáneo.
- En zonas con poca densidad espacial de estaciones se ha rebajado la longitud mínima anterior, seleccionando también estaciones con una longitud mínima no alterada de entre 15 y 20 datos.

En aquellas estaciones con presencia de embalses aguas arriba se ha considerado que la alteración del registro de caudales máximos anuales no era significativa si se cumplía al menos una de las dos condiciones siguientes:

- El porcentaje de cuenca controlada por los embalses es menor del 10 %.
- El volumen total de embalse es menor del 10 % del volumen medio de las avenidas.

3.2 REVISIÓN DE LA CALIDAD Y REPRESENTATIVIDAD DE LOS DATOS DE LAS SERIES TEMPORALES

Un aspecto que condiciona de forma crítica la fiabilidad de las conclusiones que se puedan obtener con los estudios es la calidad de los datos. Como es conocido, el procedimiento habitual de medida en las estaciones de aforo consiste en medir (mediante lectura en escalas, limnógrafos, etc.) el nivel alcanzado por el agua y deducir a partir de él el caudal mediante el uso de una curva de gasto, la cual representa la relación calado-caudal para esa sección del río. Lo más habitual es que la curva de gasto se obtenga mediante los

denominados aforos directos, es decir, medidas directas del caudal circulante por el río (mediante el empleo de molinetes u otros procedimientos), realizadas en distintos momentos, y que junto con la medida del calado permite obtener diversos puntos de la curva. Finalmente, la curva de gasto se obtiene ajustando una determinada función matemática (por ejemplo, una función potencial) a los puntos.

Puesto que los aforos directos suelen realizarse cuando circulan por el río caudales bajos o moderados, no suele disponerse de información directa sobre la parte alta de la curva, la correspondiente a los caudales de mayor magnitud, por lo que es necesario estimarla extrapolando el ajuste realizado para la parte baja. Esta circunstancia conlleva que los mayores errores en la medida de los caudales se cometan para los caudales más grandes, durante las avenidas, afectando de forma crítica a la calidad de los datos de las series de caudales máximos anuales (Estrela, T., 1992). Por este motivo, se han llevado a cabo diversos procesos de revisión y contraste de la información para detectar aquellas estaciones con mayores problemas (en la totalidad o en parte de su registro) y proceder a su corrección o, de no ser posible, a eliminar la estación del análisis.

A continuación se detallan los procesos de revisión llevados a cabo.

3.2.1 Identificación de tendencias temporales en las series

Una de las hipótesis básicas de la que se suele partir al manejar las series de máximos es suponer que cada uno de los datos de la serie corresponde a resultados independientes del fenómeno aleatorio objeto de estudio. De esta forma, los datos de las series temporales de máximos deberían ser independientes entre sí y en consecuencia, no deberían presentar ningún tipo de tendencia temporal. De hecho, el motivo fundamental de construir la serie temporal seleccionando únicamente el mayor caudal de cada año tiene como objeto garantizar (o casi garantizar) la independencia de los datos, puesto que los máximos caudales ocurridos en años hidrológicos diferentes, separados generalmente por intervalos temporales importantes, muy difícilmente serán dependientes entre sí.

Para identificar estas posibles tendencias temporales se ha aplicado el test estadístico de Mann-Kendall. Esto ha permitido detectar algunas estaciones

de aforo con problemas en sus datos, habitualmente motivados por la existencia dentro de la serie temporal de dos o más periodos de cierta extensión con caudales de magnitud muy diferente entre sí. Este proceso ha llevado a descartar en algunos casos parte del registro temporal de algunas estaciones.

La existencia de periodos temporales marcadamente diferentes dentro de las series tiene generalmente su origen en cambios en la curva de gasto a lo largo del tiempo, realizados con intención de ajustarla a nueva información sobre aforos directos. Estas revisiones son imprescindibles para adaptar las curvas a los pequeños cambios que se producen en los cauces como consecuencia de los procesos de erosión y sedimentación, pero en algunos casos esta mejora del ajuste en la parte baja de la curva provoca, al extrapolar, cambios importantes en la parte alta que en general no están justificados. No obstante, en algunas ocasiones estos periodos pueden venir motivados por otras circunstancias como, por ejemplo, cambios en la ubicación de la estación.

En la figura siguiente se ilustra lo comentado anteriormente. Se ha representado, para las estaciones de aforos 3234 y 1631, el caudal acumulado de la serie temporal respecto al tiempo. En el caso de la estación 1631, en la que no se han detectado tendencias temporales, se observa cómo la pendiente del gráfico no varía significativamente a lo largo del tiempo; por el contrario, en la estación 3234 se observan cambios importantes en la pendiente media del gráfico que distingue claramente dos periodos temporales con unos caudales máximos anuales muy diferentes.

Figura 9. Ejemplos de estaciones con y sin tendencia temporal.

3.2.2 Identificación de inconsistencias entre los datos de distintas estaciones

Este proceso ha consistido en contrastar los datos de caudal máximo anual (tanto medio diario como instantáneo) de cada estación de aforos con los de aquellas otras estaciones situadas aguas arriba de la misma para los años de registro común. Aquellos casos en los que se han detectado medidas de caudal aguas arriba superiores a las registradas aguas abajo han sido objeto de un análisis detallado posterior para determinar las posibles causas de las inconsistencias. Sólo han sido objeto de análisis los casos en los que el caudal de aguas arriba era considerablemente superior al de aguas abajo, teniendo en cuenta que, en algunas circunstancias, el caudal de avenida puede reducirse hacia aguas abajo por efecto de la laminación en el cauce. Como resultado de este análisis se ha decidido descartar parte del registro de algunas estaciones de aforos, e incluso el registro completo de otras, por considerarlo poco fiable.

A modo de ejemplo se muestra un caso de este tipo de incoherencias entre las estaciones 4919 y la 4157 de la cuenca del Guadiana, situada la primera aguas abajo de la segunda. Comparando los caudales medidos en las estaciones en el conjunto de años común se comprueba que de forma sistemática los caudales de la estación con mayor superficie de cuenca son menores.

	4157	4919
Area	66,5	119
1927/28	76,96	17,71
1928/29	71,40	17,71
1929/30	83,12	23,28
1930/31	47,36	55,66
1931/32	103,60	
1932/33	117,96	
1933/34	18,38	11,13
1934/35	35,67	19,48
1935/36	88,68	59,20
1936/37	81,87	317,52
1937/38	75,78	226,94
1938/39		
1939/40	88,80	
1940/41	93,24	64,77
1941/42	60,80	41,49
1942/43	48,10	33,65
1943/44	50,91	23,53
1944/45	65,65	29,85
1945/46	93,24	50,85
1946/47	68,14	45,29
1947/48	57,48	41,75
1948/49	91,35	30,36
1949/50	34,04	29,35
1950/51	63,28	28,84
1951/52	81,99	48,83
1952/53	82,29	51,11
1953/54	62,16	45,03
1954/55		35,93
1955/56	32,15	28,08
1956/57	7,40	6,83
1957/58	14,50	10,12

Figura 10. Inconsistencias entre el registro de las estaciones 4157 y 4919.

3.2.3 Identificación de datos anómalos (outliers)

Este proceso no pretende detectar deficiencias en la calidad de la información sino localizar aquellos datos singulares dentro de las series temporales poco representativos desde un punto de vista estadístico a la hora de realizar el ajuste de la ley de frecuencia.

De forma general, la frecuencia con la que se mide en una estación de aforos un determinado valor de caudal está relacionada con su probabilidad de ocurrencia, no siendo probable, por tanto, registrar dentro de un periodo temporal más o menos corto (lo habitual en la mayoría de las estaciones de aforo) caudales de elevada magnitud que sólo ocurren durante avenidas de alto periodo de retorno. Sin embargo, es posible que en algún caso, por azar, se registren caudales extraordinariamente altos cuya probabilidad de ocurrencia dentro del periodo temporal de registro sea muy pequeña. Lógicamente, la inclusión de estos datos en el análisis no representa adecuadamente las características estadísticas del proceso aleatorio, y supone alterar significativamente la magnitud de los estadísticos de la serie.

Para detectar los datos anómalos se ha empleado el procedimiento recomendado por el Water Resources Council de EE.UU. (USWRC, 1981), consistente en asumir una distribución log-normal para los datos, es decir, suponer que el logaritmo de los datos sigue una distribución normal, y expresar los cuantiles de dicha distribución mediante la técnica del factor de frecuencia:

$$y = \bar{y} + K \cdot s_y \quad [38]$$

Donde y es el logaritmo del caudal, $\bar{y}$ la media de la serie de logaritmos, K el factor de frecuencia y s_y la desviación típica de la serie de los logaritmos.

El USWRC facilita, en función del número de datos de la muestra, el valor del factor de frecuencia (K_n) correspondiente a un nivel de significancia del 10%, que puede obtenerse a través de una tabla o mediante la siguiente expresión aproximada función del número (n) de datos de la muestra:

$$K_n = -0.9043 + 3.345\sqrt{\log n} - 0.4046 \cdot \log n \quad [39]$$

De esta forma, aquellos caudales de la serie cuyo logaritmo sea superior al cuantil (y_H) correspondiente al factor de frecuencia K_n se deberán considerar como datos anormalmente altos.

$$y_H = \bar{y} + K_n \cdot s_y \quad [40]$$

Los datos identificados como anómalos mediante la aplicación del test anterior han sido eliminados de la serie.

3.3 TRANSFORMACIÓN DE DATOS DIARIOS EN INSTANTÁNEOS

Como se comentó anteriormente, y con el objetivo de aumentar el número de estaciones disponible para conseguir una mayor cobertura espacial de la zona en estudio y de disponer de series temporales más largas, se ha decidido seleccionar también estaciones en las que en todo o en parte de su registro sólo se disponía del caudal medio diario. En estos casos ha sido necesario transformar los caudales medios diarios en sus correspondientes caudales instantáneos.

La única manera de conocer los caudales instantáneos con precisión es medirlos. Una vez que el caudal no ha sido medido cualquier intento de conocer el caudal instantáneo con posterioridad siempre es aproximado. No obstante, aunque la relación entre el caudal medio diario y el instantáneo es lógicamente variable de una avenida a otra, en la mayoría de las cuencas (con excepción quizá de algunas cuencas del Levante y del Sureste de la península con un régimen hidrológico muy extremo) dicha relación suele ser más o menos constante o, al menos, moverse en un rango de variación no muy amplio.

De esta forma, se puede obtener para cada estación un coeficiente (k) que, de forma aproximada, relacione los caudales medios diarios (Q_{md}) con los instantáneos (Q_i):

$$k = \frac{Q_i}{Q_{md}} \quad [41]$$

Dicho coeficiente se ha obtenido mediante dos procedimientos diferentes dependiendo de la cantidad de información disponible en cada estación. Si la estación de aforos disponía de información sobre caudales instantáneos en la mayoría de los años conteniendo sólo algunas lagunas puntuales, el coeficiente

se ha obtenido ajustando una regresión entre los valores de caudal medio diario e instantáneo en aquellos años en que se dispone de ambos tipos de información, aplicando el resultado para estimar el caudal instantáneo en aquellos años en que sólo se dispone del caudal medio diario. Este es el caso, por ejemplo, de las estaciones 3254 y 2076 cuyas ecuaciones de regresión se muestran en la figura 11.

Figura 11. Regresión entre los caudales medios diarios e instantáneos en las estaciones de aforos 3254 y 2076.

En las estaciones de aforo en las que los caudales instantáneos eran desconocidos en la mayor parte, o incluso en todo el registro, así como en los embalses, el coeficiente se ha obtenido mediante la aplicación de la fórmula de Fuller. Esta fórmula es quizá la más conocida de entre todas las expresiones matemáticas disponibles para transformar los caudales medios diarios en instantáneos, la cual hace depender la relación entre ambos caudales del área de la cuenca vertiente:

$$k = \frac{Q_i}{Q_{md}} = 1 + \frac{a}{A^b} \quad [42]$$

Donde A es el área de la cuenca vertiente en km^2 , y a y b parámetros de la fórmula. Según los trabajos realizados por Fuller, el parámetro a puede variar entre 2,5 y 6, y b tiene un valor en torno a 0,3.

Aunque Fuller aportó junto con su fórmula unos valores de referencia para los parámetros a y b , para su aplicación a esta Tesis se ha realizado una calibración regional de dichos parámetros a partir de los coeficientes k obtenidos mediante regresión entre los caudales medios diarios e instantáneos en aquellas estaciones con suficiente información. Con esta finalidad, se han calculado

también las regresiones entre ambos tipos de caudales en las estaciones en las que se conocía el registro completo de caudales instantáneos.

Para obtener el valor de los parámetros se ha expresado la fórmula de Fuller de la siguiente manera:

$$\log(k - 1) = \log a - b \cdot \log A \quad [43]$$

Quedando una relación lineal entre el logaritmo de $k-1$ y el logaritmo del área. Representando gráficamente las parejas de valores $\log(k-1) - \log(A)$ de aquellas estaciones donde se conoce el coeficiente k , y ajustando una regresión lineal se pueden obtener los parámetros a y b para la región. En la figura 12 se representa uno de los ajustes obtenidos para una de las zonas consideradas (cuencas del Miño-Sil y Galicia-Costa), las cuales corresponden aproximadamente con las grandes cuencas peninsulares.

En las zonas del Levante y Sureste peninsular sólo se han ajustado las ecuaciones para las cuencas interiores, debido a la gran variabilidad existente en la relación entre caudales medios diarios e instantáneos en las cuencas más próximas a la costa.

Figura 12. Relación entre caudales instantáneos y medios diarios (cuencas del Miño-Sil y Galicia-Costa).

3.4 ESTACIONES DE AFOROS Y EMBALSES SELECCIONADOS

Como consecuencia de la aplicación de los criterios de selección anteriormente expuestos, y de la depuración y filtrado de posibles errores y datos anómalos en las estaciones, se ha obtenido un conjunto de estaciones de aforo y embalses cuyos registros constituyen la información seleccionada para llevar a cabo los estudios de la presente Tesis. En la siguiente figura aparecen representados las estaciones y embalses seleccionados localizados en el territorio. Asimismo, en el anexo I se incluye la relación de dichas estaciones de aforo y embalses junto con sus periodos de registro.

Figura 13. Localización de las estaciones de aforos y embalses seleccionados.

3.5 IDENTIFICACIÓN DE HIDROGRAMAS DE AVENIDA

Además de los datos de caudal punta de las avenidas, para la elaboración de los estudios de esta Tesis ha sido necesario emplear también los datos de volumen. A diferencia del caudal punta, el volumen de avenida no se mide directamente en las estaciones de aforo, sino que debe deducirse a partir de los datos de caudal medio diario registrados en éstas.

La obtención del volumen de avenida no es inmediata, sino que previamente es necesario identificar el comienzo y final del hidrograma. La identificación de los hidrogramas de avenida se ha llevado a cabo siguiendo los siguientes criterios:

- Criterio de independencia de picos: Dos puntas se consideran dependientes y, por tanto, pertenecientes a un mismo hidrograma si se cumple alguna de las siguientes condiciones (USWRC, 1981):
 - Que la distancia temporal en días (θ) entre dos puntas consecutivas sea mayor a:

$$\theta < 5 + \log A \quad [44]$$

siendo A el área de la cuenca en millas cuadradas.

- Que el caudal mínimo entre las dos puntas ($Q_{\min}$) sea inferior a:

$$Q_{\min} > \frac{3}{4} \min[Q_1, Q_2] \quad [45]$$

siendo Q_1 y Q_2 los caudales diarios correspondientes a las dos puntas que se están analizando.

- Punto de inicio del hidrograma: La parte de crecimiento del hidrograma presenta una pendiente muy elevada con un gran crecimiento del caudal en un pequeño intervalo de tiempo. En algunos casos el hidrograma comienza a crecer lentamente con anterioridad al inicio del hidrograma. Se ha considerado que

comienza el hidrograma de la avenida cuando la pendiente es superior al 20%:

$$\frac{Q_2 - Q_1}{Q_1} > 0.2 \quad [46]$$

- Punto final del hidrograma: Se ha considerado que termina el hidrograma cuando finaliza la llegada de escorrentía directa y comienza la curva de recesión de la escorrentía subterránea, la cual se puede representar como:

$$Q = Q_0 \cdot e^{-kt} \quad [47]$$

Es decir, cuando el hidrograma sigue una recta al representarlo en escala logarítmica:

$$\ln Q = \ln Q_0 - kt \quad [48]$$

Con estos criterios se ha conseguido una identificación consistente de los hidrogramas de avenida, tal como se muestra en la figura adjunta.

Figura 14. Ejemplo de hidrograma identificado para el estudio de volúmenes.

3.6 INFORMACIÓN SOBRE AVENIDAS HISTÓRICAS

Como se expondrá más adelante, las zonas costeras del Levante y Sureste peninsular presentan un comportamiento hidrológico muy extremo con dos mecanismos de generación de crecidas muy diferenciados. La estimación de la parte alta de la ley de frecuencia presenta, en general, una gran dificultad e incertidumbre si no se dispone de información sobre avenidas históricas para ajustar la segunda rama de la función. Con ese objetivo se ha recopilado la

información disponible sobre grandes eventos de crecida ocurridos en el pasado en aquellos puntos de la red fluvial próximos a estaciones de aforo o embalses utilizados en el estudio.

La información se ha recopilado a partir de fuentes de carácter documental entre las que se encuentran documentos que recopilan información sobre avenidas históricas a escala nacional (López Bustos, 1981; CNPC, 2011; Témez, 2006), documentos que abordan en detalle determinados eventos específicos (Fogués, 1931; Cánovas, 1958; López Bermúdez, 1979; Couchoud, 1983; CHJ, 1988; CEDEX, 1988a; CEDEX, 1988b; Díez, 1992; Arenillas, 1993), así como información publicada en la prensa.

En la Tabla 14 se recogen los distintos eventos considerados, junto con sus caudales y los periodos de retorno aproximados asignados mediante la fórmula de Gringorten (ecuación [69]).

Tabla 14. Caudales y periodos de retorno de las avenidas históricas empleadas en el estudio.

Localización	Fecha de la avenida	Caudal (m ³ /s)	T (años)
Río Segura (Murcia)	1879	1890	179
	1884	1425	64
	1895	1230	39
Río Guadalentín (Puentes)	1834	938	28
	1973	3544	231
	1891	1890	83
Río Luchena (Valdeinfierno)	1879	1510	50
	1973	1376	231
	1879	850	83
Río Almanzora (Santa Bárbara)	1973	5600	231
	1879	3000	83
	1924	2000	50
Río Santo (Alfaix)	1977	1000	36
	1988	330	231
	1973	241	83
Río Adra (El Esparragal)	1946	160	50
	1973	232	231
	1951	90	83
Río Chico (La Ventilla)	1973	213	231
	1951	100	83
Río Júcar (Alcalá de Júcar)	1982	2125	256
	1982	4000	256
	1923	1584	69
Río Júcar (Cofrentes)	1941	923	42
	1982	6542	256
	1864	11000	727

Localización	Fecha de la avenida	Caudal (m ³ /s)	T (años)
	1982	7790	261
	1923	2200	69
Río Júcar (Huerto Mulet)	1864	13000	727
	1982	8500	261
	1805	8400	159
	1814	6400	114
	1779	6200	89
	1987	5200	69
	1923	4800	42
Río Cabriel (Cofrentes)	1982	2070	361
	1923	2125	69
Río Túrria (La presa)	1957	3700	197
	1949	2300	71
	1967	1264	43
Río Túrria (Bugarra)	1957	2100	197
	1920	1250	71
	1967	858	43
Río Mijares (Sichar)	1957	3000	197
	1967	1620	71
Río Palancia	1957	1611	197
Barranco Carraixet	1957	1300	197
	1994	525	72
Río Reconque (Jalance)	1982	2490	261
	1923	1000	69
Río Sellent (Estubeny)	1982	2270	261
	1987	833	69
Río Albaida (Manuel)	1982	3390	191

4 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.

En esta Tesis se han llevado a cabo los trabajos relativos a la selección del esquema de regionalización y de los modelos estadísticos de caudales máximos anuales para el ámbito geográfico de la España peninsular. 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.

4.1 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 el estudio llevado a cabo en este trabajo se ha optado por definir las regiones en base a un procedimiento mixto, seleccionando regiones que agrupen 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 próximos apartados 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.

4.1.1 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 :

$$S = \sum_j \frac{(CV_j - CV_{std})^2}{u_j} \quad [49]$$

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:

$$u_j = \frac{v}{n_j} \quad [50]$$

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:

$$v = \frac{\sum_j n_j v_j}{m} \quad [51]$$

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

$$v_j = (n-1) \sum_{i=1}^n \left[\frac{CV_{n-1}^i - \left(\frac{\sum_l CV_{n-1}^l}{n} \right)}{n} \right]^2 \quad [52]$$

En donde CV_{n-1}^i 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:

$$CV_{std} = \frac{\sum_j \frac{CV_j}{u_j}}{\sum_j \frac{1}{u_j}} \quad [53]$$

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.

4.1.2 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:

$$V_1 = \frac{1}{\sum_{i=1}^N n_i} \sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - \bar{t})^2 \quad [54]$$

$$V_2 = \frac{1}{\sum_{i=1}^N n_i} \sum_{i=1}^N n_i \left[(t^{(i)} - \bar{t})^2 + (t_3^{(i)} - \bar{t}_3)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad [55]$$

$$V_3 = \frac{1}{\sum_{i=1}^N n_i} \sum_{i=1}^N n_i \left[(t_3^{(i)} - \bar{t}_3)^2 + (t_4^{(i)} - \bar{t}_4)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad [56]$$

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).

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad [57]$$

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:

$$H_i = \frac{[V_i - \mu(V_i)]}{\sigma(V_i)} \quad [58]$$

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.

4.1.3 Identificación de regiones homogéneas

Como resultado de ese proceso se han obtenido las 29 regiones representadas en la figura 15. 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. A las 29 regiones anteriores 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.
- Tajo, desde su confluencia con el río Arlas.
- Guadiana, desde su confluencia con el río Bañuelo.
- Guadalquivir, desde su confluencia con el Guadiana menor.
- Ebro, desde su confluencia con el río Zadorra.

Estos tramos se han denominado como región 26, región 34, región 43, región 54 y región 96, respectivamente.

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. A dichos tramos se les ha denominado como región 73 y región 84.

Figura 15. Regiones con comportamiento estadístico homogéneo, respecto a los caudales máximos anuales, identificadas en la España peninsular.

La aplicación de los test estadísticos de Wiltshire y Hosking y Wallis a las regiones anteriores proporciona resultados similares (tabla 15). 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 4.4.), y no se han analizado mediante los tests de homogeneidad anteriores.

Tabla 15. Resultados de la aplicación de los tests de homogeneidad de Wiltshire y Hosking y Wallis a las regiones identificadas.

Regiones	S	χ^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

Regiones	S	X^2	H_1	H_2	H_3
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 y curtosis. 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 4.3.

En la tabla 16 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:

$$\phi_{reg} = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \phi_i}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad [59]$$

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 . No se han indicado en la tabla los valores de L-CS en las regiones 21 y 23 ya que, como se expondrá posteriormente, 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 4.4., se propone emplear una función de distribución TCEV, para la cual se ha desarrollado un procedimiento regional de ajuste diferente.

Tabla 16. 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			

4.2 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 en esta Tesis, 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 4.4.

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; 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.

4.2.1 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

de la L-CK (t_4^R) con su valor teórico para una determinada función de distribución (t_4^{DIST}), según la siguiente ecuación:

$$Z = \frac{t_4^R - t_4^{DIST}}{\sigma_{t_4^R}} \quad [60]$$

donde $\sigma_{t_4^R}$ representa la desviación típica de la 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 16 se representan los distintos diagramas obtenidos, y en la tabla 17 el valor de la medida Z para una selección de 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 17. 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 16. Representación de los L-momentos muestrales en el diagrama de L-momentos para distintas regiones.

4.2.2 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 4.4.).

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:

$$F(q_i) = \frac{i - 0.44}{n + 0.12} \quad [61]$$

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:

$$e = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|(Q_{obs})_i - (Q_{est})_i|}{(Q_{obs})_i} \quad [62]$$

Donde n es el número de datos de la estación. En el cálculo del error se han eliminado los datos que están por 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 17 se representan los resultados para distintas regiones, en el caso de aquellas estaciones de aforos con más de 50 datos, y en la tabla 18 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.

Figura 17. 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.

Tabla 18. 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

4.2.3 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 las figuras 18 a 24 se representan los resultados obtenidos para distintas regiones. Los resultados muestran que, en general, los 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. No obstante, algunos modelos en cada región presentan ciertas dificultades para reproducir dichos estadísticos. Esto ha permitido hacer una selección de los modelos más adecuados en cada región para su análisis posterior.

Figura 18. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 12.

Figura 19. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 21.

Figura 20. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 31.

Figura 21. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 61.

Figura 22. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 81.

Figura 23. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 91.

Figura 24. Contraste entre la distribución muestral de diferentes estadísticos en la región y la obtenida mediante generación de regiones sintéticas. Región 92.

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 ($VAR_{T,i}$):

$$MSE_{T,i} = [ME_{T,i}]^2 + VAR_{T,i} \quad [63]$$

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 :

$$e_{T,i} = \frac{\sqrt{MSE_{T,i}}}{Q_{T,i}} \quad [64]$$

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:

$$E_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e_{T,i} \quad [65]$$

Siendo N el número de estaciones en la región.

En la figura 25 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.

Figura 25. Resultados del análisis de la capacidad predictiva de los distintos modelos estadísticos para una selección de regiones.

4.2.4 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. Por otra parte, como se expondrá en el apartado 4.4., 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.

4.3 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 analizar esta circunstancia, se ha llevado a cabo un estudio 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 4.1.

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 4.2.) 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.

$$E_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\sqrt{VAR_{T,i}} + |ME_{T,i}|}{Q_{T,i}} \quad [66]$$

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 las figuras 26 a 32 se muestra el error de cada uno de los procedimientos de regionalización en función del número de datos de la muestra para distintas regiones estadísticas.

Figura 26. 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 12.

Figura 27. 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 21.

Figura 28. 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 31.

Figura 29. 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 61.

Figura 30. 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.

Figura 31. 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 92.

Figura 32. 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 91.

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 o 20 datos.

4.4 ANÁLISIS DE LAS FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN EN EL LEVANTE Y SURESTE PENINSULAR

Las regiones costeras del Levante y Sureste peninsular (regiones 72 y 82) 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, 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 33). En aquellos casos en los que no se dispone de ese tipo de información, el ajuste de la función presenta una elevada incertidumbre.

Figura 33. Leyes de frecuencia tipo TCEV ajustadas 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:

$$F(x) = \exp \left[-e^{-\frac{x-u_1}{\alpha_1}} - e^{-\frac{x-u_2}{\alpha_2}} \right] \quad [67]$$

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-Mom, 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 $[(\lambda_2)_2]$ (tabla 19), 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 $(t_2)_1$):

$$(\lambda_1)_2 = -10^a (\lambda_1)_1^b (t_2)_1^c \quad [68]$$

Siendo a , b y c exponentes que toman los valores indicados en la tabla 19 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 [69] y [70]:

$$u_2 = (\lambda_1)_2 - 0.5772\alpha_2 \quad [69]$$

$$\alpha_2 = (\lambda_1)_2 \frac{(t_2)_2}{\ln 2} \quad [70]$$

Tabla 19. L-CV y exponentes para el ajuste regional de la función TCEV.

Región	L-CV	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
72	-0.26	1.5846	1.2280	0.8554
82	-0.24	2.6039	0.5659	0.6861

5 CARACTERIZACIÓN DE LA RELACIÓN ENTRE EL CAUDAL PUNTA Y EL VOLUMEN DEL HIDROGRAMA

Dadas las limitaciones que presentan los procedimientos de cálculo de los hidrogramas de diseño expuestos anteriormente, parece claro que es necesario introducir en el cálculo de la seguridad hidrológica de las presas con grandes volúmenes de embalse técnicas que permitan tener en cuenta la dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen del hidrograma. No obstante, debido a la complejidad que presenta la estimación y el manejo de la función de distribución conjunta bivariada de ambas variables (por ejemplo, mediante la técnica de las cópulas), se ha tratado de desarrollar en esta Tesis un procedimiento alternativo para representar dicha dependencia estadística que permita, de una manera más sencilla y robusta, simular sus características principales. Para ello, se ha representado la probabilidad conjunta de las variables caudal punta y volumen empleando un enfoque alternativo a la obtención directa de la función de distribución conjunta bivariada, consistente en emplear dos funciones: la función de distribución marginal del caudal punta, es decir, la probabilidad de la variable caudal sin tener en cuenta el volumen (la ley de frecuencia de caudales punta habitualmente utilizada en hidrología de crecidas), y la función de distribución condicionada del volumen respecto al caudal, es decir, la función que nos dice cuál es la probabilidad de que un hidrograma de avenida tenga un determinado volumen sabiendo que su caudal punta tiene un valor determinado. Ambos enfoques permiten caracterizar lo mismo.

Se ha analizado la relación entre el caudal y el volumen de los hidrogramas a partir de la información disponible en distintas estaciones de aforos. Se ha observado una fuerte dependencia entre ambas variables del hidrograma, lo que acota el rango de combinaciones normales de ambas variables, que muestran una relación casi lineal a escala logarítmica (figura 34).

Figura 34. Ejemplos de relación caudal punta-volumen del hidrograma para dos estaciones de la cuenca del Tajo.

En consecuencia, de manera simplificada podría considerarse que el volumen y caudal de los hidrogramas siguen una relación de la forma:

$$Q = aV^b \quad [71]$$

Siendo V el volumen del hidrograma, Q el caudal, y a y b parámetros.

Para caracterizar esta relación, se ha ajustado una recta de regresión a los logaritmos de los valores de caudal y volumen en distintas estaciones, y se ha analizado la variación regional de los parámetros que la definen, considerando para ello las regiones estadísticas definidas anteriormente. En el caso de la pendiente de la recta de regresión (parámetro b), se ha observado que presenta una dispersión bastante reducida en cada una de las regiones estadísticas. En la figura 35 se muestra el histograma de la distribución de valores del parámetro para la región 31, en la cuenca del Tajo, en el que se puede observar cómo los datos se sitúan alrededor de un valor próximo a 1 (media de 1.06) con una dispersión muy baja (coeficiente de variación de 0.1).

Figura 35. Histograma de la distribución de valores de la pendiente de la recta de regresión caudal-volumen para la región 31.

Asimismo, se ha observado que existe una relación entre los dos parámetros de la recta de regresión (figura 36). La existencia de estas propiedades hace pensar que existe una relación más general a nivel regional entre el caudal y el volumen de los hidrogramas en cada región.

Figura 36. Relación entre los parámetros de las rectas de regresión caudal-volumen para la región 31.

En este sentido, se ha podido comprobar que las rectas de regresión de las distintas estaciones de una región son muy similares entre sí, y que el conjunto de los datos de caudal y volumen en cada región están altamente relacionados a escala logarítmica (figura 37). Esta circunstancia parece indicar que se podría considerar una única relación entre el caudal y el volumen a nivel regional, lo que permitiría incrementar el número de datos disponibles para

caracterizar la relación de dependencia entre ambas variables, reduciendo la incertidumbre y aumentando la robustez de la estimación.

Figura 37. Relación caudal-volumen para el conjunto de todos los datos de la región 31 (se muestran en distintos colores las parejas de valores correspondientes a cada una de las estaciones de aforo de la región).

Para caracterizar la relación caudal-volumen a nivel regional se ha realizado una estandarización de los datos dividiendo los caudales y volúmenes por sus valores medios en cada estación (figura 38):

$$q_{i,j} = \frac{Q_{i,j}}{\overline{Q_j}} \quad [72]$$

$$v_{i,j} = \frac{V_{i,j}}{\overline{V_j}} \quad [73]$$

Donde $Q_{i,j}$ y $V_{i,j}$ son los distintos datos de caudal y volumen en la estación j , y $\overline{Q_j}$ y $\overline{V_j}$ la media del caudal y del volumen en la misma estación.

No obstante, a pesar de la clara relación entre el caudal y el volumen del hidrograma se observa que el volumen presenta una cierta dispersión en torno al valor que proporcionaría la regresión (hay que tener en cuenta que la escala de representación es logarítmica), lo que hace pensar, como es lógico, que a un determinado valor de caudal punta no se le puede hacer corresponder, de manera determinista, un determinado volumen de hidrograma, sino que lo que realmente lleva asociado es una función de distribución que indicaría la probabilidad de que el volumen del hidrograma tenga un determinado valor,

sabiendo que el caudal punta corresponde a un valor dado. Es decir, la función de distribución condicionada del volumen respecto al caudal.

Figura 38. Relación caudal-volumen para la región 31. Arriba: Datos sin estandarizar. Abajo: Datos estandarizados. La línea continua corresponde a la recta de regresión. Las líneas de trazos definen el intervalo de confianza del 67% en torno a dicha recta.

Con el objetivo de caracterizar dicha dispersión se han calculado los intervalos de confianza del 67% (relacionado con el error estándar de la regresión), a escala logarítmica, en torno al valor más probable proporcionado por la regresión (figura 38). Asimismo, se ha comprobado mediante tests estadísticos que los residuos de la regresión (las desviaciones entre los valores proporcionados por la regresión y los valores observados) se encuentran

normalmente distribuidos, por lo que se puede asumir que la función de distribución condicionada del volumen para un valor dado de caudal es una normal para el logaritmo de la variable, es decir, es una distribución log-normal, de media igual al valor proporcionado por la recta de regresión y desviación típica igual a la desviación estándar de la recta de regresión (σ) que coincide con el intervalo de confianza del 67%.

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\bar{V}_i - V_i)^2}{n - p - 1}} \quad [74]$$

Siendo $\bar{V}_i$ el valor de volumen proporcionado por la recta de regresión para un determinado caudal Q_i , V_i el valor del volumen observado para ese caudal, n la longitud de la serie de datos y p el número de variables utilizadas en la regresión, en este caso 1.

El análisis de la variabilidad del valor de la desviación típica asociada a la regresión de cada una de las estaciones de aforos presentes en cada región muestra una dispersión pequeña (figura 39), lo que confirma la posibilidad del tratamiento regional conjunto de los datos de todas las estaciones.

Figura 39. Valores de desviación típica asociada a la recta de regresión caudal-volumen para las estaciones de la región 31.

La distribución log-normal que representa la función de distribución condicionada del volumen respecto al caudal es, lógicamente, diferente para cada valor del caudal, y viene determinada por su media (proporcionada por la ecuación de regresión regional entre valores adimensionales de caudal y volumen) y por su desviación típica (igual a la desviación estándar del ajuste de la regresión) caracterizada mediante un valor regional. En la tabla 20 se muestran, a modo de ejemplo, las ecuaciones de regresión y desviaciones típicas obtenidas en las regiones estadísticas definidas en la cuenca del Tajo (regiones 31, 32 y 33).

En el anexo II se exponen las ecuaciones de regresión y desviaciones típicas obtenidas para el resto de regiones estadísticas identificadas. Las relaciones adimensionales presentan coeficientes de determinación algo inferiores a los obtenidos sin estandarizar, aunque en general son elevados. No obstante, se han obtenido valores más reducidos de dicho coeficiente en las regiones situadas al norte de la península (Galicia, cornisa cantábrica y norte del Duero y del Ebro), especialmente en la cornisa cantábrica (regiones 12 y 13) donde se sitúa en torno a un valor de 0,5. Podría ser conveniente llevar a cabo estudios adicionales que permitieran aclarar las causas de esa menor correlación o determinar la necesidad de subdividir alguna de las regiones para obtener relaciones más consistentes.

Tabla 20. Ecuaciones de regresión y desviaciones típicas regionales para la relación caudal-volumen en las regiones estadísticas definidas en la cuenca del Tajo.

Región	Ecuación de regresión	Desviación típica
31	$v_T = 10^{-0.0418} \cdot q^{1.1079}$	0.1858
32	$v_T = 10^{-0.0444} \cdot q^{1.0650}$	0.2019
33	$v_T = 10^{-0.0382} \cdot q^{0.9905}$	0.1959

5.1 PROPUESTA DE INTERPRETACIÓN DEL CONCEPTO DE PERIODO DE RETORNO PARA VARIABLES HIDROLÓGICAS BIVARIADAS

Una de las cuestiones que es fundamental considerar a la hora de incorporar la dependencia estadística entre caudal punta y volumen de avenida en el análisis de la seguridad hidrológica de las presas, es cómo interpretar el

concepto de periodo de retorno de diseño en el caso de una variable hidrológica bivariada. Hay que partir de que el periodo de retorno se refiere a la probabilidad de que se supere el nivel máximo admisible en el embalse durante el paso de una avenida y no a la probabilidad de ocurrencia de un determinado evento hidrológico, por lo tanto, el periodo de retorno se debe aplicar sobre la variable que controla si el desagüe de los caudales se produce o no en condiciones de seguridad (nivel en el embalse en el caso de una presa) y no sobre la solicitud hidrológica (hidrograma de avenida).

No obstante, es práctica habitual al abordar el dimensionamiento de una infraestructura hidráulica el realizar el cálculo en base a la solicitud hidrológica (caudal máximo o hidrograma de avenida) correspondiente al periodo de retorno considerado en el diseño, asumiendo que esto garantiza la seguridad de la estructura para ese mismo periodo de retorno.

Esta práctica es correcta en el caso de que la solicitud hidrológica a la que se ve sometida la infraestructura pueda describirse mediante una única variable, por ejemplo, en el caso de realizar el diseño en base únicamente al caudal punta (práctica habitual en el caso de encauzamientos u obras de drenaje donde la laminación esperable del hidrograma es despreciable), por lo que se trabajaría con una variable hidrológica univariada. En este caso, existe una relación biunívoca entre la variable hidrológica (por ejemplo, el caudal punta) y la variable que controla el cumplimiento o no del criterio de diseño (por ejemplo, el nivel de agua en el encauzamiento), de tal manera que a mayor valor de la variable hidrológica, mayor valor también de la variable que controla dicho cumplimiento. De esta forma, el diseño de la estructura en base al caudal de un determinado periodo de retorno implica la seguridad de la estructura para el mismo periodo de retorno.

Sin embargo, la situación es muy distinta en el caso de que se necesite realizar el dimensionamiento en base a una variable hidrológica bivariada (definida, por ejemplo, por el caudal punta y el volumen del hidrograma) ya que en este caso la relación con la variable que controla el fallo de la estructura es mucho más compleja.

Según lo expuesto en el apartado anterior, se podría tomar, por ejemplo, como hidrograma de diseño de periodo de retorno T aquél cuya probabilidad de

excedencia simultánea de ambas variables, caudal (Q_T) y volumen (V_T), es $\frac{1}{T}$. Sin embargo, desde un punto de vista riguroso el diseño de la presa para dicho hidrograma no garantizaría que la probabilidad de que se supere el nivel máximo admisible en el embalse fuese realmente $\frac{1}{T}$. En realidad, al tomar una pareja de valores (Q, V) con probabilidad de excedencia $\frac{1}{T}$ lo que se está haciendo es subdividir el plano Q - V en dos subplanos con probabilidades $\frac{1}{T}$ y $1 - \frac{1}{T}$ (figura 40 izquierda), pero en realidad existen infinitas maneras de realizar esa subdivisión. Lo que interesa de cara al diseño de la presa es aquella subdivisión del plano en la que todas las parejas de valores (Q, V) de la frontera entre ambas zonas correspondan a hidrogramas que generan un mismo nivel máximo en el embalse, de tal forma que todos los hidrogramas situados a la derecha de la curva incumplan el criterio de diseño y todos los que están a la izquierda no (figura 40 derecha). Las combinaciones Q - V que se encuentren sobre la línea de separación corresponderán a situaciones límite (cumplimiento estricto) y cualquiera de ellas podría utilizarse para el dimensionamiento de la presa. Por tanto, no existe un único hidrograma de diseño de periodo de retorno T , sino una familia de infinitos hidrogramas, con equivalente nivel de solicitación sobre la presa, que dividen el plano Q - V en dos zonas con probabilidades $\frac{1}{T}$ y $1 - \frac{1}{T}$.

Figura 40. Subdivisiones del plano caudal-volumen en dos subplanos con probabilidades $1/T$ y $1 - 1/T$.

Es importante destacar que esta familia de hidrogramas de diseño no puede determinarse en función únicamente de las características hidrológicas del

río, sino que depende de la propia presa a diseñar. De esta forma, el proceso de dimensionamiento debería ser iterativo, consistente en encontrar un diseño para el cual la curva $Q-V$ que genera el máximo nivel admisible en el embalse conduzca a una división del plano en dos zonas con probabilidades $\frac{1}{T}$ y $1-\frac{1}{T}$.

Para conocer las curvas $Q-V$, o las familias de hidrogramas, correspondientes a un determinado periodo de retorno es necesario caracterizar previamente la dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen del hidrograma y, como se expondrá más adelante, su determinación debe abordarse con un procedimiento de cálculo probabilístico, mediante la generación estocástica de un número elevado de parejas (Q, V) .

La generalización del concepto expuesto anteriormente a variables multivariadas (con tres o más componentes) es inmediata. Por ejemplo, en el caso de manejar tres variables en lugar de curvas que dividen el plano, se tendrían superficies que dividirían el espacio.

5.2 METODOLOGÍA PROPUESTA PARA EL ESTUDIO DE LOS HIDROGRAMAS DE DISEÑO DE LAS PRESAS. CASOS DE APLICACIÓN

Tal como se ha indicado anteriormente, en el caso de considerar la dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen en la definición de los hidrogramas de avenida no podrá hablarse de un único hidrograma de diseño de periodo de retorno T , existiendo en realidad múltiples hidrogramas (correspondientes a distintas combinaciones de caudal punta y volumen) que generarán iguales niveles máximos en el embalse. En consecuencia, no podrá utilizarse un único hidrograma de diseño y deberá abordarse el estudio mediante la generación estocástica de múltiples hidrogramas y su posterior análisis.

En este apartado se presenta el procedimiento de análisis propuesto y su aplicación a dos casos de ejemplo. Como casos de ejemplo se han seleccionado dos presas, denominadas presa A y presa B, cuyas características se indican en la tabla 21, basadas en una versión simplificada de presas reales (una con un volumen de embalse reducido y otra con un gran volumen de embalse). En este sentido, y para simplificar el análisis, se ha supuesto que el aliviadero es de labio

fijo y que el embalse se encuentra situado inicialmente a la cota del umbral del aliviadero.

Tabla 21. Principales características de las presas tomadas como casos de estudio.

Presa	Altura (m)	Volumen embalse (hm ³)	Longitud aliviadero (m)
A	75	30	25
B	65	1.100	45

La generación estocástica de hidrogramas consiste en tres pasos: generación de un conjunto de caudales punta, generación de un volumen de hidrograma para cada caudal punta y generación de una forma de hidrograma para cada pareja de caudal punta-volumen.

En primer lugar, es necesario generar una muestra aleatoria de probabilidades (p_i) que se transforma en un conjunto de caudales máximos sintéticos (Q_i) a partir de las leyes de frecuencia de caudales punta correspondientes a cada presa (figura 41) previamente obtenidas. Dado que en ambos casos de ejemplo se han adoptado funciones de distribución del tipo de valores extremos generalizada (GEV), los caudales sintéticos se han obtenido mediante la expresión:

$$Q_i = u + \frac{\alpha}{k} \left[1 - (-\ln p_i)^k \right] \quad [75]$$

Siendo u , a y k los parámetros de la función.

Figura 41. Leyes de frecuencia de caudales punta (m³/s) en las presas adoptadas para los casos de estudio.

A partir de distintos análisis realizados, se ha podido concluir que el tamaño de la muestra aleatoria debe ser de, al menos, 10 veces el periodo de retorno que se quiera considerar. Para los casos de ejemplo expuestos se ha generado una muestra aleatoria compuesta de 10.000 datos.

El segundo paso consiste en la generación de un volumen de hidrograma sintético asociado a cada caudal punta generado. Los volúmenes de hidrograma se han determinado mediante generación estocástica a partir de la función de distribución condicionada del volumen respecto al caudal. Siguiendo la metodología expuesta anteriormente, se ha considerado que dicha distribución condicionada corresponde a una función log-normal, cuya media se obtiene a partir de una expresión matemática función del valor del caudal punta, y cuya desviación típica corresponde a un valor regional (tabla 22). Para la aplicación de la expresión que proporciona el valor de la media de la distribución log-normal es necesario conocer previamente la media de las distribuciones marginales de caudal punta y volumen de hidrograma, con objeto de poder desestandarizar los caudales y volúmenes adimensionales. La media de los caudales punta se deduce directamente de la función de distribución utilizada en la generación estocástica de la muestra de caudales punta. En cuanto a los volúmenes, se ha obtenido su función de distribución marginal, para cada uno de los casos de ejemplo, aplicando procedimientos similares a los expuestos en el apartado 4 para los caudales punta (figura 42).

Tabla 22. Expresiones matemáticas para obtener la media y valores de desviación típica utilizados para los casos de estudio, correspondientes respectivamente a las regiones 12 y 81.

Presa	Ecuación de regresión	Desviación típica
A	$v_T = 10^{-0.0230} \cdot q^{0.7973}$	0.1690
B	$v_T = 10^{-0.0221} \cdot q^{0.9054}$	0.1717

Figura 42. Leyes de frecuencia de volúmenes de hidrograma (hm^3) en las presas adoptadas para los casos de ejemplo.

Una vez obtenida la función log-normal para cada valor de caudal punta sintético, el valor del volumen se obtiene a partir de la misma, previa generación estocástica de una determinada probabilidad. Por último, a partir de las parejas caudal punta-volumen generadas se construyen 10.000 hidrogramas de avenida. Estos hidrogramas se han obtenido de manera simplificada reescalando un hidrograma procedente de la modelación hidrológica de la cuenca vertiente a cada presa (figura 43). También podrían utilizarse con esta finalidad hidrogramas registrados en una estación de aforos que se consideren representativos.

Figura 43. Hidrograma tipo e hidrogramas reescalados para varias parejas caudal punta-volumen pertenecientes a la curva caudal-volumen de 1000 años de periodo de retorno. Presa B.

Cada conjunto de 10.000 hidrogramas sintéticos se lamina en el embalse correspondiente. Como se ha dicho, se ha supuesto que el embalse está inicialmente a la cota del umbral del aliviadero y que éste no tiene compuertas. Cada grupo de hidrogramas sintéticos se ordena de acuerdo con el nivel máximo de embalse obtenido durante su laminación. El nivel máximo de embalse para un determinado periodo de retorno de T años, se ha obtenido como aquél con una probabilidad de excedencia igual a $1/T$ respecto al número total de hidrogramas (figura 44 y tabla 23). Como resultado, tal como se ha expuesto anteriormente, en el espacio bidimensional Q - V , no existe un único hidrograma para un periodo de retorno de T años, sino un conjunto de hidrogramas que producen el mismo nivel máximo en el embalse situados formando una curva (figura 45). Cuanto más suave sea la pendiente de la curva, mayor será la dependencia respecto del volumen. Por el contrario, cuanto más pronunciada sea la pendiente, mayor será la dependencia respecto del caudal punta.

Figura 44. Leyes de frecuencia de niveles máximos en el embalse (referidos a la cota del umbral del aliviadero) obtenida a partir de los resultados del proceso de simulación: Izquierda Presa A, Derecha Presa B.

Tabla 23. Niveles máximos en el embalse y caudales máximos vertidos en las presas A y B para distintos periodos de retorno.

Periodo retorno (años)	Presa A		Presa B	
	Nivel máximo embalse (m)	Caudal máximo vertido (m^3/s)	Nivel máximo embalse (m)	Caudal máximo vertido (m^3/s)
2	3.58	288	2.20	300
5	4.66	427	3.00	513
10	5.39	532	3.51	689
25	6.29	670	4.18	953
100	7.71	909	5.15	1458
500	9.29	1200	6.38	2183
1000	9.95	1334	6.83	2488

Figura 45. Curvas caudal-volumen correspondientes a iguales niveles máximos en los embalses. Se han marcado en trazo grueso las correspondientes a los periodos de retorno de 2, 5, 10, 25, 100, 500 y 1000 años: Izquierda Presa A. Derecha Presa B.

En el caso de la presa A, las curvas caudal-volumen son prácticamente verticales lo que indica que el papel del volumen del hidrograma es despreciable frente al del caudal punta, consecuencia de tener un volumen de embalse reducido. Por el contrario, en el caso de la presa B, con un volumen disponible para laminación mucho mayor, las curvas son mucho más tendidas, de tal forma que existen distintas parejas de caudal punta y volumen que producen un mismo nivel máximo en el embalse. En definitiva, hay diferentes hidrogramas que llevan a un mismo nivel máximo de embalse durante la laminación.

Para ilustrar esto, se han seleccionado cuatro hidrogramas para un período de retorno de 1000 años en el embalse B (figura 43), con caudales punta de 2.217, 2.415, 2.651 y 2.896 m^3/s , y volúmenes de 767, 690, 613 y 563 hm^3 , respectivamente. Estos cuatro hidrogramas, con diferentes caudales punta y volúmenes, producen un mismo nivel máximo en el embalse (6.8 m sobre el umbral del aliviadero), que es el nivel correspondiente a un período de retorno de 1000 años.

Por otra parte, el riesgo aguas abajo de la presa se puede determinar a partir de la ley de frecuencia de caudales máximos vertidos (figura 46), resultado también del proceso de simulación.

Figura 46. Leyes de frecuencia de caudales máximos vertidos obtenida a partir de los resultados del proceso de simulación: Izquierda Presa A. Derecha Presa B.

La aplicación práctica del procedimiento de cálculo expuesto anteriormente al dimensionamiento de los órganos de desagüe de la presa (longitud de aliviadero) se debe realizar mediante tanteos. Se debe partir de seleccionar varias longitudes posibles de aliviadero, calculando para cada una de ellas el tránsito por el embalse del conjunto de hidrogramas generados aleatoriamente, determinando el nivel máximo alcanzado en el embalse para cada uno de ellos. La representación gráfica en el plano $Q-V$, para cada longitud de aliviadero considerada, de todas las parejas caudal-volumen, conociendo su nivel máximo alcanzado en el embalse, permitirá trazar las isolíneas correspondientes a combinaciones de caudal punta y volumen que generarían un mismo nivel máximo en el embalse. La longitud de aliviadero a adoptar será aquella para la cual la curva correspondiente al máximo nivel admisible en el embalse corresponda al periodo de retorno de diseño (7).

En la figura 47 se muestran los resultados obtenidos en el caso de la presa B para distintas longitudes de aliviadero (35, 40, 45 y 55 m). Se observa cómo, al variar la longitud del aliviadero, cambia el periodo de retorno de la curva caudal-volumen correspondiente al nivel máximo admisible en el embalse (tabla 24).

Figura 47. Curvas caudal-volumen para distintas longitudes de aliviadero en la presa B: 35 m, 40 m, 45 m y 55 m. Se ha marcado en color rojo la curva correspondiente al nivel máximo admisible en el embalse.

Tabla 24. Periodo de retorno correspondiente al nivel máximo admisible en el embalse para distintas longitudes de aliviadero en la presa B.

Longitud aliviadero (m)	Periodo de retorno (años)
35	700
40	1000
45	1700
55	2500

5.3 PROPIEDADES DE LAS CURVAS CAUDAL-VOLUMEN

Se ha mostrado en el apartado anterior cómo las curvas caudal-volumen varían su forma dependiendo de las características de la cuenca y de la presa para la que se determinen. En este apartado se tratará de mostrar de una manera más sistemática cómo varían dichas curvas en función de la variación de dos características relevantes, el volumen de embalse y la longitud de aliviadero

disponible para desaguar la avenida. Para ello se ha partido de uno de los casos de estudio expuestos en el apartado anterior, en concreto del denominado como presa A, modificándolo al objeto de llevar a cabo el análisis propuesto. Las curvas se han obtenido mediante la generación estocástica de 10.000 parejas de valores (Q, V), aunque en las figuras se han representado por simplicidad únicamente las 100 parejas que generan los mayores niveles en el embalse.

En la figura 48 se muestra cómo varía la forma de las curvas caudal-volumen para distintos volúmenes de embalse (20, 60, 120 y 200 hm^3), entendiendo en este caso por volumen de embalse el disponible para laminar la avenida, entre la cota del umbral del aliviadero y el máximo nivel admisible en el embalse durante el paso de las avenidas, considerando una longitud de aliviadero de 20 m. Se ha asumido que el nivel inicial en el embalse es el correspondiente al umbral del aliviadero, y que éste desagua en lámina libre.

Figura 48. Influencia del volumen de embalse en las curvas caudal-volumen: Volumen de embalse de 20 hm^3 , 60 hm^3 , 120 hm^3 y 200 hm^3 .

Puede observarse cómo para el volumen de embalse más pequeño de 20 hm^3 las curvas son prácticamente verticales. Esto es lógico, ya que con un volumen de embalse pequeño la laminación del hidrograma será muy reducida y,

en consecuencia, el nivel máximo alcanzado en el embalse durante el paso de la avenida dependerá casi exclusivamente del caudal punta. En este caso, se podría ignorar el volumen a la hora de dimensionar los órganos de desagüe de la presa, realizando el cálculo con el caudal punta del periodo de retorno considerado para el diseño.

Al incrementar el volumen de embalse disponible para laminar el hidrograma las curvas van inclinándose, estando más tumbadas cuanto mayor sea el volumen de embalse. En este caso, el volumen del hidrograma juega un papel importante. Debido a la laminación, hidrogramas con caudales punta elevados y pequeños volúmenes generan niveles máximos en el embalse iguales a los de hidrogramas con caudales punta menores pero mayores volúmenes.

Puede observarse también cómo en todos los casos, con independencia de cuál sea el volumen de embalse, las curvas tienden a ponerse verticales a partir de un determinado volumen de hidrograma ya que, para un volumen de embalse determinado, el grado de laminación se va reduciendo al aumentar el volumen del hidrograma entrante al embalse y, por lo tanto, existirá un determinado volumen de hidrograma a partir del cual la laminación será ya despreciable.

Por otro lado, en la figura 49 se muestra cómo varía la forma de las curvas caudal-volumen al variar la longitud del aliviadero (15 y 20 m). Se ha partido del caso expuesto en el ejemplo anterior tomando un volumen de embalse de 200 hm³. Se ha marcado en color rojo la curva que correspondería al nivel máximo admisible en el embalse. Las etiquetas que identifican cada curva corresponden a la diferencia entre el nivel al que corresponde la curva y el máximo admisible en el embalse. Se observa cómo al incrementarse la longitud del aliviadero las curvas correspondientes a los distintos niveles de embalse se desplazan hacia la derecha, ya que al disponer de mayor capacidad de desagüe se necesitan caudales y volúmenes mayores para generar el mismo nivel máximo. Lógicamente, al desplazarse, la curva correspondiente al nivel máximo admisible en el embalse deja a su derecha un menor número de puntos (Q, V) simulados, lo que indica que corresponde a un mayor periodo de retorno. Es decir, al incrementar la longitud del aliviadero se incrementa también, como era de esperar, el periodo de retorno para el cual se produce el incumplimiento de los criterios de diseño.

Figura 49. Influencia de la longitud de aliviadero en las curvas caudal-volumen. Izquierda, longitud de aliviadero de 15 m. Derecha, longitud de aliviadero de 20 m.

Se han expuesto en este apartado algunos casos sencillos para ilustrar cómo varían las curvas caudal-volumen con las características de la presa. Lógicamente, la forma de las curvas puede variar también, y de forma más compleja, con otras características como la existencia de compuertas en el aliviadero y cómo se operen durante la avenida, el nivel inicial en el embalse o la existencia de más de un órgano de desagüe en funcionamiento.

6 CARACTERIZACIÓN DEL COMPORTAMIENTO ESTADÍSTICO DE LOS CAUDALES MÁXIMOS ESTACIONALES EN LA ESPAÑA PENINSULAR

Tal como se ha expuesto anteriormente, los procedimientos utilizados habitualmente en la práctica profesional para el cálculo de las avenidas estacionales pueden presentar ciertos problemas. En primer lugar, no suele interpretarse adecuadamente la información probabilística derivada de las funciones de distribución estacionales, relacionándola de manera inapropiada con el periodo de retorno anual, lo que puede conducir a emplear la información proporcionada por dichas leyes de frecuencia de una manera errónea e inconsistente con la ley de frecuencia anual. Por otra parte, el cálculo de las leyes de frecuencia estacionales de manera independiente para cada periodo estacional y la identificación en muchos casos de estos periodos con los distintos meses del año, puede conducir a obtener resultados sesgados, así como a que la composición de las leyes de frecuencia estacionales no reproduzca la ley de frecuencia anual.

En este contexto, el modelo estadístico de series de duración parcial o de máximos sobre un umbral puede ser una herramienta idónea para el estudio de las leyes de frecuencia estacionales, presentando las siguientes ventajas:

- Evita la obtención de leyes de frecuencia distintas entre meses del año con un comportamiento hidrológico similar en lo que se refiere a las avenidas.
- Permite utilizar todas las avenidas registradas en el año de forma conjunta disponiéndose, por tanto, de más información para el ajuste de las leyes de frecuencia estacionales, y evitando la obtención de resultados sesgados.
- Garantiza la coherencia entre las leyes de frecuencia estacionales y la anual.

Además, como se expone más adelante, mediante esta técnica las leyes de frecuencia estacionales pueden obtenerse directamente de la anual si ésta ya se conoce, por lo que las mejoras que se hayan introducido en el ajuste de ésta

última para reducir la incertidumbre en la estimación de los cuantiles de alto periodo de retorno, redundarán también en una reducción de la incertidumbre de las leyes de frecuencia estacionales.

No obstante, el estudio de las avenidas estacionales mediante un modelo de series parciales sólo es apropiado en aquellos casos en que los mecanismos de generación de las avenidas a lo largo del año sean similares y, por consiguiente, pueda considerarse también similar la magnitud de las avenidas esperables, de tal forma que los datos no puedan tratarse de manera independiente para cada periodo estacional. En aquellos casos en que existan mecanismos de generación de las avenidas claramente diferenciados entre unas estaciones del año y otras, con caudales de magnitud diferente, las avenidas estacionales deberán obtenerse mediante el ajuste de leyes de frecuencia a los datos de cada estación de forma independiente. De esta forma, se han realizado estudios dentro de esta Tesis con el objetivo de determinar si es adecuada la hipótesis de homogeneidad estadística de los datos de caudal de avenida correspondientes a distintas estaciones del año, asumiendo, por tanto, que corresponden a una misma población estadística.

Por otra parte, otro de los estudios realizados se ha centrado en la obtención de los periodos de tiempo dentro del año con un comportamiento diferenciado respecto a la ocurrencia de las avenidas pero aproximadamente homogéneo dentro del propio periodo, es decir, la identificación de los periodos estacionales para los que es apropiado realizar el estudio. Esta cuestión, como se ha puesto de manifiesto anteriormente, tiene importancia ya que los resultados podrían no ser correctos de realizarse el estudio para unos periodos estacionales que no se correspondan con estaciones climáticas claramente diferenciadas en lo que se refiere a la generación de las avenidas. Lógicamente, los periodos estacionales más apropiados pueden ser diferentes entre unas zonas geográficas y otras debido a sus diferencias climáticas. Para tener en cuenta esta circunstancia, el estudio se ha llevado a cabo para cada una de las regiones estadísticas identificadas anteriormente, ya que las diferencias entre las mismas son en gran parte resultado de las distintas condiciones climáticas en cada una de ellas.

Por último, como ya se indicó, quizá la mayor dificultad que presenta la aplicación práctica de la técnica de series parciales es la determinación adecuada

del umbral, de tal forma que garantice la independencia de los datos seleccionados para el ajuste del modelo. En la actualidad existen procedimientos estadísticos contrastados que permiten determinar ese umbral con garantías, pero en ocasiones su aplicación práctica puede ser compleja. De esta manera, otro de los estudios llevados a cabo en esta Tesis se ha encaminado a desarrollar un procedimiento sencillo para determinar el umbral, de tal forma que pueda servir de base para aplicar dicha técnica estadística.

Los tres trabajos indicados se han realizado para el ámbito geográfico de la España peninsular. Por otra parte, los estudios se han basado en las series de caudales medios diarios disponibles en las estaciones de aforos, ya que no se dispone, con carácter general, de las series de caudales instantáneos que serían necesarias para aplicar el procedimiento estadístico de las series parciales. No obstante, se considera que las conclusiones en cuanto a la identificación de periodos estacionales, y la posible homogeneidad estadística de los caudales de avenida en cada uno de ellos, no diferirán sustancialmente por el hecho de trabajar con caudales medios diarios.

En primer lugar, se expone el estudio encaminado a la determinación del umbral, ya que la selección del umbral y los caudales punta que lo exceden es una información necesaria para abordar los otros dos estudios. A continuación, se presenta el estudio sobre distribución estacional de la frecuencia de eventos de avenida y, por último, el análisis de la homogeneidad estadística de los caudales registrados en los distintos periodos estacionales.

6.1 APLICACIÓN DE LOS CRITERIOS DE INDEPENDENCIA DE LOS DATOS. DESARROLLO DE UN CRITERIO PARA LA SELECCIÓN DEL UMBRAL

El primer paso en la aplicación del método de series parciales consiste en la selección de los datos de caudal punta de avenida que van a formar parte de la serie de datos con la que ajustar el modelo. Esto implica la determinación del valor del umbral que permite discriminar los hidrogramas que se consideran relevantes, y que formarán parte del estudio, de los que no lo son. Como se ha dicho, este es uno de los puntos más críticos en la aplicación de la técnica de las series de duración parcial, de tal forma que se seleccione el mayor número de

picos de crecida posibles y a la vez se garantice la independencia de los datos que componen la muestra. Puesto que la independencia de los datos es una de las hipótesis básicas del modelo estadístico, y ésta depende del umbral seleccionado, la selección de dicho umbral no puede ser arbitraria y deberá realizarse aplicando criterios y técnicas que garanticen el objetivo buscado. En el capítulo 2 se han expuesto de manera resumida los criterios recogidos en la literatura técnica con esta finalidad.

Se han aplicado, a cada una de las estaciones seleccionadas en las distintas regiones estadísticas definidas anteriormente, dos de los criterios de selección de umbral expuestos en dicho capítulo: test sobre el número medio de eventos por año y test de la excedencia media sobre el umbral. El test del índice de dispersión no se ha utilizado, ya que presenta ciertas dificultades en su aplicación práctica, siendo más apropiado para identificar la necesidad de recurrir a funciones binomiales o binomiales negativas, en lugar de la de Poisson, para describir el proceso de llegada de eventos. Como se ha dicho, los tests se han aplicado sobre el registro de caudales medios diarios.

En la figura 50 se representan algunos ejemplos de la aplicación de los dos tests estadísticos anteriores a las estaciones de aforos de la región 31 en la cuenca del Tajo. En cada figura se representa la relación entre el valor del umbral y el de la excedencia media de los caudales pico sobre el mismo, así como la relación entre el valor del umbral y el número medio de excedencias anuales. Se ha identificado el tramo de la primera curva que presenta un comportamiento aproximadamente lineal y que se encuentra dentro del rango de valores del umbral situados a la derecha del aquél para el cual se produce el máximo valor de excedencias medias anuales. Se observa cómo dicho tramo coincide con un valor de excedencias medias del orden de 3. En el caso del ejemplo mostrado en la figura 51, correspondiente a la región 22 situada en la cuenca del Duero, debido a la menor frecuencia de aparición de eventos de avenida en esa zona, dicho tramo de la curva umbral-excedencia media coincide con un valor del número medio de eventos menor, del orden de 2. Resultados similares se han obtenido en el resto de regiones. Por consiguiente, la aplicación de los tests indicaría la conveniencia de seleccionar el umbral de tal forma que conduzca a un número medio de eventos por año del orden de 2 o 3, coincidente con el criterio proporcionado por Lang *et al.* [1999].

A partir de estos resultados se ha identificado el umbral en cada estación de aforos, correspondiente a un número medio de excedencias del orden de tres eventos por año. En las regiones con una menor incidencia de avenidas el umbral corresponde a un número medio de eventos menor, del orden de dos por año.

Figura 50. Gráficas resultantes de la aplicación de los tests estadísticos para la selección del umbral en dos estaciones de la región 31 (cuenca del Tajo). Se ha marcado con una línea roja el tramo de la curva umbral-excedencia media con un comportamiento aproximadamente lineal.

Figura 51. Gráficas resultantes de la aplicación de los tests estadísticos para la selección del umbral en dos estaciones de la región 22 (cuenca del Duero). Se ha marcado con una línea roja el tramo de la curva umbral-excedencia media con un comportamiento aproximadamente lineal.

Los resultados obtenidos se han analizado con la finalidad de sintetizarlos en un criterio de selección de umbral fácil de aplicar y que conduzca a resultados similares a los obtenidos, sin la necesidad de recurrir a realizar tanteos o a aplicar complejos tests estadísticos. Para ello, se ha empleado el criterio del factor de frecuencia (Rosbjerg and Madsen, 1992) que emplea dicho concepto para determinar el umbral a partir de la serie de caudales medios diarios:

$$S = E(Q) + K\sqrt{Var(Q)} \quad [76]$$

Siendo S el valor del umbral, $E(Q)$ la media de la serie de caudales medios diarios, $Var(Q)$ la varianza de dicha serie y K el factor de frecuencia, para el cual Rosbjerg y Madsen [1992] proponen un valor de 3.

En esta Tesis se propone emplear este procedimiento para determinar el umbral pero, en lugar de tomar un valor del factor de frecuencia constante e igual a 3, se ha determinado un valor para cada región estadística ajustando el resultado de la expresión [84] a los umbrales determinados anteriormente. Para cada estación de aforos se ha calculado un factor de frecuencia, obteniéndose posteriormente un valor medio para la región. Los valores de factor de frecuencia obtenidos oscilan entre 1.49 y 3.61 dependiendo de la región (tabla 25), con un valor medio de 2.33, próximo al valor indicado por Rosbjerg y Madsen [1992]. Como se ha dicho anteriormente, estos factores de frecuencia se han obtenido para su aplicación sobre la serie de caudales medios diarios, pudiendo no ser válidos sus resultados en caso de aplicarse sobre un registro continuo de caudales instantáneos.

Tabla 25. Factores de frecuencia (K) para selección del umbral en las distintas regiones estadísticas consideradas.

Región	K	Región	K
11	2.770	53	1.910
12	3.240	61	1.870
13	3.610	71	1.770
21	2.670	72	-
22	1.740	81	1.790
23	2.370	82	-
24	1.990	83	-
25	2.990	91	3.560
31	2.470	92	2.680
32	2.130	93	1.950
33	2.740	94	2.190
41	1.890	95	2.340
42	-	101	1.980
51	2.200	102	1.490
52	1.940		

En el caso de las regiones 42 y 83, debido a sus características hidrológicas, no existen, salvo en casos puntuales, hidrogramas de avenida claramente definidos, por lo que no ha podido llevarse a cabo el estudio para la

determinación del umbral. Por otra parte, tampoco se ha realizado el estudio en las regiones 72 y 82, pues en estas regiones, como se expondrá en el próximo apartado, no es apropiada, en general, la aplicación de la técnica de las series parciales para determinar las avenidas estacionales.

Por último, mediante el procedimiento descrito, se han determinado los umbrales a emplear en las distintas estaciones de aforos de cada región estadística y, en base a los mismos, se han seleccionado las series de máximos sobre un umbral con las que se ha llevado a cabo el resto de estudios.

6.2 ANÁLISIS DE LOS PATRONES DE DISTRIBUCIÓN ESTACIONAL DE LAS AVENIDAS

Una de las cuestiones clave en la obtención de las avenidas estacionales es determinar los periodos de tiempo dentro del año con un comportamiento diferenciado respecto a la ocurrencia de las avenidas pero aproximadamente homogéneo dentro del propio periodo. Como se comentó anteriormente, las ventajas de llevar a cabo un estudio estacional podrían perderse si la división en periodos estacionales que se adopte es en cierta medida artificial. De esta forma, una de los estudios abordados en esta Tesis ha consistido en analizar con carácter general dichas estaciones para las distintas zonas de España. El estudio se ha llevado a cabo partiendo de las regiones estadísticas identificadas anteriormente, determinando los patrones de distribución estacional de las avenidas para cada una de ellas.

El estudio se ha realizado mediante dos procedimientos diferentes que se complementan. Por una parte, se ha determinado el número medio de eventos de crecida para cada uno de los meses del año en cada una de las estaciones de aforos incluidas en las distintas regiones consideradas, así como los valores medios para todas las estaciones de la región. Esto permite diferenciar aquellos meses del año con una mayor incidencia de las avenidas frente a los que las sufren en menor medida. Para objetivar la decisión de agrupar los distintos meses en periodos con una incidencia similar de las avenidas se ha desarrollado un procedimiento estadístico sobre los datos del número medio de eventos mensuales. Este procedimiento permite además determinar si la variabilidad del número medio de eventos de avenida entre unos meses y otros del año se debe a la existencia de unas características estadísticas diferentes, propias de ese

periodo, o si se deben a causas puramente aleatorias. El fundamento del test estadístico propuesto es el siguiente. El número medio mensual de eventos es una variable aleatoria que sigue una distribución de Poisson.

Para dicha distribución se ha determinado el valor de la variable aleatoria que corresponde a un valor de la probabilidad acumulada del 5% y del 95%, respectivamente. Los meses del año que se salgan de dichos intervalos, por arriba o por abajo, tendrán una probabilidad muy baja (menos del 5%) de presentar un comportamiento homogéneo respecto a la media anual, por lo que será razonable considerar que corresponden a épocas del año con un comportamiento estadístico diferenciado respecto a la ocurrencia de avenidas.

Por otra parte, se ha aplicado el test propuesto por Ouarda *et al.* [1993], consistente en representar en un gráfico de forma continua el número acumulado de eventos de avenida, $n(t)$, o de excedencias del umbral, para cada año de la serie completa. Cada estación a considerar quedará entonces representada por una parte homogénea del gráfico en la que la pendiente de la curva, es decir, la derivada del número acumulado de eventos respecto al tiempo, $dn(t)/dt$, sea aproximadamente constante. En este trabajo, en lugar de representar el gráfico para cada año de la serie, se ha representado un gráfico medio para el conjunto de todos los años. Para hacer comparables los gráficos de distintas estaciones, se han expresado de forma adimensional, dividiendo por el número total de eventos, de tal forma que el número de eventos acumulado expresado en el gráfico es 1. Finalmente, se ha obtenido un gráfico medio para cada región. El test de Ouarda *et al.* [1993] presenta la ventaja respecto al desarrollado anteriormente de permitir el análisis con una resolución temporal inferior a la mensual, lo que puede ser importante en determinadas regiones. Sin embargo, tiene la desventaja de que no proporciona un procedimiento cuantitativo claro para definir las distintas épocas o estaciones del año, basándose la selección de dichos periodos en una apreciación visual. De esta manera, como se ha indicado anteriormente, ambos procedimientos se complementan.

En la figura 52 se presentan los gráficos obtenidos para cuatro regiones estadísticas que ilustran algunos de los patrones típicos. En las figuras de la izquierda se representa el número medio de eventos mensual (las líneas horizontales indican el número medio de eventos anual y el valor correspondiente

al 5% y al 95% de probabilidad), y en las de la derecha el gráfico correspondiente al test de Ouarda *et al.* [1993] medio para cada región.

Los gráficos de la región 31, en la cuenca del Tajo, corresponden al patrón de distribución típico de la mayoría de las cuencas atlánticas, con una gran concentración de avenidas en los meses de invierno, muy escasa incidencia en los de verano, y una situación intermedia y muy similar en los de primavera y otoño, aunque hay diferencias entre unas zonas y otras en cuanto al comienzo y final de cada periodo, y a la importancia relativa de los distintos periodos entre sí. Los gráficos de la región 81 en la cuenca del Júcar representan el comportamiento de algunas de las cuencas mediterráneas más alejadas de la costa y no afectadas por fenómenos de carácter convectivo (cabecera del Júcar, cabecera del Segura y algunas de las cuencas del Ebro). Se observa la principal concentración de avenidas en los meses del final del invierno y parte de la primavera, y poca incidencia (aunque no despreciable) en verano y parte del otoño. La región 72 en el Segura es representativa de las cuencas mediterráneas costeras afectadas por tormentas muy intensas de carácter convectivo. Las avenidas se concentran en los meses de otoño (principalmente octubre y noviembre), con una frecuencia menor y bastante homogénea durante el resto del año, salvo en los meses de julio y agosto en los que la incidencia es reducida, aunque no despreciable. Por último, los gráficos de la región 92 en el Ebro ilustran la situación típica de las cuencas con una influencia importante del deshielo en primavera, principalmente de las cuencas pirenaicas. Las avenidas se concentran al final de la primavera (principalmente en los meses de mayo y junio), y con una distribución bastante repartida en el resto del año. En el caso de la región 92, hay también una incidencia importante en los meses de otoño (octubre y noviembre), debido a las tormentas mediterráneas típicas de esa época que afectan a esa región, aunque en menor medida que en otras zonas. Por supuesto, como se ha dicho anteriormente, los patrones tipo expuestos no se producen de forma completamente idéntica en las distintas zonas, existiendo diferencias en cuanto al comienzo y final de los distintos periodos estacionales, y a su importancia relativa.

En el anexo III se exponen los resultados obtenidos para el resto de regiones identificadas.

Figura 52. Gráficas obtenidas en el análisis de los patrones de distribución intraanual de las avenidas en distintas regiones estadísticas. Izquierda: número medio de eventos mensual (las líneas horizontales indican el número medio de eventos anual y los percentiles del 5% y 95%). Derecha: Test de Ouarda et al. [1993] medio en la región.

No obstante, aunque el patrón medio de distribución intraanual de las avenidas en cada región es muy similar al de cada una de las estaciones de aforo por separado, existen en algunos casos diferencias en estaciones concretas, por lo que es conveniente realizar un análisis de esta distribución para las estaciones de aforos disponibles en la zona de estudio, por si el comportamiento local de dicha zona pudiera diferir del medio de la región.

6.3 ESTUDIO DE LA HOMOGENEIDAD ESTADÍSTICA DE LOS CAUDALES DE AVENIDA A LO LARGO DEL AÑO

Como se ha expuesto anteriormente, el cálculo de las avenidas estacionales mediante modelos de series de duración parcial no homogéneos implica asumir como hipótesis que la distribución que describe la probabilidad de que el caudal de un evento de avenida supere o no un valor determinado es la misma a lo largo de todo el año, variando únicamente de unas épocas a otras la frecuencia de aparición de los eventos. Con el objetivo de determinar en qué zonas se dan las condiciones para realizar el estudio de las avenidas estacionales mediante dicho modelo, y en cuáles se debe realizar el cálculo de forma independiente para cada periodo estacional, se ha llevado a cabo el estudio que se expone en este apartado.

Para ello, se ha analizado la homogeneidad estadística de la distribución que describe la probabilidad de que los caudales punta de los eventos de crecida tengan una determinada magnitud. Si dicha distribución no fuese homogénea, no sería adecuada la aplicación de la técnica de series parciales para determinar las avenidas estacionales, debiéndose analizar las series de máximos de cada periodo estacional por separado. El análisis de la homogeneidad se ha realizado para cada región estadística identificada anteriormente.

Se ha desarrollado un test estadístico basado en la determinación del intervalo de confianza (para un nivel de significancia del 10%) asociado a la media muestral de los máximos existentes en cada mes. Si la desviación de la media muestral mensual respecto a la media anual es superior al intervalo de confianza calculado, se podrá considerar de forma razonable que no existe homogeneidad respecto a la distribución estadística de la magnitud del caudal máximo, por lo que no se verificará la hipótesis asumida por el modelo de series de duración parcial.

Para cualquier población la media muestral es asintóticamente normal con media μ y desviación típica $\sigma/\sqrt{n}$, donde n es el número de datos de la muestra y σ se puede estimar mediante la desviación típica muestral ($\hat{s}$). De esta forma, los intervalos de confianza asociados a la estimación de la media a partir de la muestra, para un nivel de significancia α , vendrán dados por:

$$\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\hat{s}}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\hat{s}}{\sqrt{n}} \quad [77]$$

Siendo $\bar{x}$ la estimación de la media a partir de la muestra y $z_{\alpha/2}$ la variable normal estándar para una probabilidad acumulada $\alpha/2$.

El test se ha aplicado a todas las estaciones de aforos existentes en cada región. Con objeto de facilitar la comparación entre los resultados de distintas estaciones de aforos, cuya magnitud de caudales puede ser muy diferente, se han expresado de forma adimensional los datos dividiéndolos por la media de todos los eventos registrados en la estación.

En la figura 53 se muestran los resultados obtenidos para algunas estaciones de aforos representativas. En cada gráfico se ha representado el valor medio adimensional de todos los caudales registrados en cada uno de los meses del año (mediante un punto rojo), en negro y trazo continuo el valor medio en el año de todos los caudales adimensionales (igual a uno), y en negro y trazo discontinuo los límites de los intervalos de confianza. La anchura de los intervalos es variable según los meses del año puesto que también lo es el número de eventos registrados en cada mes (tamaño n de la muestra).

Figura 53. Gráficos con los resultados del test de homogeneidad aplicado a la distribución de probabilidad de la magnitud de los caudales punta superiores al umbral.

Como conclusión, la hipótesis de homogeneidad se verifica razonablemente en la mayoría de las estaciones analizadas (figura 53 – EA 5023), aunque en ocasiones se producen algunas desviaciones puntuales en meses concretos, generalmente en primavera u otoño. No obstante, en algunas estaciones se producen desviaciones de mayor magnitud en los meses de abril y mayo, correspondientes a zonas de montaña con fuerte presencia de nieve (figura 53 – EA 10016). Asimismo, es destacable la desviación que se produce en torno al mes de octubre en estaciones de las regiones costeras del Levante y Sureste peninsular (figura 53 – EA 8042), que podría estar relacionada con la presencia de eventos de tormenta de carácter convectivo en esa época del año, que dan lugar a crecidas con caudales muy superiores a los generados durante el resto del año.

Por otra parte, se producen también, en muchas ocasiones, desviaciones relevantes en los meses de verano (figura 53 – EA 10002), aunque en este caso es debido al escaso número de eventos registrados, por lo que las expresiones

teóricas empleadas para los intervalos de confianza podrían no ser válidas, ya que el comportamiento de la distribución se aproxima al de una normal de manera asintótica, no siendo válida dicha hipótesis para muestras de pequeño tamaño. En algunos casos concretos ni siquiera se han podido calcular los intervalos de confianza en esos meses del año al no haberse registrado ningún evento.

En el anexo IV se presentan algunos ejemplos de los resultados obtenidos para las distintas regiones estadísticas identificadas.

En consecuencia, aunque no puede extraerse una conclusión definitiva, los modelos de series parciales no homogéneos pueden ser una opción adecuada para el estudio de las avenidas estacionales, opción que conllevaría las distintas ventajas expuestas en apartados anteriores. No obstante, existen en algunos casos comportamientos estacionales heterogéneos para los cuales no sería adecuada dicha técnica, como es el caso de cuencas de montaña con importante presencia de nieve y de zonas costeras del Levante y Sureste peninsular con influencia de tormentas de carácter convectivo. Se recomienda llevar a cabo un análisis específico en cada caso concreto antes de decantarse por el uso de esta técnica.

6.4 PROPUESTA DE INTERPRETACIÓN DEL CONCEPTO DE PERIODO DE RETORNO PARA SU APLICACIÓN A LAS AVENIDAS ESTACIONALES

Al igual que se indicó en el capítulo anterior para el caso de las distribuciones bivariadas de caudal punta y volumen, es fundamental a la hora de utilizar los resultados del estudio sobre avenidas estacionales interpretar correctamente el concepto de periodo de retorno de diseño. En este sentido, es fundamental tener en cuenta que el periodo de retorno es un concepto anual y, por tanto, no puede aplicarse directamente a las leyes de frecuencia estacionales, ya que éstas recogen sólo la probabilidad de que se supere el caudal de diseño en una parte del año y no en su totalidad.

Cuando se diseñan los órganos de desagüe de una presa para un determinado periodo de retorno (T), lo que se está indicando es que la probabilidad de que se supere el nivel máximo admisible en el embalse a lo largo

de un año es $\frac{1}{T}$, pero obviamente el riesgo de fallo de la presa no es uniforme a lo largo del año. Las funciones de distribución estacionales, al estar referidas a un periodo temporal inferior al año, recogen sólo una parte de la probabilidad anual, de tal forma que la probabilidad anual se podría obtener como composición de las estacionales.

En consecuencia, el periodo de retorno anual no puede aplicarse a las leyes de frecuencia estacionales para obtener el caudal de diseño correspondiente a cada uno de los periodos estacionales. Por el contrario, a la hora de seleccionar los caudales de diseño para cada estación en la que se haya dividido el año es necesario distribuir previamente la probabilidad anual entre las distintas estaciones. Esta distribución no es única, sino que puede llevarse a cabo de múltiples formas diferentes, por lo que es necesario definir un criterio apropiado para realizarla.

Se puede analizar esta cuestión a través del siguiente ejemplo. Consideremos una zona en la que se pudieran distinguir dos periodos estacionales diferentes a lo largo del año (uno con duración r meses y otro con duración s meses, $r+s=12$), con funciones de distribución estacionales $G(x)$ y $H(x)$. La probabilidad de que se supere un caudal dado (q) será diferente en cada una de las dos épocas del año: $1-G(q)$ en la primera y $1-H(q)$ en la segunda, y la probabilidad de no excedencia anual, $F(q)$, se podrá expresar como producto de las probabilidades de no excedencia estacionales, suponiendo que la ocurrencia de una avenida en un periodo es independiente del otro.

$$F(q) = G(q)H(q) \quad [78]$$

Asimismo, se verificará:

$$T = \frac{1}{1 - G(q)H(q)} \quad [79]$$

Siendo T el periodo de retorno correspondiente al caudal q según la ley de frecuencia anual.

Tanto $G(q)$ como $H(q)$ serán lógicamente mayores que $F(q)$ y, por tanto, $1-G(q)$ y $1-H(q)$ serán menores que $1-F(q)$, al ser la probabilidad de excedencia del caudal q a lo largo de una determinada estación menor que a lo largo de todo el año. Este es el motivo por el que las leyes de frecuencia estacionales

proporcionan siempre caudales menores que la anual para una misma probabilidad.

Sin embargo, aunque las probabilidades de excedencia en cada uno de los periodos estacionales sean menores a la anual, no ocurre lo mismo con la probabilidad de excedencia por unidad de tiempo. Si se considera, como parece lógico, que la distribución de probabilidad dentro de cada periodo estacional es uniforme, se podría definir una función de distribución mensual en cada periodo como:

$$\begin{aligned} g_m(q) &= \sqrt[r]{G(q)} \\ h_m(q) &= \sqrt[s]{H(q)} \end{aligned} \quad [80]$$

En la que se ha asumido que la superación de un determinado caudal en un mes es independiente de otro. Asimismo, si se distribuye uniformemente la probabilidad anual entre todos los meses del año, se tendría:

$$f_m(q) = \sqrt[12]{F(q)} \quad [81]$$

Y su relación con las estacionales será:

$$f_m^{12}(q) = g_m^r(q) h_m^s(q) \quad [82]$$

Por lo que sólo pueden darse dos situaciones, o bien la probabilidad mensual es la misma en los dos periodos y, por tanto, igual a la media anual ($g_m(q) = h_m(q) = f_m(q)$), o bien la probabilidad mensual es menor a la media anual en uno de los periodos y mayor en el otro, no siendo uniforme la distribución de probabilidad a lo largo del año y, por tanto, estando uno de los periodos sometido a un riesgo mayor que el riesgo medio anual correspondiente al periodo de retorno T .

Si, por ejemplo, quisiéramos garantizar la no inundabilidad de una determinada zona aguas abajo de la presa para un determinado periodo de retorno fijando unos resguardos apropiados para cada estación, la determinación del caudal de diseño correspondiente a cada estación no debería realizarse entrando en cada una de las leyes de frecuencia estacionales con un periodo de retorno T igual al periodo de retorno anual, sino distribuyendo de manera apropiada la probabilidad anual entre las distintas estaciones. De hecho, en el

caso de seleccionar los caudales estacionales como los de periodo de retorno T , la probabilidad anual resultante de componer las i probabilidades estacionales no se correspondería con la de ese periodo de retorno:

$$\prod_i \left(1 - \frac{1}{T}\right) < 1 - \frac{1}{T} \quad [83]$$

En concreto, la probabilidad anual correspondería a un periodo de retorno inferior a T , por lo que el diseño con los caudales estacionales de T años de periodo de retorno dejaría del lado de la inseguridad.

Como se ha dicho, lo correcto es tomar aquellos caudales estacionales correspondientes a una determinada probabilidad resultado de distribuir la probabilidad anual entre las distintas estaciones. Una forma de distribuir la probabilidad es la que se deriva de tomar en todos los periodos estacionales un caudal q igual al anual de periodo de retorno T , según se expresa en [78], aunque esta opción resulta poco útil de cara a reflejar en el diseño el mayor o menor riesgo de cada periodo estacional.

De entre todas las posibilidades existentes para distribuir la probabilidad anual entre los periodos estacionales, parece que una opción razonable sería distribuir la probabilidad de manera homogénea entre todos los meses del año, de tal manera que en ninguna época del año haya un mayor riesgo que en otra. Es decir, que las distribuciones mensuales de probabilidad sean iguales en todas las estaciones e iguales a la media anual de periodo de retorno T . Esto implicaría trabajar con un caudal de diseño variable a lo largo del año, teniendo tantos caudales de diseño como periodos estacionales se hayan definido.

En el caso del ejemplo anterior, se tendría un caudal q_1 en la primera época y uno q_2 en la segunda, que corresponderían a probabilidades de excedencia mensuales idénticas en cada una de las estaciones, e iguales a la probabilidad mensual media correspondiente al periodo de retorno T :

$$1 - g_m(q_1) = 1 - h_m(q_2) \Rightarrow g_m(q_1) = h_m(q_2) = f_m(q) \quad [84]$$

Por otra parte, la probabilidad de fallo anual deberá ser $1/T$, por lo que se deberá verificar:

$$T = \frac{1}{1-F(q)} = \frac{1}{1-G(q_1)H(q_2)} = \frac{1}{1-g_m^r(q_1)h_m^s(q_2)} = \frac{1}{1-g_m^{12}(q_1)} = \frac{1}{1-h_m^{12}(q_2)} \quad [85]$$

Donde se han empleado las ecuaciones [79] y [80]. La expresión [85] permite determinar los caudales de diseño q_1 y q_2 de cada periodo, y determinar a partir de ellos los resguardos apropiados para cada uno de los periodos del año. Uno de los caudales (q_1 o q_2) será mayor que el anual correspondiente al periodo de retorno $T(q)$, y el otro menor, por lo que el diseño será más exigente que el correspondiente al caudal anual en uno de los periodos y menor en el otro.

Teniendo en cuenta [80] y [81], el valor de la función de distribución para los caudales de diseño en cada periodo será:

$$\begin{aligned} g_m(q_1) &= f_m(q) = \sqrt[r]{G(q_1)} = \sqrt[r]{F(q)} \Rightarrow G(q_1) = [F(q)]^{\frac{r}{12}} \\ h_m(q_2) &= f_m(q) = \sqrt[s]{H(q_2)} = \sqrt[s]{F(q)} \Rightarrow H(q_2) = [F(q)]^{\frac{s}{12}} \end{aligned} \quad [86]$$

Lógicamente, la composición de las probabilidades estacionales da como resultado la anual:

$$G(q_1)H(q_2) = [F(q)]^{\frac{r}{12}} \cdot [F(q)]^{\frac{s}{12}} = [F(q)]^{\frac{r+s}{12}} = F(q) \quad [87]$$

Ya que $r+s=12$. Por consiguiente, los caudales de diseño estacionales corresponderán, respecto a su función de distribución estacional, a los siguientes periodos de retorno relacionados con el periodo de retorno anual T :

$$\begin{aligned} G(q_1) &= [F(q)]^{\frac{r}{12}} \Rightarrow 1 - \frac{1}{T_G} = \left(1 - \frac{1}{T}\right)^{\frac{r}{12}} \Rightarrow T_G = \frac{1}{1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^{\frac{r}{12}}} \\ H(q_2) &= [F(q)]^{\frac{s}{12}} \Rightarrow 1 - \frac{1}{T_H} = \left(1 - \frac{1}{T}\right)^{\frac{s}{12}} \Rightarrow T_H = \frac{1}{1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^{\frac{s}{12}}} \end{aligned} \quad [88]$$

Siendo T_G y T_H los periodos de retorno estacionales de cada periodo. Las expresiones anteriores se pueden emplear para cualquier número de periodos

estacionales dentro del año, simplemente sustituyendo r o s por el número de meses que corresponda a cada periodo estacional.

6.5 METODOLOGÍA PROPUESTA PARA EL CÁLCULO DE LAS AVENIDAS ESTACIONALES. CASO DE ESTUDIO

Los resultados de los estudios presentados en los apartados anteriores permiten concluir que los modelos estadísticos de series parciales no homogéneos pueden ser una opción adecuada para el estudio de las avenidas estacionales en muchas situaciones. La utilización de este tipo de técnica tendría como ventaja el garantizar la coherencia entre las funciones de distribución estacionales y la anual, así como el evitar utilizar series de datos sesgadas en aquellos casos en los que el fenómeno físico que genera las avenidas no cambia sustancialmente de una estación a otra (pero se presenta con una mayor frecuencia en determinados momentos del año) y, por tanto, no puede tratarse de manera independiente para cada estación. Además, mediante esta técnica las leyes de frecuencia estacionales pueden obtenerse directamente de la anual, por lo que las mejoras que se hayan introducido en el ajuste de ésta última redundarán también en una reducción de la incertidumbre de las leyes de frecuencia estacionales.

En este apartado se propone un procedimiento para el cálculo de las avenidas estacionales en base a esta técnica, ilustrándolo mediante su aplicación a la estación de aforos 3182, situada en el río Alagón, en la región 31 de la cuenca del Tajo (figura 54), con una cuenca vertiente de 426 km².

Figura 54. Situación de la estación de aforos 3182 en la cuenca del Tajo.

El primer paso consistiría en seleccionar el conjunto de caudales pico que superan un determinado valor umbral. Como se ha expuesto anteriormente, este umbral debe seleccionarse de manera que se garantice la independencia del conjunto de datos seleccionados, lo cual constituye una hipótesis básica del modelo estadístico. Con objeto de facilitar la selección del umbral, en el apartado 6.1 se ha desarrollado un procedimiento sencillo basado en aplicar la expresión [76] a partir de los valores del factor de frecuencia expuestos en la tabla 25. Dado que habitualmente no se dispone de un registro continuo de caudales instantáneos de suficiente extensión, se propone trabajar con la serie de caudales medios diarios, asumiendo que las conclusiones a los efectos de este estudio no diferirán sustancialmente respecto a las que se obtendrían de trabajar con caudales instantáneos. No obstante, en caso de disponer del registro de caudales instantáneos, la realización del estudio debe basarse en él, aunque en este caso podría no ser adecuada la aplicación de la expresión [76].

La estación de aforos 3182 dispone de registro desde el año hidrológico 1969-70. La media y la desviación típica de la serie de caudales medios diarios es, respectivamente, de 3.05 y 9.0645. El valor del factor de frecuencia propuesto para la región 31 en la tabla 1 es de 2.47. Aplicando la expresión [76]

se llega a un valor del umbral de $25 \text{ m}^3/\text{s}$. A partir de este umbral se puede llevar a cabo la selección de caudales pico que formarán la muestra (figura 55), obteniéndose un número de excedencias medio por año de 4.04.

Figura 55. Selección de caudales pico mediante la técnica de máximos sobre un umbral a lo largo de un año hidrológico en la estación 3182 de la cuenca del Tajo.

Dado que el cálculo de las avenidas estacionales mediante modelos de series de duración parcial no homogéneos implica asumir como hipótesis que la distribución que describe la probabilidad de que el caudal de un evento de avenida supere o no un valor determinado es la misma a lo largo de todo el año, es necesario verificar que se cumple dicha hipótesis antes de abordar el estudio. En el caso de que se concluya que esa hipótesis no es apropiada para el caso concreto que se esté considerando no será adecuado realizar el cálculo mediante la técnica de las series parciales, siendo preferible abordarlo de forma independiente para cada periodo estacional. En el apartado 6.3 se ha propuesto un test estadístico para analizar la homogeneidad de la distribución que describe la magnitud de los caudales de avenida, basado en la determinación del intervalo de confianza asociado a la media muestral de los máximos existentes en cada mes. En el caso de que las medias mensuales se encuentren dentro del intervalo de confianza, respecto a la media anual, correspondiente a un determinado nivel

de significancia (por ejemplo el 10%) se podrá asumir la homogeneidad de los máximos mensuales. En la figura 56 se muestra el gráfico resultante de aplicar este procedimiento a la estación de aforos 3182. Se observa cómo los valores mensuales permanecen dentro de los intervalos de confianza, por lo que se puede asumir como razonable la hipótesis de homogeneidad. En el caso del mes de agosto no es posible aplicar el test al no haberse registrado ningún evento. En consecuencia, se puede considerar adecuada en este caso la técnica de las series parciales.

Figura 56. Resultado de aplicar el test de homogeneidad de la distribución de caudales punta superiores al umbral a la estación 3182.

Una de las cuestiones clave a analizar antes de llevar a cabo el cálculo de las leyes de frecuencia estacionales, es determinar los periodos de tiempo dentro del año con un comportamiento diferenciado respecto a la ocurrencia de las avenidas. Con esta finalidad, en el apartado 6.2 se propuso la aplicación de un test estadístico sobre los datos del número medio de eventos mensuales. De manera complementaria se propuso aplicar el test de Ouarda *et al.* [1993]. En la figura 57 se muestra el resultado de aplicar estos tests a la estación 3182. En base a estos resultados se han identificado los periodos estacionales indicados en la tabla 26, junto con su duración y el número medio de eventos correspondiente

a cada periodo. Lógicamente, la suma del número medio de excedencias de cada periodo estacional debe ser igual al número medio de excedencias anual, 4.04. Los periodos identificados son muy similares a los obtenidos anteriormente como promedio para la región 31 y parecidos, aunque con algunas diferencias, a las estaciones climáticas convencionales.

Figura 57. Gráficas obtenidas en el análisis de los patrones de distribución intraanual de las avenidas en la estación de aforos 3182. Izquierda: número medio de eventos mensual (las líneas horizontales indican el número medio de eventos anual y los percentiles del 5% y 95%). Derecha: Test de Ouarda et al. [1993].

Tabla 26. Periodos estacionales identificados para la estación de aforos 3182.

Periodo	Meses	Duración (meses)	Nº medio de excedencias
1	2ª mitad de diciembre, enero y febrero	2.5	2.14
2	Marzo, abril y mayo	3	0.95
3	Junio, julio, agosto, septiembre y 1ª mitad de octubre	4.5	0.14
4	2ª mitad de octubre, noviembre y 1ª mitad de diciembre	2	0.81

Puesto que la aplicación de la técnica de las series parciales al cálculo de las avenidas estacionales asume que la distribución de la magnitud de los caudales es la misma a lo largo de todo el año, variando únicamente de unas épocas a otras la frecuencia de aparición de los eventos, las leyes de frecuencia estacionales pueden obtenerse fácilmente a partir de la ley de frecuencia anual, si se conoce ésta, mediante su desagregación. Esto tiene además la ventaja, como se ha expuesto anteriormente, de que las mejoras que se hayan introducido en el ajuste de la ley de frecuencia anual para reducir la

incertidumbre en la estimación de los cuantiles de alto periodo de retorno (regionalización, información histórica) redundarán también en una reducción de la incertidumbre de las leyes de frecuencia estacionales.

En el caso de que la función de distribución anual sea una Gumbel, las funciones de distribución estacionales serán también una Gumbel con parámetro de localización:

$$\xi = x_0 + \alpha \ln \left(\frac{\lambda_e^i}{\lambda_a} \right) \quad [89]$$

Y parámetro de escala igual al anual. Siendo x_0 y α los parámetros de localización y escala, respectivamente, de la función de distribución anual, λ_a el número medio de eventos por año y λ_e^i el número medio de eventos en el periodo estacional i .

En el caso de que la función de distribución anual sea una GEV, las funciones de distribución estacionales serán también una GEV con parámetros de localización y escala:

$$\xi = x_0 + \frac{\alpha \left(1 - \left(\frac{\lambda_e^i}{\lambda_a} \right)^{-k} \right)}{k} \quad [90]$$

$$\beta = \alpha \left(\frac{\lambda_e^i}{\lambda_a} \right)^{-k} \quad [91]$$

Y parámetro de forma igual al anual. Siendo x_0 , α y k los parámetros de localización, escala y forma, respectivamente, de la función de distribución anual, λ_a el número medio de eventos por año y λ_e^i el número medio de eventos en el periodo estacional i .

En el caso de la estación de aforos 3182, la función de distribución anual, previamente calculada, es una GEV (figura 58) con los parámetros indicados en la tabla 27. Teniendo en cuenta esta información y los números medios de excedencias anuales y estacionales (tabla 26), se pueden calcular los parámetros de las funciones de distribución estacionales mediante las expresiones [90] y [91] (tabla 27). En la figura 58 se representan las leyes de frecuencia estacionales,

quedando éstas por debajo de la anual y proporcionando, por tanto, caudales inferiores para un mismo periodo de retorno. Asimismo, se observa cómo la ley de frecuencia del periodo 3 (meses de verano) proporciona caudales negativos para los periodos de retorno más bajos. Esto es lógico, ya que el rango de variación de la variable aleatoria en el caso de una función GEV es de $-\infty$ a ∞ , y en el caso del periodo estacional 3 la probabilidad de ocurrencia de eventos de avenida es muy baja. A efectos prácticos los caudales negativos deben interpretarse como cero.

Figura 58. Leyes de frecuencia anual y estacionales en la estación de aforos 3182.

Tabla 27. Parámetros de las funciones de distribución anual y estacionales para la estación de aforos 3182.

Periodo	Parámetro de localización	Parámetro de escala	Parámetro de forma
Anual	63.43	58.09	-0.13
1	27.94	53.58	-0.13
2	-13.34	48.32	-0.13
3	-94.78	37.95	-0.13
4	-21.11	47.33	-0.13

Sin embargo, si se representan las leyes de frecuencia mensuales de cada periodo estacional junto con la media mensual anual (figura 59), según lo expresado en [80] y [81], se observa cómo la situación cambia siendo la probabilidad de ocurrencia de los caudales por unidad de tiempo mayor a la anual durante el periodo 1, claramente menor durante el periodo 3, y similar al promedio anual durante los periodos 2 y 4, lo que expresa claramente la diferente distribución del riesgo durante el año.

Figura 59. Leyes de frecuencia mensuales, anual y estacionales, en la estación de aforos 3182.

La selección de caudales de diseño estacionales a partir de estas leyes de frecuencia debe hacerse de tal forma que la combinación de las probabilidades estacionales dé como resultado la anual de periodo de retorno T , y que el reparto de la probabilidad anual entre los distintos periodos estacionales obedezca a criterios lógicos. En el apartado 6.4 se ha propuesto un criterio para llevar a cabo este reparto, consistente en distribuir la probabilidad de manera homogénea entre todos los meses del año, de tal manera que en ninguna época del año haya un mayor riesgo que en otra, lo que supone trabajar con un caudal de diseño variable a lo largo del año. Esto implica que los periodos de retorno a aplicar a las leyes de frecuencia estacionales vendrían dados por la expresión [96], en

función de la duración de cada uno de los periodos estacionales y del periodo de retorno anual T .

En el caso de la estación 3182 y para, por ejemplo, un periodo de retorno anual de 500 años, se obtendrían los periodos de retorno y caudales estacionales de la tabla 28, cuya selección cumpliría las condiciones expresadas anteriormente. Se observa cómo el caudal correspondiente a los meses de invierno (periodo 1), en los que hay una mayor incidencia de avenidas, es mayor que el anual; mucho menor en los meses de verano (periodo 3) en los que no hay prácticamente incidencias de avenidas, y similares al anual en los otros dos periodos.

Tabla 28. Caudales y periodos de retorno estacionales en la estación de aforos 3182, para un periodo de retorno anual de 500 años.

Periodo	Periodo de retorno (años)	Caudal (m^3/s)
Anual	500	619
1	2398	749
2	1998	613
3	1332	357
4	2997	646

7 CONCLUSIONES

En este capítulo se presentan en primer lugar la conclusiones de la Tesis. A continuación, se describen las aportaciones originales realizadas durante el desarrollo de la misma. Por ultimo, se describen las futuras líneas de investigación derivadas de su realización.

7.1 CONCLUSIONES

A continuación se presentan las conclusiones obtenidas como resultado de la realización de esta Tesis:

1) Análisis y selección de modelos estadísticos regionales para el ajuste y extrapolación de leyes de frecuencia de caudales máximos en la España peninsular

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 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 o 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 esta Tesis, 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. Los resultados muestran que, en general, los modelos estadísticos, con el patrón de regionalización adoptado, son capaces de reproducir con bastante precisión la distribución en la región de los estadísticos considerados. No obstante, algunos modelos en cada región presentan ciertas dificultades para reproducir dichos estadísticos. Esto ha permitido hacer una selección de los modelos más adecuados en cada región para su análisis posterior. 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.

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 distribución. 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, una vez eliminados los outliers. 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.

2) Caracterización de la relación entre el caudal punta y el volumen del hidrograma

Se ha desarrollado un procedimiento que permite describir la dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen del hidrograma de una manera sencilla y robusta, mediante un enfoque alternativo a la obtención directa de la función de distribución conjunta bivariada, consistente en emplear dos funciones: la función de distribución marginal del caudal punta (la ley de frecuencia de caudales punta habitualmente utilizada en hidrología de crecidas), y la función de distribución condicionada del volumen respecto al caudal, es decir, la función que indica cuál es la probabilidad de que un hidrograma de avenida tenga un determinado volumen sabiendo que su caudal punta tiene un valor determinado.

Se ha analizado la relación entre el caudal y el volumen de los hidrogramas a partir de la información disponible en distintas estaciones de aforos. Se ha observado una fuerte dependencia entre ambas variables

del hidrograma, lo que acota el rango de combinaciones normales de ambas variables que muestran una relación casi lineal a escala logarítmica. El análisis en las regiones estadísticas definidas en esta Tesis parece indicar que se podría considerar una única relación entre el caudal y el volumen a nivel regional, lo que permite incrementar el número de datos disponibles para caracterizar la relación de dependencia entre ambas variables, reduciendo la incertidumbre y aumentando la robustez de la estimación.

La caracterización de la relación caudal-volumen a nivel regional se ha realizado partiendo de una estandarización de los datos dividiendo los caudales y volúmenes por sus valores medios en cada estación. La distribución condicionada del volumen respecto al caudal viene definida por una distribución log-normal, diferente para cada valor del caudal punta, estando determinada su media por una ecuación de regresión regional entre los valores adimensionales de caudal y volumen, y su desviación típica por un valor regional igual a la desviación estándar del ajuste de la regresión.

Se ha propuesto un método para su aplicación práctica al análisis de la seguridad hidrológica de las presas a través de un procedimiento de cálculo probabilístico basado en la generación estocástica de un número elevado de hidrogramas, y se ha aplicado a dos casos de ejemplo. La generación sintética de hidrogramas consiste en tres pasos: generación estocástica de un conjunto de caudales punta, generación estocástica de un volumen de hidrograma para cada caudal punta y asignación de una forma de hidrograma a cada pareja de caudal punta-volumen. Estos hidrogramas se han obtenido de manera simplificada reescalando un hidrograma procedente de la modelación hidrológica de la cuenca vertiente a cada presa.

Se ha puesto de manifiesto la importancia de interpretar correctamente el concepto de periodo de retorno de diseño en el caso de una variable hidrológica bivariada, refiriéndolo a la probabilidad de superar el nivel máximo admisible en el embalse y no a la probabilidad de ocurrencia de un determinado evento hidrológico (hidrograma de avenida). Al relacionar este periodo de retorno con las variables

hidrológicas, el hidrograma de diseño de la presa deja de ser un único hidrograma para convertirse en una familia de hidrogramas que generan un mismo nivel máximo en el embalse, representados mediante una curva en el plano caudal-volumen. Esta familia de hidrogramas de diseño depende de la propia presa a diseñar, variando las curvas caudal-volumen en función de las características de la presa como, por ejemplo, el volumen de embalse o la longitud del aliviadero. Cuanto más suave sea la pendiente de las curvas caudal-volumen, mayor será la dependencia respecto del volumen. Por el contrario, cuanto más pronunciada sea la pendiente, mayor será la dependencia respecto del caudal punta.

3) Caracterización del comportamiento estadístico de los caudales máximos estacionales en la España peninsular

Se han realizado estudios dentro de esta Tesis con el objetivo de determinar si es adecuada la hipótesis de homogeneidad estadística de los datos de caudal de avenida correspondientes a distintas estaciones del año, asumiendo, por tanto, que corresponden a una misma población estadística, lo que ha permitido determinar la aplicabilidad del modelo estadístico de máximos sobre un umbral no homogéneo para el estudio de las leyes de frecuencia estacionales. Para ello, se ha desarrollado un test estadístico basado en la determinación del intervalo de confianza (para un nivel de significancia del 10%) asociado a la media muestral de los máximos existentes en cada mes, aplicándolo a las estaciones de aforos de cada una de las regiones estadísticas identificadas en esta Tesis. La hipótesis de homogeneidad se verifica razonablemente en la mayoría de las estaciones analizadas, aunque en ocasiones se producen algunas desviaciones puntuales en meses concretos, principalmente en cuencas de montaña con importante presencia de nieve, y en zonas costeras del Levante y Sureste peninsular con influencia de tormentas de carácter convectivo. De esta forma, los modelos de series parciales no homogéneos pueden ser una opción adecuada para el estudio de las avenidas estacionales, aunque no puede extraerse una conclusión definitiva y se recomienda llevar a cabo un análisis específico en cada caso concreto antes de decantarse por el uso de esta técnica.

Otro de los trabajos realizados se ha centrado en el análisis de los periodos estacionales, con un comportamiento diferenciado respecto a la ocurrencia de avenidas, en los que se debe basar el estudio de los caudales estacionales, cuestión de gran relevancia para obtener resultados correctos. Al igual que antes, el trabajo se ha llevado a cabo para cada una de las regiones estadísticas identificadas en esta Tesis. Se han aplicado dos procedimientos diferentes que se complementan. Por un lado, se ha desarrollado un procedimiento estadístico sobre los datos del número medio de eventos mensuales, y por otra parte, se ha aplicado el test propuesto por Ouarda *et al.* [1993]. Con los resultados obtenidos se han podido identificar determinados patrones típicos en la geografía nacional respecto a la distribución estacional de ocurrencia de avenidas.

También se ha desarrollado un procedimiento sencillo para determinar el umbral de selección de los datos dentro de la técnica de los máximos sobre un umbral, de tal forma que se garantice su independencia, puesto que la determinación de dicho umbral es quizá la mayor dificultad práctica en la aplicación de dicha técnica. Para ello, se ha empleado el criterio del factor de frecuencia que emplea dicho concepto para determinar el umbral a partir de la serie de caudales medios diarios, determinando el valor de dicho factor para cada región estadística. Los valores de factor de frecuencia obtenidos oscilan entre 1.49 y 3.61 dependiendo de la región.

Por otra parte, otro de los problemas que se presenta en la práctica profesional habitual, es que no suele interpretarse adecuadamente la información probabilística derivada de las funciones de distribución estacionales, relacionándola de manera inapropiada con el periodo de retorno anual, lo que puede conducir a emplear la información proporcionada por dichas leyes de frecuencia de una manera errónea e inconsistente con la ley de frecuencia anual. En este sentido, es fundamental tener en cuenta que el periodo de retorno es un concepto anual y, por tanto, no puede aplicarse directamente a las leyes de frecuencia estacionales, ya que éstas recogen sólo la probabilidad de que se supere el caudal de diseño en una parte del año y no en su totalidad.

A la hora de seleccionar los caudales de diseño para cada periodo estacional en que se haya dividido el año es necesario distribuir previamente la probabilidad anual entre las distintas estaciones. Esta distribución no es única, sino que puede llevarse a cabo de múltiples formas diferentes, por lo que es necesario definir un criterio apropiado para realizarla. En esta Tesis se propone distribuir la probabilidad de manera homogénea entre todos los meses del año, de tal manera que en ninguna época del año haya un mayor riesgo que en otra. Esto implica trabajar con un caudal de diseño variable a lo largo del año, teniendo tantos caudales de diseño como periodos estacionales se hayan definido. En base a este criterio, se han desarrollado expresiones matemáticas para obtener los periodos de retorno estacionales a partir de su duración y del periodo de retorno anual.

Por último, se ha propuesto un procedimiento para el cálculo de las avenidas estacionales en base a la técnica de las series parciales, ilustrándolo mediante su aplicación a la estación de aforos 3182, situada en el río Alagón, en la cuenca del Tajo. Las leyes de frecuencia estacionales se obtienen fácilmente a partir de la desagregación de la ley de frecuencia anual, en función de la frecuencia media de aparición de los eventos de avenida en cada uno de los periodos.

Las tres metodologías desarrolladas se complementan entre sí para constituir una única metodología para el cálculo de los órganos de desagüe de las presas. En el primer trabajo se proponen criterios para obtener la ley de frecuencia de caudales máximos anuales, básica en cualquier estudio de avenidas, de una forma robusta, reduciendo la incertidumbre y de manera homogénea entre las distintas zonas geográficas. Esta ley de frecuencia constituye, junto a las relaciones caudal-volumen identificadas en esta Tesis, una de las piezas básicas para la generación estocástica de hidrogramas en la que se basa el procedimiento probabilístico propuesto para el análisis de la seguridad hidrológica de las presas. Por otra parte, la ley de frecuencia de caudales máximos anuales es básica en el cálculo de las leyes de frecuencia estacionales, ya que se propone obtenerlas directamente por desagregación de la anual a partir de la frecuencia media de aparición los eventos de avenida en cada uno de los periodos estacionales identificados, aprovechando así todas las mejoras introducidas al

obtener la ley de frecuencia anual y garantizando la coherencia con la misma. Asimismo, en aquellos casos en que sea necesario llevar a cabo el análisis de la seguridad hidrológica de forma estacional, las relaciones caudal-volumen obtenidas en esta Tesis pueden aplicarse a la generación estocástica de hidrogramas estacionales (a partir de las leyes de frecuencia de caudales máximos estacionales), asumiendo que dichas relaciones no cambian sustancialmente entre unos periodos estacionales y otros.

7.2 APORTACIONES ORIGINALES DE LA TESIS

Se exponen a continuación las aportaciones originales de la presente Tesis, clasificadas en los siguientes apartados:

a) Principales aportaciones originales realizadas

Dentro del análisis y selección de modelos estadísticos regionales para el ajuste y extrapolación de leyes de frecuencia de caudales máximos en la España peninsular:

- Desarrollo de un procedimiento de ajuste regional de la función TCEV en las regiones costeras del Levante y Sureste peninsular en caso de no contar con avenidas históricas para su ajuste.

En lo que se refiere a la caracterización de la relación entre el caudal punta y el volumen del hidrograma:

- Propuesta de un criterio para interpretar el concepto de periodo de retorno de diseño en el caso de una variable hidrológica bivariada.
- Desarrollo de un procedimiento que permite describir la dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen de la avenida de una manera sencilla y robusta, mediante un enfoque alternativo a la obtención directa de la función de distribución conjunta bivariada.
- Caracterización de la dependencia estadística entre el caudal punta y el volumen de la avenida, según el procedimiento citado en el

punto anterior, para cada una de las regiones estadísticas identificadas.

- Propuesta de un método para la aplicación práctica, al análisis de la seguridad hidrológica de las presas, de la caracterización estadística anterior a través de un procedimiento de cálculo probabilístico basado en la generación estocástica de un número elevado de hidrogramas.
- Determinación de las propiedades de las curvas caudal-volumen en función de las características de la presa.

Respecto a la caracterización del comportamiento estadístico de los caudales máximos estacionales en la España peninsular:

- Propuesta de un criterio para interpretar adecuadamente la información probabilística derivada de las funciones de distribución estacionales.
- Desarrollo de expresiones matemáticas para obtener los periodos de retorno estacionales a partir de la duración de las estaciones climáticas y del periodo de retorno anual.

b) Aplicación de metodologías existentes al ámbito de la España peninsular

Dentro del análisis y selección de modelos estadísticos regionales para el ajuste y extrapolación de leyes de frecuencia de caudales máximos en la España peninsular:

- Identificación y delimitación de las regiones con homogeneidad estadística, respecto al comportamiento de los caudales máximos anuales, en el territorio de la España peninsular.
- Determinación del esquema de regionalización más adecuado para las distintas zonas de la España peninsular en función del número de datos disponibles en la muestra.
- Determinación de 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.

Respecto a la caracterización del comportamiento estadístico de los caudales máximos estacionales en la España peninsular y la determinación de la aplicabilidad del método de series parciales no homogéneo para su cálculo:

- Determinación de la aplicabilidad, en las distintas regiones estadísticas identificadas, del método de series parciales no homogéneo al cálculo de los caudales máximos estacionales, verificando si es adecuada la hipótesis de homogeneidad estadística de los datos de caudal de avenida correspondientes a distintas estaciones del año.
- Análisis de los periodos estacionales con un comportamiento diferenciado respecto a la ocurrencia de avenidas para cada una de las regiones estadísticas identificadas.
- Desarrollo de un procedimiento sencillo para determinar el umbral de selección de los datos dentro de la técnica de las series parciales, de tal forma que se garantice su independencia.

7.3 FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN

A continuación se describen las futuras líneas de investigación derivadas de la presente Tesis:

- Desarrollo de expresiones matemáticas que permitan determinar los intervalos de confianza de las leyes de frecuencia de caudales máximos obtenidas a partir de los modelos regionales propuestos en esta Tesis, tanto para la función GEV con altos valores de L-CS como para la función TCEV, con objeto de cuantificar su incertidumbre.
- Contraste de los resultados obtenidos a partir de la metodología de caracterización de la relación caudal-volumen propuesta en esta Tesis con

los derivados de otras técnicas, más precisas pero con una mayor complejidad matemática, como las cópulas.

- Análisis de las propiedades de las curvas caudal-volumen en presas con aliviaderos con compuertas y en situaciones con un nivel variable en el embalse.
- Estudio de la relación caudal-volumen en aquellas regiones estadísticas en las que se ha propuesto la utilización de la función de distribución TCEV en el rango de caudales de alto periodo de retorno.
- Desarrollo de procedimientos para el cálculo de los caudales máximos estacionales de forma consistente con los anuales en aquellas zonas donde no es aplicable la técnica de las series parciales o de los máximos sobre un umbral y, especialmente, en aquellas regiones estadísticas en las que se ha propuesto la utilización de la función de distribución TCEV.
- Análisis de la validez a nivel estacional de la relación caudal-volumen obtenida para los caudales máximos anuales.

8 REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

Ahearn, E. A., 2004: Regression equations for estimating flood flows for the 2-, 10-, 25-, 100 and 500-year recurrence intervals in Connecticut, Scientific Investigations Report 2004-5160, US Department of the Interior, US Geological Survey.

Alvares Ribeiro, A., 1992. Design flood. Regulations for the safety of dams. Portugal. *Internacional Symposium on Dams and Extreme Floods*. Granada.

ANCOLD, 2000a. Guidelines on Assessment of Consequenses 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.

Arenillas, M., 1993. Nuevos datos sobre la crecida del Júcar de octubre de 1982. *Revista de Obras Públicas*. Julio-Agosto. pp. 65-74.

ASCE, 1973. Reevaluating spillway adequacy of existing dams. American Society of Civil Engineers. Task Committee on the Reevaluation of the Adequacy of Spillways of Existing Dams. *Journal of the Hydraulic Division*. Vol. 99, nº HY 2, pp. 337-372.

ASCE, 1987. Draft flood evaluation guidelines. American Society of Civil Engineers. Task Committee on the Reevaluation of the Adequacy of Spillways of Existing Dams.

Ashkar, F. and Rousselle, J., 1987. Partial duration series modeling under the assumption of a poissonian flood count. *Journal of Hydrology*, 90. pp. 135-144.

Baca, P. and Mitkova, V., 2007. Analysis of seasonal extreme flows using peaks over threshold method. *Journal of Hydrology and Hydromechanics*. Vol. 55. Issue 1. pp. 16-22.

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

Barnolas, M. y Llasat, M.C., 2007. Metodología para el estudio de inundaciones históricas en España e implementación de un SIG en las cuencas del Ter, Segre y Llobregat. Monografía CEDEX M-90. Ministerio de Fomento. 264 pp.

Beard, L.R., 1990. Practical determination of hypothetical floods. *Journal of Water Resources Planning and Management*. ASCE 116(3), pp. 389-401.

Belzunce, F., Castano, A., Olvera-Cervantes, A. and Suarez-Llorens, A., 2007. Quantile curves and dependence structure for bivariate distributions, *Comput. Stat. Data Anal.*, 51. pp. 5112-5129.

Berga, L., 1998. New trends in hydrological safety. *Dam Safety*, Berga(ed.). Balkema, Rotterdam. pp. 1099-1106.

Bergström y Ohlsson, 1988. Towards new guidelines on spillway design in Sweden. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Vol. IV. San Francisco.

Bertoli, L. and U. Moisello, 1993. A regional model for estimating the probability distribution of routed peak discharges. *Journal of Hydrology*, 153. pp. 103-138.

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.

Borgman, L.E., 1963. Risk criteria. *Journal of Waterways Harbors Division*. ASCE. 80. pp. 1-35.

Brath, A., Castellarin, A., Franchini, M. and Galeati, G., 2001: Estimating the index flood using indirect methods, *Hydrological Sciences Journal-Journal Des Sciences Hydrologiques*, 46. pp. 399-418.

Broza, V., 1988. Dimensionnement des évacuateurs de crue des barrages. *Pratique actuelle*. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Vol. IV. San Francisco.

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

Cánovas, M., 1958. Avenidas motivadas por las lluvias extraordinarias de los días 13 y 14 de octubre de 1957. *Revista de Obras Públicas*. Febrero. pp. 59-68.

Cantwell, B.L. and Murley, K.A., 1988. Design flood guidelines. Australia. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Vol. IV. San Francisco.

Castellarin, A., Burn, D. H. and Brath, A., 2008. Homogeneity testing: how homogeneous do heterogeneous cross-correlated regions seem?. *J. Hydrol.*, 360. pp. 67-76.

Castellarin, A., Vogel, R. M. and Matalas, N.C., 2007. Multivariate probabilistic regional envelopes of extreme floods. *J. Hydrol.*, 336. pp. 376-390.

Castorani, A. and Moramarco, T., 1995. Selecting the optimal design flood. *Hydropower and dams*. Julio. pp. 74-80.

CEDEX, 1988a. Estudio en modelo matemático de las inundaciones de octubre de 1982 en la plana del Júcar. Informe técnico para la Dirección General de Obras Hidráulicas (MOPU).

CEDEX, 1988b. Estudio hidrológico e hidráulico de la crecida de noviembre de 1987 en la ribera del Júcar. Informe técnico para la Dirección General de Carreteras (MOPU).

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.

Chebana, F. and Ouarda, T.B.M.J., 2009. Index flood-based multivariate regional frequency analysis, *Water Resour. Res.*, 45. W10435.

Chebana, F. and Ouarda, T.B.M.J., 2011. Multivariate quantiles in hydrological frequency analysis, *Environmetrics*, 22. pp. 63-78.

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

CHJ, 1988. Estudio de las inundaciones del Júcar de 1864. José Gómez Ortega et al., Confederación Hidrográfica del Júcar.

Chowdhary, H., Escobar, L.A. and Singh, V.P., 2011. Identification of suitable copulas for bivariate frequency analysis of flood peak and flood volume data, *Hydrol. Res.*, 42. pp. 193-216.

CNEGP, 1997. Guía técnica de seguridad de presas N°4. Avenida de Proyecto. Comité Nacional Español de Grandes Presas. Madrid.

CNEGP, 2005. Guía técnica de seguridad de presas N°1. 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.

Couchoud, R., 1983. Apuntes de una recopilación de referencias históricas de las inundaciones. Junio.

Cruise, J.F. and Arora, K., 1990. A hydroclimatic application strategy for the Poisson partial duration model. *Water Resources Research*. 26 (3). pp. 341-442.

Cunderlik, J.M., Ouarda, TBMJ, and Bobée, B., 2004. *Water Resources Research*. Vol. 40. Issue 1. pp. 1-12.

Cunnane, C., 1979. A note on the Poisson assumption in partial duration series models. *Water resources Research*. 15(2). pp. 489-494.

Cunnane, C., 1987. Review of statistical models for flood frequency estimation. V.P. Singh (Ed.). *Hydrologic Frequency Modelling*. pp. 49-95.

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

Cunnane, C., 1989. Statistical distribution for flood frequency analysis. World Meteorological Organization. Report nº 781. Operational Hydrology Report nº 33.

Dalrymple, T., 1970. Flood frequency analysis. US Geological Survey water supply paper. Nº 1534A.

Davison, A.C. and Smith, R.L., 1990. Models for exceedances over high thresholds. *J. R. Stat. Soc. B* 52(3). pp. 393-442.

Dawdy, D.R., Griffis, V.W. and Gupta, V.K., 2012. Regional flood-frequency analysis: how we got here and where we are going. *J. Hydrol. Eng.*, 17. pp. 953-959.

De Michele, C., Salvadori, G., Canossi, M., Petaccia, A., and Rosso, R., 2005. Bivariate statistical approach to check adequacy of dam spillway. *Journal of Hydrological Engineering*, 10(1). pp. 50-57.

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

Díez, J., 1992. El fenómeno meteorológico de Santa Irene de 1982. Revista de obras Públicas. Noviembre. pp. 67-81.

Domínguez, M.R., Fuentes, M.O. y Franco, V., 1981. Avenida de diseño. Manual de diseño de Obras Civiles. Cap. A.1.10. CFE. Méjico.

Domínguez, M.R., Carrizosa, E.E. y Fuentes, M.G., 2000. Estimación y manejo de crecientes en la cuenca alta del río Grijalva. Memorias del XVI Congreso Nacional de Hidráulica. Morelia. Méjico. pp 97-102.

Duband, D. et al., 1988. Evaluation des crues extremes et de la crue de projet par la methode du gradex. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Vol. IV. San Francisco.

Duffaut, J. et al., 1973. Determination des crues de projet. 11º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Madrid.

Eagleson, P., 1972. Dynamics of flood frequency. Water Resources Research. Vol 8 (4). pp. 878-898.

El Adlouni, S., Bobée, B. and Ouarda, T.B.M.J., 2008. On the tails of extreme event distributions in hydrology. Journal of Hydrology, 355(1). pp. 16-33.

Elamir, E.A.H. and Seheult, A.H., 2004: Exact variance structure of sample L moments. J. Stat. Plan. Inf., 124. pp. 337-359.

Estrela, T., 1992. Metodologías y recomendaciones para la evaluación de recursos hídricos. Monografías CEDEX. M-24. Ministerio de Obras Públicas y Transportes.

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. Lousiana. pp. 253-265.

Fang, B., Guo, S. and Wang, S., 2007. Non-identical models for seasonal flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 52. Issue 5. Octubre. pp. 974-991.

Favre, A.C., El Adlouni, S., Perreault, L., Thié'monge, N., and Bobée, B., 2004. Multivariate hydrological frequency analysis using copulas. *Water Resources Research*. 40.

FEMA, 1998. Federal Guidelines for Dam Safety. Hazard Potential Classification System for Dams. Interagency Committee on Dam Safety. Federal Emergency Management Agency (FEMA).

FEMA, 2004. Federal Guideline for Dam Safety. Selecting and Accommodating Inflow Design Floods for Dams. Federal Emergency Management Agency (FEMA).

Ferrari, E., 1995. Regional rainfall and frequency analysis in Italy. FRIEND-AMHY.

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., 1992. Análisis estadístico de caudales de avenida. Monografías CEDEX, M-26.

Ferrer, J., 1995. El modelo de función de distribución SQRT-ETmax en el análisis regional de máximos hidrológicos: Aplicación a las lluvias diarias. Tesis doctoral. Universidad Politécnica de Madrid.

Ferrer, M., 2003. Análisis de nuevas fuentes de datos para la estimación del parámetro número de curva: perfiles de suelo y teledetección. Monografías CEDEX, C-48.

Fives, M.O., 1992. Métodos utilizados para el cálculo de las avenidas de proyecto en las Islas Británicas. Selección de la avenida de proyecto. Métodos actuales. ICOLD.

Fogués, 1931. Las inundaciones de la Ribera. *Anales del Centro de Cultura Valenciana*. pp. 232-250.

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. October. pp. 223-229.

Galea, G. and Prudhome, C., 1994. Modèles débit-durée-fréquence et conceptualisation d'un hydrogramme de crue synthétique : validation sur le BVRE de DRAIX. Hydrol. Continent. 9(2). pp. 139-151.

Galea, G. and Prudhome, C., 1997. Notions de base et concepts utiles a la compréhension de la modélisation synthétique des régimes de crue des bassins versants au sens des modèles QDF. Revue des Sciences de l'Eau.

Gaume, E., Gaál, L., Viglione, A., Szolgay, J., Kohnová, S. and Blöschl, G., 2010. Bayesian MCMC approach to regional flood frequency analyses involving extraordinary flood events at ungauged sites. J. Hydrol., 394. pp. 101-117.

Goel, N.K., Seth, S.M. and Chandra, S., 1998. Multivariate modeling of flood flows, Journal of Hydraulic Engineering. 124(2). pp. 146–155.

Gräler, B., van den Berg, M.J., Vandenberghe, S., Petroselli, A., Grimaldi, S., De Baets, B., and Verhoest, N.E.C., 2013. Multivariate return periods in hydrology: a critical and practical review focusing on synthetic design hydrograph estimation, Hydrol. Earth Syst. Sc., 17. pp. 1281-1296.

GREHYS, 1996. Presentation and review of some methods for regional flood frequency analysis. Journal of Hydrology, 186. pp. 63-84.

Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C. and Wallis, J.R., 1979. Probability weighted moments. Definitions and relation to parameters of distributions expressible in inverse form. Water Resources Research, 15(5). pp. 1049-1054.

Griffis, V.W. and Stedinger, J.R., 2007. The use of GLS regression in regional hydrologic analyses. J. Hydrol., 344. pp. 82-95.

Grimaldi, S. and Serinaldi, F., 2006. Asymmetric copula in multivariate flood frequency analysis. *Advance in Water Resources*, 29. pp. 1155–1167.

Grover, P.L., Burn, D.H. and Cunderlik, J.M., 2002. A comparison of index flood estimation procedures for ungauged catchments, *Canadian Journal of Civil Engineering*, 29. pp. 734-741.

Guillot and Dubant, 1967. La methode du gradex pour le calcul de la probabilité des crues a partir des pluies. *IAHS n° 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. and Wallis, J.R., 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29 (2). pp. 271-281.

Hosking, J.R.M. and Wallis, J.R., 1997. *Regional frequency analysis*. Cambridge University Press.

Hua Shi-Qian, 1987. A general survey of flood frequency analysis in China. *Journal of Hydrology*, 96. pp. 15-25.

ICE, 1986. *Australian Rainfall and Runoff (ARR)*. Institution of Civil Engineers. Australia.

ICOLD, 1973. *Criteria and Practices in the Design of Spillways*. 11º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Madrid.

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.

Irvine, K.N. and Waylen, P.R., 1986. Partial series analysis of high flows in Canadian rivers. Canadian Water Resources Journal. 11(20). pp. 83-91.

Kanda, J.A., 1981. New extreme value distribution with lower and upper limits for earthquake motions and wind speeds. Theoretical and Applied Mechanics. Vol. 31. pp. 351-354.

Kennard, M.F. and Bass, K.T., 1988. Determination of design flood and its application to existing dams. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Vol. IV. San Francisco.

Kite, G.W., 1977. Frequency and risk analyses in hydrology. Water Resources Publications. Fort Collins. Colorado. ISBN: 0-918334-23-3.

Kjeldsen, T.R. and Jones, D.A., 2006. Prediction uncertainty in a median-based index flood method using L-moments. Water Resour. Res., 42. W07414.

Kjeldsen, T.R. and Jones, D.A., 2009. An exploratory analysis of error components in hydrological regression modelling. Water Resour. Res., 45. W02407.

Kjeldsen, T.R. and Jones, D.A., 2010. Predicting the index flood in ungauged UK catchments: on the link between data-transfer and spatial model structure. J. Hydrol., 387. pp. 1-10.

Klein, B., Pahlow, M., Hundecha, Y. and Schumann, A., 2010. Probability analysis of hydrological loads for the design of flood control systems using copulas. J. Hydrol. Eng., 15. pp. 360-369.

Konecny, F. and Nachtnebel, H.P., 1985. Extreme value process and the evaluation of risk in flood analysis. Applied Mathematical Modelling, 9. pp. 11-15.

Krstanovic, P.F. and Singh, V.P., 1987. A multivariate stochastic flood analysis using entropy, en: *Hydrologic Frequency Modelling*, Reidel, Dordrecht, The Netherlands. pp. 515–539.

Laio, F., Di Baldassarre, G. and Montanari, A., 2009. Model selection techniques for the frequency analysis of hydrological extremes. *Water Resour. Res.*, 45. W07416.

Laio, F., Ganora, D., Claps, P. and Galeati, G., 2011. Spatially smooth regional estimation of the flood frequency curve (with uncertainty). *Journal of Hydrology*, 408. pp. 67-77.

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.

Lang, M., Ouarda, T.B.M.J. and Bobée, B., 1999. Towards operational guidelines for over-threshold modeling. *Journal of Hydrology*, 225. pp. 103-117.

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.

Ljogodt, T., 1998. The new Norwegian regulations and guidelines on dams: dam safety in an uncertain habitat. *Dam Safety*. Balkema. Róterdam.

López Bermúdez, F., 1979. Inundaciones catastróficas, precipitaciones torrenciales y erosión en la provincia de Murcia. Departamento de Geografía. Facultad de Filosofía y Letras. Universidad de Murcia.

López Bustos, A., 1981. Tomando el pulso a las grandes crecidas de los ríos peninsulares. *Revista de Obras Públicas*. Marzo. pp. 179-192.

Loukola, E. y Maijala, T., 1998. New dam safety guidelines in Finland. Simposio Internacional de Seguridad de Presas. Barcelona.

Macháček, L., 1998. Guidelines for assessing reservoir flood safety in the Czech Republic. Dam Safety, Berga(ed.). Balkema, Rotterdam. pp. 1099-1106.

MARM, 2011. Guía metodológica para el desarrollo del Sistema Nacional de Cartografía de Zonas Inundables. Ministerio de Medio Ambiente, y Medio Rural y Marino. NIPO: 770-11-307-4. ISBN: 978-84-491-1136-5. Madrid.

Mediero, L. and Kjeldsen, T. R., 2014. Regional flood hydrology in a semi-arid catchment using a GLS regression model. Journal of Hydrology, 514. pp. 158-171.

Merz, R. and Blöschl, G., 2008. Flood frequency hydrology. 1. Temporal, spatial and causal expansion of information, Water Resour. Res., 44. W08423.

Mishra, B. K., Takara, K., and Tachikawa, Y., 2008. Regionalization of Nepalese river basins for flood frequency analysis. J. Hydraul. Eng., 52. pp. 91-96.

Minor, H., 1998. Report of the European R&D working group Flood. Internacional Symposium on new trends and guidelines on dam safety. ICOLD. Vol. 1.

MOPTMA, 1996. Reglamento técnico sobre seguridad de presas y embalses. B.O.E. nº 78 de 30 de marzo de 1996, Orden de 12 de marzo de 1996. España.

MOPU, 1982. Criterios y prácticas usuales para el proyecto de presas. Dirección General de Obras Hidráulicas. Ministerio de Obras Públicas y urbanismo.

Nachtnebel, H.P. and Konecny, F., 1987. Risk analysis and time-dependent flood models. Journal of Hydrology, 91. pp. 295-318.

Naden, P.S. and Bayliss, A.C., 1993. Flood estimation: peak over threshold techniques. Conference of river and Coastal Engineers. University of Loughborough. UK, 5-7 July, pp. 9.1.1-9.1.18.

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. Flood Studies Report. Natural Environment Research Council. London.

North, M., 1980. Time-dependent stochastic model of floods. *Journal of Hydraulic Division. ASCE*. 106. pp. 649-665.

Ouarda, TBMJ, Ashkar, F., and El-Jabi, N., 1993. Peaks over threshold model for seasonal flood variations. *Engineering Hydrology (Proceedings of the symposium of San Francisco, 25-30 July)*. ASCE Publication, pp. 341-346.

Ouarda, TBMJ, Cunderlik, J.M., St-Hilaire, A., Barbet, M., Bruneau, P. and Bobée, B., 2006. Data-based comparison of seasonality-based regional flood frequency methods. *Journal of Hydrology*. Vol. 330. Issues 1-2. October. pp. 329-339.

Pan, J. and Teng, W., 1988. Determination of design flood in China. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. Vol. IV. San Francisco.

Pegram, S. and Deacon, P., 1992. Extreme flood hydrographs of chosen probability, *Proceedings of the International Symposium on Dams and Extreme Floods*, ICOLD, Granada.

Petrow, T. and Merz, B., 2009. Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951-2002. *Journal of Hydrology*. Vol. 371. Issues 1-4. June. pp. 129-141.

Pettersson, L.E., 1998. Flood estimations for dam safety in Norway. *Dam Safety*. Balkema. Róterdam.

Plate, E.J., Ihringer, J. and Lutz, W., 1988. Operational models for flood calculations. *Journal of Hydrology*, 100. pp. 489-506.

Prudhome, C. and Galea, G., 1997. Non-stationary regimes: the QDF models behaviour. *FRIEND'97. Regional Hydrology : Concepts and Models for Sustainable Water Resources Management*. IAHS. Publ. nº 246.

Rao, A. R. and Hamed, K. H., 2000: Flood frequency analysis. CRC Press, Boca Raton, Florida, USA.

Rasmussen, P.F., Rosbjerg, D., 1991. Prediction uncertainty in seasonal partial duration series. Water Resources Research. 27 (11). pp. 2875-2883.

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.

Rettemeier, K. and Köngeter, J., 1998. Dam safety management: overview of the state of the art in Germany compared to other european countries. Dam Safety, Berga(ed.). Balkema, Rotterdam. pp. 55-62.

Rosbjerg, D. and Madsen, H., 1992. On the choice of threshold level in partial duration series. XVII Nordic Hydrological Conference. Norway. NHP Rep nº 30, pp. 604-615.

Rosbjerg, D., 2007. Regional frequency analysis. En Extreme Hydrological Events: New concepts for security. Ed. OF Vasiliev, PHAJM Van Gelder, EJ.

Robson, A. and Reed, D., 1999. Statistical procedures for flood frequency estimation. Flood estimation Handbook, Vol. 3. Institute of Hydrology. Wallingford, UK.

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.

Sackl, B. and Bergmann, H., 1987. A bivariate flood model and its application, en: Hydrologic Frequency Modelling, Reidel, Dordrecht, The Netherlands, pp. 571–582.

Saelthun, N.R., 1988. Norwegian procedures for flood estimation. 16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. San Francisco. Vol. IV. pp. 437-448.

Saelthun, N.R., 1992. Cálculo de la avenida de diseño en Escandinavia. Selección de la avenida de proyecto- métodos actuales. ICOLD.

Saf, B., 2009. Regional flood frequency analysis using L-Moments for the West Mediterranean region of Turkey. *Water Resources Management*, 23. pp. 531-551.

Salas, J. et al., 1990. Improved methods for regional flood frequency analysis. Informe del US Geological Survey (USGS) y la Universidad de Colorado.

Salvadori, G. and De Michele, C., 2004. Frequency analysis via copulas: Theoretical aspects and applications to hydrological events, *Water Resour. Res.*, 40. pp. 1-17.

Schreiner, L.C. and J.T. Riedel, 1978. Probable maximum precipitation estimates. United States east of the 105th meridian. NOAA Hydrometeorological Report 51. National Weather Service. Washington D.C.

Shiau, J., Wang, H. and Tsai, C., 2006. Bivariate frequency analysis of floods using copulas. *J. Am. Water Resour. As.*, 42. pp. 1549-1564.

Slade, J.J., 1936. An asymmetric probability function. *Trans. ASCE*. Vol. 62.

Stedinger, J.R. and Cohn, T.A., 1986. Flood frequency analysis with historical and paleoflood information. *Water Resources Research*. Vol. 22, Nº 25. pp. 785-793.

Taesombut, V. and Yevjevich, V., 1978. Use of partial duration series for estimating the distribution of maximum annual flood peak. *Hydrology Paper nº 97*. Colorado State University. Fort Collins.

Takara, K. and Loebis, J., 1996. Frequency analysis introducing probable maximum hydrologic events: preliminary studies in Japan and Indonesia. *Proceedings of International Symposium on Comparative Research on Hydrology and Water Resources in Southeast Asia and the Pacific*. Indonesia. 18-22 November. pp. 67-76.

Takara, K. and Tosa, K., 1999. Storm and flood frequency analysis using PMP/PMF estimates. *Proceedings of International Symposium on Floods and Droughts*. China. 18-20 October. pp. 7-17.

Takebayashi, S. et al., 1992. Inflow design floods for dams in Japan. International Symposium on Dams and Extreme Floods. Granada.

Témez, J.R., 2002. Alerta sobre los hidrogramas de proyecto. Revista de Obras Públicas. 149, Nº 3423. Julio-Agosto. pp. 27-31.

Témez, J.R., 2006. Las catástrofes hidrológicas en España y el cambio climático. Revista de Obras Públicas Junio. pp. 7-11.

Todorovic, P. and Zelenhasic, E., 1970. A stochastic model for flood analysis. Water Resources Research, 6(6). pp. 1641-1648.

Todorovic, P. and Rousselle, J., 1971. Some Problems of Flood Analysis. Water Resources Research, 7(5), pp. 1144-1150.

USACE, 1974. Recommended Guidelines for the Safety Inspection of Dams. US Army Corps of Engineers.

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.

USBR, 1996. Paleoflood study for Bradbury dam. Cachuma Project (California). U.S. Bureau of Reclamation.

USBR, 1997. Paleoflood study for Causey and Pineview dams. Weber Basin and Ogden River Projects (Utah). U.S. Bureau of Reclamation.

USNRC, 1985. Safety of dams. Flood and earthquake criteria. U.S. National Research Council. National Academy Press. Washington D.C.

USWRC, 1981. Guidelines for determining flood flow frequency. Bulletin nº 17. U.S. Water Resources Council.

Viglione, A., 2010. Confidence intervals for the coefficient of L-variation in hydrological applications. *Hydrology and Earth System Sciences*, 14. pp. 2229-2242.

Visentini, G., 1992. Morning Glory spillways and Italian regulations. *Proceedings of International Symposium on Dams and Extreme Floods*. Vol. 1. Granada. pp. 135-143.

Volpi, E. and Fiori, A., 2014. Hydraulic structures subject to bivariate hydrological loads: Return period, design and risk assessment. *Water Resources Research*, 50. pp. 885-897.

Wang Jiaqi, 1987. Study of design storms in China. *Journal of Hydrology*. 96. pp. 279-291.

Wang, B.H., 1988. Determination of design flood for spillways. 16^o Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. San Francisco. Vol. IV. pp. 647-665.

Waylen, P.R. and Woo, M.K., 1982. Prediction of anual floods generated by mixed processess. *Water Resources Research*. 18(4). pp. 1283-1286.

Waylen, P.R. and M.K. Woo, 1983. Stochastic analysis of high flows in some central British Columbia river. *Canadian Journal of Civil Engineers*. 10(2). pp. 639-648.

Wiltshire, 1986. Identification of homogeneous regions for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 84 (1986). pp. 287-302.

Yue S., Ouarda, T.B.M.J., Bobee, B., Legendre, P., Bruneau, P., 1999. The Gumbel mixed model for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, Vol. 226, N° 1. pp. 88-100.

Zhang, L. and Singh, V.P., 2006. Bivariate flood frequency analysis using the copula method. *Journal of Hydrologic Engineering*, 11. pp. 150-164.

Zhang, L. and Singh, V.P., 2007. Trivariate flood frequency analysis using the Gumbel-Hougaard Copula. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(4). pp. 431-439.

ANEXO I

**ESTACIONES DE AFORO Y EMBALSES
UTILIZADOS**

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
11	1010	PUENTE QUEROL	SIL	1913	1958	34
	1438	VIVERO-SAN PEDRO	LANDRO	1975	2002	27
	1443	SANTA MARIA DE MERA	MERA	1970	2005	32
	1446	SAN SATURNINO	G. DE JUBIA	1970	2005	30
	1464	IRIJOA	PISUERGA	1970	2005	31
	1485	ALLONES	ALLONES	1970	2005	31
	1519	PORTOMOURO	TAMBRE	1943	2000	53
	1542	BARAZON	FURELOS	1971	2005	30
	1552	CIRA	DEZA	1972	2005	29
	1564	CALDAS DE REYES	UMIA	1970	2001	29
	1609	RABADE	MIÑO	1915	2002	76
	1617	GUITIRIZ	PARGA	1970	2002	29
	1619	BEGONTE	LADRA	1970	2002	33
	1621	LUGO	MIÑO	1917	2002	73
	1626	SARRIA	SARRIA	1970	2002	33
	1631	ORENSE	MIÑO	1913	1969	45
	1645	PUENTEAREAS	TEA	1970	2002	33
	1647	TUY	LOURO	1972	2002	19
	1724	QUILOS	CUA	1973	2002	30
	1727	TORAL DE LOS VAROS	BURBIA	1958	2002	36
	1734	PTE DE DOMINGO FLOREZ	CABRERA	1915	2002	76
	1739	BARCO DE VALDEORRAS	SIL	1919	1960	29
	1754	PONTE, LA	LOR	1959	1992	32
	1765	RIVAS ALTAS	CABE	1943	1969	27
	1805	PUENTE LINARES	LIMIA	1972	1996	22
	1920	PORTOMOURO	DUBRA	1944	1986	39
	1940	RIBERAS DEL SOR	SOR	1970	1986	17
	E1430	RIO COBO	COBO	1980	2005	25
	E1445	FORCADAS	FORCADAS	1984	2005	21
	E1454	RIBEIRA, LA	EUME	1970	2005	35
	E1507	FERVENZA	JALLAS	1970	2005	35
	E1546	PORTODEMOUROS	ULLA	1970	2005	35
	E1627	BELESAR	MIÑO	1962	2005	43
	E1718	MONTEARENAS	BOEZA	1969	2005	36
	E1741	SAN SEBASTIAN	BIBEY	1960	2005	45
	E1770	PORTAS, LAS	CAMBA	1973	2005	32
	E1780	EDRADA-MAO	EDRADA	1980	2005	25

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	E1781	EDRADA-CONSO	CONSO	1980	2005	25
	E1790	CHANDREJA	NAVEA	1958	2005	47
	E1791	PRADA	JARES	1960	2005	45
	E1795	LEBOREIRO-MAO	MALO	1959	2005	32
	E1807	SALAS, LAS	SALAS	1973	2005	32
	E1808	CONCHAS, LAS	LIMIA	1958	2005	47
12	1266+Urdon	URDON	URDON	1946	2005	58
	1268	PANES	DEVA	1970	2002	33
	1273	CAMARMEÑA	CARES	1946	2002	57
	1285	RALES	BEDON	1987	2002	16
	1302	OZANES	PILOÑA	1975	2002	28
	1303	VILLAMAYOR	PILOÑA	1971	2002	32
	1343+1043	SAN CUCAO-SAN PEDRO DE NORA	NORA	1915	2002	57
	1346	GRADO	NALON	1913	1985	46
	1353	CORIAS	NARCEA	1915	2002	72
	1358	SAN MARTIN DE LODON	PIGÚEÑA	1917	2002	64
	1365	MOREDA	ALLER	1972	2002	31
	1369	PARTEAYER	CAUDAL	1975	2002	24
	1378	GRADO	CUBIA	1970	2002	28
	1395	TREVIAS	ESBA	1970	2002	33
	1398	LUARCA	NEGRO	1970	2002	33
	1404	SAN ANTOLIN	IBIAS	1971	2002	32
	1414	SUEIRO	PORCIA	1974	2002	29
	1427	SAN TIRSO DE ABRES	EO	1913	2002	65
	1433	SAN ACISCLO	ORO	1970	2005	35
	E1253	COHILLA, LA	NANSA	1970	2005	35
	E1274	ARENAS DE CABRALES (SALTO)	CARES	1962	2005	43
	E1333	TANES	NALON	1987	2005	18
	E1356	BARCA, LA	NARCEA	1970	2005	35
	E1406	SALIME	NAVIA	1958	2005	47
13	1080	ANDOAIN	ORIA	1952	2002	49
	1103	ALZOLA	DEVA	1969	2002	32
	1106	ENDARLAZA	BIDASOA	1969	2002	31
	1109	ECHAVE	UROLA	1970	2002	28
	1141	BERRIATUA	ARTIBAY	1980	2002	20
	1163	LEMONA	IBAIZABAL	1970	2002	33
	1175	SODUPE	HERRERIAS	1970	2002	32

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	1196	COTERILLO	ASON	1969	2002	34
	1207	CAVADA, LA	MIERA	1969	2001	32
	1215	PUENTE VIESGO	PAS	1969	2002	34
	1237	RIOCORBO	BESAYA	1970	2002	31
	E1177	ORDUNTE	ORDUENTE	1958	2005	47
	E1231	ALSA-TORINA-MEDIAJO (SISTEMA)	TORINA	1958	2005	47
21	2011	VEGAMIAN	PORMA	1942	1968	27
	2034	BESANDE	BESANDINO	1961	2004	42
	2035	OTERO DE GUARDO	BESANDINO	1961	2004	41
	2065	PONTEDO	TORIO	1960	1981	22
	2068	CALDAS DE NOCEDO	CURUEÑO	1958	2004	45
	2069	VILLAFER	ESLA	1919	1968	40
	2070	ROBLA, LA	BERNESGA	1913	2004	76
	2071	BENAMARIEL	ESLA	1921	1997	50
	2074	CASTROPEPE	ESLA	1917	2004	78
	2076	SAN MARTIN DE LA FOMOSA	OMANAS	1944	2004	42
	2078	COMPOSOLILLO	PORMA	1961	2004	39
	2079	STA CRISTINA DE LA POLVOROSA	ORBIGO	1915	1979	50
	2080	PUEBLA DE SANABRIA	TERA	1914	1987	67
	2082	MORALES DEL REY	ERIA	1942	2004	62
	2083	GARANDILLA, LA	OMANAS	1969	1992	23
	2103	CISTIERNA	ESLA	1964	1988	23
	2104	ALMANZA	CEA	1964	2004	38
	2122	BARRIOS DE LA LUNA, LOS	LUNA	1913	2004	77
	E2014	CAMPORREDONDO	CARRION	1958	2004	46
	E2012	CERVERA-RUESGA	RIVERA	1958	2004	46
	E2030	PORMA (JUAN BENET)	PORMA	1969	2004	35
	E2013	REQUEJADA, LA	PISUERGA	1958	2004	46
	E2029	RICOBAYO	ESLA	1959	2004	45
	E2032	RIAÑO	ESLA	1988	2004	16
22	2033	CASTROVERDE DE CERRATO	ESGUEVA	1978	1996	19
	2044	VALLADOLID	ESGUEVA	1930	2004	70
	2064	VILLAGODIO (PUENTE)	VALDERADUEY	1968	2004	36
	2124	MEDINA DE RIOSECO	SEQUILLO	1976	2004	28
	2126	VILLARDIGA	VALDERADUEY	1977	2004	26
	2127	TARAZONA DE	MAZORES	1976	1991	16

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
		GUAREÑA				
	2128	VADILLO DE LA GUAREÑA	GUAREÑA	1976	1991	16
23	2000	PUENTE VINUESA	REVINUESA	1965	2004	39
	2003	QUINTANATELLO (DE OJEDA)	BUREJO	1930	1993	57
	2005	OSMA	UCERO	1961	2004	43
	2028	CASTROVIDO	ARLANZA	1960	2004	44
	2029	CORDOVILLA LA REAL	PISUERGA	1912	1963	36
	2031	PERAL DE ARLANZA	ARLANZA	1912	2004	80
	2036	QUINTANA DEL PUENTE	ARLANZA	1918	2004	82
	2042	PALENCIA	CARRION	1914	1960	31
	2043	CABEZON DE PISUERGA	PISUERGA	1930	2004	70
	2097	VALLADOLID	PISUERGA	1969	2004	30
	2116	VILLAVIEJA	ARLANZON	1977	2004	27
	2125	SOTOPALACIOS	UBIerna	1975	2001	25
	E2011	ARLANZON	ARLANZON	1958	2004	46
	E2001	CUERDA DEL POZO	DUERO	1958	2004	46
24	2009	RIAZA	RIAZA	1914	2004	82
	2010	LINARES DEL ARROYO	RIAZA	1929	2003	66
	2012	SEPULVEDA	DURATON	1915	2004	51
	2016	PAJARES DE PEDRAZA	CEGA	1913	2004	75
	2046	AVILA	ADAJA	1973	2004	31
	2047	MEDINA DE VOLTOYA	VOLTOYA	1960	1982	23
	2050	SEGOVIA	ERESMA	1915	1993	54
	2051	ESPINAR, EL	MOROS	1953	2004	48
	2052	GUIJAS ALBAS	MOROS	1960	2004	44
	2053	BENARDOS	ERESMA	1964	2004	39
	2056	VALDESTILLAS	ADAJA	1930	1993	57
	2057	VILLOVELA DE PIRON	PIRON	1972	2004	32
	2110	SAN MIGUEL DE BERNUY	DURATON	1912	1953	37
25	2006	HOYOS DEL ESPINO	TORMES	1916	2004	61
	2085	BARCO DE AVILA, EL	TORMES	1941	1987	46
	2086	ALBA DE TORMES	TORMES	1917	2004	84
	2090	FUENTEGUINALDO	AGUEDA	1968	1991	41
	2094	PUENTE RESBALA	HUEBRA	1961	2004	41
	2120	SALVATIERRA	ALHANDIGA	1964	1995	27
	E2039	AGUEDA	AGUEDA	1958	2004	46

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	E2038	SANTA TERESA	TORMES	1958	2004	46
26	2007	ESTEBAN DE GORMAZ	DUERO	1928	1964	35
	2015	HERRERA DE DUERO	DUERO	1928	1964	35
	2054	VILLAMARCIEL	DUERO	1930	2004	70
	E2002	VILLALCAMPO	DUERO	1943	2004	53
	E2005	ALDEADAVILA	DUERO	1962	2004	42
31	3222	PERALEDA DE SAN ROMAN	GUALIJA	1972	2003	28
	3244	CAMPILLO DE DELEITOSA	CUERNACABRAS	1976	2003	25
	3220	SANTA MARTA DE MAGASCA	TAMUJA	1970	2003	28
	E3094	GUADILoba		1974	2003	20
	3169	MEMBRIO	SALOR	1977	2003	32
	E3056	BURGUILLO, EL		1957	2003	46
	3161	ARENAS DE SAN PEDRO	TIETAR	1967	2003	32
	3226	CANDELEDA	SANTA MARIA	1972	2003	30
	3199 + E3100	NAVALCAN	GUAYERBAS	1968	2003	27
	3224	GARGÜERA	GARGÜERA	1972	2003	28
	3182	GARCIBUEY	ALAGON	1968	2003	31
	3218	MIRANDA DEL CASTAÑAR	FRANCIA	1971	2003	31
	3235	NUÑOMORAL	HURDANO	1974	2003	26
	3141 + E3071	GUIJO DE GRANADILLA - E. GABRIEL Y GALAN	ALAGON	1938	2003	65
	3144	VILLAR, EL	AMBROZ	1970	2003	32
	3147	GALISTEO 8JERTE)	JERTE	1964	1984	21
	3146 + E3074	TORNO, EL - E JERTE-PLASENCIA	JERTE	1938	2002	45
	3245	HERNAN-PEREZ	TRALGAS	1975	2003	28
	3240	BEJAR	CUERPO DE HOMBRE	1979	2003	24
	3200	SOTOSERRANO	CUERPO DE HOMBRE	1967	2003	34
	3148 + E3073	BORBOLLON	ARRAGO	1933	2003	66
	3028	ALCANTARA	ALAGON	1916	1982	31
	3213	ALCAUDETE DE LA JARA	GEBALO	1971	2003	30
	3261	MAJADA	ALCAÑIZO	1981	2003	15
	3168	MONROY	ALMONTE	1966	1990	16
	3246	AYUELA	AYUELA	1975	2004	17
	3162 + E3076	ARENAS DE SAN PEDRO - RIVERA GATA	GATA	1971	2002	25
	E3066	ROSARITO	TIETAR	1957	1975	19

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	3217	HORCAJO DE MONTEMAYOR	SANGOSIN	1970	2003	30
32	3001	PERALEJOS DE LAS TRUCHAS	TAJO	1944	2003	57
	3005	TRILLO	TAJO	1933	2003	68
	3006 + 3033 + E3001	ENTREPEÑAS-SACEDON-E ENTREPEÑAS	TAJO	1912	1958	44
	3045	PRIEGO (ESCABAS)	ESCABAS	1917	2003	39
	3173	PERALEJA, LA	GUADAMEJUD	1966	2003	31
	3062	ESPINILLOS	HENARES	1912	1974	47
	3002	PAULAR, EL	LOZOYA	1965	2003	37
	E3024	PINILLA	LOZOYA	1966	2001	36
	3050 + E3023	EL VADO	JARAMA	1911	2002	68
	E3034	VELLON, EL	GUADALIX	1967	2002	35
	E3033	SANTILLANA	MANZANARES	1957	2002	45
	E3041	NAVALMEDIO	NAVALMEDIO	1969	2002	32
	3100	VILLALBA	GUADARRAMA	1962	2000	34
	3102	BARGAS	GUADARRAMA	1962	1991	25
	3043 + E3087	BUENDIA	GUADIELA			
	3065 + E3021	PALMACES	CAÑAMARES	1934	2002	60
	3066 + E3102	ALCORLO	BORNOVA	1956	2002	40
	3190 + E3043	LA JAROSA	GUATEL II	1963	2002	35
	3061	HUMANES	HENARES	1913	1944	29
	3067	BELEÑA	SORBE	1957	1973	17
	3052	MEJORADA DEL CAMPO	JARAMA	1911	1952	34
	3193	TOROTE	TOROTE	1980	2004	17
	3197	CANTOS BLANCOS	CEDENA	1968	2003	25
	3211	VILLAREJO DE MONTALBÁN	CEDENA	1968	2003	27
	3212	MALPICA	PUSA	1971	2003	23
	3251	LA PUEBLANUEVA	SANGRERAS	1978	2003	20
	3198	VILLAMANTILLA	PERALES	1967	2002	23
33	3172	HUETE	MAYOR	1966	2003	24
	3080	MASEGOSO	TAJUÑA	1960	2002	41
	3254	ARAGOSA	DULCE	1978	2003	25
	3060	BUJALARO	HENARES	1960	1998	38
	3082	ORUSCO	TAJUÑA	1914	1993	72
	3158	HUERMECES	SALADO	1970	1998	26
	3255	TORRE DEL BURGO	BADIEL	1978	2003	24

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	3232	VILLASECA	GUALEN	1973	2003	27
	3233	VALDECABA BAJA	GUAZALETE	1973	2003	19
	3266	CAMARENILLA	VALLEHERMOSO	1979	2003	22
34	3908+E3001+E3002+E3087	MAQUILON -E ENTREPEÑAS - E BOLARQUE - E BUENDIA	TAJO - GUADIELA	1911	2002	70
	3011+3909	ARANJUEZ - VALDAJOS	TAJO	1911	1947	27
	3912	AZUCAICA	TAJO	1911	1935	24
	3015	TALAVERA	TAJO	1911	1955	34
	3019	ALCANTARA	TAJO	1913	1943	20
	3916	VILLARREAL	TAJO	1913	1943	20
41	4007	TORREBLANCA	GUADIANA	1914	1959	45
	4105	VILLANUEVA DE LA SERENA	ZUJAR	1919	1964	36
	4108	ABENOJAR	TIRTEAFUERA	1984	2002	15
	4163	ALANGE	MATACHEL	1917	1982	35
	4207	MALAGON (P.DERV.) VERTIDOS	BAÑUELO	1960	2003	57
	4209	MALAGON	BECEA	1921	2002	57
	4210+torre	TORRE DE ABRAHAM	BULLAQUE	1918	2006	83
	4214	PUENTE DE LUCIANA	BULLAQUE	1918	1973	36
	4252	LA ANGOSTURA	LACARA	1913	1983	64
	4257	MIRANDILLA	ALJUCEN	1920	2006	34
	4916+zuja	PUEBLA DE ALCOCER	ZUJAR	1924	2006	47
	94005	GASSET	BECEA	1959	2004	47
42	4004	CUBETA, LA	GUADIANA	1925	1980	51
	4101	VALLEHERMOSO	AZUER	1919	1980	58
	4201	QUINTANAR DE LA ORDEN	CIGÜELA	1921	1980	56
	4204	PROVENCIO, EL	ZANCARA	1923	1974	49
	4205	ALAMEDA DE CERVERA	ZANCARA	1953	1980	27
	4206	CASTELLONES, LOS	CORCOLES	1923	1983	54
	4203	BUENAVISTA	CIGÜELA	1946	1976	30
43	4008	BALBUENA O VALBUENA	GUADIANA	1957	1986	31
	4014	VILLANUEVA DE LA SERENA	GUADIANA	1913	1956	38
	4019	BENAVIDES	GUADIANA	1916	1956	38
		MERTOLA	GUADIANA	1979	2004	18
51	4156	LA NAVA	MURTIGAS	1958	2005	41
	4157	LA NAVA	CALIENTE	1926	1986	59

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	4158	AROCHE	CHANZA	1925	2005	45
	4159	CHANZA	CHANZA	1923	1959	33
	4160	AROCHE	AROCHETE	1929	1998	56
	4161	PUEBLA DE GUZMAN	COBICA	1970	2003	27
	4176	ROSAL DE LA FRONTERA	CHANZA	1969	2001	31
	4304	NERVA	JARRAMA	1972	1997	20
	4308	GADEA	TINTO	1966	1986	21
	E5047	MARTÍN GONZALO	MARTÍN GONZALO	1989	2010	22
	5141	MONTORO	ARENOSO	1987	2005	18
	E5062	GUADALMELLATO	CUZNA O GUALDAMELLATO	1958	2010	53
	E5046	GUADANUÑO - CERRO MURIANO	GUADANUÑO	1989	2010	22
	E5037	SIERRA BOYERA	GUADIATO	1976	2010	33
	E5010	LA BREÑA	GUADIATO	1958	1972	15
	E5012	BEMBEZAR	BEMBEZAR	1961	2010	50
	E5017	RETORTILLO	RETORTILLO	1970	2010	41
	5123	MADREFUENTES	MADRE DE FUENTES	1968	2010	21
	E5055	JOSE TORÁN	GUADALBACAR	1992	2010	19
	E5061	PUEBLA DE CAZALLA	CORBONES	1994	2010	17
	5145	EL PEDROSO	HUESNA	1983	2008	19
	E5056	HUESNA	HUESNA	1992	2010	19
	5128	PARROSO	PARROSO	1981	2008	18
	E5011	EL PINTADO	VIAR	1958	2010	53
	E5014	CALA	CALA	1958	2010	53
	E5016	ARACENA	HUELVA	1970	2010	41
	5057	GUADAIRA ENCAUZAMIENTO	GUADAIRA	1970	2008	31
	5056	GERENA	GUADIAMAR	1982	2008	23
	E5058	AGRIO	AGRIO	1993	2010	18
	E5022	TORRE DEL AGUILA	SALADO DE MORÓN	1958	2010	53
	E5023	BORNOS	GUADALETE	1959	2005	47
	E5027	CELEMIN	CELEMÍN	1967	2004	38
	E5028	LOS HURONES	BOSQUE	1967	2004	38
	E5031	ALMODOVAR	ALMODOVAR	1970	2005	36
52	5134	CERRADA DEL UTRERO	GUADALQUIVIR	1984	2010	19
	E5001	TRANCO DE BEAS	GUADALQUIVIR	1958	2010	53
	5136	SANTO TOMÉ	CAZORLA	1984	2008	17

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	E5045	AGUASCEBAS	AGUASCEBAS CHICO	1989	2010	22
	E5044	DAÑADOR	DAÑADOR	1989	2010	22
	5023	POSITO	GUADIANA MENOR	1912	1981	60
	5027	RUINAS DE PUENTE	GUARRIZAS	1932	1981	26
	E5018	GUADALMENA	GUADALMENA	1970	2010	41
	E5004	GUADALEN	GUADALEN	1958	2010	53
	5028	ARIZA	GUADALIMAR	1925	1961	30
	5104	MENGÍBAR-GUADIEL	GUADIEL	1970	2010	18
	E5005	RUMBLAR	GRANDE	1958	2010	53
	5138	PUERTOLLANO	OJAILEN	1991	2010	20
	E5006	MONTORO III	MONTORO	1959	2010	50
	E5049	YEGUAS	YEGUAS O PRADILLO	1989	2010	22
53	5012	EL DOCTOR	GUARDAL	1933	2010	68
	5017+E5071 (Emb. El Portillo)	LA ORIGINAL + EMB. EL PORTILLO	CASTRIL	1934	2011	43
	E5029	LA BOLERA	GUADALENTÍN	1967	2010	44
	5023	POSITO	GUADIANA MENOR O BAZA	1912	1981	60
	5051	JEREZ DEL MARQUESADO	ALHORI	1994	2010	16
	5140	VILLANUEVA DE LAS TORRES	FARDES	1922	1993	23
	5029	MENGÍBAR GUADALBULLÓN	CAMPILLO O GUADALBULLON	1912	1975	53
	E5039	QUIEBRAJANO	QUIEBRAJANO O JAEN	1977	2010	34
	5137	CAMBIL	CAMBIL	1988	2008	17
	5021	QUENTAR	AGUAS BLANCAS	1991	2010	19
	5038+E5038 (Emb.Quentar)	PUENTE BLANQUEO + QUENTAR	AGUAS BLANCAS	1931	2010	41
	E5020	CUBILLAS	CUBILLAS	1958	2010	53
	5095	TOZAR	FRAILES	1986	2010	20
	5042	PINOS-PUENTE	FRAILES	1933	2010	47
	E5021	LOS BERMEJALES	CACÍN	1958	2010	53
	E5048	CANALES	GENIL	1988	2010	23
	5045	LOJA	GENIL	1912	1955	41
	5047	PUENTE-GENIL	GENIL	1912	1950	34
	E5050	COLOMERA	COLOMERA	1991	2010	20
	5086	DILAR	DILAR	1970	2010	35
	5088	RIOFRÍO	FRIO	1972	2007	17
	5091	MOLINO DE CHICORRO	PESQUERA	1976	2008	28

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	5097	PUENTE DE LOS PIEDROS	ANZUR	1969	2008	34
	5144	CASARICHE	YEGUAS	1981	2010	22
	5024	HORNO DEL VIDRIO	JANDULILLA	1932	2008	24
	5107	MARMOLEJO	SALADO DE ARJONA	1969	2008	27
	5142	PORCUNA	SALADO DE PORCUNA	1980	2010	21
	5081	CASTRO DEL RÍO	GUADAJOZ O ALMEDINILLA	1972	1996	22
54	5003	PEDRO MARÍN (CALANCHA)	GUADALQUIVIR	1912	1953	38
	5004	MENGÍBAR	GUADALQUIVIR	1912	1953	35
	5065	MARMOLEJO	GUADALQUIVIR	1912	1953	15
	5070	CÓRDOBA	GUADALQUIVIR	1912	1954	16
	5074 (5008)	CANTILLANA	GUADALQUIVIR	1911	1933	16
61	6010	GUADALFEO	NARILA	1935	2000	46
	6011	ARDALES	ARDALES	1938	2000	56
	6013	GUARO	ALFARTANEJO	1935	2000	42
	6014	GUARO	CORTIJO DEL MONTE	1935	1988	52
	6015	ALCAUCIN	VIÑUELA ,LA	1935	2000	64
	6016	BERMUZA	GONZALEZ ,LOS	1935	2000	63
	6017	ALMANCHARES	PASADA DE GRANADILLOS	1935	2000	64
	6018	ROVITE	HOYA DEL BUJO	1935	2000	62
	6020	ALGARROBO	UMBRIA ,LA	1936	2000	59
	6021	CAMPANILLAS	LLANES, LOS	1919	2000	30
	6022	GUADALMEDINA	CASABERMEJA	1938	2000	38
	6029	GUADIARO	MOLINO DEL COJO	1944	2000	37
	6035	GRANDE	MILLANAS ,LAS	1942	2000	45
	6047	BENAMARGOSA	SALTO DEL NEGRO	1950	2000	35
	6052	VERDE	CAZULAS	1967	2000	31
	6058	GENAL	PUENTE JUBRIQUE	1981	2000	19
	6063	CASARABONELA	MOLINO GARRIDO	1976	2000	23
	6064	CAÑAS	ZALEA	1976	2000	23
	6075	CAMPANILLAS	ROSA CAPILLA	1971	1997	24
	6093	GUADALTEBA	TEBA	1975	2000	25
71	7005	TALUVIA	MUNDO	1922	1967	45
	7008	TOBARICO	TAIBILLA	1930	1949	17
	7009	MINAS	SEGURA	1917	1933	15
	7011	ESPERANZA, LA	BENAMOR	1914	1947	29

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	7014	CALASPARRA	ARGOS	1913	1948	34
	7015	YESTE	SEGURA	1931	1947	21
	7016	CIEZA	SEGURA	1913	1932	13
	7021	MURCIA	SEGURA	1912	1932	19
	7036	GILICO	QUIPAR	1930	1948	18
	7050	LIETOR	MUNDO	1970	2001	21
72	6006	EL ESPARRAGAL	ADRA	1934	1981	30
	6023	CHONO , EL	ANDARAX	1940	1996	49
	6024	CANJAYAR	NACIMIENTO	1941	2000	37
	6027	ALFAIX	SANTO	1940	1999	48
	6048	LA VENTILLA	CHICO	1950	1998	30
	6069	DARRICAL	ADRA	1986	2000	15
	6070	SERON	ALMANZORA	1967	1996	28
	7022	VALDEINFIERNO	LUCHENA O ALCAIDE	1939	2006	45
	7023	TOTANA	GUADALENTIN	1923	1950	27
	7033	PUENTES (EMBALSE)	GUADALENTIN	1943	1977	23
	7042	MULA	PEREA	1932	1971	39
	8024	ORCHETA	SELLA	1944	1985	31
	E6011	CUEVAS DE ALMANZORA	ALMANZORA	1983	2000	16
	E7006	CIERVA, LA	MULA	1958	2006	48
	E8004	AMADORIO	AMADORIO	1958	2006	48
73	7021	MURCIA	SEGURA	1912	1933	21
81	8021	ENGUIDANOS	CABRIEL	1945	1974	28
	8036	FRAILES, LOS	JUCAR	1913	1967	40
	8052	TERRERA, LA	CABRIEL	1913	1966	53
	8087	BELMONTEJO	MARIMOTA	1917	2003	40
	8088	VALVERDE	GRITOS	1917	1953	36
	8090	PAJARONCILLO	CABRIEL	1950	2003	52
	8091	CASTELLAR	JUCAR	1969	2007	37
	8104	LOS SANTOS	EBRON	1989	2007	17
	8112	COFRENTES	CABRIEL	1912	1975	61
	8126	VENTA DE JUAN ROMERO	JUCAR	1968	1995	26
	8141	VILLORA	MARTIN	1976	2003	27
	8060	REQUENA	MAGRO	1913	1979	63
	E8013	FORATA	MAGRO	1968	2002	34
	8014	TRAMACASTILLA	TURIA O GUADALAVIAR	1944	2007	51

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	8015	TERUEL	TURIA O GUADALAVIAR	1956	2007	50
	8018	ZAGRA	TURIA O GUADALAVIAR	1947	2007	55
	E8014	GENERALISIMO (BENAGEBER)	TURIA O GUADALAVIAR	1959	2003	44
	8027	TERUEL	ALFAMBRA	1958	2007	47
	8028	VILLALBA ALTA	ALFAMBRA	1944	2007	60
	E8006	ARQUILLO DE SAN BLAS	TURIA O GUADALAVIAR	1967	2002	35
82	8005	VILLAREAL	MIJARES	1912	1961	39
	8009	M. DEL RETOR	CENIA	1945	1976	25
	8010	M. DEL VIDREO	CORRUSCAS	1946	1976	20
	8022	BUGARRA	TURIA O GUADALAVIAR	1912	1955	43
	8025	PRESA, LA	TURIA O GUADALAVIAR	1912	1955	37
	8030	TERDE	MIJARES	1946	2002	53
	8037	JALANCE	RECONQUE	1912	1940	28
	8042	TOUS	JUCAR	1912	1951	39
	8059+8059 (SAIH)	VILLANUEVA DE CASTELLON	ALBAIDA	1915	1995	42
	8067	JATIVA	CAÑOLES	1915	1953	38
	8071	VILLALONGA	SERPIS	1911	1953	42
	8074+8011	FUENTE DEL BAÑO - SOT FERRER	PALANCIA	1912	2002	85
	8076	CALLOSA	GUADALEST	1911	1934	23
	8099	ULLDECONA (SAL. EMBALSE)	CENIA	1928	1966	31
	8027 (SAIH)	MARCO BCO. CARRAIXET	CARRAIXET	1990	2006	15
	8036 (SAIH)	CAÑOLES - MOIXENT	CAÑOLES	0	0	17
	8037 (SAIH)	SELLENT - ESTUBENY	SELLENT	1990	2007	17
	8044 (SAIH)	RAMBLA GALLINERA		1990	2007	17
	8045 (SAIH)	VERNISSA		1991	2007	16
83	8097	MONTEMAYOR	SAN PEDRO	1951	2002	50
	8137	TIRIEZ	LEZUZA	1969	2002	31
	8138	BALAZOTE	ARQUILLO	1969	2002	29
	E8003	ALMANSA	BELEN GRANDE	1958	2004	46
84	8038	COFRENTES	JUCAR	1912	1950	38
	8039	CONFLUENCIA	JUCAR	1912	1930	15
	8042	TOUS (SALIDA EMBALSE)	JUCAR	1911	1950	39
	8045	ALCIRA	JUCAR	1911	1950	39

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	8089+8046	HUERTO MULET - CARBONELL	JUCAR	1913	2007	88
91	9003	ANDOSILLA	EGA I	1913	2001	84
	9004	FUNES	ARGA	1913	2001	80
	9006	MARAÑÓN	EGA I	1947	2001	53
	9026	ARROYO	EBRON	1917	1946	26
	9061	JAVIERREGAY	SUBORDAN	1937	2001	37
	9062	BINIES	VERAL	1931	2001	64
	9063	SIGÜES	ESCA	1931	2001	62
	9064	ASPURZ	SALAZAR	1930	2001	63
	9065	LIEDENA	IRATI	1930	2001	70
	9067	OLAVE	ULZAMA	1930	2001	59
	9068	ASIAIN	ARAQUIL	1931	1984	46
	9069	ECHAURI	ARGA	1914	2001	59
	9071	ESTELLA	EGA I	1931	2001	68
	9075	BERANTEVILLA	AYUDA	1934	2001	58
	9077	ISABA	BELAGOA	1931	1969	29
	9079	URROZ	ERRO	1951	2001	50
	9080	ZURITA	VERAL	1937	2001	51
	9092	TRESPADERNE	NELA	1963	1995	32
	9101	YESA, P.P.	ARAGON	1922	2001	77
	9151	MUEZ	INAROZ	1961	1999	38
	9161	PALAZUELOS	EBRO	1962	1996	32
	9165	MIRANDA DE EBRO	BAYAS	1976	2001	25
	9166	PALAZUELOS	JEREA	1965	1990	24
	9170	YESA, C.E.	ARAGON	1976	2001	25
	9178	REINOSA	EBRO	1972	2000	26
	9188	BERGUENDA	OMECILLO	1980	2001	20
	9221	LARRINOA	ZAYA	1978	2001	25
	E9825	EUGUI	ARGA	1977	2003	25
	E9827	ULLIVARRI	ZADORRA	1964	1995	31
	E9828	URRUNAGA	SANTA ENGRACIA	1964	1995	31
	E9830	ALLOZ	SALADO	1958	2003	43
	E9831	IRABIA	IRATI	1958	1990	31
92	9017	FRAGA	CINCA	1918	2004	64
	9018	JACA	ARAGON	1930	2001	68
	9022	SEO DE URGEL	VALIRA	1928	2001	64
	9023	SEO DE URGEL	SEGRE	1912	2001	70

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	9024	LERIDA	SEGRE	1913	1992	73
	9032	PERALTA DE ALCOFEA	GUATIZALEMA	1928	1971	31
	9033	PERALTA DE ALCOFEA	ALCANADRE	1928	2001	56
	9040	BOLTAÑA	ARA	1944	2001	56
	9046	LECINA	VERO	1940	2001	50
	9047	CAPELLA	ISABENA	1931	2001	56
	9095	BARBASTRO	VERO	1945	2001	50
	9123	ANZANIGO	GALLEGO	1949	1971	21
	9130	GINASTE	NOGUERA RIBAGORZANA	1962	1984	21
	9135	ALINS	TOR	1965	2001	35
	9136	NOALES	BALIERA	1965	1997	31
	9137	PONT DE SUERT	NOGUERA RIBAGORZANA	1953	1984	30
	9143	ARTIES	GARONA	1950	1973	21
	9144	TABESCAN	NOGUERA DE CARDOS	1954	1970	16
	9148	COLL DE NARGO	SELLENT	1956	2001	43
	9172	LAFORTUNADA	CINCA	1965	1993	28
	9196	TORLA	ARA	1967	1993	26
	9198	ALINS	VALLFARRERA	1965	2001	35
	E9832	ESCARRA	ESCARRA	1959	1993	34
	E9833	AGUAS LIMPIAS	AGUAS LIMPIAS	1959	1993	31
	E9846	MEDIANO	CINCA	1970	2003	32
	E9858	TALARN O TREMP	NOGUERA PALLARESA	1958	2003	44
	E9862	OLIANA	SEGRE	1959	2003	44
93	9015	ALCAÑIZ	GUADALOPE	1912	1983	62
	9052	BECEITE	MATARRAÑA	1931	2001	58
	9110	BECEITE	PENA	1947	2001	54
	9122	BLESA	AGUAS VIVAS	1952	2001	49
	9127	ALCAINE	MARTIN	1962	2001	49
	9138	MONEVA - C.E.	AGUAS VIVAS	1951	1992	39
	9154	PEÑARROYA DE TASTAVINS	TASTAVINS	1967	2001	34
	9176	NONASPE	MATARRAÑA	1973	2001	26
	E9814	TORCAS, LAS	HUERVA	1958	2003	42
	E9868	CIURANA	CIURANA	1972	2003	31
94	9007	CETINA	JALON	1951	2001	49
	9008	NUEVALOS	PIEDRA	1913	2001	73

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	9009	HUERMEDA	JALON	1913	1961	45
	9041	NAVARRETE DE RIO	PANCRUDO	1961	2001	40
	9042	CALAMOCHA	JILOCA	1931	2001	55
	9055	MORATA DE JILOCA	JILOCA	1931	2001	51
	9056	JARABA	MESA	1932	2001	39
	9057	EMBED DE ARIZA	DEZA	1936	1977	28
	9058	JUBERA	JALON	1936	2001	55
	9129	TRANQUERA - C.E.	ORTIZ	1972	2001	28
	9167	BARRIO BLANCO	BLANCO	1970	2001	25
	9184	ATECA	MANUBLES	1975	2001	26
	E9812	TRANQUERA, LA	PIEDRA	1954	2003	44
95	9036	ISLALLANA	IREGUA	1931	1995	61
	9044	YANGUAS	CIDACOS	1936	2001	57
	9048	ANGUIANO	NAJERILLA	1931	1961	23
	9093	OÑA	OCA	1959	2001	42
	9139	IGEA	LINARES	1951	2001	49
	9142	LUMBRERAS	LUMBRERAS	1950	1995	45
	9157	AZARRULLA	GLERA	1965	2001	33
	9158	SAN MIGUEL DE PEDROSO	TIRON	1969	2001	32
	9189	ORON	GRILLERA	1976	2001	25
	9197	LEZA DE RIO LEZA	LEZA	1980	2001	21
	9060	GALLUR	ARBA DE LUESIA	1973	2001	28
	9155	BIOTA	ARBA DE LUESIA	1967	2001	34
	9187	ERLA	ARBA DE BIEL	1978	2001	22
96	E9801	EMBALSE DEL EBRO	EBRO	1958	2003	45
	9001	MIRANDA DE EBRO	EBRO	1913	2001	87
	9011	ZARAGOZA	EBRO	1913	2001	87
	9027	TORTOSA	EBRO	1913	1961	31
	9029	MEQUINENZA	EBRO	1917	1966	30
	9149	CORTIJO, EL	EBRO	1954	1998	44
101	10001	CARDONER	CARDONA	1912	1956	34
	10002	CARDONER	MANRESA	1912	1956	34
	10004	NOYA	SAN SADURNI DE NOYA	1911	1999	46
	10009	LLEMANA	GINESTA	1912	1999	70
	10012	MUGA	BOADELLA	1912	1967	45
	10013	FLUVIA	OLOT	1913	1999	69
	10016	FLUVIA	ESPONELLA	1912	1999	68

Anexo I. Estaciones de aforo y embalses utilizados

Región	Código	Nombre	Corriente	Año inicial	Año final	Número de datos
	10019	TER	RODA DE TER	1950	1999	46
	10020	OÑAR	GERONA	1959	1999	36
	10025	CARDONER	OLIUS	1942	1997	47
	10031	LLOBREGAT	VILUMARA	1916	1975	38
	10033	TER	RIPOLL	1916	1999	66
	10039	MEDIONA	SAN QUINTIN DE MEDIONA	1945	1996	40
	10040	SER	SERIÑA	1943	1994	48
	10053	FLUVIA	GARRIGAS	1971	1999	22
	10063	AIGUADORA	NAVES	1969	1997	28
	10072	TER	SANT JOAN DE LES ABADESSE	1974	1999	25
	10077	GABARRESA	ARTES	1978	1999	21
	10078	LLOBREGAT	FIGOLS	1916	1999	61
102	10015	TORDERA	SANT CELONI	1923	1999	61
	10017	ABANCO	AIGUAFREDA	1931	1997	56
	10026	TORDERA	LLAVINA, LA	1958	1999	40
	10035	MOGENT	MONTORNES	1965	1999	28
	10037	CONGOST	GARRIGA, LA	1924	1999	65
	10044	RIPOLL	MONTCADA	1968	1999	27
	10047	BESOS	SIFON N.A.	1968	1999	31
	10056	ARBUCIAS	GARDUX	1967	1999	28
	10062	TORDERA	CAN SERRA	1967	1987	20
	10006	GAYA	QUEROL	1930	1986	39
	10008	FOIX	FOIX	1918	1996	59
	10028	FRANCOLI	MONTBLANC	1945	1999	42
	10076	RUBI	PAPIOL	1972	1999	26
	10079	FRANCOLI	TARRAGONA	1974	1999	24

ANEXO II

RELACIONES CAUDAL-VOLUMEN POR

REGIÓN

REGIÓN 11

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R ²	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.7129} \cdot Q^{1.0768}$	0.857	0.2106
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0367} \cdot q^{1.0282}$	0.646	0.1964

REGIÓN 12

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.4513} \cdot Q^{0.9419}$	0.793	0.193
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0230} \cdot q^{0.7973}$	0.488	0.169

REGIÓN 13

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.5648} \cdot Q^{0.9541}$	0.861	0.1939
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0204} \cdot q^{0.8470}$	0.587	0.1647

REGIÓN 21

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R ²	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.5425} \cdot Q^{1.0467}$	0.896	0.2067
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0497} \cdot q^{1.0666}$	0.618	0.1971

REGIÓN 22

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6464} \cdot Q^{1.1289}$	0.918	0.1661
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0592} \cdot q^{1.0937}$	0.883	0.1653

REGIÓN 23

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6114} \cdot Q^{1.0800}$	0.929	0.2037
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0514} \cdot q^{1.0978}$	0.812	0.1858

REGIÓN 24

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.4768} \cdot Q^{0.9849}$	0.920	0.1880
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0361} \cdot q^{1.0408}$	0.798	0.1825

REGIÓN 25

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.4768} \cdot Q^{0.9849}$	0.920	0.1880
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0361} \cdot q^{1.0408}$	0.798	0.1825

REGIÓN 31

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6236} \cdot Q^{1.0415}$	0.915	0.1991
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0418} \cdot q^{1.1079}$	0.861	0.1858

REGIÓN 32

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.5545} \cdot Q^{1.0429}$	0.903	0.2101
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0444} \cdot q^{1.0650}$	0.803	0.2019

REGIÓN 33

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.5569} \cdot Q^{1.0581}$	0.934	0.2067
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0382} \cdot q^{0.9905}$	0.842	0.1959

REGIÓN 41

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6474} \cdot Q^{1.0160}$	0.964	0.1967
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0187} \cdot q^{0.9982}$	0.928	0.1832

REGIÓN 51

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.7982} \cdot Q^{1.0706}$	0.935	0.1736
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0436} \cdot q^{1.0592}$	0.901	0.1670

REGIÓN 52

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R ²	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6971} \cdot Q^{1.0442}$	0.971	0.1754
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0403} \cdot q^{1.0681}$	0.907	0.1829

REGIÓN 53

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6804} \cdot Q^{0.9886}$	0.944	0.2055
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0371} \cdot q^{0.9915}$	0.846	0.1880

REGIÓN 61

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6814} \cdot Q^{0.9536}$	0.930	0.1699
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0239} \cdot q^{0.9359}$	0.884	0.1611

REGIÓN 71

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.8183} \cdot Q^{1.0403}$	0.949	0.1887
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0161} \cdot q^{0.9279}$	0.898	0.1529

REGIÓN 72

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.7968} \cdot Q^{0.9346}$	0.933	0.1933
Adimensionales	$v_T = 10^{0.0032} \cdot q^{0.9107}$	0.913	0.1827

REGIÓN 81

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6502} \cdot Q^{1.0139}$	0.937	0.1831
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0221} \cdot q^{0.9054}$	0.847	0.1717

REGIÓN 82

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R ²	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.7452} \cdot Q^{1.0168}$	0.941	0.1893
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0025} \cdot q^{0.9450}$	0.885	0.1636

REGIÓN 91

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6377} \cdot Q^{1.0126}$	0.938	0.1621
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0179} \cdot q^{0.9239}$	0.687	0.1462

REGIÓN 92

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.5516} \cdot Q^{0.9696}$	0.899	0.1801
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0181} \cdot q^{0.8545}$	0.677	0.1620

REGIÓN 93

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.7137} \cdot Q^{1.0283}$	0.925	0.1839
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0231} \cdot q^{1.0122}$	0.898	0.1672

REGIÓN 94

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R ²	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.7195} \cdot Q^{1.0342}$	0.929	0.1826
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0260} \cdot q^{1.0400}$	0.865	0.1792

REGIÓN 95

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.6444} \cdot Q^{1.0145}$	0.868	0.1756
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0066} \cdot q^{0.9077}$	0.806	0.1493

REGIÓN 101

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.7452} \cdot Q^{1.0022}$	0.933	0.1636
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0162} \cdot q^{0.9205}$	0.860	0.1451

REGIÓN 102

Relación entre caudal máximo y volumen total del hidrograma:

	Ecuación	R^2	σ
Reales	$V_T = 10^{-0.7340} \cdot Q^{0.9703}$	0.916	0.1570
Adimensionales	$v_T = 10^{-0.0195} \cdot q^{0.9490}$	0.886	0.1516

ANEXO III

**GRÁFICAS DE DISTRIBUCIÓN INTRAANUAL DE
LAS AVENIDAS**

REGIÓN 11

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 12

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 13

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 21

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 22

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 23

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 24

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 25

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 31

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 32

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 33

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 41

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 51

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 52

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 53

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 61

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 71

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 72

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 81

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 82

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 83

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 91

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 92

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 93

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 94

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 95

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 101

Gráficos medios en la región:

REGIÓN 102

Gráficos medios en la región:

ANEXO IV

**GRÁFICAS DE HOMOGENEIDAD DE LOS
CAUDALES PUNTA**

REGIÓN 11

REGIÓN 12

REGIÓN 13

REGIÓN 21

REGIÓN 22

REGIÓN 23

REGIÓN 24

REGIÓN 25

REGIÓN 31

REGIÓN 32

REGIÓN 33

REGIÓN 41

REGIÓN 51

REGIÓN 52

REGIÓN 53

REGIÓN 61

REGIÓN 71

REGIÓN 72

REGIÓN 81

REGIÓN 82

REGIÓN 83

REGIÓN 91

REGIÓN 92

REGIÓN 93

REGIÓN 94

REGIÓN 95

REGIÓN 101

REGIÓN 102