

Análisis regional de avenidas en la zona atlántica de Galicia, noroeste de España

Manuel Alí Álvarez Enjo

Universidad de Santiago de Compostela

Jerónimo Puertas Agudo

Universidad de La Coruña

Francisco Díaz-Fierros Viqueira

Universidad de Santiago de Compostela

En el presente estudio se ha aplicado el análisis regional de frecuencia de avenidas en una región de la zona atlántica de Galicia (noroeste de España), con una extensión superior a los 8,000 km². El método utilizado para ello fue el conocido como "Índice de avenida", con el empleo de la Ley General de Valores Extremos y ajuste de sus parámetros por los momentos ponderados probabilísticamente a escala regional. Se ha intentado verificar la homogeneidad de la región mediante campañas de aforos realizadas durante los últimos tres años, además de haber empleado una prueba estadística de homogeneidad regional del coeficiente de variación, lo que nos ha permitido concluir que la región reúne las condiciones necesarias para la aplicación del método de análisis regional. El área de la cuenca ha resultado ser una buena variable para predecir la avenida media anual en cuencas de la región donde no se dispone de información hidrométrica. La curva regional de frecuencia obtenida es típica de una región húmeda y se enmarca satisfactoriamente con otras curvas regionales en diferentes regiones climáticas del mundo. El método desarrollado constituye una herramienta útil para la estimación de las avenidas de frecuencia extrema en las condiciones de Galicia y puede ser de uso inmediato.

Palabras clave: hidrología, avenidas, análisis regional de frecuencia, momentos ponderados probabilísticamente, método del índice de avenida.

Introducción

Debido a su impacto ambiental y económico, el análisis regional de avenidas (ARA) es un tema de gran importancia e interés práctico. Como consecuencia, se le confiere en los últimos tiempos una atención especial al perfeccionamiento y desarrollo de nuevos métodos de cálculo.

Es bien conocido, pero con frecuencia ignorado en la práctica, que las series anuales de avenidas resultan demasiado pequeñas como para poder alcanzar una adecuada fiabilidad en la estimación de los cuantiles de los eventos extremos cuando se hace uso de datos locales exclusivamente (WMO, 1989). Estas dificultades

están relacionadas fundamentalmente con la selección adecuada de la función de distribución de mejor ajuste, así como con la estimación de sus parámetros.

Bobé y Rasmussen (1995) realizaron una interesante revisión acerca de métodos de cálculo y los avances logrados en el análisis regional de frecuencia durante los años noventa, destacando que el empleo de éste, a diferencia del clásico método de análisis local de frecuencia, resulta más viable para intentar mejorar la estimación de los cuantiles de los eventos extremos. Debido a esta circunstancia, la década de los noventa ha estado marcada por el uso de métodos de análisis regional, basados principalmente en el enfoque del método del "Índice de avenida".

Cuadro 1. Relación de las principales características de las estaciones hidrométricas empleadas.

N	Río	Estación	Área de cuenca km ²	Periodo de observaciones	N años
1	Anllóns	Anllóns	432	1970-71-1986-87	17
2	Tambre	Portomouro	1,146	1970-71-1986-87	17
3	Dubra	Portomouro	93	1970-71-1986-87	17
4	Furelos	Puente Barazón	150	1970-71-1986-87	17
5	Ulla	Santiso	565	1970-71-1986-87	17
6	Deza	Puente Cira	550	1970-71-1986-87	17
7	Umia	Caldas de Reyes	288	1970-71-1986-87	17
8	Lérez	Campo Lameiro	250	1970-71-1986-87	17
9	Oitavén	Sotomayor	177	1970-71-1986-87	17

que comenzó a funcionar regularmente y de forma general la red hidrométrica de Galicia-Costa, hasta el año 1986-1987, esto es, un total de 17 años.

Para este periodo de observaciones se han utilizado los datos de los niveles medios diarios y caudales medios máximos diarios del año, así como los caudales aforados y sus correspondientes niveles, registrados en nueve estaciones hidrométricas. A partir de 1987, la red hidrométrica estuvo sin funcionar dos años, reanudándose las mediciones en 1989 y hasta la fecha. Los últimos años de observaciones no se han empleado, ya que en el momento de la realización de este estudio aún no se contaban con ellos. Al margen de la información de las series de observaciones disponibles, durante los últimos tres años se han efectuado cien aforos en cinco campañas diferentes en la totalidad de las cuencas vertientes al océano Atlántico.

Análisis de la calidad, homogeneidad y aleatoriedad de las series de caudales máximos

En el análisis de la homogeneidad y aleatoriedad de las series caudales máximos medios diarios se emplearon cuatro pruebas estadísticas: tres de homogeneidad, que incluyen los criterios paramétricos de Fisher y Student, y el de Wilkinson (no paramétrico), y uno de aleatoriedad: la prueba de Helmert. El nivel de significación empleado en estas pruebas fue de 5%. A continuación se describen brevemente las pruebas estadísticas:

- a) *La prueba F de Fisher* (Molina, 1986; Spiegel, 1961) se utiliza ampliamente en los cálculos hidrológicos para comprobar la homogeneidad de las desviaciones estándar de dos muestras que se suponen provienen de la misma población general.
- b) *La prueba de Student* (Molina, 1986; Spiegel, 1961) se usa para comprobar si las medias muestrales de

dos series provienen de una misma población general. La utilización de esta prueba está supeditada por la condición de que las desviaciones estándar de las series comparadas sean iguales.

- c) *Prueba de Wilkinson*. Al igual que las pruebas anteriores, la prueba U de Wilkinson (Siegel, 1974) puede usarse para comprobar si dos muestras independientes provienen de una misma población. Es una de las pruebas no paramétricas más poderosas y constituye la alternativa más útil ante la prueba paramétrica *t* de Student.
- d) *Prueba de Helmert* (Fernández, 1995). Esta prueba de aleatoriedad está dirigida a conocer en qué medida las sucesiones de los elementos observados dentro de las series pueden considerarse aleatorias (independientes) o, por el contrario, siguen ciertas reglas relacionadas con algunas causas físicas que influyen directamente sobre ellas.

La aplicación de estas pruebas, conjuntamente con el método de doble-masa (Kholer, 1949; Heras, 1970), permitieron en una primera aproximación detectar en cuatro de las nueve estaciones falta de homogeneidad y aleatoriedad, por lo que se procedió a su homogeneización. Finalmente, en la segunda aproximación, todas las series pasaron con éxito las pruebas, por lo que se consideran fiables para ser utilizadas en las siguientes etapas de este estudio.

Desarrollo del método del índice de avenida para la ley general de valores extremos (GEV), con sus parámetros determinados por los momentos ponderados probabilísticamente a escala regional

La esencia del análisis regional de avenidas es bien conocida (Dalrymple, 1961; Chow, 1964; WMO, 1989), por lo que no necesita de una detallada descripción,

simplemente se asume que la variable índice X_T , resultante de dividir en cada cuenca los valores de los caudales máximos de avenidas Q_T para diferentes periodos de retorno por la avenida media anual AMA, siguen la misma distribución en toda la región, lo que supone también que los coeficientes de variación y asimetría (C_v y C_s) sean considerados constantes dentro de la región. Una vez seleccionada la región de estudio, el método consta de tres partes:

- La primera relacionada con la homogeneidad de la región, condición indispensable para poder seguir adelante satisfactoriamente con el desarrollo del método.
- La segunda consistente en obtener una curva regional de frecuencia de avenidas (adimensional), para lo que es necesario la adopción de una función de distribución de probabilidades determinada, así como un método apropiado para la estimación de los parámetros de la distribución.
- Finalmente, la tercera etapa está ligada con la obtención de una posible relación entre la avenida media anual y algunas características climáticas o morfométricas de la cuenca. Con esta estimación y con la curva regional de frecuencia obtenida en el paso anterior se puede estimar la avenida asociada con un determinado periodo de retorno.

A continuación se desarrollan cada una de estas tres etapas.

Homogeneidad de la región de estudio

Se puede decir que no existe un método aceptado o ampliamente reconocido y de uso general para la evaluación de la homogeneidad regional. A pesar de ello, en regiones con C_v (coeficiente de variación) relativamente bajos (inferiores a 0.6) y valores del estadístico $C_v(C_v)$ inferiores a 0.2, las ventajas de agrupar un número determinado de estaciones en una región no están en desacuerdo con el análisis regional de avenidas (Lettenmaier y Potter, 1985).

En el presente estudio inicialmente se ha tratado de llegar a valorar la homogeneidad regional de forma subjetiva. Este tipo de enfoque permite definir regiones subjetivamente, atendiendo a determinadas características locales de las cuencas estudiadas. Por ejemplo, Shaefer (1990), al analizar los datos de las series de precipitaciones máximas correspondientes a las estaciones del estado de Nueva York, formó regiones atendiendo al criterio de similitud de su precipitación media anual; Gingras *et al.* (1994) de manera similar llevaron a cabo la formación de regiones para el estudio de los caudales máximos en Ontario y Quebec,

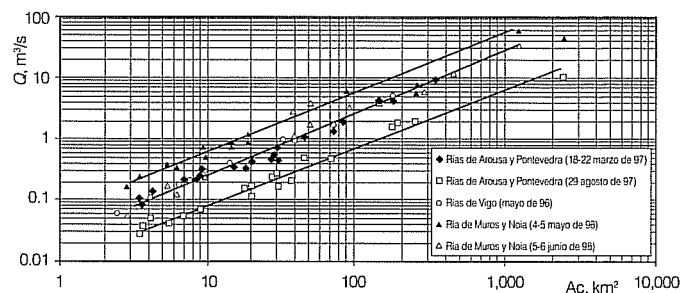
agrupando las estaciones hidrométricas de acuerdo con la temporada del año en la que ocurrían típicamente las avenidas más significativas.

El criterio seguido en este trabajo ha sido el siguiente: en una región supuestamente homogénea, las relaciones entre los caudales observados en diferentes temporadas del año y el área de las cuencas vertientes deben ser bastante estrechas, siendo habitual el modelo del tipo $Q = aA_c^b$, donde el exponente "b" contiene la información morfológica y "a", la climatológica. En un grupo de cuencas que conforman una región homogénea cabe esperar valores de "b" similares, mientras que la ordenada en el origen "a" puede variar de una relación a otra, en función de la temporada del año, lo que está determinado, a su vez, por las condiciones climatológicas imperantes (régimen de precipitaciones, condiciones de humedad antecedente, etcétera).

A tal efecto se han efectuado campañas de aforos en diferentes épocas del año (cinco en total), durante un periodo de tres años, comprendido entre mayo del año 1996 y junio de 1998. En total se efectuaron cien aforos en cuarenta cuencas de la región de estudio, que vierten sus aguas directamente a las rías de Vigo, Villagarcía y Pontevedra, y las de Muros y Noia (ilustración 2).

Como se aprecia en la ilustración 2, existe un alto grado de correlación entre el caudal aforado y el área de la cuenca en cada una de las campañas de aforos realizadas en las diferentes épocas; el coeficiente R^2 promedio de los cinco modelos potenciales ajustados (en la ilustración sólo aparecen tres) es igual a 0.987. Resulta interesante resaltar que la curva superior (campaña del 4 al 5 de mayo de 1998) coincidió con un periodo lluvioso muy prolongado; por su parte, la inferior de todas (campaña del 29 de agosto de 1997) corresponde a la época de pleno estiaje. En las tres campañas restantes vemos una situación intermedia. Llama la atención, igualmente, que en las curvas ajustadas las pendientes son muy similares (entre 0.95 y

Ilustración 2. Relación entre los caudales observados y el área de la cuenca.



1.02), siendo como promedio igual a 0.987. Según se ha apuntado, esta singularidad invita a pensar que las cuencas que conforman la región estudiada son homogéneas. Con el objetivo de constatar esa homogeneidad, a continuación se emplea una prueba estadística que la evalúe de modo fehaciente.

Prueba de homogeneidad regional de Wiltshire

La prueba de homogeneidad regional propuesta por Wiltshire (1986) utiliza la prueba de χ^2 con los coeficientes de variación de las diferentes estaciones hidrométricas que componen la región. Se contempla que en la región existen m estaciones, cada una de las cuales tiene una longitud de la serie n_j ; el coeficiente de variación de cada estación Cv_j viene dado por:

$$Cv_j = \sqrt{\sum_{i=1}^{n_j} (k_i - 1)^2 / n - 1} \quad (1)$$

Mientras que la varianza muestral u_j de Cv_j se expresa como:

$$u_j = V/n_j \quad (2)$$

donde V es la varianza regional de los coeficientes de variación.

La variación total S , de los Cv dentro de la región de m estaciones puede ser expresada como:

$$S = \sum_{j=1}^m (Cv_j - \bar{Cv})^2 / u_j \quad (3)$$

donde \bar{Cv} es el coeficiente de variación medio ponderado de la región:

$$\bar{Cv} = \sum_{j=1}^m Cv_j / u_j / \sum_{j=1}^m 1 / u_j \quad (4)$$

La varianza regional de los coeficientes de variación V en la ecuación 2 se puede calcular como el promedio de las varianzas de Jack-Knife obtenidas para cada estación de la región, mediante la siguiente expresión:

$$V = \sum_j (n_j V_j) / m \quad (5)$$

Sean las series de caudales máximos en cada j -ésima estación, con n_j elementos, independientes y distribuidos según una misma función de distribución de los máximos, Q_1, Q_2, \dots, Q_n , y donde Cv_j es el coeficiente de variación de cada una de las series y Cv_{n_j-1} , el coeficiente de variación calculado de una muestra de n_{j-1}

elementos, resultante de eliminar el elemento l de la serie original, entonces, la varianza de Jack-Knife V_j está dada por:

$$V_j = (n_j - 1)^* \sum_{i=1}^{n_j} \left[Cv'_{n_j-1} - \left(\sum_l Cv'_l \right) / n_j \right]^2 / n_j \quad (6)$$

La variación total S en la ecuación 3 sigue una distribución χ^2 con $m-1$ grados de libertad y es utilizado como medida de la homogeneidad regional de una región con m estaciones. Si S es mayor que el valor crítico de χ^2_q para un nivel de significación q dado, entonces la hipótesis de nulidad, consistente en asumir que la región es homogénea, se rechaza. En el caso contrario, si se cumple que $S < \chi^2_q$, la región se considera homogénea.

Para un nivel de significación de 5%, con ocho grados de libertad, tenemos que χ^2_5 es igual a 15.5, mientras que S es igual a 2.03, por lo que S es menor que χ^2_5 , de donde podemos concluir, de acuerdo con la prueba de homogeneidad regional de Wiltshire, que la región formada por las nueve estaciones hidrométricas es homogénea.

Estimación de los parámetros de la función de distribución por el método de los momentos ponderados probabilísticamente

Los momentos ponderados probabilísticamente (MPP) fueron introducidos por Greenwood *et al.* (1979) y posteriormente analizados por Hosking (1986). Son utilizados para obtener los parámetros de las distribuciones que pueden ser expresadas en forma inversa $X=X(F)$ explícitamente. Los MPP se definen por la siguiente expresión:

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

donde: i, j, k son números reales. Si $j = k = 0$ e i es un entero no negativo, entonces M_{i00} es el momento convencional de orden i . En el caso particular de $i = 1$, y bien $j = 0$ o $k = 0$, M_{10k} y M_{1j0} son lineales y pueden ser empleados para determinar los parámetros de funciones de distribución de probabilidades tales como EV1 y GEV. M_{10k} y M_{1j0} son interdependientes y están relacionados entre sí mediante las expresiones:

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

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

La expresión del momento $M_{1j0} = E(XF^j)$ determina la ponderación de la variable por la probabilidad que tiene de no ser superada, con lo que los valores máximos de la serie tienen un mayor peso.

Como alternativa, la fórmula de posición es una función de ponderación que se expresa como:

$$F_i = (i - 0.35)/N \quad (10)$$

Finalmente, los valores de M_{10k} y M_{1j0} para una muestra son determinados por las expresiones:

$$M_{1j0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N F_{(i)}^j X_{(i)} \quad (11)$$

$$M_{10k} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [1 - F_{(i)}]^k X_{(i)} \quad (12)$$

donde X_i , $i = 1, 2, 3, \dots, N$ son los N valores de la muestra, ordenados en forma creciente.

Para la estimación a escala regional de las ecuaciones 11 y 12, Wallis (1980) propuso dividir los valores de cada una de las estaciones por su correspondiente valor medio M_{100} , y de esta forma obtener valores estandarizados en toda la región expresados como:

$$m_{(j)} = M_{1j0}/M_{100} \quad (13)$$

$$m_{(k)} = M_{10k}/M_{100} \quad (14)$$

Posteriormente se determinan los valores promedio de $m_{(j)}$ y $m_{(k)}$ de la región compuesta por M estaciones según:

$$\bar{m}_{(j)} = \sum_{s=1}^M m_{(j)s} [N_s/L] \quad (13a)$$

$$\bar{m}_{(k)} = \sum_{s=1}^M m_{(k)s} [N_s/L] \quad (14a)$$

donde la contribución de cada estación al promedio regional es ponderada en función de la longitud de la serie N_s . Los valores regionales de $\bar{m}_{(j)}$ o $\bar{m}_{(k)}$ son usados para determinar los parámetros de la función de distribución seleccionada, expresada en forma inversa.

Obtención de la curva regional de avenidas

La función de distribución seleccionada para su aplicación a escala regional en este trabajo ha sido la GEV, la cual se ha aplicado sobre un amplio rango de cuencas y regiones climáticas del mundo con éxito (Meight *et al.*, 1997) y tiene la siguiente forma:

$$F(x) = \exp\left\{[1 - k(x - u)/\alpha]^{1/k}\right\} \quad (15)$$

donde α , u y k son los parámetros de la distribución.

La expresión anterior se define en forma inversa (Hosking *et al.*, 1985) como:

$$x = u + \frac{\alpha}{k} \left\{1 - (-1nF)^k\right\} \quad (16)$$

Mientras que la expresión teórica de M_{1j0} en función de los parámetros de la GEV resulta:

$$M_{1j0} = \frac{1}{1+j} \left\{u + \alpha \left[1 - (j+1)^{-k} \Gamma(1+k)\right]/k\right\} \quad (17)$$

La resolución del sistema de ecuaciones 11 y 17 no es inmediato, por lo que Hosking *et al.* (1985) plantean un sencillo algoritmo para su resolución:

$$k = 7.8590C + 2.9554C^2 \quad (18)$$

$$C = \frac{2\bar{m}_{110} - \bar{m}_{100}}{3\bar{m}_{120} - \bar{m}_{100}} - \frac{\log 2}{\log 3} \quad (19)$$

$$\alpha = \frac{[2\bar{m}_{110} - \bar{m}_{100}]k}{\Gamma(1+k)(1-2^{-k})} \quad (20)$$

$$u = \bar{m}_{100} + \alpha[\Gamma(1+k) - 1]/k \quad (21)$$

Finalmente, después de haber obtenidos los parámetros, los cuantiles para diferentes tiempos de retorno se determinan por la función de distribución expresada como:

$$x_T = u + \frac{\alpha}{k} \left\{1 - (-1nF)^k\right\} \quad (22)$$

Los resultados de la estimación de los parámetros adimensionales por el método de los MMP, así como los parámetros de la distribución GEV con sus respectivos cuantiles para diferentes periodos de retorno en la región de estudio se dan en el cuadro 2.

Estimación de la avenida media anual

La avenida media anual (AMA) para las cuencas de la región en las que se dispone de información hidrométrica puede ser determinada según la siguiente expresión:

Cuadro 2. Resumen de la curva regional de frecuencia de avenidas en la región de estudio.

Núm. est.	Núm. años/est.	Parámetros MMP			Parámetros GEV			Valores estimados del índice de avenida X_T						
		\bar{m}_{100}	\bar{m}_{110}	\bar{m}_{120}	u	α	k	X_{100}	X_{50}	X_{20}	X_{10}	X_4	$X_{2.33}$	X_2
9	153	1.000	0.630	0.471	0.784	0.381	0.012	2.482	2.231	1.893	1.628	1.255	1.004	0.92

Núm. est.: número de estaciones.

Núm. años/est.: número total de años dentro del conjunto de las n estaciones empleadas.

$$AMA = 1/N \sum_{i=1}^N Q_i \quad (23)$$

donde Q_i en m^3/s es la avenida media anual correspondiente a una serie de observaciones con N elementos.

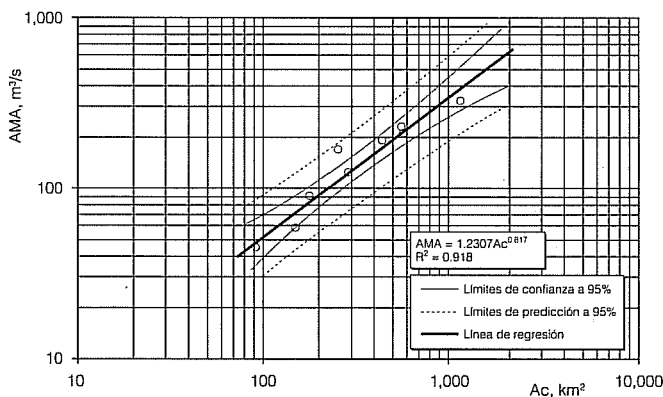
Los valores de las AMA de cada una de las estaciones hidrométricas de las región, con sus correspondientes áreas de cuenca en km^2 , constituyen una relación importante para predecir la AMA en cuencas ubicadas dentro de la región en las que no se dispone de información hidrométrica. La relación $AMA = f(Ac)$ para la región de estudio (ilustración 3) se ajustó según un modelo de regresión de tipo potencial y resultó la siguiente:

$$AMA = 1.2307A_c^{0.817} \quad (24)$$

donde a es la ordenada en el origen (AMA correspondiente a un área de $1 km^2$), y n es la pendiente.

Como medida de ajuste se ha utilizado el coeficiente de determinación, R^2 , el cual expresa la proporción de la varianza de la AMA, explicada por la regresión. El R^2 obtenido es igual 0.92, lo que demuestra el peso importante del área de la cuenca con relación a la avenida media anual.

Ilustración 3. Relación entre la avenida media anual y el área de la cuenca.



Estimación de los cuantiles de las avenidas mediante el empleo conjunto de datos locales y regionales

El modelo de análisis regional de frecuencia GEV/MPP desarrollado para la región de estudio permite estimar los cuantiles correspondientes a los diferentes periodos de retorno Q_T en cada una de las nueve estaciones que componen la región de las Rías Baixas, así como en cuencas de la misma en donde no se disponga de información hidrométrica.

Los cuantiles Q_T se obtienen a partir de los índices de avenida X_T de la curva regional de frecuencia (ver cuadro 2) y la información local de cada una de las estaciones que conforman la región de estudio. Este aporte local viene expresado por medio de un "factor de escala", que no es más que el valor medio de las series de máximos anuales (AMA) correspondientes a las estaciones hidrométricas de la región. En el caso de las cuencas de las que no se tenga información hidrométrica, la AMA se recomienda determinar según la ecuación 24.

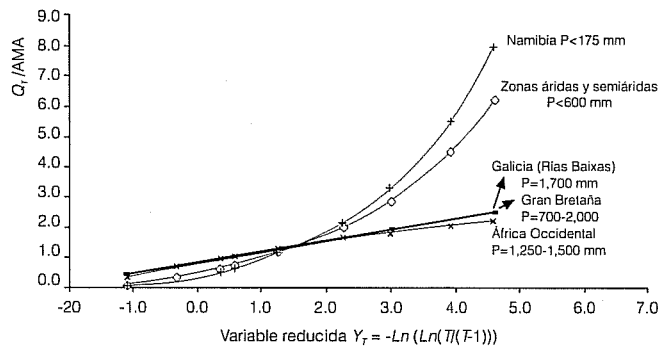
Finalmente, el cuantil del caudal máximo correspondiente a un determinado periodo de retorno Q_T se puede estimar de acuerdo con la siguiente expresión:

$$Q_T = X_T \cdot AMA \quad (25)$$

Comparación de la curva regional de frecuencias de las avenidas con otras regiones del mundo

Resulta de interés práctico poder comparar la curva regional de frecuencia obtenida en la región gallega de las Rías Baixas con otras en diferentes regiones climáticas del mundo. En este sentido, se han tomado como referencia las investigaciones efectuadas por Farquharson *et al.* (1992), donde se realiza un análisis regional de avenidas en diferentes zonas áridas y semiáridas del planeta, todas ellas con promedios anuales de precipitaciones inferiores a los 600 mm. En una continuación de este trabajo, Meigh *et al.* (1997) reali-

Ilustración 4. Comparación de las curvas regionales de avenidas.



zan el análisis regional en diferentes áreas tropicales y subtropicales. En ambos casos, para la aplicación del modelo regional de análisis de frecuencia de las avenidas fue seleccionada la función de distribución general de valores extremos (GEV), ajustada por los momentos ponderados probabilísticamente (MPP). En la ilustración 4 se comparan las curvas regionales tomadas de los trabajos anteriormente citados, con la obtenida en el presente estudio.

En la ilustración 4 se puede apreciar cómo las dos curvas superiores (Namibia y zonas áridas y semiáridas del mundo) presentan unas pendientes superiores a las correspondientes a las restantes regiones, incluyendo la de Galicia (Rías Baixas); estas últimas con menores pendientes. Esto evidentemente está relacionado con la variabilidad extrema de un año a otro de las avenidas en estas regiones. Por otra parte, en zonas más húmedas como Inglaterra y la región gallega de la Rías Baixas ($P = 1,700$ mm), con características climáticas muy parecidas, resulta difícil distinguir una curva de otra, sus pendientes son significativamente más bajas que las anteriores, al mismo tiempo que las avenidas medias anuales son superiores a las de las regiones áridas. Un comportamiento similar se observa en la región de África Occidental ($P = 1,200-1,500$ mm).

Conclusiones

La condición indispensable para el desarrollo y la aplicación del análisis regional de avenidas consiste en que el territorio donde se desarrolle dicho método reúna ciertas condiciones mínimas de homogeneidad; en tal sentido, las campañas de aforos realizadas en la región de estudio en diferentes periodos del año ponen de manifiesto, a escala regional, una estrecha relación entre los caudales observados y las áreas de las cuencas, lo que, a nuestro juicio, se debe a la homogeneidad que engloban los factores climáticos, físico-geo-

gráficos e hidrológicos dentro de la región analizada. Los coeficientes de variación (C_v) de cada una de las estaciones son inferiores a 0.6, como promedio 0.46, mientras que el C_v de las nueve estaciones hidrométricas de la región es inferior a 0.2 ($C_{v(C_v)} = 0.08$), lo que es acorde con los planteamientos de Lettenmaier y Potter (1985) acerca de las ventajas del uso de métodos regionales bajo estas condiciones. Por su parte, la prueba estadística de Wiltshire demostró al nivel de significación de 5%, que la región puede ser considerada homogénea.

A escala regional, el área de la cuenca resultó ser un buen estimador de la AMA, con un coeficiente de determinación superior a 0.9; no obstante, podría existir también la posibilidad de utilizar como variable de predicción la precipitación media anual, en conjunto con el área de la cuenca.

La curva regional de frecuencia obtenida se enmarca adecuadamente en el contexto de otras curvas regionales de frecuencia de otras regiones del mundo bajo diferentes condiciones climáticas, en especial se observa una gran concordancia con las curvas regionales de las zonas húmedas de África Occidental e Inglaterra. Si bien el comportamiento observado de las curvas regionales de frecuencia no puede entenderse como una bondad del ajuste de la función de distribución GEV, sí resulta necesario destacar que las tendencias generales que se aprecian en el comportamiento espacial de las mismas dentro de amplias regiones en todo el mundo está estrechamente relacionado con las condiciones climatológicas de éstas.

Recibido: 09/04/1999
Aprobado: 06/03/2000

Referencias

- Bobeé, B. y P. Rasmussen, *Recent advances in flood frequency analysis*, Institut National de la Recherche Scientifique-Eau, University of Quebec, 1995, pág. 16.
- Chow, V.T. (editor), *Handbook of Applied Hydrology*, A compendium of Water-Resources Technology, McGraw-Hill, Nueva York, 1964, 145 pp.
- Dalrymple, T., "Flood frequency analysis", *USGS, Water Supply*, paper 1543-A, 1960.
- Díaz-Fierros, F. (editor), *As augas de Galicia*, ponencia de patrimonio natural, Consello da Cultura Galega, Santiago de Compostela, 1996, pág. 6.
- Farquharson, F.A., C.S. Green, J.R. Meigh y J.V. Sutcliffe (Vijay P. Singh, editor), "Comparison of flood frequency curves for many different regions of the world", *Proceedings of the International Symposium on Flood Frequency*

- and Risk Analysis, 1987, Louisiana State University, pp. 223-256.
- Farquharson, F.A., J.R. Meigh y J.V. Sutcliffe, "Regional flood frequency analysis in arid and semi-arid areas", *Journal Hydrology*, vol. 138, 1992, pp. 487-501.
- Ferrer, J. y L. Ardiles, "Análisis estadístico de las series anuales de máximas lluvias diarias en España", *Ingeniería Civil*, núm. 95, 1994, pp 87-100.
- Fernández, F., *Manual de climatología aplicada. Clima, medio ambiente y planificación*, Editorial Síntesis, Madrid, 1995, 258 pp.
- Gingras, D., K. Adamowski y P.J. Pilon, "Regional flood equations for the provinces of Ontario and Quebec", *Water Resources Research*, vol. 30, 1994, pp. 55-67.
- Greenwood, J., J. Landwehr, N. Matalas y J. Wallis, "Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressed in inverse form", *Water Resources Research*, vol. 15, núm. 6, 1979, pp. 1049-1054.
- Heras, R., *Métodos prácticos para el estudio hidrológico completo de una cuenca*, Dirección General de Obras Hidráulicas, Centro de Estudios Hidrográficos, Madrid, 1970, 180 pp.
- Hosking, J.R., *The theory of probability weighed moments*, research report RC12210, IBM Research Division, Yorktown Heights, Nueva York, 1986.
- Hosking, J.R., J. Wallis y E. Wood, "Estimation of the generalized extreme value distribution by the method of probability weighted moments", *Technometrics*, vol. 27, núm. 3, 1985, pp. 251-261.
- Hosking, J.R.M. y J.R. Wallis, *Regional frequency analysis. An approach based on L-moments*, Cambridge University Press, Reino Unido, 1997, pp. 224.
- Kholer, M.A., "Sobre el empleo del análisis de doble masa o acumulación en la verificación de la consistencia de los registros meteorológicos y en los ajustes requeridos", *Bulletin of American Meteorological Society*, vol. 30, núm. 5, 1949, pp. 188-189.
- Lettenmaier, D. y K. Potter, "Testing flood frequency estimation methods using a regional flood generating model", *Water Resources Research*, vol. 21, núm. 12, 1985, pp. 1903-1914.
- Lu, L. y J.R. Stedinger, "Sampling variance of normalized GEV/PWM quantile estimators and a regional homogeneity test", *Journal of Hydrology*, vol. 138, 1992, pp. 223-245.
- Meigh, J.R., F.A. Farquharson y J.V. Sutcliffe, "A worldwide comparison of regional flood estimation methods and climate", *Hydrological Sciences Journal*, vol. 42, núm. 2, 1997, pp. 225-244.
- Molina, I.M., "Estadística aplicada a la hidrometeorología", *INM*, publicación D-47, Madrid, 1986, 212 pp.
- Sáenz de Ormijana, F., F.J. Hidalgo y A. Santa Pérez, "Estimación de las precipitaciones máximas mediante el método regional del índice de avenida", *Revista de Obras Públicas*, febrero de 1991, pp. 9-22.
- Schaefer, M.G., "Regional analyses of precipitation of annual maximum in Washington", *Water Resources Research*, vol. 26, 1990, pp. 119-131.
- Siegel, S., *Estadística no paramétrica aplicada a las ciencias de la conducta*, Editorial Trillas, México, 1974.
- Spiegel, M.R., *Teoría y problemas de estadística*, Series Compendios Shaum, México, 1961.
- Torres Luna, M.P., H.J. Pazo Labrador, J.M. Santos Solla, *Los embalses de Fenosa y la Geografía de Galicia en el centenario de Don Pedro Barrié de la Maza, 1988-1998*, Fundación Pedro Barrié de la Maza, La Coruña, 1988, 181 pp.
- Wallis, J. R., *Risk and uncertainties in the evaluation of floods events for the design of hydrological structures*, Seminar on Extreme Hydrological Events-Floods and Droughts, Erice, Italia, 1980, pág. 33.
- Wiltshire, S.E., "Regional flood frequency analysis I: Homogeneity statistics", *Hydrological Sciences Journal*, vol. 31, 1986, pp. 321-333.
- WMO, "Statistical distributions for flood frequency analysis", *Operational Hydrology Report*, núm. 33, World Meteorological Organization num. 718, Génova, Suiza, 1989, 73 pp.

Abstract

Álvarez Enjo, M.A., J. Puertas Agudo & F. Díaz-Fierros Viqueira, "Regional flood analysis at the Atlantic coast of Galicia northwest of Spain", *Hydraulic Engineering in Mexico (in Spanish)*, vol. XVI, num. 2, pages 67-76, April-June, 2001.

This paper includes a regional flood frequency analysis within an area above 8,000 km², located in the northwest of Spain, in the Atlantic coast of the Autonomous Community of Galicia, known as "Rías Baixas". The index flood method was used together with the General Extreme Value distribution adjusted to the region by the method of Probability Weighted Moments. The region's water homogeneity has been verified by measuring discharges of several regional rivers for the last three years. Homogeneity has also been demonstrated by applying the statistical regional homogeneity test. The basin area has proved a good variable to predict the mean annual flood in catchments where hydrologic information is scarce. The obtained regional flood frequency curve was compared with the curves developed for other humid worldwide regions with similar climatological characteristics. The developed method constituted a good tool for the estimation and analysis of frequency of extreme floods in the Galician region of Rías Baixas.

Key words: hydrology, floods, regional flood frequency analysis, probability weighted moments, index flood method.

Dirección institucional de los autores:

Manuel Alí Álvarez Enjo
Correo electrónico: edmali@usc.es

Francisco Díaz-Fierros Viqueira
Correo electrónico: edfierr@usc.es

Universidad de Santiago de Compostela
Facultad de Farmacia
Departamento de Edafología y Química Agrícola

Jerónimo Puertas Agudo
Correo electrónico: puertas@iccp.udc.es

Universidad de La Coruña
Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Caminos,
Canales y Puertos