

Análisis Regional de las Precipitaciones Diarias Extremas en la Cuenca del Río Arga

Juan Erro^{1p} y J. Javier López¹

¹*Departamento de Proyectos e Ingeniería Rural. Universidad Pública de Navarra*

erro.47027@e.unavarra.es; jjlr@unavarra.es

Resumen

Las carencias de los métodos tradicionales de análisis de frecuencia local, unidas a las nuevas exigencias a nivel europeo en materia de inundaciones, motivan este estudio de las precipitaciones diarias extremas en la cuenca del río Arga mediante la metodología del análisis regional, que consta de cuatro etapas: filtrado primario de las observaciones, identificación de regiones homogéneas, elección de la distribución de frecuencia apropiada para cada región y estimación de los cuantiles asociados a los periodos de retorno de interés.

Partiendo de las series de observaciones registradas en 15 estaciones meteorológicas manuales y caracterizándolas mediante sus *L*-momentos, la regionalización de la cuenca resulta en dos zonas diferenciadas, Norte y Sur, en las que se cumplen los criterios de homogeneidad y donde la distribución triparamétrica Pearson tipo III proporciona el mejor ajuste. La estimación de sus parámetros permite calcular los cuantiles de precipitación característicos de cada región, que se particularizan en cada una de sus estaciones mediante el método del índice de avenida.

1 Introducción

Junto a sus afluentes Ulzama y Elorz, el río Arga ha sido fuente de asentamientos a lo largo de la historia, convirtiendo a Pamplona y su Comarca en el núcleo de población principal de Navarra. En las últimas décadas, la reducida superficie del término municipal de Pamplona y la escasez de espacios libres en el mismo han hecho que los diferentes desarrollos urbanísticos hayan ejercido una cierta presión sobre estas áreas pertenecientes al cauce principal de los ríos. De esta forma, con cierta frecuencia se producen avenidas que causan inundaciones en zonas urbanizadas residenciales con los consiguientes daños sobre viviendas, mobiliario, etc.

Ante esta situación y como paso previo a una simulación hidráulica que permita definir las zonas de riesgo y las curvas de inundación de Pamplona -exigidas por la Directiva Europea de Inundaciones del 2007- es importante caracterizar hidrológicamente la cuenca vertiente mediante el estudio de su precipitación y la estimación de las lluvias de diseño.

Tradicionalmente, esta estimación se ha llevado a cabo mediante análisis de frecuencia local, estudiando por separado cada una de las series de observaciones registradas en las diferentes estaciones pluviométricas. Sin embargo, la escasa longitud de los registros y la posible presencia de valores atípicos hacen que esta forma de proceder carezca, a menudo, de rigor. De acuerdo con Hosking y Wallis (1997), este problema puede resolverse “*paliando la carencia de datos en el tiempo con su abundancia en el espacio*”, pues son muchas las situaciones en las que se dispone de observaciones en diferentes estaciones cercanas entre sí. En esta idea se cimienta el análisis regional de frecuencias; constituye una alternativa útil y toma en consideración las deficiencias de los métodos de análisis local, aumentando la longitud de los registros disponibles mediante la transferencia de información entre las diferentes estaciones que componen una supuesta región.

El análisis regional de frecuencias emplea el método del índice de avenida conjuntamente con el uso de los momentos lineales (*L*-momentos). Se trata de una metodología robusta aun en presencia de *outliers*, y su buen uso puede conducir a estimaciones suficientemente precisas en diversos problemas reales. Si bien su empleo a nivel internacional viene siendo habitual, con estudios en Australia (Pearson *et al.*, 1991), Estados Unidos (Vogel *et al.*, 1993), Nueva Zelanda (Madsen *et al.*, 1997), Italia (Norbiato *et al.*, 2007) y China (Yang *et al.*, 2010), entre otros, en España apenas se ha utilizado. Las investigaciones del Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX para caracterizar los caudales de avenida de los ríos peninsulares (Jiménez y Mediero, 2009), o los trabajos de Álvarez *et al.* (1999) para las precipitaciones de Galicia, constituyen algunos de los ejemplos.

1.1 El método del índice de avenida

El término “índice de avenida”, aplicado por vez primera en el estudio de las avenidas por Dalrymple (1960) y de ahí su nombre, se ha utilizado desde entonces en el análisis de frecuencia de otras variables diferentes a la original, entre ellas las precipitaciones máximas (p.e. Sáenz de Ormijana *et al.*, 1991; Guttman, 1993; Ferrer y Ardiles, 1994). El principio subyacente del método es que la distribución de los eventos máximos en una *región homogénea* es la misma excepto por un factor de escala (el índice de avenida) que particulariza las características de dichos eventos en cada estación. Conocidos los cuantiles a escala regional y los valores medios locales, se pueden extrapolar extremos locales con cierta fiabilidad.

Supónganse disponibles los datos de una región con N estaciones, cada estación i con un tamaño muestral n_i . Los datos observados en cada estación i son Q_{ij} , donde $j = 1, \dots, i$. El principio en el que se basa el método establece que la función cuantil de la distribución de frecuencia de la estación i , es decir, la función inversa de dicha distribución, $Q_i(F)$ $0 < F < 1$, se define como:

$$Q_i(F) = \mu_i q(F), \quad i = 1, \dots, N. \quad (1)$$

donde μ_i es el índice de avenida, que toma el valor de la media de la distribución de frecuencia en la estación i considerada, y cuyo estimador es la media de las observaciones en dicha estación; y $q(F)$ es la curva regional de frecuencia, una función cuantil adimensional común a todas las estaciones de la región, calculada a partir de todas las observaciones adimensionalizadas.

Conviene señalar que el método del índice de avenida parte de asumir una serie de supuestos:

- i. Las observaciones de una estación están idénticamente distribuidas.
- ii. Las observaciones en una estación son independientes.
- iii. Observaciones en diferentes estaciones son independientes.
- iv. Las distribuciones de frecuencia en distintos sitios de una misma región son idénticas excepto por un factor de escala.
- v. La curva regional de frecuencia se especifica correctamente desde el punto de vista matemático.

Si bien estas cinco suposiciones nunca se cumplen estrictamente, el método resulta apropiado siempre y cuando constituya un modelo robusto que aproxime a ellas.

1.2 Introducción a los L -momentos

Los momentos lineales surgen de combinaciones lineales de los *momentos ponderados probabilísticamente* (Greenwood *et al.*, 1979), y constituyen un sistema alternativo al método tradicional de los momentos convencionales para describir las funciones de distribución. Los momentos ponderados probabilísticamente de la variable aleatoria X con una función de distribución $F(X)$, quedan definidos por la expresión:

$$M_{p,k,s} = E\left(X^p \{F(X)\}^k \{1-F(X)\}^s\right) \quad (2)$$

donde E indica el valor de la Esperanza, siendo p , k y s números reales.

Son particularmente útiles los casos en que $p = 1$ con $k = 0$, y $p = 1$ con $s = 0$, denotados como $\alpha_r = M_{1,0,r}$ y $\beta_r = M_{1,r,0}$, respectivamente, siendo $r = 0, 1, 2, \dots$

En términos de estos momentos de probabilidad ponderada, los cuatro primeros momentos lineales λ_i quedan definidos por las siguientes expresiones:

$$\lambda_1 = \alpha_0 = \beta_0,$$

$$\lambda_2 = \alpha_0 - 2\alpha_1 = 2\beta_1 - \beta_0,$$

$$\lambda_3 = \alpha_0 - 6\alpha_1 + 6\alpha_2 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0,$$

$$\lambda_4 = \alpha_0 - 12\alpha_1 + 30\alpha_2 - 20\alpha_3 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0.$$

El momento lineal de primer orden λ_1 es el parámetro de localización o media de la distribución; el de segundo orden λ_2 mide la escala de la distribución, indicando el grado de dispersión de los datos; el momento de tercer orden λ_3 hace referencia a su asimetría; y el de cuarto orden λ_4 indica la kurtosis de la distribución.

No obstante, para poder comparar diferentes estaciones resulta imprescindible definir los momentos lineales de forma adimensional. Por ello, se calculan los ratios o cocientes de momentos lineales, dividiendo aquellos de mayor orden por la medida de escala λ_2 (Hosking y Wallis, 1997):

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_2, \quad r = 3, 4, \dots \quad (3)$$

dando así una idea de la forma de la distribución con independencia de su escala de medida. Adquieren particular importancia los L -coeficientes de variación, asimetría y kurtosis:

$$L - CV = \tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad L - \text{asimetría} = \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad L - \text{kurtosis} = \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2}$$

Se puede afirmar que, conceptualmente, los L -momentos son semejantes a los momentos convencionales. Sin embargo, Hosking y Wallis (1997) constatan que son varias las ventajas de los primeros desde el punto de vista teórico: capacidad para caracterizar un mayor rango de funciones de distribución, mayor robustez en presencia de *outliers* y menor sensibilidad a la asimetría, entre otras.

A nivel práctico, los L -momentos con los que se tiende a trabajar son la media λ_1 , la escala λ_2 , el L -CV τ , el L -asimetría τ_3 , y el L -kurtosis τ_4 , expresados respectivamente como l_1 , l_2 , t , t_3 y t_4 cuando hacen referencia a los valores muestrales de las observaciones.

2 La cuenca del Arga y las series de observaciones

La cuenca del río Arga, englobada dentro de la cuenca hidrográfica del Ebro, comprende el territorio de Navarra drenado por el río que le da nombre y varios afluentes. Con una longitud aproximada de 150 km, el Arga recoge aguas de una cuenca vertiente de unos 2760 km², casi todos ellos pertenecientes a Navarra (2550 km²) a excepción de una pequeña parte de la cuenca del Araquil, que es territorio del País Vasco.

Su disposición, condicionada por la topografía, permite hablar de tres regiones principales: la zona norte de cabecera, de mayor altitud y con valores de precipitación en torno a los 1600 mm/año, cuyos ríos presentan grandes pendientes; la zona media, de relieve menos abrupto y menor precipitación; y la zona sur de desembocadura, en la que los cursos de los ríos se sitúan por debajo de los 300 m, el relieve es mucho más llano y la precipitación apenas alcanza los 450 mm/año.

No obstante, se insiste en la necesidad de definir las zonas de riesgo y las curvas de inundación de Pamplona, donde las avenidas pueden causar y causan cuantiosos daños en infraestructuras, edificios y zonas agrícolas, tal y como ha ocurrido a lo largo de la historia con relativa frecuencia. Por ello, en el contexto del análisis regional de frecuencias de las precipitaciones máximas, conviene acotar la zona de estudio y reducirla a la cuenca que vierte a Pamplona; la superficie de esta cuenca es de 803,49 km², y la red fluvial queda definida fundamentalmente por tres ríos y sus respectivas subcuencas: Arga, Ulzama y Elorz (figura 1).

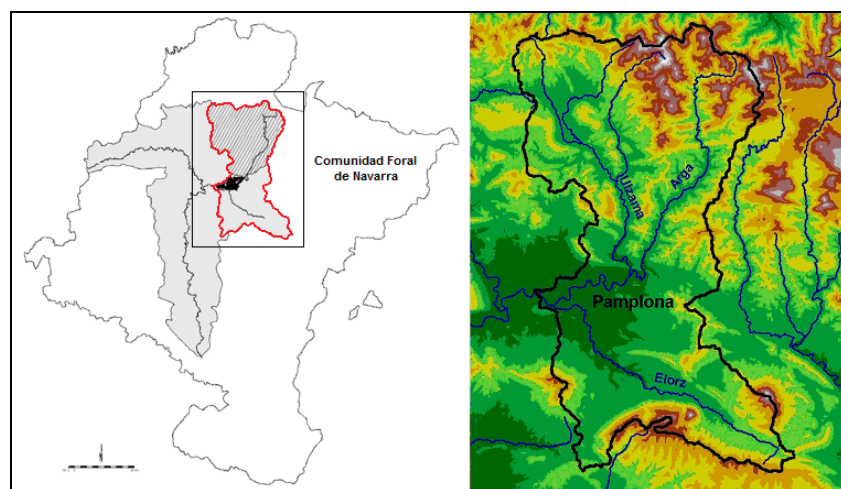


Figura 1 Zona de la cuenca acotada para el análisis regional de precipitaciones

Las series de observaciones empleadas en el análisis (figura 2) corresponden a los valores de precipitación diaria registrados en 15 estaciones meteorológicas manuales que se distribuyen por la región acotada de la cuenca del Arga y su periferia: Belzunce (21 años de registro), Erro (34 años), Espinal (37 años), Eugui (41 años), Ilundáin (30 años), Iraizoz (39 años), Iroz (34 años), Monreal (29 años), Noáin (34 años), Olagüe (34 años), Otazu (33 años), Pamplona (123 años), Velate (22 años), Zuazu (22 años) y Zubiri (41 años).

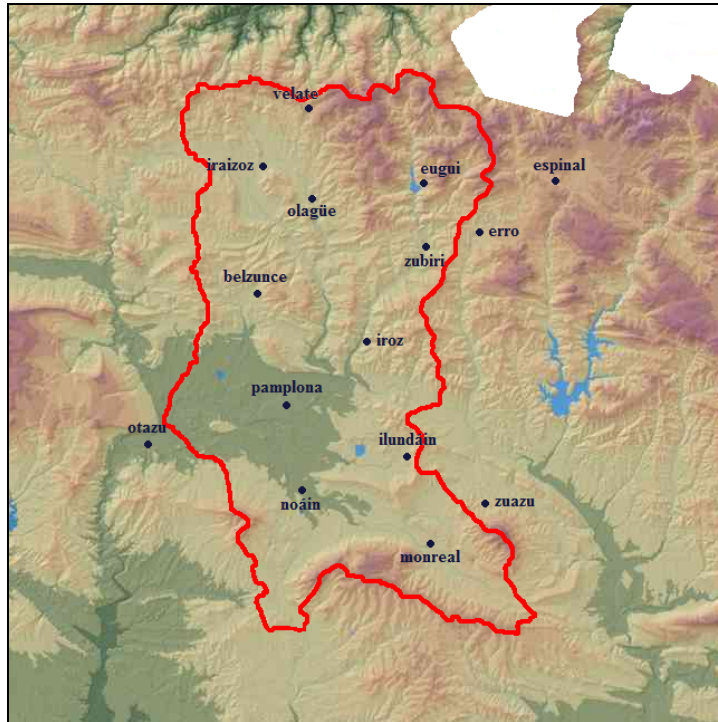


Figura 2 Estaciones empleadas en el análisis regional

3 Fundamentos del análisis regional

El análisis regional de frecuencias consta de cuatro etapas: filtrado primario de las series de observaciones, identificación de regiones homogéneas, elección de la distribución de frecuencia adecuada para cada región y estimación de los cuantiles asociados a los diferentes periodos de retorno de interés.

- *Filtrado primario de las observaciones.* Las series registradas en cada estación han de constituir una muestra homogénea y representativa de la variable de estudio. Para el caso concreto de las precipitaciones, dos tipos de errores son habituales: por un lado, posibles fallos en el grabado o la transcripción de los datos, que conducen a valores incorrectos; por otro, posibles cambios en las circunstancias bajo las cuales la variable fue medida, como puede ser el reemplazo de los aparatos de medición o su traslado de un lugar a otro. En caso de existir, ambos errores conducen a una distribución de frecuencias no constante en el tiempo. De ahí que neutralizarlos se convierta en labor imprescindible.

Si bien una revisión individualizada de las series o la simple comparación entre valores de estaciones cercanas permiten realizar un primer filtrado, en el contexto del análisis regional de frecuencias, Hosking y Wallis (1997) establecen que los cambios de tendencia, *outliers*, valores incorrectos y demás errores de una muestra quedan reflejados en sus *L*-momentos. Definen entonces, para cada estación *i*, la medida de la discordancia D_i , un estadístico que compara sus *L*-momentos con los del resto de estaciones y con los valores medios del grupo:

$$D_i = \frac{1}{3} N(u_i - \bar{u})^T A^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (4)$$

donde *N* es el número de estaciones consideradas, u_i es un vector que contiene los valores de *L*-CV, *L*-asimetría y *L*-kurtosis de la estación *i*, \bar{u} es la media del grupo, *A* la matriz de suma de cuadrados y productos cruzados de los *L*-momentos y *T* indica trasposición.

Valores elevados de discordancia son característicos de estaciones que se apartan del comportamiento general del grupo, estableciéndose umbrales de D_i en función del número de estaciones consideradas. El valor crítico para D_i en regiones con 15 o más estaciones es 3; aquéllas que superen este umbral deben ser sometidas a un minucioso análisis de calidad en busca de las posibles causas que las diferencien del resto.

- *Identificación de regiones homogéneas.* El objetivo que se plantea es formar grupos de estaciones que satisfagan aproximadamente la condición de homogeneidad, esto es, que compartan la misma distribución de frecuencias excepto por un factor de escala. De normal, los datos disponibles a la hora de regionalizar se reducen a las observaciones registradas en las estaciones y a una serie de descriptores que tienen en cuenta sus características físicas (localización geográfica, altitud...). Es importante esta distinción entre observaciones y descriptores, pues Hosking y Wallis (1997) proponen basar la definición de las diferentes regiones en los descriptores físicos, reservando las observaciones para testear la homogeneidad de la regionalización propuesta.

La identificación de regiones se realiza por medio de análisis cluster, lo cual implica asociar un vector de características físicas a cada una de las estaciones, que son divididas y agrupadas atendiendo precisamente a la similitud entre vectores. Es aconsejable estandarizar cada variable física con el objetivo de conseguir el mismo escenario de dispersión en todas ellas. Además, dado que cabe esperar que ciertas variables condicionen más que otras la función de distribución, se recomienda ponderar y otorgar diferentes pesos a cada una de ellas.

Establecidas las diferentes regiones mediante análisis cluster, la medida de heterogeneidad H , calculada a partir de las series de observaciones, permite comparar la variabilidad de los L -momentos muestrales de las estaciones que conforman cada supuesta región homogénea con la que cabría esperar en caso de que lo fuera:

$$H = \frac{(V - \mu_V)}{\sigma_V} \quad (5)$$

donde V es la desviación estándar de los L -CV de las estaciones que forman una región, y μ_V y σ_V son, respectivamente, la media y la desviación estándar de los valores de V procedentes de 500 simulaciones de dicha región asumiendo una distribución tetraparamétrica Kappa (Hosking y Wallis, 1997).

La región se considera “aceptablemente homogénea” si $H < 1$, “posiblemente heterogénea” si $1 \leq H < 2$, y “definitivamente heterogénea” si $H \geq 2$.

- *Elección de la distribución de frecuencia.* Consiste en seleccionar la distribución de frecuencia más apropiada para cada región, mediante pruebas de bondad de ajuste a las diversas funciones posibles. Hosking y Wallis (1997) recomiendan evaluar las distribuciones Logística Generalizada (*Generalized Logistic*, GLO), General de Valores Extremos (*Generalized Extreme Value*, GEV), General de Pareto (*Generalized Pareto*, GPA), LogNormal de tres parámetros (*LogNormal 3*, LN3) y Pearson tipo III (*Pearson type III*, PE3), por ser triparamétricas e incluir entre sus casos particulares las distribuciones más empleadas en el estudio de variables ambientales.

La medida de bondad de ajuste de cada distribución candidata, Z^{DIST} , se calcula por medio de la expresión:

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - t_4^R + B_4) / \sigma_4 \quad (6)$$

donde τ_4^{DIST} es el valor de L -kurtosis de la distribución ajustada a los valores regionales de orden inferior, t_4^R es el valor medio regional de L -kurtosis, y B_4 y σ_4 son, respectivamente, el sesgo y la desviación estándar de los valores de t_4^R procedentes de 500 simulaciones de la región asumiendo nuevamente una distribución tetraparamétrica Kappa (Hosking y Wallis, 1997).

El ajuste se considera adecuado si $|Z^{DIST}| \leq 1.64$.

- *Estimación de los cuantiles de frecuencia.* Supone el empleo del algoritmo regional de los L -momentos para estimar los parámetros regionales de la distribución de frecuencia elegida, y la aplicación del método del índice de avenida para particularizarla en cada estación de la región.

Se comienza por calcular la curva regional de frecuencia ($q(F)$ en la ecuación 1), igualando los valores medios regionales de L -momentos de las observaciones, $l_1^R, t^R, t_3^R, t_4^R, \dots$, a los de la distribución, $\lambda_1, \tau, \tau_3, \tau_4, \dots$

Asumiéndose el índice de avenida de cada estación (μ_i en la ecuación 1) como la media de sus observaciones, se particularizan los valores regionales en cada una de ellas mediante la expresión de la ecuación 1:

$$Q_i(F) = \mu_i q(F)$$

de forma que el cuantil de probabilidad de no excedencia F de la estación i , $Q_i(F)$, es igual al producto del mismo cuantil definido adimensionalmente para toda la región, $q(F)$, por el índice de avenida de dicha estación, μ_i . Para cada estimación, además, se evalúan los límites de error al 90% con ayuda de 1000 simulaciones de la región asumiendo la distribución elegida.

4 Resultados

La metodología del análisis regional descrita se implementó y codificó mediante lenguaje de programación y software R (*R Development Core Team*, 2010).

Antes de comenzar con el análisis propiamente dicho, se procedió al ordenamiento y limpieza de las series de observaciones de precipitación. Se comprobó cómo en algunas estaciones, sobretodo en las de mayor registro, faltaban datos en días sueltos, en meses enteros o incluso en años completos. La presencia de valores erróneos, aunque con menos frecuencia, también estuvo presente. Todo ello fue depurado. Se suprimieron aquellos años en los que se consideró significativa la ausencia de ciertos registros diarios, fuera porque estos no se encontraban disponibles para buena parte del año, por su carencia precisamente durante la estación lluviosa o por comparación de los días sin registro de cada estación con los valores de las estaciones colindantes.

La tabla 1 recoge las características de las series así depuradas de las que parte el análisis, con la longitud muestral definitiva para cada estación y sus L -momentos calculados:

Tabla 1 Valores de los ratios de L -momentos de las estaciones

Estación	longitud, n	media, l_1	L -CV, t	L -asimetría, t_3	L -kurtosis, t_4
Belzunce	20	58.55	0.1974	0.2260	0.1889
Erro	34	63.00	0.1539	0.1442	0.1428
Espinal	37	62.31	0.1945	0.1317	0.1044
Eugui	40	68.03	0.1502	0.2185	0.1520
Ilundáin	28	49.84	0.1600	0.2046	0.0325
Iraizoz	31	62.31	0.1325	0.2630	0.0980
Iroz	27	46.37	0.1725	0.0797	0.1352
Monreal	27	49.27	0.2030	0.2462	0.1675
Noáin	34	46.19	0.2192	0.2981	0.2208
Olagüe	32	56.79	0.1586	0.1585	0.1108
Otazu	33	46.92	0.1601	0.1822	0.0871
Pamplona	116	52.96	0.2227	0.2562	0.1405
Velate	21	67.08	0.1306	0.0306	-0.0390
Zuazu	21	50.40	0.2017	0.2888	0.2288
Zubiri	36	56.10	0.1434	0.1201	0.1858

En la tabla 2 quedan reflejados los resultados de las medidas de discordancia D_i de cada estación, calculadas según la ecuación 4:

Tabla 2 Valores de la discordancia D_i de las estaciones

Estación	D_i	Estación	D_i	Estación	D_i
Belzunce	0.31	Iraizoz	2.20	Otazu	0.19
Erro	0.44	Iroz	1.27	Pamplona	1.33
Espinal	0.92	Monreal	0.36	Velate	2.32
Eugui	0.66	Noáin	0.98	Zuazu	0.81
Ilundáin	1.27	Olagüe	0.09	Zubiri	1.86

Ni siquiera Velate, con un máximo de 2.32, alcanza el valor crítico 3 establecido para un grupo de 15 o más estaciones. Por tanto, se puede concluir que ninguna de las estaciones es discordante con el resto, esto es, ninguna serie requiere de un análisis más profundo y exhaustivo para su filtrado.

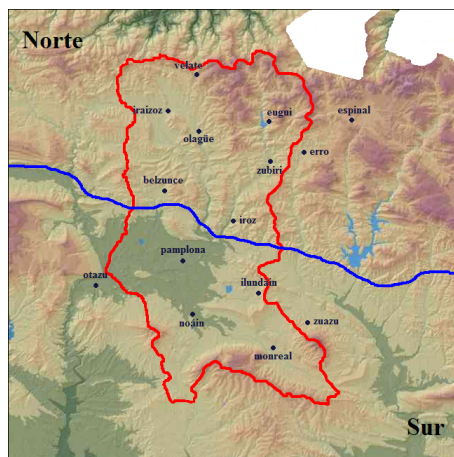
El cálculo de la medida de heterogeneidad H (ecuación 5) de las 15 estaciones arroja un valor de **3.12**, lo cual evidencia que la cuenca estudiada no puede ser considerada como una región homogénea toda ella, sino “definitivamente heterogénea” al ser H superior a 2.

Para la identificación de las posibles regiones homogéneas se lleva a cabo un análisis cluster de las estaciones, definiéndose mediante cuatro variables físicas que se consideran relacionadas con la precipitación máxima diaria: precipitación media anual, altitud, latitud y temperatura media anual. Cada una de estas variables se estandariza dividiéndola por su desviación típica y se pondera en función de su peso considerado en la regionalización, tal y como refleja la tabla 3:

Tabla 3 Estandarización y ponderación de las variables físicas consideradas para el análisis cluster

Variable física, X	Variable cluster, Y
Precipitación media anual (mm)	$Y = 1.5 \frac{X}{s(X)}$
Altitud (m)	$Y = 1.5 \frac{X}{s(X)}$
Latitud (°N)	$Y = 1 \frac{X}{s(X)}$
Temperatura media anual (°C)	$Y = 0.5 \frac{X}{s(X)}$

La ejecución del cluster arroja los resultados que recoge la figura 3:



Cluster	Tamaño	Estaciones	Heterogeneidad H
Norte	9	Belzunce, Erro, Espinal, Eugui, Iraizoz, Iroz, Olagüe, Velate y Zubiri.	0.76
Sur	6	Ilundáin, Monreal, Noáin, Otazu, Pamplona y Zuazu.	0.92

Figura 3 Resultado del análisis cluster y medida de heterogeneidad H

Se observa la diferenciación de dos regiones: la Norte, correspondiente a la cabecera de la cuenca, y la Sur, que engloba las estaciones próximas a la comarca de Pamplona. De tamaño 9 y 6 respectivamente, la medida de heterogeneidad H resulta inferior a 1 en ambas, por lo que se pueden calificar como “aceptablemente homogéneas”.

Definidas dos regiones en la cuenca del Arga, se evalúa para cada una de ellas el ajuste de las cinco distribuciones de frecuencia recomendadas por Hosking y Wallis (1997): Logística Generalizada (GLO), General de Valores Extremos (GEV), General de Pareto (GPA), LogNormal de tres parámetros (LN3) y Pearson tipo III (PE3). La tabla 4 recoge los valores de la medida de bondad de ajuste Z^{DIST} expresada en la ecuación 6:

Tabla 4 Valores de la medida de bondad de ajuste Z^{DIST} de cada distribución de frecuencia en cada región

Región	Z^{GLO}	Z^{GEV}	Z^{GPA}	Z^{LN3}	Z^{PE3}
Norte	2.93	1.01	-3.16	0.88	0.38
Sur	3.46	2.14	-1.12	1.58	0.53

Atendiendo al criterio $|Z^{DIST}| \leq 1.64$, se aprecia cómo las distribuciones General de Valores Extremos, LogNormal y Pearson tipo III ajustan adecuadamente a los valores de precipitación de la región Norte, mientras que para la región Sur el ajuste es apropiado en las distribuciones General de Pareto, LogNormal y Pearson tipo III. Queda claro, además, que en ambas regiones el mejor ajuste lo proporciona la distribución Pearson tipo III, por lo que se elige dicha función para caracterizar cada una de ellas.

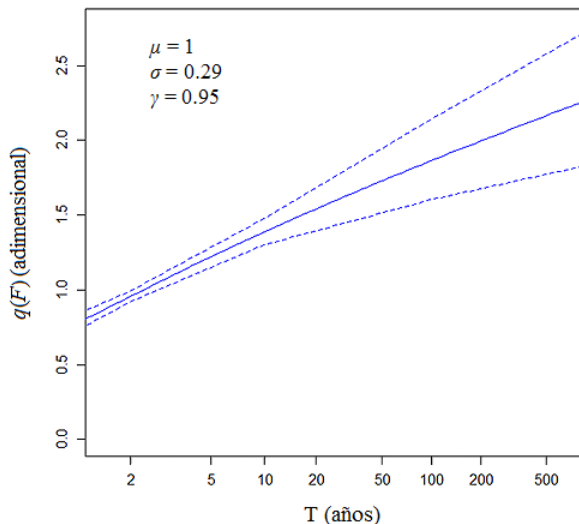
La distribución Pearson tipo III (PE3) posee 3 parámetros: μ (localización), σ (escala), γ (forma).

Siendo $\alpha = 4/\gamma^2$, $\beta = \frac{1}{2}\sigma|\gamma|$, $\xi = \mu - 2\sigma/\gamma$, su función de distribución se expresa como:

$$F(x) = \begin{cases} G\left(\alpha, \frac{x-\xi}{\beta}\right) / \Gamma(\alpha), & \gamma > 0 \\ 1 - G\left(\alpha, \frac{\xi-x}{\beta}\right) / \Gamma(\alpha), & \gamma < 0 \end{cases}$$

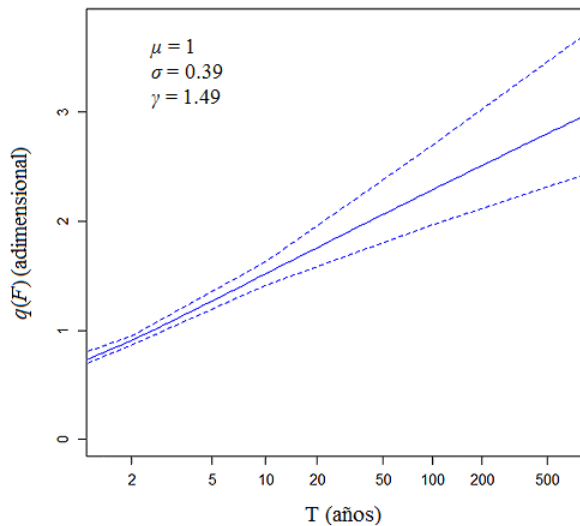
donde $\Gamma(\cdot)$ es la función Gamma y $G(\cdot)$ es la función Gamma incompleta.

Para cada región, los parámetros μ , σ y γ se estiman igualando los valores medios regionales de L -momentos de las observaciones adimensionalizadas a los de la distribución. Queda determinada así la curva regional de frecuencia $q(F)$ característica de cada región; dicha curva recoge los valores de los cuantiles de precipitación diaria asociados a una probabilidad de no excedencia F (o periodo de retorno T), definidos de forma adimensional para poder ser particularizados en cada estación. Las figuras 4 y 5 muestran el resultado de la estimación para cada una de las regiones, indicándose los cuantiles asociados a los periodos de retorno de 2, 5, 10, 20, 50, 100, 200, 500 y 1000 años, y sus límites de error al 90%, obtenidos por simulación:



T (años)	$q(F)$	Límite 0.05	Límite 0.95
2	0.96	0.92	0.99
5	1.22	1.18	1.26
10	1.39	1.30	1.48
20	1.54	1.40	1.69
50	1.73	1.52	1.95
100	1.87	1.60	2.14
200	2.00	1.68	2.33
500	2.17	1.78	2.58
1000	2.29	1.85	2.77

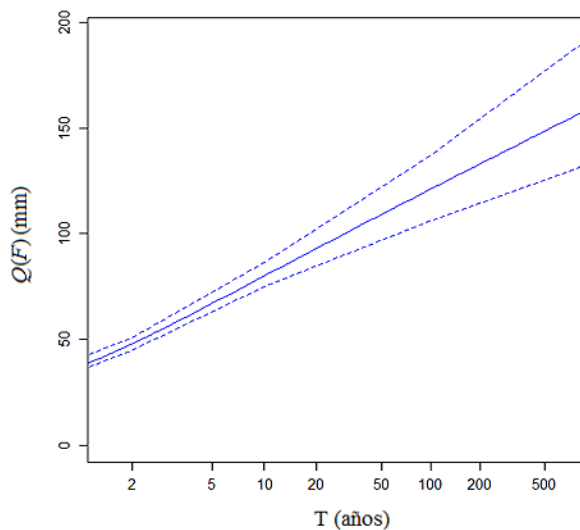
Figura 4 Estimaciones de la región Norte



T (años)	$q(F)$	Límite 0.05	Límite 0.95
2	0.91	0.86	0.95
5	1.27	1.22	1.31
10	1.52	1.41	1.63
20	1.75	1.59	1.95
50	2.06	1.80	2.37
100	2.29	1.96	2.70
200	2.51	2.11	3.02
500	2.80	2.31	3.46
1000	3.02	2.46	3.79

Figura 5 Estimaciones de la región Sur

El método del índice de avenida, expresado en la ecuación 1, permite particularizar estos cuantiles adimensionales que caracterizan cada región en cada una de sus estaciones, multiplicándolos por el índice de avenida μ_i de cada una de ellas. A modo de ejemplo, la figura 6 refleja los resultados de la particularización de la región Sur en Pamplona, presentando sus cuantiles de precipitación diaria:



T (años)	$Q(F)$ (mm)	Límite 0.05	Límite 0.95
2	48.06	44.38	52.07
5	67.12	62.29	71.94
10	80.28	73.81	85.78
20	92.92	84.05	102.41
50	109.13	96.43	122.62
100	121.14	103.55	137.98
200	132.99	115.26	155.28
500	148.47	126.71	171.95
1000	160.06	136.62	188.12

Figura 6 Cuantiles de precipitación diaria de Pamplona

5 Conclusiones

La aplicación del análisis regional de frecuencia de las precipitaciones diarias extremas en la cuenca del río Arga, con el empleo del método del índice de avenida basado en los L -momentos, permite extraer las siguientes conclusiones:

- La transición climática, biogeográfica y física que se da a lo largo de la cuenca, junto con los registros de las 15 estaciones meteorológicas manuales analizadas, reflejan que toda ella no puede ser considerada como una región homogénea.

- El estudio de su regionalización resulta en dos zonas diferenciadas: la Norte, de 9 estaciones (Belzunce, Erro, Espinal, Eugui, Iraizoz, Iroz, Olagüe, Velate y Zubiri), correspondiente a la cabecera de la cuenca, y la Sur, con 6 estaciones (Ilundáin, Monreal, Noáin, Otazu, Pamplona y Zuazu), correspondiente a la comarca de Pamplona. En ambas se satisfacen los criterios de homogeneidad si se consideran cumplidos los supuestos que asume el método del índice de avenida.
- Son tres las distribuciones triparamétricas que aportan un ajuste aceptable a las precipitaciones diarias extremas de la región Norte: General de Valores Extremos (GEV), LogNormal 3 (LN3), y Pearson tipo III (PE3). En la región Sur, también son tres las distribuciones que ajustan apropiadamente: LogNormal 3 (LN3), Pearson tipo III (PE3) y General de Pareto (GPA). De entre todas ellas, la distribución Perason tipo III se considera la más adecuada para caracterizar ambas regiones al proporcionar el mejor ajuste.

6 Referencias

- Álvarez, M., Puertas, J., Soto, B., Díaz-Fierros, F. (1999). Análisis regional de las precipitaciones máximas en Galicia mediante el método del índice de avenida. *Ingeniería del Agua* 6 (4), 283-290.
- Dalrymple, T. (1960). Flood frequency analysis. Water Supply Paper 1543-A, USGS, Reston, VA, USA.
- Ferrer, J., Ardiles, L., (1994). Análisis estadístico de las series anuales de máximas lluvias diarias en España. *Ingeniería Civil* 95, 87-100.
- Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C., Wallis, J.R. (1979). Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research* 15 (5), 1049-1054.
- Guttman, N.B. (1993). The use of L-moments in the determination of regional precipitation climates. *Journal of Climate* 6, 2309-2325.
- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R. (1997). *Regional Frequency Analysis: An Approach based on L-moments*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Jiménez, A., Mediero, L. (2009). Caracterización del comportamiento estadístico de los caudales máximos anuales y estacionales de los ríos de la España peninsular. Análisis y propuesta de procedimientos para su determinación. Centro de Estudios Hidrográficos del CEDEX. Jornadas sobre ingeniería del agua.
- Madsen, H., Pearson, C.P., Rosbjerg, D. (1997). Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 2. Regional modeling. *Water Resources Research* 33 (4), 759-769.
- Norbiato, D., Borga, M., Sangati, M., Zanon, F. (2007). Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood. *Journal of Hydrology* 345, 149-166.
- Pearson, C.P., McKerchar, A.I., Woods, R.A. (1991). Regional flood frequency análisis of western Australian data using L-moments. *International Hydrology and Water Resources Symposium*, Perth, Australia, 631-632.
- R Development Core Team (2010). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org>.
- Sáenz de Ormijana, F., Hidalgo, F.J., Santa Pérez, A. (1991). Estimación de las precipitaciones máximas mediante el método regional del índice de avenida. *Revista de Obras Públicas*, Feb., 9-22.
- Vogel, R.M., Thomas, W.O., McMahon, T.A. (1993). Flood-flow frequency model selection in southwestern United States. *Journal of Water Resources Planning and Management* 119 (3), 353-366.
- Yang, T., Shao, Q., Hao, Z., Chen, X., Zhang, Z., Xu, Ch., Sun, L. (2010). Regional frequency analysis and spatio-temporal pattern characterization of rainfall extremes in the Pearl River Basin, China. *Journal of Hydrology* 380, 386-405.