

ANÁLISIS REGIONAL DE LAS PRECIPITACIONES MÁXIMAS EN GALICIA MEDIANTE EL MÉTODO DEL ÍNDICE DE AVENIDA

M. Álvarez¹, J. Puertas², B. Soto¹, F. Díaz-Fierros¹

RESUMEN: En el presente estudio se desarrolla un modelo para la estimación de la frecuencia de las precipitaciones máximas en Galicia, basado en el método de análisis regional del Índice de Avenida y el estudio de los L-momentos. Mediante los datos de 16 estaciones pluviométricas, cada una de ellas con 30 años de observaciones, se demuestra que Galicia puede ser considerada desde el punto de vista de las precipitaciones máximas como una región homogénea, que puede ser descrita con ayuda de las funciones de distribución General de Valores Extremos y Generalizada Logística. El método propuesto puede ser útil en la estimación de valores extremos de las precipitaciones, tanto si se dispone de datos locales como si se carece de ellos.

INTRODUCCIÓN

El objetivo fundamental del análisis de frecuencias es la estimación de los sucesos extremos (precipitaciones máximas, avenidas, etc.) correspondientes a diferentes períodos de retorno mediante el uso de funciones de distribución de probabilidad. La relación resultante entre la magnitudes de los eventos extremos y su correspondientes períodos de retorno P_T-T , se le conoce como curva de frecuencia y es de gran utilidad en diseño en ingeniería.

La estimación de la frecuencia de los eventos extremos es compleja, dado que son por definición excepcionales y los registros de las series de observaciones son demasiado cortos para poder extrapolar con criterio. De acuerdo con Hosking y Wallis (1997), este problema se resuelve “*paliando la carencia en el tiempo con la abundancia en el espacio*”; es por ello que el análisis regional es la tendencia generalizada en cálculo de la frecuencia de los eventos extremos de los últimos años. En Galicia, tradicionalmente, los métodos de análisis de frecuencia de los eventos extremos correspondientes a las precipitaciones máximas diarias están basados en el uso local de las series de observaciones. En la práctica, goza de gran aceptación la función biparamétrica de distribución de valores extremos de Gumbel: su uso forma parte de la actividad cotidiana en el análisis de frecuencia extrema de las precipitaciones máximas en diferentes ámbitos relacionados con la ingeniería, así se recoge en las últimas publicaciones relacionadas con el tema (MOPTMA, 1995a,b; Gómez *et al.*, 1996; MMA, 1998).

Sin embargo, el uso de datos locales en la estimación de los cuantiles de frecuencia de los eventos extremos no se justifica en rigor, debido fundamentalmente a la escasa

longitud de las series de observaciones y a la incertidumbre relacionada con la calidad de estas muestras, que presentan por lo general una gran variabilidad del sesgo muestral.

El método de análisis regional del índice de avenida 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 de las diferentes estaciones pluviométricas que componen una supuesta región y desarrolla una relación entre los cuantiles adimensionales o índice de avenida — $X_T = P_T/P$: relaciones entre la estimación de la variable asociada a un cierto período de retorno y la media anual— y el período de retorno (T), que se conoce con el nombre de curva regional de frecuencia o de acrecentamiento. El principio subyacente de este método (Dalrymple, 1960), es que la distribución de los eventos máximos en una región homogénea es la misma excepto por un factor de escala que refleja las características de las precipitaciones de cada estación. Conocidos los cuantiles a escala regional y los valores medios locales, se pueden extrapolar extremos locales con cierta fiabilidad.

El término “índice de avenida”, aplicado por vez primera en el estudio de las avenidas por Dalrymple (1960), se ha utilizado literalmente desde entonces en el análisis de frecuencia de otras variables diferentes a la original, entre ellas las precipitaciones máximas (p.e. Saénz de Ormijana *et al.*, 1991; Gutman, 1993; Ferrer y Ardiles, 1994). En este estudio, al igual que en los citados con anterioridad, también se ha optado por el nombre original del método que se pretende aplicar a las precipitaciones máximas.

¹ Universidad de Santiago de Compostela. Departamento de Edafología y Química Agrícola

² Universidade Da Coruña. Departamento de Tecnología de la Construcción

Este enfoque se ha aplicado en España en el cálculo de las precipitaciones máximas en las provincias de Jaén, Córdoba y Málaga por Saénz de Ormijana *et al.* (1991) y en un contexto más general, a escala nacional por Ferrer y Ardiles (1994).

Hosking y Wallis (1993), han propuesto el empleo del método del índice de avenida conjuntamente con el uso de los L-momentos. Este es un método robusto aun en presencia de datos anómalos ("outliers"), y en los últimos tiempos goza de gran popularidad. Su aplicación a las precipitaciones máximas en el ámbito de Galicia es el objetivo principal del presente estudio.

INTRODUCCIÓN AL CONCEPTO DE LOS L-MOMENTOS

Los L-momentos constituyen un sistema alternativo al método tradicional (momentos convencionales) para describir las formas de las funciones de distribución (Hosking, 1990) y surgen de combinaciones lineales de los momentos ponderados probabilísticamente (MPP) introducidos por Greenwood *et al.* (1979). Los momentos ponderados probabilísticamente de la variable aleatoria x con una función de distribución $F(\cdot)$ son utilizados para estimar los parámetros de las distribuciones que pueden ser expresadas en forma inversa $x = x(F)$ explícitamente. Los MPP se definen por la siguiente expresión:

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

donde: i, j, k son números reales y F es la función de distribución acumulada. Si $j = k = 0$ e i es un entero no negativo, entonces M_{i00} es el momento convencional de orden i . Para $i = 1, k = 0$ y $j = 1, 2, \dots$, los cuatro primeros L-momentos λ_i se pueden expresar en términos de los MPP según las siguientes expresiones:

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= M_{100} \\ \lambda_2 &= 2M_{110} - M_{100} \\ \lambda_3 &= 6M_{120} - 6M_{110} + M_{100} \\ \lambda_4 &= 20M_{130} - 30M_{120} + 12M_{110} - M_{100} \end{aligned} \quad (2)$$

Estos cuatro L-momentos guardan cierta relación con los cuatro primeros momentos convencionales de la variable aleatoria x . Es muy conveniente definir los L-momentos de forma adimensional, lo que permite la comparación entre estaciones del mismo modo que se hace con los momentos convencionales. Como se puede observar, los L-momentos tienen las mismas dimensiones que la variable aleatoria x .

Se puede definir un L-coeficiente de variación como:

$$LC_v = \tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (3)$$

mientras que los L-coeficientes de asimetría y curtosis serían:

$$LC_s = \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2}$$

$$LC_k = \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2}$$

Estos coeficientes guardan semejanza conceptual con sus homólogos los momentos convencionales.

ANÁLISIS REGIONAL

El análisis regional de frecuencia consta básicamente de cuatro etapas:

- Análisis y filtrado de los datos primarios de observaciones
- Identificación de regiones homogéneas
- Selección de la distribución regional de frecuencia
- Estimación de los cuantiles regionales de frecuencia

Hosking y Wallis (1993, 1997) proponen tres pruebas estadísticas útiles en el análisis regional de frecuencia: una prueba de discordancia D_i para la identificación de estaciones inusuales en comparación con el resto de las estaciones de la región; una prueba de heterogeneidad H , para evaluar cuándo la región propuesta puede ser considerada homogénea; y por último, una prueba de bondad de ajuste Z , para evaluar cuando la distribución candidata a ser utilizada se ajusta adecuadamente a los datos. Un ejemplo detallado de la aplicación del método se encuentra también en Parida *et al.* (1998). A continuación se esquematiza el proceso, que se puede encontrar con más detalle en las referencias citadas en el presente párrafo.

La prueba de discordancia D_i , sirve para identificar estaciones cuyos valores muestrales de los L-momentos difieren significativamente de las otras estaciones de la supuesta región. Esta medida de discordancia es una herramienta útil en el filtrado inicial de los datos e indica los puntos dentro de la región donde los datos deben ser sometidos a un análisis de calidad más profundo. Se considera que el vector de L-momentos (LC_v, LC_s, LC_k) de una estación determinada constituye un punto en un espacio tridimensional, por lo que un grupo de estaciones, producirá una nube de puntos en este espacio. Cualquier punto que se ubique lejos del centro de gravedad del conjunto de éstos deberá ser considerado como discordante. Numéricamente la medida de discordancia D_i se define a partir de un estadístico (ver referencias para el detalle de los parámetros)

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

cuyos valores elevados son característicos de estaciones que se apartan del comportamiento general del resto de estaciones. De acuerdo con Hosking y Wallis (1993, 1997), el valor crítico para D_i en regiones con 15 o más estaciones es igual 3; las estaciones individuales que superen este umbral deben ser sometidas a un minucioso análisis de calidad en busca de las posibles causas que diferencien a éstas del resto del grupo.

La medida de heterogeneidad se utiliza para estimar el grado de coherencia en un grupo de estaciones y

evaluar cuándo éstas pueden ser tratadas en su conjunto como una región homogénea. En particular, la medida de heterogeneidad H , compara la variabilidad de los L-momentos muestrales del grupo de estaciones que conforman la región con la esperada, obtenida a partir del empleo de técnicas de simulación.

Este análisis permite evaluar cuando la variabilidad observada en las relaciones de los L-momentos del grupo de estaciones que conforman la región es atribuible a variaciones fortuitas o por el contrario, muestra la existencia de heterogeneidad dentro de la citada región.

La prueba de heterogeneidad empleada está basada en el L-coeficiente de variación (LC_v). Ésta usa la varianza ponderada del LC_v de cada una de las estaciones de acuerdo con el estadístico (ver referencias):

$$V = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N n_i \cdot (t^{(i)} - \bar{t})^2 \quad (5)$$

La medida de heterogeneidad H se define cómo:

$$H = \frac{(V - \mu_V)}{\sigma_V} \quad (6)$$

El cálculo de H implica la estimación de la media y la desviación estándar de $V(\mu_V$ y $\sigma_V)$, lo que se logra mediante los experimentos de simulación en los que V_i se determina para cada simulación realizada. El número de simulaciones N_{sim} debe ser seleccionado de forma tal que las estimaciones de μ_V y σ_V resulten fiables. Hosking y Wallis (1993), consideran que un valor de $N_{sim} = 500$ es adecuado para obtener tales resultados. Los citados autores han propuesto que una región compuesta por n estaciones puede ser considerada como “aceptablemente homogénea” si $H < 1$, “posiblemente heterogénea” si $1 \leq H < 2$, y “definitivamente heterogénea” si $H \geq 2$.

La prueba de bondad de ajuste, una vez comprobado que la región resulta homogénea, tiene por objetivo constatar objetivamente cuándo una distribución determinada se ajusta a los datos aceptablemente; si se dispone de un conjunto de distribuciones candidatas, el objeto es seleccionar aquella que mejor se ajusta. La bondad de ajuste juzgará en que medida los momentos LC_s y LCK de la distribución seleccionada se ajustan bien al promedio regional de LC_s y LCK de los datos observados.

La medida de la bondad de ajuste para una distribución de tres parámetros propuesta por Hosking y Wallis (1993) se expresa como (ver referencias):

$$Z^{DIST} = \frac{(\tau_4^{DIST} - \bar{\tau}_4 + \beta_4)}{\sigma_4} \quad (7)$$

Se considera que el ajuste de una determinada distribución es adecuado si el estadístico Z^{DIST} es suficientemente cercano a cero, siendo un valor razonable para este criterio el grado de significación del 90%, que corresponde a $|Z^{DIST}| \leq 1.64$.

Estimación de los cuantiles

Una vez escogida una función de distribución, se estimarán los cuantiles asociados a un cierto período de retorno. Para cada una de las M estaciones de la región se determinan los primeros cuatro L-momentos λ_j , y se hacen adimensionales dividiendo cada uno de ellos por la media de serie λ_1 . Los valores adimensionales los L-momentos son usados para determinar los correspondientes valores regionales λ_j^R

$$\lambda_{(j)}^R = \sum_{s=1}^M \lambda_{(j)_s} \cdot [N_s / L] \quad (8)$$

donde la contribución de cada estación con N_i observaciones al promedio se pondera en función de la longitud de la serie como:

$$L = \sum_{j=1}^M N_j \quad (9)$$

Obtenidos los L-momentos muestrales y caracterizada a través de ellos la función de distribución acumulada, se puede plantear $x = x(F)$ para distintos períodos de retorno y obtener los cuantiles dividiendo estos valores extremos de la variable por la media anual muestral.

APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA PROPUESTA POR HOSKING Y WALLIS (1993) A LA COMUNIDAD AUTÓNOMA DE GALICIA

El método de análisis regional del índice de avenida basado en los L-momentos, ha sido aplicado en este trabajo a las series de precipitaciones máximas de Galicia. En total se han seleccionado 16 pluviómetros distribuidos en las cuatro provincias gallegas, cada uno de ellos con 30 años de observaciones dentro del período 1961-1990.

Los valores de las relaciones de los L-momentos LC_v , LC_s y LCK correspondientes a cada una de las estaciones pluviométricas, así como la prueba de discordancia D_i se representan en la *Tabla 1* de la página siguiente.

Como se aprecia en la misma los valores locales de D_i son en todos los casos inferiores a 3, por lo que ninguna de las estaciones que se analizan se considera como discordante. Los valores regionales (promedio) de LC_s y LCK son iguales a 0.226 y 0.203 respectivamente.

Las pruebas de heterogeneidad H_i se calculó simulando 500 regiones, cada una de ellas con 16 estaciones y series de 30 años, al igual que la región original. Los resultados de la misma se recogen en la *Tabla 2*.

Puesto que la prueba de heterogeneidad arroja un resultado inferior a 1, la región de estudio se considera aceptablemente homogénea.

En la *Figura 1* se aprecia el diagrama de las relaciones de los L-momentos mostrando los valores locales de LC_{s_i} y LCK_i de cada una de las 16 estaciones (símbolos circulares) así como el promedio regional de éstos. Como se ve el promedio regional de éstos es muy cercano a la línea que representa la función Logística Generalizada (GLO) y en menor medida a la distribución General de Valores Extre-

	Pluviómetro	P, mm	LCv	LCs	LCk	Di
1	Montaos	64,37	0,162	0,255	0,240	0,116
2	Herbón	81,38	0,176	0,318	0,178	0,870
3	Porriño	93,30	0,148	0,262	0,293	0,983
4	Presaras	67,62	0,177	0,121	0,034	2,728
5	Betanzos	49,95	0,185	0,156	0,202	1,171
6	Puentecesures	84,61	0,169	0,397	0,271	1,020
7	Lourizán	79,22	0,143	0,133	0,138	0,645
8	Observatorio	72,53	0,161	0,323	0,195	0,751
9	Lavacolla	86,80	0,185	0,393	0,280	1,134
10	Coruña	45,20	0,132	0,189	0,153	1,203
11	As Pontes	72,20	0,157	0,146	0,158	0,237
12	Sarria	61,88	0,198	0,296	0,271	1,589
13	Allariz	45,79	0,141	0,153	0,198	0,545
14	San Vicente	59,77	0,163	0,241	0,220	0,022
15	Fonsagrada	66,12	0,135	0,189	0,252	1,147
16	Carballiño	64,62	0,168	0,037	0,163	1,839

Tabla 1. Valores estimados LCv, LCs, LCk y Di, correspondientes a las estaciones pluviométricas

v	μ_v	σ_v	H
0,00035	0,00059	0,00023	-1,05

Tabla 2. Resumen de las pruebas de heterogeneidad H

mos (GEV), estando más alejado de las distribuciones Lognormal de tres parámetros (LN3), Pearson 3 (P3), Gumbel (que aparece como un punto ya que su asimetría y su curtosis son fijas) y Pareto. Se renuncia a imponer funciones de distribución de más de tres parámetros (p.e. la distribución Wakeby, bien ponderada en la literatura) ya que al no ser las series disponibles muy largas, se considera que queda en entredicho el principio de parcidad estadística (conocido también como parsimonia —parsimony—).

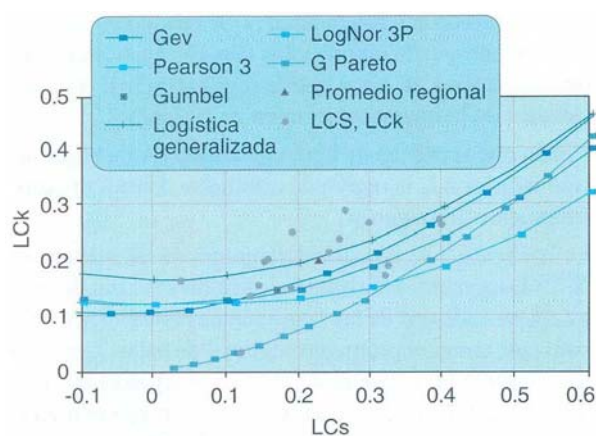


Figura 1. Diagrama de las relaciones de los L-momentos para Galicia

De acuerdo a la prueba de bondad de ajuste Z los resultados obtenidos para las cuatro distribuciones más cercanas a los valores muestrales son los siguientes:

$$Z_{GLO} = 0.481, Z_{GEV} = -1.429, Z_{LN3} = -2.094 \text{ y } Z_{P3} = -3.367.$$

Sólo las dos primeras distribuciones (GLO y GEV) tienen valores inferiores de Z inferiores a 1.64 por lo que pueden ser seleccionadas como posibles candidatas. A continuación se brinda una breve descripción de las mismas.

Función de distribución GEV

La función de distribución acumulada de la GEV se expresa como:

$$F(x) = \exp \left\{ - \left[j \frac{k \cdot (x-u)}{\alpha} \right]^{1/k} \right\}, \quad k \neq 0 \quad (10)$$

Donde u , α y k son los parámetros de la distribución. Al expresar $F(x)$ en forma inversa el cuantil adimensional o índice de avenida X_T se determina como:

$$x_T = u + \frac{\alpha}{k} \cdot \left\{ 1 - (-\ln F)^k \right\} \quad (11)$$

Los parámetros regionales de la función de distribución GEV se determinan a través de los L-momentos (Hosking y Wallis, 1997) de acuerdo con:

$$u = \lambda_1 + \frac{\alpha [\Gamma \cdot (1+k) - 1]}{k} \quad (12)$$

$$\alpha = \frac{k \cdot \lambda_2}{\Gamma \cdot (1+k) \cdot (1-2^{-k})} \quad (13)$$

$$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} = LCs = \left\{ \frac{2 \cdot (1-3^{-k})}{(1-2^{-k})} - 3 \right\} \quad (14)$$

$$\tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} = LCK = \frac{1 - 5 \cdot (4^{-k}) + 10 \cdot (3^{-k}) - 6 \cdot (2^{-k})}{1 - 2^{-k}} \quad (15)$$

Donde $\Gamma(\cdot)$ representa la función gamma

El parámetro de forma k se estima a partir de la ecuación 14, la cual no tiene una solución explícita, por lo que Hosking *et al.* (1985) plantearon la siguiente aproximación, con una exactitud de 9×10^{-4} para el intervalo:

$$k \approx 7.8590 C + 2.9554 C^2 \quad (16)$$

Donde:

$$C = \frac{2 \cdot \lambda_2}{\lambda_3 + 3 \cdot \lambda_2} - \frac{\log(2)}{\log(3)} \quad (17)$$

Función de distribución GLO

La función de distribución acumulada $F(x)$ así como la de los cuantiles adimensionales x_T se expresan como:

$$F(x) = 1 / \left(1 + e^{-\{k^{-1} \cdot \log(1 - k \cdot (x - u) / \alpha)\}} \right) \quad (18)$$

$$x_T = u + \alpha \cdot \left[1 - \{(1 - F) / F\}^k \right] / k \quad (19)$$

Sus parámetros:

$$k = -\tau^3 \quad (20)$$

$$\alpha = \lambda_1 \sin k\pi / k\pi \quad (21)$$

$$u = \lambda_1 - \alpha (1/k - \pi / \sin k\pi) \quad (22)$$

Los resultados de la estimación de los parámetros adimensionales por el método de los L-momentos, así como los parámetros regionales de las distribuciones GEV y GLO con sus respectivos cuantiles para diferentes pe-riodos de retorno en la región de estudio se dan en la *Tabla 3*.

ANÁLISIS DE ROBUSTEZ DE LOS MODELOS SELECCIONADOS Y COMPARACIÓN CON LOS MODELOS UTILIZADOS TRADICIONALMENTE

Para que los resultados obtenidos alcancen la mayor utilidad práctica posible y para calibrar su fiabilidad, se ha evaluado la magnitud de la incertidumbre de los cuantiles estimados. A tal objeto se ha escogido el método de simulaciones de Monte Carlo. La idea es ver hasta qué punto los 480 datos disponibles pueden dar resultados dentro de un margen de confianza suficiente.

Se han realizado 10000 simulaciones de una región con 16 estaciones pluviométricas, cada una de ellas con 30 años de observaciones y con los parámetros obtenidos. Como resultado, se ha obtenido para cada cuantil estimado, el valor promedio de las simulaciones (X), el ses-go, el error medio cuadrático RMSE y los intervalos de confianza superior e inferior, correspondientes al 90% (*Tabla 4*).

Las Figuras 2a y 2b muestran las curvas regionales de frecuencia del índice de Avenida estimadas para las precipitaciones máximas de Galicia, conjuntamente con los límites de los intervalos de confianza del 90%, correspondientes a las funciones de distribución GEV y GLO. Cabe destacar que en estos intervalos no se incluyen las incertidumbres en la estima de los parámetros de las distribuciones, sino la robustez de la distribución misma.

Teniendo en cuenta la tendencia generalizada existente en Galicia a emplear en un ámbito local funciones de distribución de dos parámetros, especialmente la Gumbel tipo 1 (EV1), se ha efectuado una comparación en-tre el método de análisis regional, desarrollado para las funciones de distribución GEV y GLO con sus parámetros estimados a partir de los L-momentos y el método de análisis local, basa-

	Nº	Nº	L-momentos			Parámetros Distribución			Valores estimados del índice de avenida XT						
	Est.	Años	λ_1	λ_2	λ_3	u	α	k	X_{100}	X_{50}	X_{20}	X_{10}	X_4	$X_{2.33}$	X_2
GEV	16	480	1.000	0.163	0.037	0.855	0.214	-0.908	2.078	1.858	1.585	1.39	1.138	0.983	0.935
GLO	16	480	1.000	0.163	0.037	0.94	0.148	-0.229	2.153	1.876	1.566	1.365	1.126	0.984	0.940

Tabla 3. Resumen de la curva regional de frecuencias de las precipitaciones máximas en Galicia

T años	X_{100}	X_{100}	Sesgo	RMSE	LS _{90%}	LI _{90%}
100	2.078	2.096	0.01813	0.0423	2.238	1.955
50	1.858	1.874	0.01604	0.0321	1.969	1.78
20	1.585	1.598	0.01317	0.0207	1.647	1.549
10	1.39	1.4	0.00988	0.014	1.427	1.373
4	1.138	1.143	0.00408	0.0099	1.159	1.127
2.33	0.983	0.984	0.00108	0.0108	1.001	0.967
2	0.935	0.935	0.00043	0.0115	0.953	0.918
1.33	0.787	0.781	0.00583	0.0166	0.8	0.762
1.05	0.632	0.619	0.01305	0.0312	0.642	0.596

T años	X_{100}	X_{100}	Sesgo	RMSE	LS _{90%}	LI _{90%}
100	2.153	2.165	0.0117	0.0477	2.332	1.997
50	1.876	1.887	0.0108	0.0352	1.994	1.780
20	1.566	1.576	0.0098	0.0210	1.627	1.524
10	1.365	1.373	0.0081	0.0123	1.397	1.349
4	1.126	1.130	0.0045	0.0067	1.140	1.121
2.33	0.984	0.986	0.0016	0.0088	1.000	0.972
2.00	0.940	0.941	0.0007	0.0098	0.956	0.928
1.33	0.796	0.791	0.0052	0.0145	0.808	0.774
1.05	0.622	0.607	0.0153	0.0599	0.627	0.587

Tabla 4. Resultados de las simulaciones de las curvas regionales de frecuencia correspondientes a las distribuciones GEV (izquierda) y GLO (derecha) respectivamente

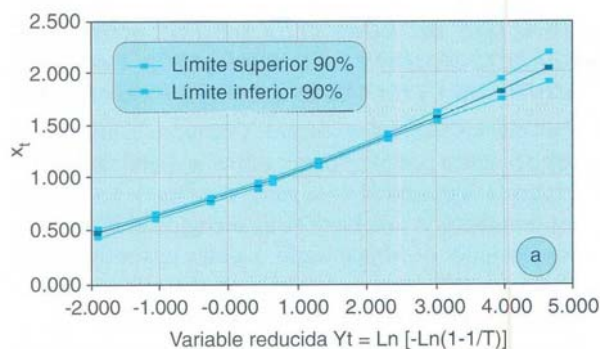


Figura 2a. Curva regional del índice de avenida en Galicia, con los intervalos de confianza del 90 % correspondiente a la función de distribución GEV

do en la función de distribución EVI con parámetros estimados a partir del método de máxima verosimilitud (MV). Como medida de comparación se ha tomado el cuantil de las precipitaciones máximas correspondiente a un período de retorno de 100 años. Los resultados se muestran en la *Tabla 5*.

Los cuantiles correspondientes al período de retorno de 100 años estimados a partir de la función de distribución EVI, son inferiores a los estimados mediante el análisis regional mediante las distribuciones GEV y GLO. El ajuste de la distribución EVI empleando datos locales exclusivamente, infravalora como promedio en un 11% los cuantiles estimados respecto a la GEV regional y un 14% con relación a la GLO regional. Esta situación se ve confirmada en la *Figura 1*, donde se observa como la media regional de los valores LCs y LCK se aparta sensiblemente del punto teórico que representa a la distribución EVI.

Resultados muy similares fueron obtenidos por Saénz de Ormijana *et. al.*, (1981), donde las diferencias entre las

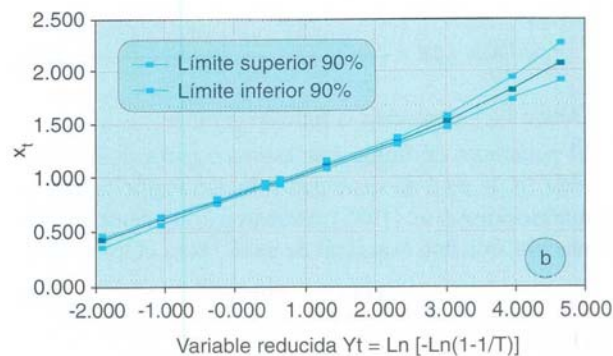


Figura 2b. Curva regional del índice de avenida en Galicia, con los intervalos de confianza del 90 % correspondiente a la función de distribución GLO

funciones EVI/Local y GEV/Regional en la estimación del cuantil de las precipitaciones máximas para el período de retorno de 1000 años, de las provincias de Jaén, Córdoba, Granada y Málaga, son del orden del -12,30 y 33% respectivamente.

ESTIMACIÓN DE LAS PRECIPITACIONES MÁXIMAS EN AUSENCIA DE DATOS LOCALES

En puntos o zonas donde no se dispone de información local como para poder determinar el L-momento de primer orden λ_1 (valor promedio de la serie), éste puede ser estimado a partir de un mapa de precipitaciones máximas promedio. A tal efecto, puede ser útil el mapa elaborado para toda España por Ferrer y Ardiles, (1994) publicado por el Ministerio de Fomento (1995).

La precipitación máxima para un período de retorno determinado en cualquier punto de Galicia se estima, una vez obtenido el valor promedio de la precipitación máxima en el punto de interés, multiplicando éste por el correspondiente valor del índice de avenida X_T , (*Figuras*

	Pluviómetro	Gumbel (MV)	GEV (L-Ms)	Dif. (mm)	%	GLO (L-Ms)	Dif. (mm)	%
1	Montaos	117,3	133.8	-16.5	-12.31	138.6	-21.3	-15.37
2	Herbón	148,7	169.1	-20.4	-12.07	175.2	-26.5	-15.13
3	Porriño	165,1	193.9	-28.8	-14.84	200.9	-35.8	-17.81
4	Presaras	133,1	140.5	-7.7	-5.28	145.6	-12.5	-8.58
5	Betanzos	103,2	103.8	-0.6	-0.58	107.5	-4.3	-4.04
6	Puentecures	147,2	175.8	28.6	-16.28	182.2	-35.0	-19.2
7	Lourizán	140,8	164.6	-23.8	-14.47	170.6	-29.8	-17.45
8	Observatorio	126,8	150.7	-23.9	-15.87	156.2	-29.4	-18.8
9	Lavaeolla	159,1	180.4	-21.3	-11.79	186.9	-27.8	-14.87
10	Coruña	76,9	93.9	-17.0	-18.13	97.3	-20.4	-20.98
11	As Pontes	135,4	150	-14.6	-9.75	155.4	-20.0	-12.9
12	Sarria	122,1	128.6	-6.5	-5.04	133.2	-11.1	-8.35
13	Allariz	83,6	95.2	-11.6	-12.14	98.6	-15.0	-15.2
14	San Vicente	109,2	124.2	-15.0	-12.08	128.7	-19.5	-15.14
15	Fonsagrada	114,1	137.4	-23.3	-16.96	142.4	-28.3	-19.85
16	Carballiño	135,1	134.3	0.8	0.62	139.1	-4.0	-2.89

Tabla 5. Comparación de las precipitaciones máximas correspondientes al período de retorno de 100 años, determinadas por diferentes métodos

2a y 2b). Obviamente, la precisión obtenida a partir de esta estimación está sujeta a la de la referencia citada además de a la del presente estudio.

CONCLUSIONES

La aplicación del análisis regional de frecuencia de las precipitaciones máximas en Galicia, con el empleo del método del índice de Avenida basado en los L-momentos, permite extraer las siguientes conclusiones:

- La utilización de 16 pluviómetros, cada uno de ellos con 30 años de observaciones, distribuidos en toda la geografía gallega, ha servido para identificar a Galicia como una zona “aceptablemente homogénea”. En el análisis primario de la información disponible ninguno de los pluviómetros analizados resultó discordante respecto al grupo que conforma la región.
- Entre el total de distribuciones candidatas analizadas, sólo dos de ellas arrojan un buen ajuste: la Generalizada Logística (GLO) y la General de Valores Extremos (GEV). De acuerdo con el diagrama de las relaciones de los L-momentos y la bondad de ajuste empleada, la GLO parece ser la de mejor ajuste de estas dos distribuciones. No obstante, el análisis de robustez efectuado mediante la generación de un elevado número de muestras aleatorias por el método de Monte Carlo ha demostrado, que tanto en el sesgo como en el error medio cuadrático de ambos modelos no se aprecian diferencias significativas. En el caso de la distribución GLO se observa un sesgo ligeramente inferior al observado en la GEV, mientras que el error medio cuadrático de esta última es ligeramente inferior al observado en la GLO.
- El ajuste de funciones de distribución de dos parámetros, como es el caso de la Gumbel (EV1), empleando exclusivamente datos locales, trae como resultado que se infravaloren los valores de los cuantiles de las precipitaciones extremas como promedio, entre un 11 % y 14% con relación a los modelos de distribución regionales GEV y GLO respectivamente. Resultados similares fueron obtenidos por Saénz de Ormijana *et al.* (1991).
- El método análisis regional basado en el uso conjunto de datos regionales y locales puede ser una herramienta útil en la estimación de los cuantiles de las precipitaciones máximas. Asimismo, se recomienda para su aplicación en ausencia de datos locales, aunque la precisión será menor.

LISTA DE SÍMBOLOS

D_i :	Estadístico de discordancia
EV1:	Distribución de Extremos Tipo 1 (Gumbel)
$F(x)$:	Función de distribución acumulada
GEV:	Distribución Generalizada de Valores Extremos
GLO:	Distribución Logística Generalizada
H_i :	Estadístico de heterogeneidad

L :	Longitud de la serie global de datos
LCv o τ :	L-coeficiente de variación
LCs o τ_3 :	L-coeficiente de asimetría
LCK o τ_4 :	L-curtosis
M_{ijk} :	Momentos ponderados probabilísticamente
N_i :	Longitud de una serie de datos
P_T :	Cuantil de la precipitación máxima asociado a un período de retorno T
$\bar{P}$:	Precipitación media máxima
x :	Variable aleatoria (precipitación)
x_T :	Cuantil adimensional asociado a un período de retorno T, llamado también índice de avenida
Z :	Estadístico de ajuste de una distribución
λ_i :	L-momentos
$t^{(i)}$:	Es el LCv de la estación i
$\bar{t}$:	Promedio del LCv correspondiente a las estaciones de la región.
τ_4^{DIST} :	Valor teórico de LCK de la distribución seleccionada (DIST), que es obtenido directamente de los diagramas LCK-LCs
DIST:	Puede ser la distribución GEV, GLO, P3, etc.
$\bar{t}_4$:	Promedio regional de LCK determinado por los datos de las estaciones que conforman la región
β_4 :	Sesgo del promedio regional de t_4
σ_4 :	Desviación estándar de t_4
α, u, k :	Parámetros de posición, escala y forma de las funciones de distribución GEV y GLO respectivamente

REFERENCIAS

- Dalrymple, T. (1960) *Flood frequency analysis*. U.S.G.S. Water Supply Paper 1543A.
- Ferrer, J., Ardiles, L., (1994) *Análisis estadístico de las series anuales de máximas lluvias diarias en España*. Ingeniería Civil. Nº 95, pp 87-100
- Gutman, N.B. (1993) *The use of L-moments in the determination of regional precipitation climates*. Journal of Climate. 6, pp. 2309-2325
- Gómez, P., Sánchez, R., Sánchez, C. (1996) As precipitaciones. En: *As Augas de Galicia*. Díaz-Fierros (Editor), Consello da Cultura Galega. Ponencia de Patrimonio Natural. Santiago de Compostela, pp. 43-105
- Greenwood, J., Landwehr, J., Matalas, N., Wallis, J. (1979) *Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressed in inverse form*. Water Resources Research. 15(6), pp. 1049-1054
- Hosking, J.R.M. (1990) *L-moments: Analysis and Estimation of Distributions using Linear Combinations of order Statistics*. J. R. Statist. Soc. Ser. B, 52(1), pp. 105-124.

- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R. (1993) *Some statistics useful in regional frequency analysis*. Water Resources Research, 29(2), pp. 271-281
- Hosking J.R.M., Wallis, J.R. (1997) *Regional Frequency Analysis*, Cambridge University Press, U.K.
- Hosking, J.R., Wallis, J., Wood, E. (1985) *Estimation of the generalized extreme value distribution by the method of probability weighted moments*. Technometrics, 27(3), pp. 251-261
- MMA (1998) Las precipitaciones máximas en 24 horas y sus períodos de retorno en España. Un estudio por regiones. Volumen 1 : Galicia. Ministerio de Medio Ambiente. INM
- MOPTMA (1995a) Valores normales estadísticos de estaciones principales (1961-1990). Observatorio Meteorológico de La Coruña. Ministerio de Obras Públicas Transportes y Medio Ambiente. INM, publicación K-68
- MOPTM A (1995b) Valores normales estadísticos de estaciones principales (1961-1990). Observatorio Meteorológico de Lavacolla. Ministerio de Obras Públicas Transportes y Medio Ambiente. INM, publicación K-68
- Parida, B.P.; Kachroo, R.K.; Shrestha, D.B. (1998) *"Regional Flood Frequency Analysis of Mahi-Sabarmati Basin (subzone 3-a) using Index-Flood Procedure with L-moments"*, Water Resources Management 12: 1-2, pp.1-12
- Saenz 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., pp. 9-22