

# ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIAS “INTRAESTACIÓN” DE PRECIPITACIONES EXTREMAS USANDO LOS MOMENTOS-L Y PROPUESTA DE UNA RELACIÓN I-D-F PARA MÁLAGA (CAPITAL)

José L. Ayuso

Amanda P. García-Marín

Encarnación V. Taguas

Javier Estévez

Patricia Ayuso

*Departamento de Ingeniería Rural. Área de Proyectos de Ingeniería. Universidad de Córdoba.*

## Abstract

A regional frequency analysis of extreme rainfall events for different time durations (10, 20, 30 min, 1, 2, 3, 6, 12 and 24 h) using L-moments has been carried in Malaga airport observatory (Southern Spain). The data used in the analysis was obtained from the Spanish Metereological Agency (AEMET in Spanish). A region composed by nine extreme data series was defined and its homogeneity was tested measuring the heterogeneity,  $H$ . It has been determined the most appropriate frequency distribution of a number of distributions, making it possible to estimate the quantiles of rainfall for various durations and return periods. Finally, a specific Intensity-Duration-Frequency relationship for the study area has been obtained.

**Keywords:** *regional frequency analysis; IDF relationships; L-moments*

## Resumen

Un análisis regional intraestación de la frecuencia de los eventos extremos de precipitación para duraciones de 10, 20, 30 min, 1, 2, 3, 6, 12 y 24 h, utilizando los momentos-L, se ha llevado a cabo con los datos suministrados por la AEMET del periodo 1981-2010 de Málaga (Aeropuerto). La homogeneidad de la región constituida por las nueve series de datos extremos ha sido comprobada usando la medida de heterogeneidad,  $H$ , basada en los momentos-L. Se ha determinado la distribución de frecuencias más apropiada, de un número de distribuciones, en base a los momentos-L, lo que ha permitido estimar los cuantiles para diversas duraciones y periodos de retorno de los eventos de lluvia. Finalmente se han establecido una relación Intensidad-Duración-Frecuencia de la precipitación, específica para Málaga (Capital).

**Palabras clave:** *análisis regional; momentos-L; curvas IDF*

## 1. Introducción

En los proyectos de estructuras hidráulicas como colectores de aguas pluviales, aliviaderos de presas, encauzamientos, obras de paso de autovías y carreteras, etc., uno de los principales problemas es conocer la intensidad y duración del aguacero de proyecto para un determinado periodo de retorno. Este problema queda resuelto deduciendo las relaciones Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF) de la localidad. Estas expresiones son ampliamente usadas para estimar el aguacero de proyecto, el cual es la magnitud de la lluvia esperada para una duración dada y una probabilidad de ocurrencia dada (Di Baldassarre y col., 2006).

Las relaciones IDF se determinan mediante el análisis estadístico de muestras de valores extremos de registros pluviográficos en estaciones adecuadas (Ben-Zvi, 2009; García-Marín y col., 2012). Para la obtención de las curvas IDF en una localidad dada, habitualmente se usan las series de precipitaciones máximas anuales para diversas duraciones, generalmente comprendidas entre 5 min y 24 h (Wenzel, 1982). La determinación de las relaciones IDF implica la estimación de las magnitudes de la precipitación (cuantiles) para una duración determinada y diversos periodos de retorno, mediante el análisis de frecuencias con el que una función de distribución de probabilidad se deberá ajustar a las series de datos de precipitaciones extremas. La literatura presenta diversas metodologías para determinar las funciones de distribución a ajustar a las series de valores extremos de la precipitación en la localidad de interés, entre las que pueden indicarse el análisis local de frecuencias, como la más tradicional y el análisis regional de frecuencias como la más novedosa y poderosa.

El objetivo de este trabajo es establecer una relación IDF específica para la localidad de Málaga (Capital) mediante el análisis regional de frecuencias (ARF) usando la metodología de los momentos lineales (momentos-L) establecida por Hosking y Wallis (1993 y 1997).

## **2. Área de estudio y datos de lluvia utilizados**

Los datos de lluvia utilizados en este trabajo fueron suministrados por la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET) procedentes de observatorio localizado en Málaga-Aeropuerto (36° 40' 00" N, 04° 29' 17" W; 7 m.s.n.m). La zona se caracteriza por poseer un clima mediterráneo con una temperatura media anual de 18°C. El patrón general de la precipitación se caracteriza por tormentas frontales, principalmente entre los meses de Octubre y Mayo, y por tormentas de tipo convectivo concentradas a últimos de verano y principios de otoño. Durante los meses de Julio y Agosto, la lluvia es generalmente inapreciable. La precipitación media anual es de 524 mm. Para este estudio se han dispuesto de las series de precipitaciones máximas anuales para las duraciones de 10, 20 y 30 min y 1, 2, 3, 6, 12 y 24 h de 30 años del periodo comprendido de 1981 a 2010, ambos inclusive.

## **3. Metodología**

### **3.1. Análisis regional de frecuencias. Momentos lineales**

El objetivo fundamental del Análisis Regional de Frecuencias (ARF) es la estimación de las magnitudes (cuantiles) de los eventos extremos correspondientes a diferentes periodos de retorno mediante el uso de funciones de distribución de probabilidad. La regionalización se usa normalmente en hidrología para facilitar la extrapolación de información de lugares donde existen registros a lugares donde se requiere esa información pero no se dispone de registros. El ARF posibilita la estimación de cuantiles en un determinado lugar usando datos de diferentes lugares al de interés.

Los momentos lineales (momentos-L), los cuales son funciones lineales de los momentos de probabilidad ponderada, fueron introducidos por Hosking (1990, 1992), resultando más convenientes que estos. Se utilizan en todas la fases del ARF (Hosking y Wallis, 1993, 1997; Rao y Hamed, 200) incluyendo la identificación y comprobación de regiones homogéneas, identificación y comprobación de de las distribuciones regionales de frecuencia y estimación de cuantiles.

En el ARF intraestación que se ha llevado a cabo en este trabajo se han conceptuado a cada una de las nueve duraciones consideradas (10, 20 y 30 min, y 1, 2, 3, 6, 12 y 24 h) en el observatorio de Málaga-Aeropuerto como "lugares" o "sitios", seleccionando en cada duración o "lugar" la serie de valores máximos anuales de la precipitación. Al conjunto de estos nueve "lugares" se tratará como una región, de modo que mediante la metodología del ARF se estimarán los cuantiles para diferentes periodos de retorno en cada una de las

nueve duraciones o “lugares” considerados así como los cuantiles para distintas duraciones o “lugares” de los nueve considerados, sirviéndose del potencial y finalidad del ARF. Se ha seguido la metodología propuesta por Hosking y Wallis (1997), conformada por los tres pasos siguientes:

- a) cribado de datos y comprobación de la homogeneidad regional
- b) identificación de la función de distribución regional, y
- c) desarrollo de la relación regional de frecuencia o curva regional de crecimiento

### 3.1.1. Cribado de los datos y comprobación de la homogeneidad de la región

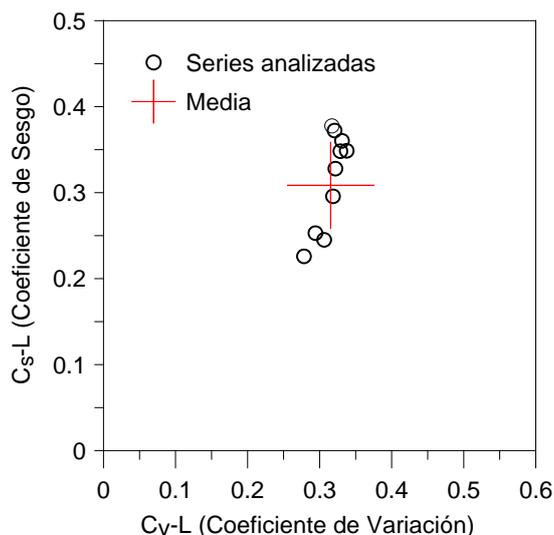
Se calcularon los momentos-L de las series de datos de cada duración o “lugar”, los correspondientes cocientes de los momentos-L, es decir, los coeficientes de variación ( $C_VL$ ), de sesgo ( $C_SL$ ) y de curtosis ( $C_KL$ ), también denominados como  $t_1$ ,  $t_3$  y  $t_4$ , respectivamente..  $t_1$ ,  $t_3$  y  $t_4$ , así como sus promedios regionales.

Para asumir la homogeneidad de la región conformada por las nueve duraciones o “lugares” el primer paso es evaluar la consistencia de los datos disponibles. Para ello se utilizaron los tests descritos por Hosking y Wallis (1993, 1997) para evaluar la discordancia y la heterogeneidad de la región. Para identificar “lugares” discordantes dentro de la región, se utiliza un estadístico (la medida de la discordancia,  $D_i$ ) basado en los momentos-L. El estadístico,  $D_i$ , considera los coeficientes de variación-L ( $C_VL$ ), de sesgo-L ( $C_SL$ ) y de curtosis ( $C_KL$ ),

En la Figura 1 se muestra la ubicación de los nueve “lugares” analizados en el espacio bidimensional  $C_VL$ ,  $C_SL$ . Puede observarse que, a priori, ningún lugar queda alejado del centro de gravedad del conjunto considerado como región.

Realizada la prueba de discordancia del conjunto de los nueve lugares considerado como región, los resultados se muestran en la Tabla 1. Ninguno de los “lugares” considerados manifiesta ser discordante, ya que el valor del estadístico  $D_i$  en ningún lugar supera el umbral crítico de 2,329 dado por Hosking y Wallis (1997) para una región conformada por nueve “lugares”

Figura 1. Relación  $C_VL$  vs.  $C_SL$



Para comprobar si estos lugares constituyen una región estadísticamente homogénea se procedió a realizar el test de heterogeneidad propuesto por Hosking y Wallis (1997). Este test analiza si la dispersión de los momentos-L de las muestras de los diferentes lugares que

conforman la región es mayor que la que podría esperarse de una región homogénea. Esto último se estima mediante repetidas simulaciones de regiones homogéneas con muestras extraídas de una distribución Kappa de cuatro parámetros ajustada a los cocientes de los momentos-L promedios de la región,  $1$ ,  $t^R$ ,  $t_3^R$  y  $t_4^R$ , ponderados proporcionalmente a las longitudes de los registros de los diferentes lugares. Siendo  $1$  la media del conjunto de datos de la región normalizados en cada lugar por su media y  $t^R$ ,  $t_3^R$  y  $t_4^R$ , los promedios regionales ponderados de los  $C_vL$ ,  $C_sL$  y  $C_kL$ , respectivamente.

El test proporciona una medida de la heterogeneidad mediante el estadístico  $H$ . La región se declara heterogénea si  $H$  es suficientemente grande. Se considera “aceptablemente homogénea” si  $H < 1$ , “posiblemente homogénea” si  $1 \leq H < 2$ , y “definitivamente heterogénea” si  $H \geq 2$ .

**Tabla 1.** Medida de la discordancia de los lugares

“Lugar”	Nombre	N. Datos	$C_vL$	$C_sL$	$C_kL$	$D_i$
1	10 min	30	0,3208	0,3722	0,1704	2,29
2	20 min	30	0,3288	0,3482	0,1783	0,22
3	30 min	30	0,3311	0,3602	0,2049	1,15
4	1 h	30	0,3219	0,3279	0,1544	0,05
5	2 h	30	0,3376	0,3487	0,1813	0,69
6	3 h	30	0,3186	0,2957	0,1234	0,29
7	6 h	30	0,3063	0,2451	0,0594	1,67
8	12 h	30	0,2942	0,2529	0,0884	1,13
9	24 h	30	0,2783	0,2259	0,0378	1,50
Medias ponderadas			0,3153	0,3085	0,1331	

Realizado el test el resultado obtenido de la medida de heterogeneidad ha sido:  $H = -1,76$ , valor menor que la unidad, por lo que la región conformada por los nueve lugares se considera aceptablemente homogénea.

### 3.1.2 Identificación de la función de distribución regional

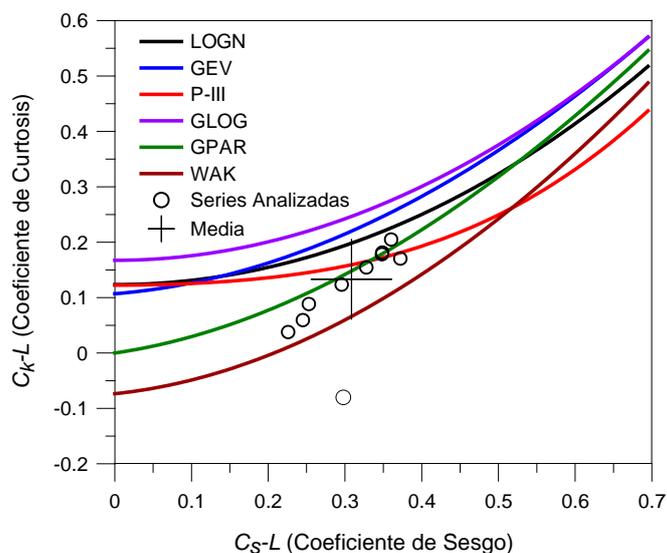
Una vez comprobado que los nueve lugares conforman una región homogénea, es necesario identificar la función de distribución subyacente para la variable bajo consideración, en este caso las magnitudes de las precipitaciones extremas en Málaga. La hipótesis que subyace en la homogeneidad es que las distribuciones de frecuencia que siguen los datos de los diferentes “lugares” son las mismas excepto en un factor de escala específico de cada “lugar” representado por la media de los datos de cada lugar. A este procedimiento se conoce como el de la avenida índice (Dalrymple, 1960; Hosking y Wallis, 1997).

La metodología de los momentos-L proporciona diversas posibles funciones de distribución emparejando los momentos-L de los datos de cada lugar con los correspondientes parámetros de la distribución. Se han considerado las cinco funciones de distribución de tres parámetros más usuales en el análisis de frecuencias de valores extremos: GPAR (Generalizada de Pareto), P-III (Pearson tipo III), LOGN (Log-normal de tres parámetros), GLOG (Logística Generalizada), y GEV (Generalizada de Valores Extremos) para identificar

la mejor función de distribución de la región. Para ello, se ha utilizado el diagrama de los cocientes de los momentos-L (Figura 2) y una medida de la bondad del ajuste (el estadístico  $Z^{dist}$ ).

El diagrama de los cocientes de los momentos-L consiste en representar los valores de los coeficientes de sesgo ( $C_sL$ ) y de curtosis ( $C_kL$ ) de las muestras de los lugares frente a las curvas de los coeficientes-L de sesgo y de curtosis teóricos de las distribuciones candidatas. Este diagrama constituye una útil herramienta para discriminar entre distribuciones candidatas para describir los datos regionales (Hosking y Wallis, 1997) y ha sido ampliamente usado en el proceso de selección de la función de distribución para los datos regionales (Shaefer, 1990; Vogel y Fennessey, 1993, Norbiato y col., 2007; Nuñez y col., 2011, Santos y col., 2011).

Figura 2. Diagrama de  $C_sL$  vs.  $C_kL$  para la región



De la Figura 2 se desprende que las dos distribuciones que describen mejor los datos regionales son la Generalizada de Pareto y la Pearson-III. Hosking y Wallis (1993, 1997) desarrollaron el estadístico  $Z^{dist}$  para las distribuciones de tres parámetros, el cual cuantifica la bondad del ajuste de la función de distribución candidata a los datos regionales en base a los coeficientes  $C_kL$  de la distribución y el  $C_kL$  promedio regional de los datos observados.

$$Z^{dist} = \frac{(t_4^R - t_4^{dist})}{\sigma_{t_4}} \quad (1)$$

donde  $t_4^R$  representa el coeficiente-L de curtosis promedio regional,  $\sigma_{t_4}$  es la desviación típica de  $t_4^R$ , y  $t_4^{dist}$  es el coeficiente-L de curtosis de una distribución ajustada. Para una función de distribución particular, si  $|Z^{dist}| \leq 1,64$  la distribución se considera aceptable para representar los datos de la región.

El mismo test de heterogeneidad proporciona la medida de la bondad de ajuste. En el caso de la región que se analiza los valores del estadístico  $|Z^{DIST}|$  para las cinco funciones de distribución consideradas fueron: GLOG 4,24; GEV, 3,26; LOGN, 2,42; P-III, 0,97 y GPAR, 0,55. Por consiguiente, las dos distribuciones que pueden aceptarse para ajustar los datos de la región son la Pearson tipo III y la Generalizada de Pareto, como puede confirmarse por la Figura 2.

Seguidamente se procedió a realizar el ajuste de los datos de la región a la función de distribución Perrazo tipo-III, por ser ésta más conocida y usual. En la Figura 3 se muestra el

ajuste a dicha función de distribución. Los datos observados de cada lugar se han normalizado dividiéndolos por la media de la serie. Los datos de la región normalizados de esta forma se han representado utilizando la fórmula de representación de posición de Weibull

$$F(x) = P(X \leq x) = \frac{i}{n+1} \quad (2)$$

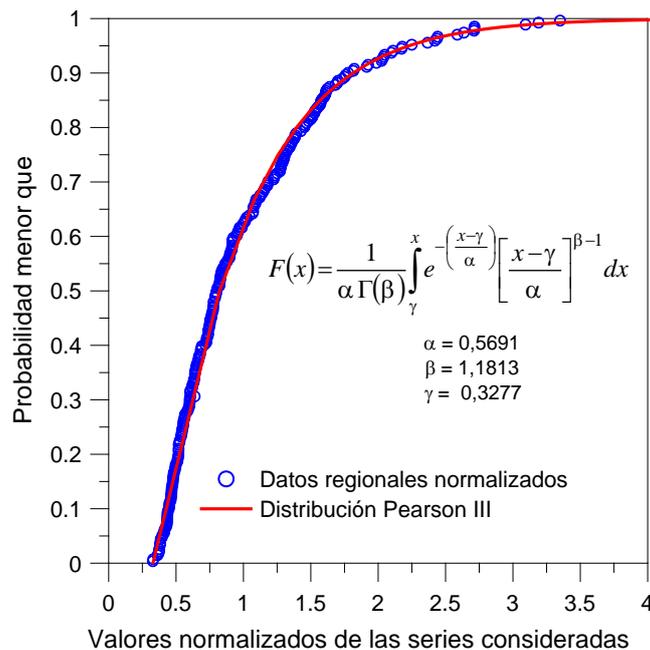
donde  $F(x)$  representa la probabilidad de no superación de un determinado valor  $x$ ;  $i$  el lugar que ocupa dicho valor en el conjunto de datos normalizados de la región ordenados de forma creciente;  $n$  el total de datos de la región.

### - Ajuste de los datos regionales a la distribución Pearson Tipo III

La función de distribución Pearson Tipo III tiene la siguiente expresión

$$F(x) = \frac{1}{\alpha \Gamma(\beta)} \int_{\gamma}^x e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)} \left[\frac{x-\gamma}{\alpha}\right]^{\beta-1} dx \quad (3)$$

Figura 3. Ajuste de los datos de la región a la Distribución Pearson III



Mediante el análisis regional los valores estimados de los parámetros son:  $\alpha = 0,5691$ ,  $\beta = 1,1813$  y  $\gamma = 0,3277$ .

### - Estimación de cuantiles

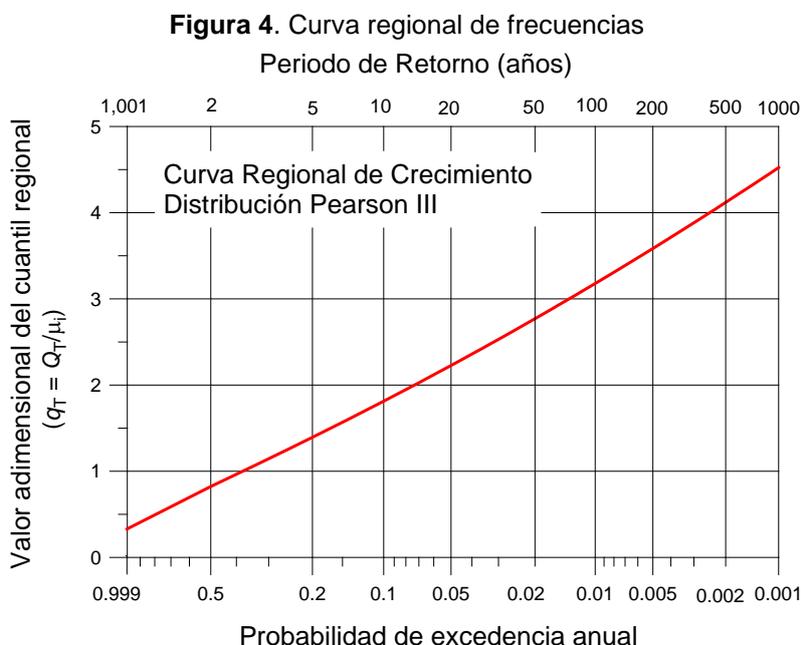
Mediante un programa de ordenador escrito en lenguaje Fortran 90, estructurado en base a las subrutinas desarrolladas por Hosking y Wallis (1997), se han determinado los cuantiles de la precipitación para las diferentes duraciones desde 10 min a 24 h y periodos de retorno de 2, 5, 10, 25, 50 y 100 años, mediante la función de distribución Pearson Tipo III una vez ajustada a los datos de la región. En la tabla 2 se muestran las magnitudes de los cuantiles, expresadas en mm, para las duraciones y periodos de retorno establecidos.

**Tabla 2** Cuantiles (mm) obtenidos de la función de distribución P-III

Serie	Periodo de Retorno					
	2	5	10	25	50	100
Región	0,8226	1,3938	1,8133	2,3600	2,7700	3,1779
10 min	9,52	16,12	20,97	27,30	32,04	36,76
20 min	13,80	23,38	30,42	39,59	46,47	53,31
30 min	16,41	27,80	36,17	47,07	55,25	63,39
1 h	20,60	34,94	45,40	59,10	69,36	79,57
2 h	27,63	46,81	60,90	79,26	93,03	106,72
3 h	33,34	56,49	73,49	95,64	112,26	128,79
6 h	41,92	71,02	92,39	120,25	141,14	161,92
12 h	48,14	81,57	106,12	138,12	162,11	185,98
24 h	59,43	100,69	131,00	170,50	200,11	229,58

### 3.1.3 Desarrollo de la curva regional de frecuencias o curva regional de crecimiento

La misma función de distribución acumulada de la Figura 3 puede representarse de otra forma (Figura 4) indicando en el eje de abscisas, la probabilidad de excedencia anual ( $1-F(x)$ ), o su inverso, el periodo de retorno,  $T$ , y en el eje de ordenadas el valor adimensional del cuantil regional  $q_T$ . A esta nueva gráfica se denomina curva regional de frecuencias o también curva regional de crecimiento, ya que expresa el cuantil regional (adimensional)  $q_T$  en función del periodo de retorno  $T$ .



Esta curva expresa la magnitud de los cuantiles de la precipitación para las duraciones o “lugares” consideradas en este estudio (10, 20, 30 min y 1, 2, 3, 6, 12 y 24 h), sin más que

reescalar el cuantil regional (adimensional) por la media,  $\bar{P}_{\max, tr}$  (mm), de los valores de la serie de de máximos anuales de la duración que se considere (Tabla 3).

**Tabla 3.** Valores medios de las series de precipitaciones máximas anuales analizadas

Duración, $t_r$ (min)	10	20	30	60	120	180	360	720	1440
$\bar{P}_{\max, tr}$ (mm)	11,57	16,78	19,95	25,04	33,58	40,53	50,95	58,52	72,24

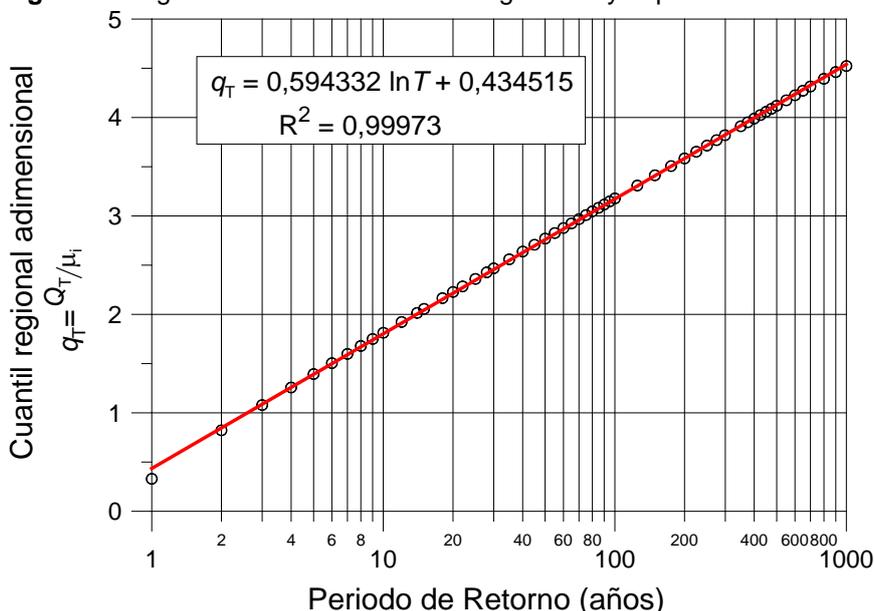
Representando los valores de los cuantiles regionales para diversos periodos de retorno, obtenidos mediante la distribución Pearson tipo III, representados en la Figura 5 por círculos, se ha procedido a estimar una ecuación sencilla de la curva de crecimiento mediante regresión, resultando la siguiente relación entre la magnitud del cuantil regional,  $q_T$ , y el periodo de retorno,  $T$ :

$$q_T = 0,5943 \ln T + 0,4345 \quad (4)$$

Para estimar los valores medios de las precipitaciones máximas anuales para duraciones distintas a las analizadas en este estudio puede establecerse la correlación entre los valores medios de las series de precipitaciones máximas anuales consideradas en este estudio y las correspondientes duraciones. En la Figura 6 se muestra la representación de los valores medios de las series de de máximos anuales,  $\bar{P}_{\max}$ , frente a la duración  $t_r$ , expresada en minutos. Puede observarse que existe una buena correlación de tipo potencial entre ambas variables, deduciéndose la siguiente expresión

$$\bar{P}_{\max, t_r} = 5,5797 t_r^{0,3647} \quad (5)$$

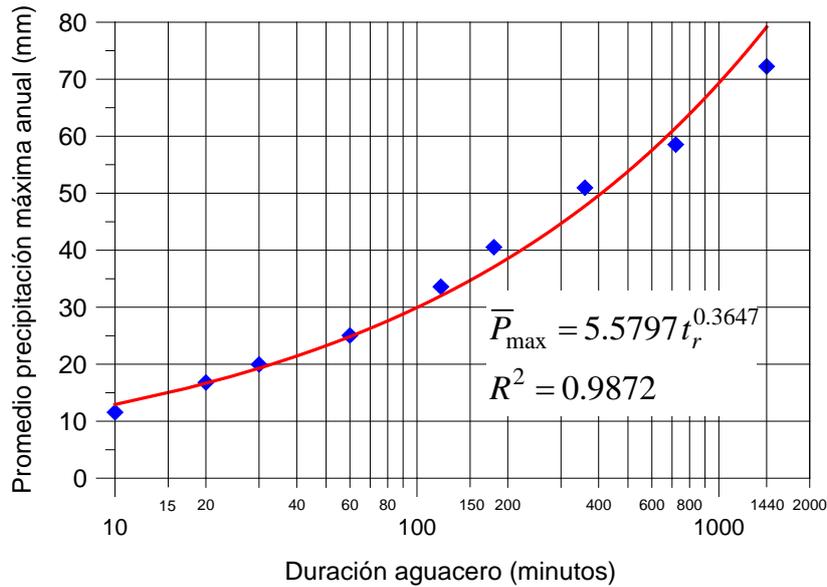
**Figura 5.** Regresión entre los cuantiles regionales y el periodo de retorno



Ecuación que permite estimar la magnitud de la media de las precipitaciones máximas anuales,  $\bar{P}_{\max, tr}$  (mm), para cualquier duración,  $t_r$  (min), comprendida entre 10 min y 24 h.

En consecuencia, la utilización conjunta de las gráficas de las Figuras 4 y 5, o las ecuaciones (4) y (5) permiten estimar el cuantil de la precipitación para cualquier duración  $t_r$ , comprendida entre 10 y 1440 min (24 h), y periodo de retorno  $T$ , comprendido entre 2 y 1000 años.

**Figura 6.** Correlación entre duración  $t_r$  (min) y promedio de las series de máximos anuales (mm)



#### 4. Dedución de una relación específica Intensidad-Duración-Frecuencia de la precipitación para Málaga (capital)

La altura de precipitación,  $P_{t_r}^T$  (mm), para una determinada duración,  $t_r$ , y periodo de retorno,  $T$ , se estimará mediante la siguiente expresión:

$$P_{t_r}^T = q_T \bar{P}_{\max, t_r} \quad (6)$$

Sustituyendo en esta expresión las ecuaciones (4) y (5) se tiene la relación Altura-Duración-Frecuencia de la precipitación,

$$P_{t_r}^T = [3,3162 \ln T + 2,4245] t_r^{0,3647} \quad (7)$$

Expresión que permite estimar la precipitación (mm) para una duración  $t_r$  (minutos) y periodo de retorno  $T$ . En la Tabla 4 se muestran los cuantiles para diversas duraciones y periodos de retorno, estimados mediante la ecuación (7)

Dividiendo la expresión (7) por la duración expresada en horas, se obtiene la relación I-D-F.

$$i_{t_r}^T (mm/h) = \frac{P_{t_r}^T}{t_r/60}$$

En consecuencia, la ecuación (7) puede expresarse en forma de relación IDF, quedando:

$$i_{t_r}^T = [198,97 \ln T + 145,47] t_r^{-0,6353} \quad (8)$$

**Tabla 4** Cuantiles (mm) obtenidos con la expresión (7)

Serie	Periodo de Retorno					
	2	5	10	25	50	100
10 min	10,58	18,18	23,65	30,53	35,49	40,24
20 min	13,62	23,40	30,45	39,31	45,69	51,81
30 min	15,79	27,13	35,30	45,58	52,98	60,07
1 h	20,33	34,94	45,45	58,69	68,21	77,34
2 h	26,18	44,98	58,53	75,56	87,83	99,59
3 h	30,35	52,15	67,85	87,61	101,83	115,46
6 h	39,07	67,15	87,37	112,80	131,12	148,67
12 h	50,31	86,47	112,50	145,25	168,83	191,43
24 h	64,78	111,34	144,85	187,02	217,39	246,48

**Tabla 5** Cuantiles (mm/h) obtenidos con la expresión (8)

Serie	Periodo de Retorno					
	2	5	10	25	50	100
10 min	65,63	107,85	139,78	182,01	213,94	245,88
20 min	42,25	69,43	89,99	117,18	137,74	158,30
30 min	32,66	53,66	69,56	90,57	106,46	122,35
1 h	21,02	34,55	44,78	58,31	68,54	78,77
2 h	13,54	22,24	28,83	37,54	44,13	50,71
3 h	10,46	17,19	22,28	29,01	34,11	39,20
6 h	6,74	11,07	14,35	18,68	21,96	25,24
12 h	4,34	7,13	9,24	12,03	14,14	16,25
24 h	2,79	4,59	5,95	7,74	9,10	10,46

La ecuación (8) constituye una relación IDF específica para Málaga (Capital) expresada por una ecuación simple que permite estimar la magnitud de la intensidad de la precipitación para cualquier duración, entre 10 min y 1440 min, y periodo de retorno, entre 2 y 1000 años.

#### 4.1. Eficiencia del modelo de relación IDF propuesta

La evaluación del comportamiento de cualquier modelo hidrológico se realiza generalmente mediante comparaciones de los datos observados y los datos simulados con el modelo (Krause y col., 2005). Para evaluar la eficiencia del modelo de relación IDF específica obtenida para Málaga (Capital) se han utilizado dos criterios de eficiencia: El coeficiente de determinación  $R^2$ , que expresa la bondad de la correlación entre los datos observados y reproducidos por el modelo, y el índice de eficiencia de Nash-Sutcliffe (1970).

El coeficiente de determinación  $R^2$  se obtiene mediante la siguiente expresión (Krause y col., 2005)

$$R^2 = \left( \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})(P_i - \bar{P})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2}} \right)^2 \quad (9)$$

y el índice de eficiencia propuesto por Nash-Sutcliffe (1970) mediante la expresión

$$E = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - P_i)^2}{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2} \quad (10)$$

donde  $O_i$  representan los valores observados;  $\bar{O}$  la media de los valores observados;  $P_i$  los valores simulados o predichos por el modelo; y  $\bar{P}$  la media de los valores predichos por el modelo. Utilizando como valores observados los valores dados por la función de distribución Pearson tipo III, mostrados en la Tabla 2, transformados a intensidades y como predichos los valores estimados por el modelo (ecuación 8), mostrados en la Tabla 5, resultan los siguientes índices de eficiencia: coeficiente de determinación  $R^2 = 0,9926$ , e índice de eficiencia de Nash-Sutcliffe = 0,9857. Ambos índices muestran una excelente eficiencia del modelo propuesto.

#### 4. Conclusiones

Se ha realizado un análisis regional de frecuencias intraestación de con las series de precipitaciones máximas anuales de duraciones entre 10 min y 24 h, registradas en el periodo 1981-2010 en Málaga-Aeropuerto. La conceptualización de las diversas duraciones como lugares ha permitido conformar una región homogénea según la metodología de los momentos lineales. El ARF ha permitido establecer una relación IDF específica y singular para la zona de Málaga (Capital) expresada por una simple ecuación que permite estimar la intensidad de lluvia para cualquier duración (entre 10 min y 24h) y periodo de retorno (entre 2 y 1000 años) de una manera directa. Esta relación supondrá una herramienta útil en los proyectos de infraestructuras hidráulicas. El comportamiento del modelo propuesto ha sido evaluado mediante la aplicación de dos criterios de eficiencia mostrando una elevada eficiencia.

#### Agradecimientos:

Los autores agradecen a la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET) el suministro de los datos de precipitación utilizados en el trabajo. Asimismo, manifiestan su agradecimiento al Proyecto P08-AGR-03925, "Manejo y conservación del agua y el suelo en sistemas agrícolas a escala de cuenca hidrográfica", financiado por la Junta de Andalucía, dentro del cual se realizó este estudio.

#### 5. Referencias

- Ben-Zvi A., 2009. Rainfall intensity-duration-frequency relationships derived from large partial duration series. *Journal of Hydrology*, 367:104–114.
- Dalrymple T., 1960. Flood frequency analysis. U.S. Geological Survey Water Supply Paper 1543-A., Reston, Va.

- Di Baldassarre G, Castellarin GA, Brath A. 2006. Relationships between statistics of rainfall extremes and mean annual precipitation: an application for design-storm estimation in northern central Italy. *Hydrology Earth System Sciences*, 10: 589–601.
- García-Marín AP, Ayuso-Muñoz JL, Jiménez-Hornero J y Estévez J, 2012. Selecting the best IDF model by using the multifractal approach. *Hydrological Processes*, DOI: 10.1002/hyp.9272
- Hosking JRM., 1990. L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of Royal Statistical Society B*, 52:105-124.
- Hosking JRM., 1992. Moments or L-Moments?. An example comparing two measures of distributional shape. *The American Statistician*, 46(3):186-189.
- Hosking JRM, Wallis JR., 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29(1):271–281
- Hosking JRM, Wallis JR., 1995. Correction to “some statistics useful in regional frequency analysis”. *Water Resources Research*, 31(1):251
- Hosking JRM, Wallis JR., 1997. *Regional frequency analysis—An approach based on L-moments*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Krause P, Boyle DP y Bäse F., 2005. Comparison of different efficiency criteria for hydrological model assessment. *Advances in Geosciences*, 5:87-99.
- Nash J.E. y Sutcliffe, J.V., 1970. River flow forecasting through conceptual models, Part I - A discussion of principles, *Journal of Hydrology*, 10:282–290.
- Norbiato D, Borga m, Sangati M, y Zanon F., 2007. Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flashflood. *Journal of Hydrology*, 345:149-166.
- Nuñez JH, Verbist K, Wallis JR, Shaefer MG, Morales L y Cornelis WM., 2011. Regional frequency analysis for mapping drought events in north-central Chile. *Journal of Hydrology*, 405:352-366.
- Rao AR. y Hamed KH., 2000. *Flood frequency analysis*. CRC Press, Boca Raton.
- Santos JF, Portela MM y Pulido-Calvo I., 2011. Regional frequency of droughts in Portugal. *Water Resources management*, 25:3537-3558.
- Shaefer MG., 1990. Regional analysis of precipitation annual maxima in Washington State. *Water Resources Research*, 26(1):119-131.
- Viglione A, Laio F y Claps P., 2007. A comparison of homogeneity tests for regional frequency analysis. *Water Resources Research* 43:W03428. doi:[10.1029/2006WR005095](https://doi.org/10.1029/2006WR005095)
- Vogel RM y Fennessey NM., 1993. L-Moments diagrams should replace product moment diagrams. *Water Resources Research*, 29(6):1745–1752
- Wenzel HG., 1982. Rainfall for urban stormwater design. Cap. 2 Urban Stormwater Hydrology. *Water Resources. Monograph*, 7, AGV. Washington D.F.