

Determinación de las curvas IDF en Igueldo-San Sebastián. Comparación de diferentes métodos

Determination of the IDF curves in Igueldo-San Sebastián. Comparison of different methods

López J.J.^{a1}, Delgado, O.^{a2}, Campo M.A.^{a3}

^aDepartamento de Proyectos e Ingeniería Rural. Universidad Pública de Navarra, Campus de Arrosadía. 31006-Pamplona, Navarra.
e-mail: ^{a1}jjlr@unavarra.es, ^{a2}oihadelgado@gmail.com, ^{a3}miguel.campo@unavarra.es

Recibido: 05/02/2018

Aceptado: 21/08/2018

Publicado: 31/10/2018

Citar como: López J.J., Delgado, O., Campo M.A. 2018. Determination of the IDF curves in Igueldo-San Sebastián. Comparison of different methods. *Ingeniería del agua*, 22(4), 209-223. <https://doi.org/10.4995/ia.2018.9480>

RESUMEN

Las curvas de intensidad-duración-frecuencia (IDF) son una herramienta fundamental en ingeniería hidrológica. Se ha partido de la serie de precipitación de 88 años registrada cada diez minutos en la estación meteorológica de Igueldo (San Sebastián). Después de aplicar varios test para comprobar la homogeneidad y la no estacionariedad de la serie de precipitación, se determinaron las curvas IDF mediante un análisis de frecuencia con el programa Hydrognomon. Dichas curvas se compararon con las obtenidas a partir de la serie simulada con el modelo estocástico de Barlett-Lewis Modificado (MBL) y con las estimadas mediante la ecuación de Témez. El objetivo de este trabajo es la evaluación de estas dos últimas metodologías. Las curvas y los yetogramas generados con la expresión de Témez presentaron un buen ajuste a partir de periodos de retorno, T , mayores a 20 años. No fueron tan buenos los obtenidos a partir de la serie simulada con MBL.

Palabras clave | intensidad de precipitación; curvas IDF; Hydrognomon; modelo de Barlett-Lewis; ecuación de Témez.

ABSTRACT

Intensity-duration-frequency curves (IDF) are a fundamental tool in hydrological engineering. The work presented in this manuscript was made with the 88-year precipitation series recorded every ten minutes at the Igueldo (San Sebastián) weather station. After verifying the homogeneity and non stationarity of the series, IDF curves were obtained through a frequency analysis (FA) made with the Hydrognomon programme. Those curves were compared with those estimated from the AF of the simulated series with the Modified Bartlett-Lewis (MBL) model and with the Témez equation. The objective of this work is the evaluation of these last two methodologies. Two precipitation characteristic hyetographs were generated with the IDF curves obtained with the three methods. The curves and hyetographs obtained by Témez gave a good fit starting from return periods, T , of over 20 years. The results obtained from the simulated series with MBL were not as satisfactory.

Key words | rainfall intensity; IDF curves; Hydrognomon; modified Bartlett-Lewis model; Témez equation.

INTRODUCCIÓN

En la ingeniería hidrológica, el estudio de las intensidades de precipitación es esencial. Una forma de caracterizar esta intensidad es la determinación de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF) a partir del análisis de frecuencia (AF) de los registros históricos de precipitaciones máximas anuales. Ahora bien, no hay muchos casos en los que se pueda disponer de series de precipitación lo suficientemente largas como para realizar un análisis de frecuencia con la debida garantía, sobre todo si hablamos de series de precipitación de duraciones inferiores a las diarias. Ante esta dificultad existen dos alternativas: una es utilizar ecuaciones empíricas como las que aparecen en cualquier manual de hidrología (e.g. Chow *et al.*, 1988); y otra es generar una serie sintética con un modelo matemático y realizar un AF sobre dicha serie.

Existen diferentes tipos de modelos de simulación de series de precipitación según su naturaleza. Los principales son los determinísticos y los estocásticos. Los modelos determinísticos se basan en la relación causa-efecto, por ello se tienen en cuenta todos los factores que influyen en la formación de la precipitación (temperatura del aire, humedad atmosférica, presión, viento, etc.) por lo que conlleva una gran complejidad (e.g. Georgakakos y Bras, 1984). Los estocásticos, sin embargo, consideran procesos que evolucionan en el tiempo de manera aleatoria, consideran la serie como una sucesión de variables aleatorias que caracterizan el proceso secuencial de la lluvia en el tiempo. Cada variable se ajusta a una función de distribución de probabilidad, y éstas pueden estar o no relacionadas entre sí. Una de las ventajas de estas series es que una vez generadas a una determinada escala de tiempo se pueden desagregar a escalas menores (Sivakumar *et al.*, 2001; Koutsoyanis, 2003).

El objetivo de estos modelos es generar series sintéticas de precipitación a distintas resoluciones temporales tratando de simular el comportamiento estadístico real de las precipitaciones y, por lo tanto, probar su capacidad para predecir el comportamiento futuro, tal como han hecho otros autores como Onof y Arnbjerg-Nielsen, 2009, Verhoest *et al.*, 2010, etc. Existen distintos tipos de modelos de simulación estocástica para la generación de series de precipitación que se han aplicado en diferentes casos, tales como el modelo de Poisson (Salsón y García, 1998), el de Neyman-Scott (Onof *et al.*, 2000), el de Barlett-Lewis Modificado (Rodríguez-Iturbe *et al.*, 1988), el de Procesos de Renovación Alternativa (Heyman y Sobel, 1982) y su caso particular de Cadenas de Markov (Hutchinson, 1990). Cirauqui *et al.* (2008) aplicaron el modelo de Barlett-Lewis Modificado (MBL por sus siglas en inglés *Modified Barlett-Lewis*) que proporcionó un buen comportamiento en la simulación de la serie de precipitaciones de Igueldo. En base a estos resultados, se ha decidido utilizar este modelo en este análisis.

El modelo de Barlett Lewis Modificado (MBL) se ha aplicado para reproducir múltiples y diversas características de los procesos de precipitación, tales como obtener los estadísticos estándar y extremos a partir de registros de precipitaciones horarias (Cameron, *et al.*, 2000), reproducir las principales características de las curvas IDF a distintas duraciones (Ritschel *et al.*, 2017), calcular la probabilidad de eventos de inundación (Verhoest *et al.*, 2010), cuantificar cambios de precipitación en zonas urbanas (Onof y Arnbjerg-Nielsen, 2009) o desagregar estocásticamente lluvias diarias a resoluciones horarias (Gyasi-Agyei, 2005).

Cómo se ha comentado con anterioridad, otra forma de determinar las curvas IDF es a partir de fórmulas empíricas (Chow *et al.*, 1988) que suelen ser calibradas para las distintas regiones o zonas climáticas y que se suelen incluir en las normativas referidas al diseño hidrológico en sus distintos ámbitos de aplicación. En España la expresión que se ha generalizado y que han asumido la gran mayoría de las normativas es la de Témez (1978) que se presenta en la ecuación (6).

El objetivo principal de este trabajo, por lo tanto, es evaluar estas dos metodologías para la determinación de las curvas IDF. Una a partir del AF de la serie simulada mediante un modelo estocástico, en este caso el MBL; y la otra mediante una ecuación empírica, que en este caso se ha elegido la expresión de Témez (6).

El estudio se ha realizado con la serie de precipitaciones diezminutales registrada en Igueldo, de 88 años de longitud o duración. En primer lugar, se comprobó que la serie es homogénea y estacionaria mediante la aplicación de distintos test para diferentes niveles de agregación temporal, desde 10 minutos a 24 horas. Comprobada la homogeneidad y estacionariedad de la serie, se determinaron las series de precipitaciones máximas anuales para las distintas agregaciones previstas y se estimaron las curvas IDF por tres métodos: análisis de frecuencia de la serie observada para distintas agregaciones; análisis de frecuencia de la serie sintética simulada con el modelo MBL; y ecuación de Témez (6), que es la que se incluye en la orden FOM/298/2016, de 15 de febrero, por la que se aprueba la norma 5.2 -IC drenaje superficial de la Instrucción de Carreteras. Tanto el análisis de frecuencia de las series como el ajuste de las curvas IDF se han realizado con el programa HYDROGNOMON, software libre desarrollado por

el *ITIA research group* de la *National Technical University of Athens* (Kozanis et al., 2010). Finalmente se valoran las diferencias encontradas entre las curvas IDF obtenidas por los tres métodos, determinando a partir de ellas dos yetogramas de diseño: uno de 1 h de duración e intervalo de 10 minutos, aplicable en el ámbito de la hidrología urbana; y otro de 24 h de duración e intervalo de 1 hora, más aplicable en el ámbito de la ingeniería hidrológica de cuencas medianas.

MATERIAL Y MÉTODOS

Descripción de la serie

Se parte de las series de precipitación registradas en dos pluviógrafos localizados en la estación meteorológica de Igueldo (Donostia/San Sebastián, Guipúzcoa) (Figura 1). Debido a la influencia de su cercanía al mar, presenta un clima de tipo templado sin estación seca, caracterizado por temperaturas suaves, humedad relativa elevada, nubosidad frecuente y lluvias abundantes repartidas de forma regular durante todo el año (Saez y Gómez, 1999). Su precipitación media anual esta en torno a los 1500 mm (Lozano, 2016).

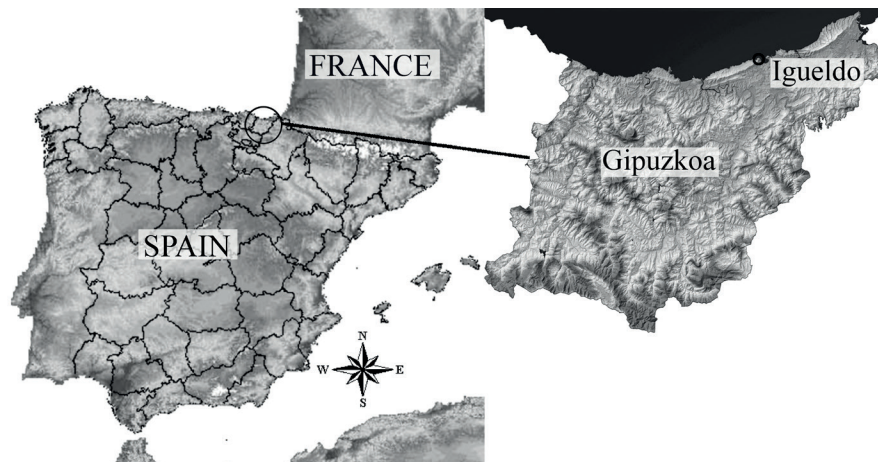


Figura 1 | Localización de Igueldo.

Se dispone, por lo tanto, de dos series de precipitación (Figura 2). Como se puede ver en la Figura 2, la más larga y la que presenta registros más antiguos es la obtenida a partir de la digitalización de un pluviógrafo de bandas propiedad de la Agencia Estatal de Meteorología, con datos desde 1927 hasta 2005 inclusive, es decir 79 años. La otra, registrada con un pluviógrafo de cazoletas de la Diputación de Guipúzcoa, tiene registros desde el año 1995 hasta el 2014 inclusive, de 21 años. Ambas series tienen una resolución temporal de 10 minutos.

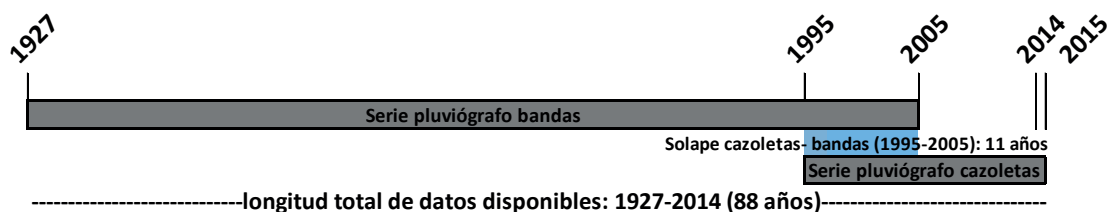


Figura 2 | Longitud de las dos series de precipitación.

Análisis y tratamiento de las series

Como consecuencia de la existencia de dos series, hubo que comprobar en primer lugar si el resultado de sumar ambas series proporcionaba una única serie de 88 años. Por lo tanto, se aplicaron distintos test estadísticos para comprobar la homogeneidad de la serie resultante.

El primer test que se aplicó fue el de dobles masas. Este test enfrenta los valores acumulados de las dos series, se representará, por lo tanto, el periodo de solape de las dos series, de esta forma se puede comprobar si las dos series representan la misma serie. Además de éste test, se aplicaron distintos test para comprobar la homogeneidad de la serie: el test de Mann-Whitney (Rao y Hamed, 2000); el test de Wald-Wolfowitz (Tayanc *et al.*, 1998); y el test de Buishand (Buishand, 1982; Winjgaard *et al.*, 2003). Estos se aplicaron a la serie de precipitación máxima anual para distintas agregaciones: 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas.

Otro aspecto que también fue necesario comprobar fue si la serie en cuestión es estacionaria o no, ya que es un factor que puede condicionar la metodología a aplicar. Para ello se aplicó el test de Mann-Kendall, más robusto que otras alternativas paramétricas (Partal y Kahya, 2011), que es comúnmente utilizado para analizar las tendencias de series de variables meteorológicas. Además del test de Mann-Kendall, también se aplicó el de Spearman (Khaliq *et al.*, 2009), test no paramétrico basado en el rango.

Obtención de las curvas IDF para la serie registrada

Las precipitaciones máximas en una determinada zona son un fenómeno sujeto a incertidumbre, por eso se trata de ajustar los valores observados a funciones de distribución de probabilidad, las cuales permitan determinar la magnitud de eventos extremos asociados a diferentes periodos de retorno, T . Para ello es necesario determinar las precipitaciones máximas anuales para los distintos niveles de agregación, en este caso en 10 y 30 minutos, 1, 2, 6, 12, 24 y 48 horas.

Todo el análisis de precipitaciones extremas se realiza con la ayuda del programa HYDROGNOMON 4.1, software libre desarrollado por el “*ITIA research group*” de la “*National Technical University of Athens*” (Kozanis *et al.*, 2010) para el análisis y procesado de series hidrológicas. Las principales funciones del programa son, entre otras:

- El análisis y proceso de datos hidrológicos.
- La representación tabular de los datos de diversas formas.
- Diversos análisis como el análisis de frecuencias, el análisis multivariable, predicciones y determinación de curvas IDF, etc.

Para el análisis de frecuencias, el programa dispone de bastantes posibilidades para el ajuste de funciones de distribución de variables extremas: Normal, LogNormal, Galton, Exponencial, Gamma, Pearson III, LogPearson III, Weibull, Gumbel, EV2, GEV, Pareto, GEV (*kappa specified*). Los parámetros de todas ellas son obtenidos distintamente por el método de los momentos o por el de momentos lineales (L-M) (Hosking and Wallis, 1997) y en el caso de la GEV dando un valor al parámetro k “shape” de 0.15 como establece Koutsoyiannis (2004b). La determinación de este parámetro k de la función GEV (*Generalized Extreme Value distribution*) es muy difícil de estimar para una serie individual, incluso en series de más de 100 años de registro, por su sesgo de estimación y la larga variabilidad muestral de los estimadores de k (Koutsoyiannis, 2004a). Koutsoyiannis y realizó una rigurosa y extensa investigación teórica (2004 (a)) y empírica (2004 (b)). Ésta última se basó en la una colección de 169 series de registros de precipitación, las series más largas del mundo, cada una con una duración entre 100 y 154 años de datos. De este estudio se concluyó que el parámetro de forma de la distribución GEV es constante para todas las zonas geográficas examinadas (Europa y América del Norte), con un valor $k = 0.15$

La selección de la función de distribución que se ajusta mejor a las series de precipitaciones máximas observada y simulada se realiza mediante 2 criterios. El primero aplicando dos test de bondad de ajuste (Chi Cuadrado y Kolmogorov-Smirnov) al 95% de nivel de confianza, y el segundo es un criterio meramente visual, discrecional pero eficaz.

Descripción del modelo de Barlett-Lewis

En el modelo estocástico de Barlett-Lewis la caracterización del proceso de lluvia se realiza ajustando distintas variables del proceso de lluvia a funciones de distribución, obteniendo los valores de los parámetros de estas funciones de ajuste a partir de las series históricas. En otros estudios se ha comprobado la capacidad del modelo para reproducir el comportamiento general de valores extremos a través de múltiples duraciones (Cameron *et al.*, 2000), representándolas mediante curvas IDF (Ritschel *et al.*, 2017).

Los orígenes de los eventos de lluvia se distribuyen en el tiempo según un proceso de Poisson de parámetro λ . Cada suceso o evento genera un número aleatorio de celdas de lluvia, c (siendo $c \geq 1$), siguiendo un proceso de Poisson de parámetro β , que es la tasa de generación de orígenes de celdas, cuya generación termina según una distribución exponencial de parámetro γ .

Cada una de estas celdas es un pulso rectangular de altura (intensidad) y anchura (duración) determinadas. Así pues, la duración de cada celda tiene una distribución exponencial con parámetro η y las intensidades de las mismas se distribuyen exponencialmente, siendo μ_x la precipitación media de cada celda, $E(x)$. La intensidad de lluvia en un instante concreto resulta de la suma de intensidades de lluvia de las celdas activas en ese instante (Figura 3).

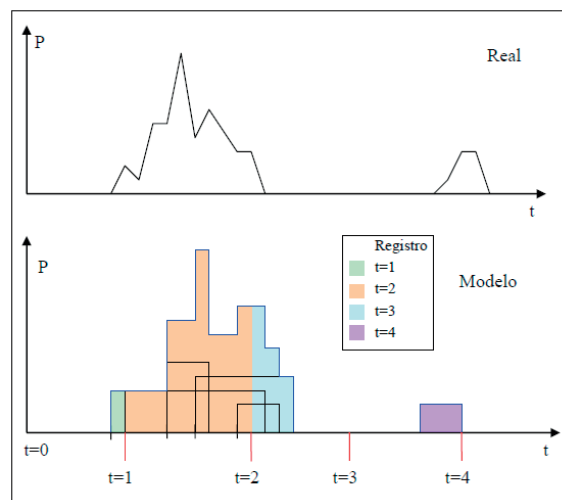


Figura 3 | Troceado de tormentas generadas con el modelo.

Se introducen 2 parámetros adimensionales, κ y ϕ , por conveniencia matemática (Bo y Shafiqul, 1994). Ambos parámetros se representan según las ecuaciones 1 y 2.

$$\kappa = \beta / \eta \quad (1)$$

$$\phi = \gamma / \eta \quad (2)$$

Así, el número de celdas por tormenta, c , sigue entonces una distribución geométrica de media (Ecuación 3).

$$E(c) = \mu_c = 1 + \kappa / \phi \quad (3)$$

Por lo tanto, el número de parámetros a estimar es de 5: λ , η , κ , ϕ , μ_x .

Esto hace que sea un modelo capaz de reproducir los principales estadísticos descriptivos de las series de precipitación en distintos niveles de agregación con un mismo conjunto de parámetros. Sin embargo, produce una sobrestimación de la probabilidad en los periodos secos y es incapaz de capturar el elevado grado de correlación entre las celdas de una misma tormenta (Rodríguez-Iturbe *et al.*, 1988). Por estas razones estos autores introdujeron una serie de modificaciones dando lugar al modelo modificado de Barlett-Lewis (*Modified Barlett-Lewis Model, MBL*).

En el modelo extendido, la duración sigue igualmente una distribución exponencial con parámetro η , que ahora cambia de tormenta a tormenta ya que toma forma de variable aleatoria que sigue una distribución gamma de 2 parámetros (α de forma y ν de escala). Esto permite la diferenciación entre eventos de distintos tipos de frente o épocas del año. Además, cada intensidad de celda de lluvia es una variable constante distribuida exponencialmente con media $E[x]$. Todas las variables aleatorias que definen el proceso se asumen mutuamente independientes.

Así pues, el número de parámetros a estimar en el modelo MBL es de 6 (uno más que en el caso anterior): λ , κ , ϕ , μ_x , α , ν . Así, según Salsón y García (1998) “*El modelo tiene el suficiente detalle y complejidad como para ser representativo de las propiedades estructurales típicas observadas en las series de lluvia, pero la suficiente simplicidad como para permitir la obtención de expresiones analíticas para los momentos de primer y segundo orden, así como la probabilidad de ocurrencia de intervalos secos o de ausencia de precipitaciones*”.

Por lo tanto, para la estimación de los parámetros, se dispone de cuatro expresiones teóricas de diferentes estadísticos descriptivos según el modelo: media, varianza, autocorrelación y probabilidad de no lluvia, que a su vez son combinaciones de los 6 parámetros del modelo, por lo que se tienen cuatro ecuaciones y seis incógnitas.

Excepto la media, el resto de momentos son funciones no lineales con respecto al nivel de agregación, por lo que combinando estos 4 estadísticos históricos a distintos niveles de agregación (10 min, 30 min, 1h, 2h, 6h, 12h, 24h y 48h), supondría un total de 32 ecuaciones. Sin embargo, la media, no aporta más información considerando distintos niveles de agregación, por lo que solo podríamos utilizarla una vez, teniendo así 25 ecuaciones y 6 incógnitas.

Para obtener el valor de estos parámetros se han acotado los valores de algunos de ellos. En la Tabla 1 se presentan los valores de acotación.

Tabla 1 | Valores de acotación de búsqueda para los parámetros del modelo MBL.

Valores de acotación	λ (1/h)	κ	ϕ	μ_x (mm/h)	α	ν
mínimo	0.0004	0.01	0.004	0	1	0
máximo	0.1	7	2	40	40	20

En otros trabajos se ha comprobado como los eventos singulares extremos no tienen el potencial de cambiar los parámetros del modelo, pero sí que tienen efecto en los estadísticos de las IDF (Ritschel *et al.*, 2017).

Así pues, se igualó una combinación de los estadísticos de primer y segundo orden de las series de precipitación históricas a sus expresiones teóricas recogidas en la descripción del modelo (Ecuación 4), lo que supuso un conjunto de 6 ecuaciones altamente no lineales con 6 incógnitas donde la diferencia entre la estimación del estadístico y el histórico debió ser lo más próxima a cero:

$$F(x) - \theta = 0 \quad (4)$$

Siendo $F(x)$ el mejor estimador del estadístico genérico θ .

Al haber componentes de distinto orden de magnitud, se normalizaron las ecuaciones, eliminando el sesgo. Posteriormente, la solución se pudo obtener mediante una minimización no lineal sin restricciones de la siguiente función objetivo (Ecuación 5):

$$Z_{min} = \min \left[\left(\frac{F'_1(\nabla)}{F_1} - 1 \right)^2 + \left(\frac{F'_2(\nabla)}{F_2} - 1 \right)^2 + \dots + \left(\frac{F'_n(\nabla)}{F_n} - 1 \right)^2 \right] \quad (5)$$

Siendo:

F_i : vector para los valores históricos correspondientes al mismo nivel de agregación, i .

$F'_i(\nabla)$: vector de los estadísticos estimados a diferentes niveles de agregación, i , función del vector de parámetros, siendo $\nabla = (\lambda, \kappa, \phi, \mu_x, \alpha, \nu)$.

Esta función objetivo fue optimizada por Cirauqui (2008) para encontrar los valores del conjunto de parámetros que la minimizaran. La técnica de optimización global utilizada fue SCEUA (Duan *et al.*, 1994) por sus buenos resultados y por permitir controlar los intervalos de búsqueda en la optimización para que los parámetros tomasen valores físicos coherentes.

Por otro lado, después se analizó el comportamiento y las propiedades del modelo para agregar y desagregar tomando distintos grupos de estadísticos a niveles de agregación de 1 y 24 horas, ya que “*el conjunto de estadísticos que mejores resultados proporciona para la optimización, de forma global, [...] es el formado por las agregaciones de 1-24 horas [...] ya que abarca un rango más amplio que los otros dos grupos de valores*” (Cirauqui, 2008). Con todo esto, los parámetros que finalmente se utilizaron para este modelo son los presentados en la Tabla 2.

Tabla 2 | Valores de los parámetros del modelo MBL optimizados (Cirauqui, 2008) y aplicados para la simulación de la serie.

mes	λ (1/h)	κ	ϕ	μ_x (mm/h)	α	ν (h)	E(c) (n celdas)	E[ε]	60/ β (min)	1/ γ (h)	E(ν) (h)	Fval
enero	0.023	0.71	0.05	1.45	6.61	2.07	13.92	3.20	26.61	5.73	5.92	1.3×10 ⁻¹⁵
Febrero	0.022	0.74	0.05	1.36	4.44	0.98	16.84	4.51	18.09	4.77	4.92	1.8×10 ⁻¹⁵
Marzo	0.020	0.62	0.04	1.61	2.71	0.44	14.81	6.11	15.86	3.65	3.74	4.1×10 ⁻¹⁷
Abril	0.025	0.57	0.05	1.77	2.85	0.57	12.31	5.04	20.76	3.91	4.01	2.0×10 ⁻¹⁴
Mayo	0.024	0.18	0.05	2.99	2.91	0.79	5.02	3.68	89.26	5.98	6.03	3.0×10 ⁻¹⁸
Junio	0.009	0.02	0.00	5.81	2.20	0.42	6.37	5.19	538.27	48.16	48.16	5.8×10 ⁻⁴
Julio	0.021	0.13	0.03	5.84	2.60	0.25	5.77	10.41	45.74	3.64	3.65	6.7×10 ⁻¹⁵
Agosto	0.021	0.14	0.03	5.50	2.31	0.26	5.89	9.01	49.17	4.01	4.03	2.5×10 ⁻¹⁶
Septiembre	0.017	0.10	0.02	5.61	2.63	0.45	6.22	5.90	103.23	8.99	9.01	3.9×10 ⁻¹⁵
Octubre	0.019	0.29	0.03	3.52	2.61	0.46	10.66	5.70	36.54	5.89	5.94	2.6×10 ⁻¹⁵
Noviembre	0.022	0.50	0.03	2.22	3.39	0.65	15.55	5.20	23.08	5.60	5.68	1.4×10 ⁻¹⁵
Diciembre	0.023	0.49	0.02	2.21	2.22	0.24	20.72	9.31	13.27	4.36	4.41	2.5×10 ⁻¹⁴

Posteriormente se generó una serie sintética con resolución temporal de diez minutos para poder compararla con las series registradas.

Ecuación de Témez

Otro método de obtención de curvas IDF ampliamente utilizado en España es el de Témez (1978), éste propone una ecuación (6) para la determinación de las curvas, ecuación que ha sido adoptada por diferentes normativas y que, en la actualidad, es la establecida por la Norma 5.2 -IC drenaje superficial de la Instrucción de Carreteras (Orden FOM/298/2016, de 15 de febrero).

$$\left(\frac{I_t}{I_d}\right) = \left(\frac{I_1}{I_d}\right)^{3.5287 - 2.5287t^{0.1}} \quad (6)$$

Siendo,

I_t : intensidad máxima diaria (mm/h) asociada a un intervalo de referencia, t (agregaciones), y a un periodo de retorno, T .

I_d : intensidad media diaria de precipitación (en mm/h) correspondiente al T considerado (Ecuación 7). Por lo tanto se calcula como:

$$I_d = P_d / 24 \quad (7)$$

P_d : Precipitación diaria correspondiente a un T .

I_1 : intensidad horaria de precipitación correspondiente a ese T (mm/h).

t : duración de las distintas agregaciones o duraciones de lluvia (h).

I_1/I_d : índice de torrencialidad. Es un parámetro que expresa la relación entre la intensidad de precipitación horaria y la media diaria corregida. Su valor se determina en función de la zona geográfica mediante un mapa (Témez, 1978).

Comparación de métodos de determinación de curvas IDF

Para comparar las IDF obtenidas se procedió a determinar dos tormentas de diseño características por el método de bloques alternos (Chow *et al.*, 1988). Así, en primer lugar, se calculó un yetograma de lluvia sintético de una hora de duración y 6 intervalos de 10 minutos, para un periodo de retorno de 10 años. Éste es un yetograma muy común en hidrología urbana y también aplicable a pequeñas cuencas naturales. La otra tormenta de diseño se obtuvo para una duración de 24 horas y 24 intervalos de una hora, para un periodo de retorno de 50 años, tormenta más propia de trabajos de simulación hidrológica de avenidas en cuencas medianas.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Análisis de la serie de precipitación

En primer lugar se realizó un análisis de dobles masas entre la serie registrada en el pluviógrafo de bandas y el pluviómetro de cazoletas, para el periodo registrado en común. Este análisis no mostró cambios de tendencia ni derivas, prácticamente se alinearon con la bisectriz, por lo que se puede considerar que ambas series representan la misma variable. Por lo tanto, según este test, se pueden agrupar las dos series constituyendo una serie pluviométrica de 88 años de longitud, desde 1927 a 2015.

Además del análisis de dobles masas también se aplicaron varios test para comprobar la homogeneidad de la serie resultante: test de Mann-Whitney (Rao y Hamed, 2000); test de Wald-Wolfowitz (Tayanc *et al.*, 1998); y test de Buishand (Buishand, 1982; Winjgaard *et al.*, 2003). En la Tabla 3 se muestran los resultados de dichos test para las series de precipitación máxima anual para las distintas agregaciones: 10 minutos, 30 minutos, 1 hora, 2 horas, 6 horas, 12 horas y 24 horas. En el caso del test de Mann-Whitney y de Wald-Wolfowitz, para que sea aceptada, o no rechazada, la hipótesis nula, H_0 , de homogeneidad de la serie, los valores de los estadísticos correspondientes, $|u_{MW}|$ y $|u_{WW}|$, deben ser inferiores al valor crítico, $u_{cr}=1.96$, para un nivel de significancia del 0.05. En el caso del test de Buishand, los estadísticos son $Q/\text{SQRT}(N)$ y $R/\text{SQRT}(N)$, y los valores críticos para rechazar o no la hipótesis nula, H_0 , de homogeneidad de la serie, dependen del número de valores de la serie. En este caso, para $N=88$, $Q/\text{SQRT}(88)=1.28$ y $R/\text{SQRT}(88)=1.59$.

Tabla 3 | Resultados de los test de homogeneidad.

Test	Parámetro	10 min	30 min	1 h	2 h	6 h	12 h	24 h
Mann-Whitney	$ u $	0.65	0.88	0.85	0.35	0.23	0.43	0.22
Wald-Wolfowitz	$ u $	1.6	0.75	0.75	1.18	2.25*	0.11	0.54
Buishand	$Q/\text{SQRT}(N)$	0.75	0.93	0.97	0.92	0.74	0.64	0.73
	$R/\text{SQRT}(N)$	1.08	1.48	1.52	1.42	1.07	0.92	0.94

* Valor superior al crítico

Como se puede ver en la Tabla 3, todos los valores de los estadísticos para todas las agregaciones fueron menores que los valores críticos para cada test, únicamente el valor del estadístico del test de Wald-Wolfowitz para la agregación de 6 h salió superior al crítico. Por lo tanto, no se rechaza la hipótesis nula, H_0 , de homogeneidad de la serie.

Como ya se ha comentado, también es necesario estudiar si la serie es estacionaria, es decir, si existen tendencias crecientes o decrecientes, aspecto éste fundamental para acometer el análisis de frecuencia. En una primera aproximación, en la Figura 5 se representa la serie de precipitaciones máximas diarias anuales, se puede comprobar que no parece que haya tendencias significativas, únicamente se aprecia una muy leve tendencia creciente en la regresión lineal. No obstante, también en este caso se aplicaron dos test de tendencias a las series de precipitaciones para los distintos grados de agregación ya establecidos.

Los test aplicados para evaluar la tendencia de las series fueron: el test de Mann-Kendall (Partal y Kahya, 2011) comúnmente usado para ver si hay tendencias crecientes o decrecientes estadísticamente significativas en la precipitación; y el test Spearman (Khaliq *et al.*, 2009), test no paramétrico basado en el rango. En este caso, los valores de los estadísticos $|Z_{MK}|$ y $|Z_S|$ también tienen que ser inferiores al valor crítico, $Z_{cr}=1.96$ para un nivel de significancia del 0.05. En la Tabla 4 se presentan los valores de los

estadísticos, $|Z|$, de ambos test. Como se puede comprobar todos los valores son inferiores al crítico por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula, H_0 , de estacionaridad.

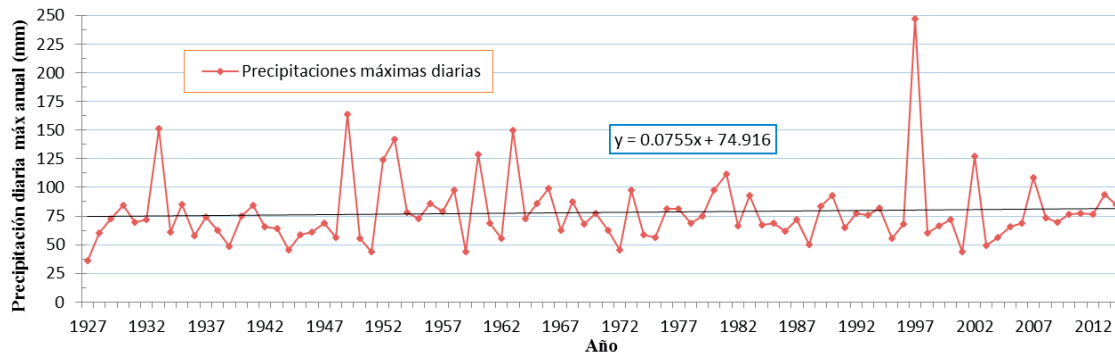


Figura 5 | Evolución de la precipitación diaria máxima anual de la serie.

Tabla 4 | Resultados de los test de tendencia.

Test	Parámetro	10 min	30 min	1 h	2 h	6 h	12 h	24 h
Mann-Kendall	$ Z $	0.46	0.31	0.39	0.24	0.34	0.12	0.90
Spearman	$ Z $	0.43	0.22	0.36	0.14	0.37	0.18	0.97

Se puede considerar, por lo tanto, que la serie resultante de 88 años de duración es homogénea y estacionaria para cualquier nivel de agregación para un nivel de significancia del 5%.

Validación y aplicación del modelo de MBL

Para la generación del modelo de precipitación estocástica del modelo modificado de Barlett-Lewis, como ya se ha comentado anteriormente, se han utilizado los parámetros estimados minimizando la función objetivo (Ecuación 5) y ya calculados para la serie del pluviógrafo de bandas de Igueldo desde el año 1927 hasta el año 1997 (Cirauqui, 2008). La validación del modelo con estos parámetros se realizó por Campo *et al.* (2012), donde se analizó el comportamiento de estas series en comparación con 70 años de registro la serie original.

En la Tabla 4 se muestran los valores medios anuales de precipitación, número de eventos húmedos y número de eventos secos. También se presentan los valores medios y varianzas de intensidad, duración del evento húmedo y del evento seco. Todo ello considerando todo el año y diferenciando entre periodos secos (junio a septiembre) y húmedos (octubre a mayo), tanto para la serie original como para las simuladas.

Tabla 5 | Valores de diferentes parámetros en las series real y simuladas. (Campo *et al.*, 2012).

Anual		Serie observada		Serie simulada (MBL)			Dif. MBL (%)	
		Periodo H	Periodo S	Anual	Periodo H	Periodo S		
Precipitación media anual (mm)		1472.95	1072.83	403.73	1408.28	1018.63	390.27	4.59
Nº eventos húmedos (media anual)		715.54	526.20	189.34	759.84	570.01	189.83	-6.20
Nº eventos secos (media anual)		709.00	521.35	187.65	759.81	570.06	189.76	-7.20
I (mm/h)	Media	1.92	1.81	2.24	2.32	1.99	3.29	17.12
	varianza	2.00	1.62	2.76	2.34	1.74	3.40	-14.47
Duración del periodo húmedo (h)	Media	0.86	0.90	0.76	0.65	0.71	0.48	32.73
	varianza	1.27	1.35	0.99	0.81	0.87	0.56	57.02
Duración del periodo seco (h)	Media	11.26	9.93	14.96	10.87	9.54	14.89	3.53
	varianza	33.19	31.75	36.64	29.84	27.50	35.68	11.22

Selección de la función de distribución de frecuencias

La función de distribución seleccionada, aplicando los criterios establecidos en el Materiales y Métodos, ha sido la GEV (*L-Moments*), en ambas series observada y simulada. Esta función fue la única en la que se acepta el ajuste en todas las agregaciones en uno o ambos test de bondad de ajuste. En el caso de la serie simulada con el modelo MBL la función Log Pearson III también se ajusta en las cuatro agregaciones con uno o ambos test pero la función GEV (*L-Moments*) obtiene el mejor resultado. A partir de la ecuación 8 se obtuvieron los valores de intensidad para las curvas IDF.

$$i\left(\frac{mm}{h}\right) = \frac{\lambda\Psi + \frac{\lambda}{\kappa}\left[\left(-\ln\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right)^{-\kappa} - 1\right]}{(d + \theta)^\eta} \quad (8)$$

Siendo: d la duración (h); T el periodo de retorno;

Algunos estudios también han utilizado esta función de distribución para el análisis de máximas intensidades anuales y formulación de curvas IDF (Nguyen *et al.*, 1998; Bougadi y Adamowski, 2006; Blanchet *et al.*, 2016; Ritschel *et al.*, 2017).

En la Figura 6 se representan los ajustes de la función GEV (*L- L-Moments*) para la serie de precipitaciones máximas observadas y simuladas con el modelo MBL para cada agregación temporal.

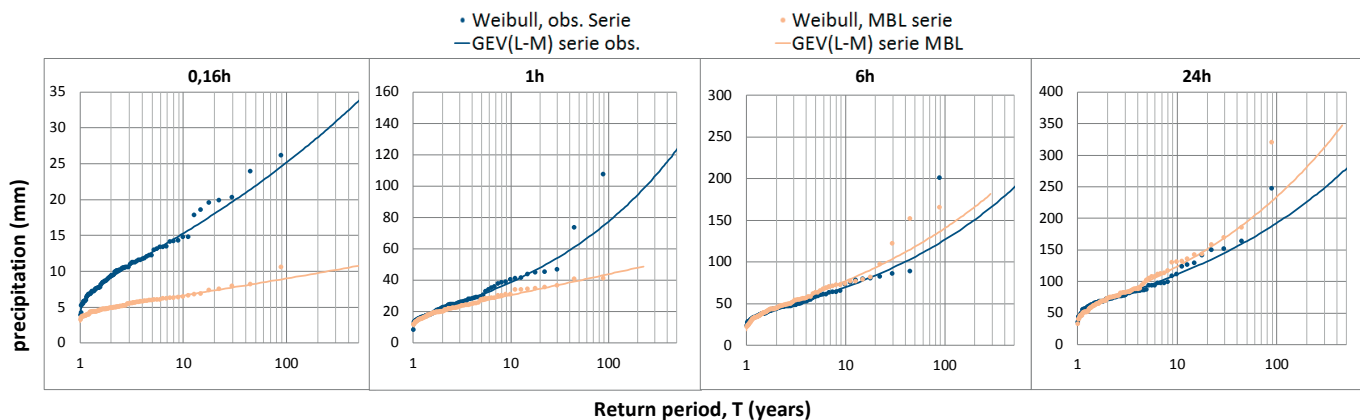


Figura 6 | Ajuste de la función GEV (*L-Moments*) a las distintas series de máximos de precipitación en función de su duración.

Obtención de curvas IDF en las distintas series

Posteriormente, se determinan las curvas IDF: con la ecuación de Témez (6); con la función de distribución más representativa de la serie observada; y con esta misma función para la serie simulada. En la Figura 7 se pueden observar estas curvas IDF. Se representan también los límites superior e inferior de la función observada al 95% de confianza por lo que el área comprendida entre estas bandas punteadas estaría dentro de los límites de la función a ese nivel de significación.

Para los periodos de retorno más bajos (2 y 10 años) las IDF de Témez (6) son las que proporcionan los valores más altos de intensidad, no llegando a estar dentro de los límites de confianza de la serie observada. Las diferencias mayores, en este caso, se dan en las duraciones intermedias, entre 1 y 18 horas, siendo las máximas diferencias en el intervalo de 6 horas, aumentando éstas conforme disminuye el periodo de retorno, llegando al 24 % de sobrestimación para un $T=2$ y 6 horas). La serie del modelo modificado de Barlett-Lewis se ajusta bien para duraciones de más de una hora aunque subestima por debajo de los límites de confianza en duraciones menores de 1 hora (Figura 7).

Desde $T=50$ a $T=100$, las curvas generadas por el método de Témez (6) continúan con el mismo comportamiento, acercándose más a la serie observada en duraciones intermedias y mejorando el ajuste al aumentarse el periodo de retorno, encontrándose ya completamente dentro de los límites de confianza. Las curvas de Barlett-Lewis aún presentan un buen ajuste en duraciones mayores a 1 hora, aunque los valores de intensidad comienzan a subestimarse mínimamente respecto a las IDF observadas (Figura 7).

Para periodos de retorno de 500 y 1000 años, las curvas de Témez (6) continúan dentro de los límites de confianza. Por otro lado, en las de Barlett-Lewis, para duraciones menores de 1 hora estas diferencias siguen siendo muy acusadas y siguen fuera de los límites de confianza. Para duraciones mayores, continúan entre los valores de confianza (Figura 7).

Para la ecuación de Témez (6), los puntos con mayor diferencia negativa en porcentaje se dan en los extremos de duración (5 minutos y 48 horas) para periodos de retorno de 1000 años llegando a valores de -2.18% para 5 minutos y $T=1000$ y de -8.70% para 48 horas para el mismo $T=1000$ (Figura 7).

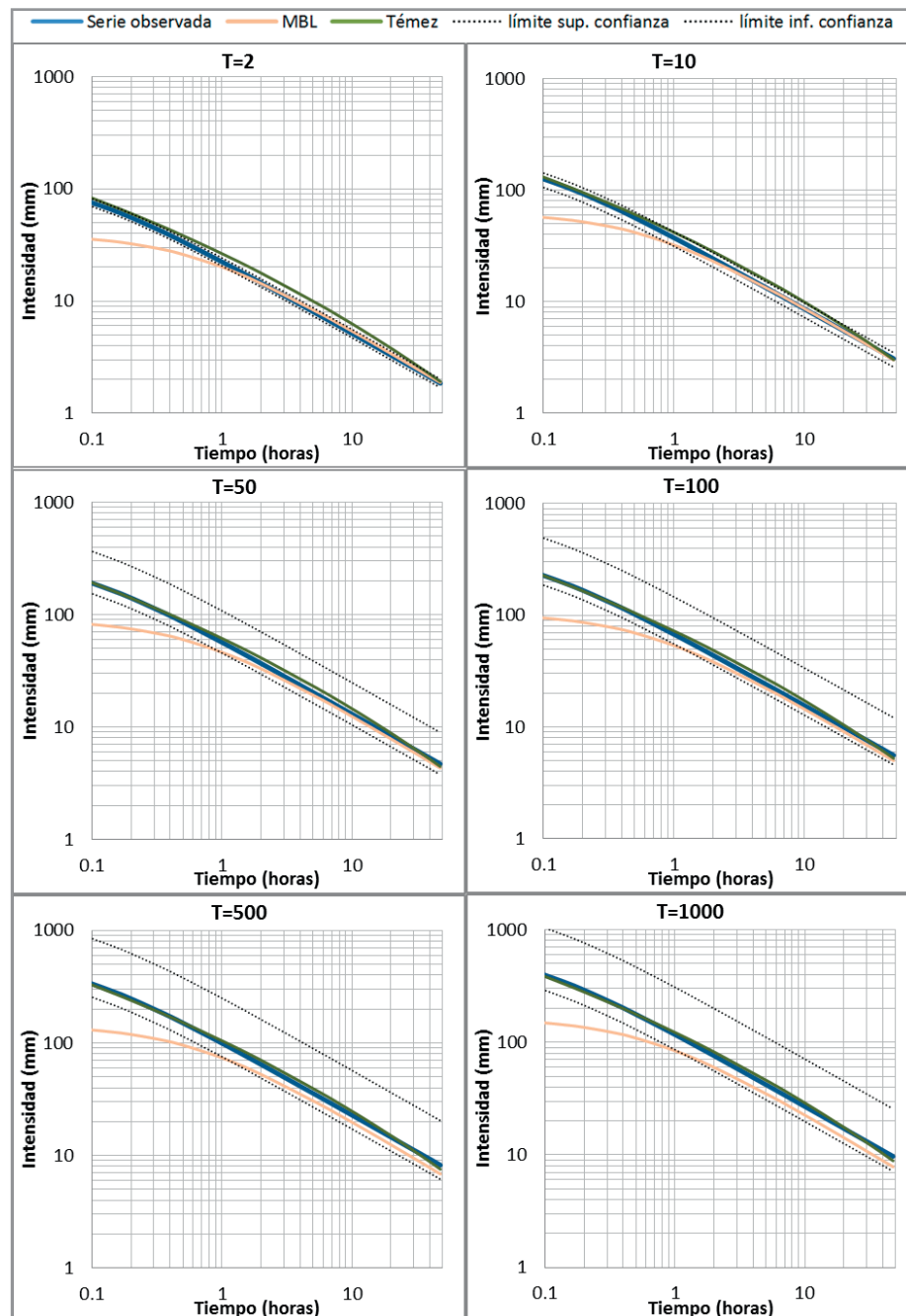


Figura 7 | Representación de las curvas IDF obtenidas por los diferentes métodos para los distintos periodos de retorno.

Por otro lado, las curvas IDF del modelo MBL subestiman más de un 10% los valores de intensidad de aquellos puntos de duración menor o igual a 1 hora y para periodos de retorno superiores a 200 años. Para duraciones superiores a 1 hora y periodos de retorno de hasta 100 años, la serie se ajusta casi de manera idéntica a la serie observada. Esto se debe a que en la simulación por Barlett-Lewis, el conjunto de estadísticos que mejores resultados proporcionaba para la optimización era el formado por las agregaciones de 1-24 horas. Por lo tanto, la serie se ajusta muy bien entre estas duraciones, y el ajuste no es tan bueno para menos de una hora.

Tal como expresa Cirauqui (2008), “cuando el modelo se aplica para desagregar datos de precipitación hay que tener cuidado en el nivel de agregación al que se quiere llegar, ya que por debajo de la hora, los resultados muestrean que no es capaz de captar la varianza perfectamente, subestimandola”.

Comparación en la generación de tormentas de diseño

Para analizar las diferencias que producen las IDF obtenidas por los distintos métodos aplicados, se han determinado dos yetogramas de diseño, uno de 1 hora de duración e intervalos de 10 minutos, más representativo del diseño hidrológico en el ámbito de la hidrología urbana; y otro de 24 horas de duración e intervalos de 1 hora, más característico de problemas de simulación hidrológica en cuencas medianas. Se ha aplicado el método de los bloques alternados para definir la distribución temporal de la tormenta de diseño. En la Figura 8 se representan los yetogramas así obtenidos.

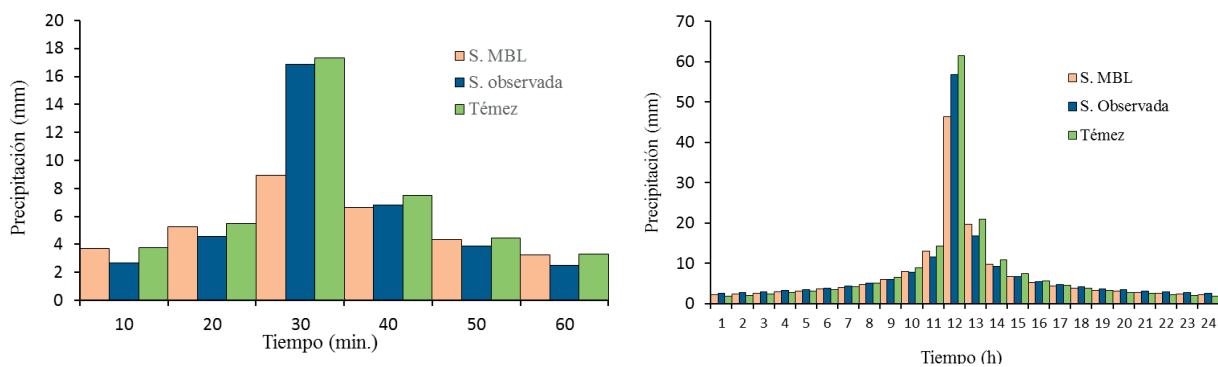


Figura 8 | Yetogramas sintéticos de precipitación: de 1h en intervalos de 10 minutos para T=10 años; y de 24 h en 1h para T=50 años.

En la Tabla 7 se presentan los valores más representativos de los yetogramas obtenidos a partir de las diferentes curvas IDF, es decir: precipitación total del yetograma (P. Total), intensidad de precipitación máxima para el intervalo del yetograma (Intensidad P.). También, en la misma tabla se muestran los valores de las diferencias entre los distintos yetogramas.

Tabla 7 | Valores de la intensidad de precipitación máxima y de la precipitación total (P) de los dos yetogramas obtenidos por los diferentes métodos, y de las diferencias de dichos parámetros entre la serie observada y Témez (6) y MBL.

	Yetograma 1h		Yetograma 24 h	
	Intensidad P. (mm/10 min)	P. Total (mm)	Intensidad P. (mm/h)	P. Total (mm)
S. observada	16.9	37.3	56.7	177.2
Témez (6)	17.3	41.8	61.5	184.7
S. MBL	8.9	32.2	46.3	166.1
Dif (S. obs-Témez)	(mm)	-0.4	-4.8	-7.5
	(%)	-2.7	-8.5	-4.2
Dif (S. obs-S. MBL)	(mm)	7.9	10.5	11.2
	(%)	47.1	13.7	6.3

Como se puede apreciar en la Figura 8 y en la Tabla 7, los yetogramas generados a partir de las IDF de la serie observada y de la ecuación de Témez (6), se aproximaron bastante, aunque el último proporcionó valores de intensidad de precipitación y de precipitación total superiores. Sin embargo los yetogramas generados a partir de la serie simulada por el modelo MBL proporcionó valores significativamente menores que los de la serie observada. Estas diferencias se hicieron mayores en el yetograma de 1 hora, en el que la diferencia de la intensidad máxima llegó a un 47 % con respecto al valor de la observada, disminuyendo en el yetograma de 24 h a 18.4%. Esto es debido, como ya se ha comentado anteriormente, a que el modelo MBL, en el intervalo de 10 min. a 1 h. no reproduce bien las IDF observadas. También se observa en la Figura 8 como en el yetograma de 1h la distribución de precipitación en MBL es bastante uniforme, sin presentar una punta de intensidad en el centro, lo que es debido a la forma de la IDF en dicho intervalo. Esto, sin embargo, no se observa en el de 24 h. En el caso de las precipitaciones totales se aprecia un comportamiento similar, aunque se suavizan las diferencias, sobre todo en la tormenta de 24 h.

CONCLUSIONES

A continuación se exponen las conclusiones extraídas en este trabajo a partir del análisis de la serie de precipitaciones de Igueldo-San Sebastián:

- Con una probabilidad del 95%, los valores de intensidad proporcionados por el método de Témez (1978), entran dentro de los límites de confianza de la serie observada para periodos de retorno superiores a 10 años, quedándose fuera así los periodos de retorno de 2 y 10 años (exceptuando en los mismos duraciones menores de 0.33 h, 0.5 h y 1 h; y duraciones mayores de 36 h, 24 h y 18 h, respectivamente, que sí que estarían dentro del nivel de confianza.
- En las curvas obtenidas a partir de la serie de Barlett-Lewis Modificado el ajuste no entra en los límites de confianza para duraciones menores a 1 hora, lo que parece ser debido a que el modelo está calibrado entre 1 y 24 horas. Esto provoca que para duraciones menores o iguales a una hora la diferencia relativa respecto a la serie real sea siempre subestimada más de un 10%. Para duraciones mayores a 1 hora el modelo simula las intensidades máximas de precipitación dentro de los límites de confianza de los valores de intensidad observados, aunque siempre proporciona valores algo inferiores.
- La utilización de estas curvas tanto para la realización de un yetograma sintético de lluvia horaria para un periodo de retorno de 10 años comúnmente utilizado en hidrología urbana, como para la utilización de un yetograma característico en modelización hidrológica de avenidas (yetograma de 24 horas dividido en intervalos horarios, para un periodo de retorno de 50 años) originaría sobrestimaciones con el método de Témez (6), tanto como para el pulso mayor como para la precipitación total acumulada en ese tiempo. La simulación por MBL, en cambio, proporcionaría valores de precipitación menores que los observados.

Como síntesis general, a partir del análisis IDF realizado, se concluye que las curvas originadas por el método de Témez (6), en términos generales, presentan un buen ajuste para periodos de retorno mayores o iguales a 20 años, siendo el ajuste peor para periodos menores o iguales a 10 años debido a que se sobrestiman las intensidades para duraciones comprendidas entre 1 y 18 horas. Los yetogramas generados a partir de la curvas IDF de Témez (6) se asemejan bastante a los obtenidos a partir de la serie observada, aunque sobrestiman en algo los valores de precipitación total y de intensidad.

Por otro lado, las curvas obtenidas a partir de la serie del modelo de Barlett-Lewis Modificado, aunque por lo general tienden a subestimar intensidades, tienen un buen ajuste para duraciones mayores a 1 hora en todos los periodos de retorno considerados. Para duraciones menores en cambio, se subestiman los valores de intensidad, quedándose fuera de los límites de confianza al 95%. No obstante, aunque los yetogramas generados a partir de la curvas IDF obtenidas a partir de la serie simulada con MBL subestiman significativamente los valores característicos de los yetogramas observados, hay que señalar que la subestimación se produce en el pulso de la primera hora, en el resto de pulsos los valores estimados por MBL se aproximan mejor que los estimados mediante la ecuación de Témez. Es decir, que para el intervalo de 1 a 24 horas, que es precisamente el intervalo de calibración, el modelo MBL simula correctamente la frecuencia de los valores de intensidad por lo que para su aplicación para determinar tormentas de diseño será necesario realizar una nueva calibración que abarque el intervalo de tiempos necesario, en este caso 10 minutos.

AGRADECIMIENTOS

Los autores quieren expresar un especial agradecimiento a la Dirección de Obras Hidráulicas de la Diputación de Guipúzcoa y, en particular a Patxi Tamés y Andoni Da Silva, por la disponibilidad a la hora de facilitar los datos y resolver todas las cuestiones planteadas.

REFERENCIAS

- Blanchet, J., Ceresett, D., Molinié, G., Creutin, J. D. 2016. A regional GEV scale-invariant framework for Intensity–Duration–Frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 540, 82-95. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.06.007>
- Bo, Z., Shafiqul, I. 1994. Aggregation-disaggregation properties of a stochastic rainfall model. *Water Resources Research*, 30(12), 3423-3435. <https://doi.org/10.1029/94WR02026>
- Bougadi, J., Adamowski, K., 2006. Scaling model of a rainfall intensity-duration-frequency relationship. *Hydrological Processes*, 20, 3747-3757. <https://doi.org/10.1002/hyp.6386>
- Buishnad. T.A. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Juornal of Hydrology*, 58, 11-27. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(82\)90066-X](https://doi.org/10.1016/0022-1694(82)90066-X)
- Cameron, D., Beven, K., Tawn, J. 2000. An evaluation of three stochastic rainfall models. *Journal of Hydrology*, 228, 130-149. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(00\)00143-8](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(00)00143-8)
- Campo, M., López, J., Rebolé, J., García, A. 2012. Rainfall stochastic models. *European Geophysical Union General Assembly*. April 22-27, Viena, Austria.
- Cirauqui, J.C. 2008. Evaluación de modelos estocásticos para la agregación-desagregación de precipitaciones y su aplicación en la Comunidad Foral de Navarra. Trabajo Fin de Carrera. ETSI. Agrónomos. Universidad Pública de Navarra.
- Chow, V.T., Maidment, D.R., Mays, L. 1988. *Applied Hydrology*. McGraw-Hill Inc. New York.
- Duan, Q., Sorooshian, S., Vijai, K. 1994. Optimal use of the SCE-UA global optimization method for calibrating watershed models. *Journal of Hydrology*, 158(3-4), 265-284. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(94\)90057-4](https://doi.org/10.1016/0022-1694(94)90057-4)
- Georgakakos, K. P., Bras, R. L. 1984. A hydrologically useful station precipitation model. *Water Resources Research*, 20(11), 1585-1596. <https://doi.org/10.1029/WR020i011p01585>
- Gyasi-Agyei, Y. 2005. Stochastic disaggregation of daily rainfall into one-hour time scale. *Journal of Hydrology*, 309(1-4), 178-190. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2004.11.018>
- Heyman, D., Sobel, M. 1982. *Stochastic Models in Operations Research*. Stochastic Processes and Operating Characteristics, 1. McGraw-Hill.
- Hutchinson, M., 1990. A point rainfall model based on a 3-state continuous Markov occurrence process. *Journal of Hydrology*, 114,(1-2), 125-148. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(90\)90078-C](https://doi.org/10.1016/0022-1694(90)90078-C)
- Khaliq, M. N., Quarda, T. J., Gachon, P., Susham, L. 2009. Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers. *Journal of Hydrology*, 368(1-4), 117-130. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2009.01.035>
- D. Koutsoyiannis. 2003. Rainfall disaggregation methods: Theory and applications. *Proceedings, Workshop on Statistical and Mathematical Methods for Hydrological Analysis*. Edited by D. Piccolo and L. Ubertini, Rome, 1-23. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.2840.8564>

- Koutsoyiannis, D. 2004a. Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: I. Theoretical investigation.. *Hydrological Sciences Journal*, 49(4), 575-590. <https://doi.org/10.1623/hysj.49.4.575.54430>
- Koutsoyiannis, D. 2004b. Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: II. Empirical investigation of long rainfall records. *Hydrological Sciences Journal*, 49(4), 591-609. <https://doi.org/10.1623/hysj.49.4.591.54424>
- Kozanis, S. C. 2010. Hydrognomon - open source software for the analysis of hydrological data. *European Geophysical Union General Assembly 2010*. Viena, Austria.
- Lozano, P. 2016. Regimen precipitacional en el norte de Navarra y Guipúzcoa ¿Record peninsular y europeo? *Nimbus: revista de climatología, meteorología y paisaje* (17-18), 125-144.
- Nguyen, V. T. V., Nguyen T. D., Wang, H. 1998. Regional estimation of short duration rainfall extremes. *Water & Science Technology*, 37(11), 15-19. <https://doi.org/10.2166/wst.1998.0425>
- Onof, C., Chandler, R., Kakou, A., Northrop, P., Wheeler, H.S., V. Isham. 2000. Rainfall modelling using Poisson-cluster processes: a review of developments. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 14(6), 384-411. <https://doi.org/10.1007/s004770000043>
- Onof, C., Arnbjerg-Nielsen, K. 2009. Quantification of anticipated future changes in high resolution design rainfall for urban areas. *Atmospheric Research*, 92(3), 350-363. <https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2009.01.014>
- Partal, T., Kahya, E. 2011. Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological Processes*, 20(9), 2011-2026. <https://doi.org/10.1002/hyp.5993>
- Rao, A. R., Hamed, K. H. 2000. *Flood frequency analysis*. CRC Press, Londres, Reino Unido.
- Ritschel, C., Ulbrich, U., Névir, P., Rust, H.W. 2017. Precipitation extremes on multiple time scales – Bartlett-Lewis Rectangular Pulse Model and Intensity-Duration-Frequency curves. *Hydrology and Earth System Sciences*, 21, 6501-6517. <https://doi.org/10.5194/hess-21-6501-2017>
- Rodriguez-Iturbe, I., Cox, D., Isham, V. 1988. A Point Process Model for Rainfall: Further Developments. *Proceedings of the Royal Society of London A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 417(1853), 283-298. <https://doi.org/10.1098/rspa.1988.0061>
- Saez, J. A., Gómez Piñeiro, J. 1999. *Geografía e Historia de Donostia - San Sebastian*. Instituto Geográfico Vasco “Andrés de Urdaneta”.
- Salsón, S., García, R. 1998. Desagregación de lluvias para aplicaciones en simulaciones de sistemas de recursos hidráulicos. *Ciencia y técnica de la ingeniería civil*, 145, 25-35. <https://doi.org/10.1029/2000WR900196>
- Sivakumar, B., Sorooshian, S., Gupta, H.V., Gao, H. 2001. A chaotic approach to rainfall disaggregation. *Water Resources Research* 37(1), 61-72. <https://doi.org/10.1029/2000WR900196>
- Tayanc, M., Dalfes, M. Karaka y O. Yenigün. 1998. A comparative assessment of different methods for detecting inhomogeneities in Turkish temperature data set. *International Journal of Climatology*, 18(5), 561-578. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0088\(199804\)18:5%3C561::AID-JOC249%3E3.0.CO;2-Y](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0088(199804)18:5%3C561::AID-JOC249%3E3.0.CO;2-Y)
- Témez, J. 1978. *Cálculo Hidrometeorológico de caudales máximos en pequeñas cuencas naturales*. Alanmer S.A., Madrid, España.
- Verhoest, N. E., Vandenberghe, S., Cabus, P., Onof, C. 2010. Are stochastic point rainfall models able to preserve extreme. *Hydrological Processes*, 24, 3439-3445. <https://doi.org/10.1002/hyp.7867>
- Winjgaard, J. R., Kisin Tank, A. M., Konnen, G. P. 2003. Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. *International Journal of Climatology*, 23, 679-692. <https://doi.org/10.1002/joc.906>