

Análisis y modelación estocástica de la serie de precipitaciones de Igueldo (San Sebastián)

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

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

Línea temática B | Hidrología, usos y gestión del agua. Riegos. Energía hidroeléctrica.

RESUMEN

Las curvas de intensidad-duración-frecuencia (IDF) son una herramienta fundamental en la ingeniería hidrológica para la determinación de la tormenta de diseño. Se parte de la serie de precipitación diezminutal de 88 años registrada en el pluviógrafo de Igueldo-San Sebastián. Después de comprobar la homogeneidad y la no estacionariedad de la serie, se obtienen las curvas IDF mediante un análisis de frecuencia realizado con el programa Hydrognomon. Dichas curvas se compraran con las obtenidas con el modelo de simulación de Barlett-Lewis Modificado (MBL) y con la ecuación de Témez. Se concluye que las curvas obtenidas por Témez presentan un buen ajuste a partir de periodos de retorno, T, mayores a 20 años. Para T menores sobrestima intensidades para duraciones entre 1 y 18 h. Las curvas obtenidas a partir de la serie generada por el modelo MBL presentan un buen ajuste para duraciones mayores a 1 hora en todos los periodos de retorno considerados.

Palabras clave | Intensidad de precipitación; curvas IDF; modelo de Barlett-Lewis; modelos estocásticos de lluvia.

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 IDF a partir del análisis de frecuencia de los máximos de precipitación registros históricos. En cambio, para muchas obras hidráulicas se requieren series de datos largas para determinar periodos de retorno mayores que los registrados. Ante la dificultad de disponer series largas para diferentes duraciones se aplican ecuaciones (Chow *et.al.*, 1988). Una posibilidad es aplicar modelos estocásticos de lluvia para generar series sintéticas muy largas y realizar un análisis de frecuencia (AF) sobre la serie sintética.

Existen distintos tipos de modelos de simulación según su naturaleza. Los principales son los determinísticos y 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. Los estocásticos en cambio, consideran procesos que evolucionan en el tiempo de manera aleatoria, basados en características observadas, lo que permite simular los valores medios de las variables que caracterizan las series de lluvia.

Existen trabajos en los que han aplicado modelos de simulación estocástica para la generación de series de precipitación, tales como Poisson (Salsón y García, 1998), Neyman-Scott (Onof *et al.*, 2000), el modelo de Barlett-Lewis modificado (Rodriguez-Iturbe *et al.*, 1988), Cadenas de Markov (Hutchinson, 1990) y su caso particular de Procesos de Renovación Alternativa (Heyman y Sobel, 1982).

Cirauqui *et al.* (2008) utilizan el modelo de Barlett-Lewis modificado, MBL (Por sus siglas en inglés *Modified Barlett-Lewis model*) mostrando buenos resultados en la simulación para la serie de precipitaciones de Igueldo, por lo que será el modelo a utilizar en este trabajo.

Así pues, partiendo de la serie de intensidades de precipitación registrada en Igueldo, de 88 años de longitud o duración, se comparan las curvas IDF obtenidas por: el análisis de frecuencia de la serie sintética obtenida por el modelo MBL, y mediante la Ecuación de Témez, 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.

Se ha comprobado la consistencia de la serie y se ha realizado un estudio de la serie de máximos anuales de Igueldo a distintas agregaciones temporales desde 10 minutos a 24 horas en el que se ha demostrado la homogeneidad y que no tendencias significativas en ella, por lo que la serie es estacionaria. Posteriormente se ha generado una nueva serie simulada de longitud igual a la serie actual y se han obtenido las curvas IDF a distintas agregaciones temporales (desde los 10 minutos a las 24 horas).

MATERIAL Y MÉTODOS

Descripción de la serie

Se parte de las series de precipitación registradas en distintos pluviógrafos localizados en el mismo sitio, 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 está en torno a los 1500 mm (Lozano, 2016).



Figura 1 | Localización de Igueldo.

Se dispone de dos series de precipitación. 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 (79 años). La segunda, registrada con un pluviógrafo de cazoletas de la Diputación de Guipúzcoa, tiene registros desde el año 1995 hasta el 2014, inclusive (21 años). Ambas series tienen una resolución temporal de 10 minutos.

Análisis y tratamiento de las series.

Un primer análisis que era preciso realizar era valorar la posibilidad de sumar ambas series, registradas en aparatos diferentes, conformando una única serie de longitud de 88 años (Figura 2). Por lo tanto, lo primero que hubo que hacer fue comprobar que esta nueva serie era homogénea, para lo cual se aplicaron distintos test.

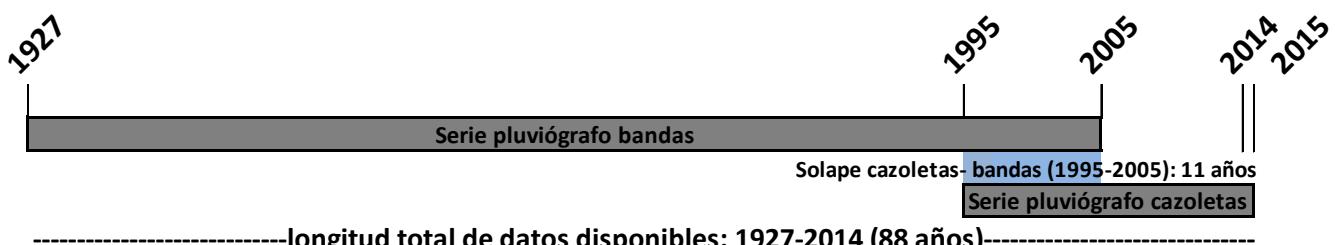


Figura 2 | Longitud de las distintas series de precipitación.

V Jornadas de Ingeniería del Agua. 24-26 de Octubre. A Coruña

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 estadísticos 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 test 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.

Dado que se quiere obtener las IDF, también es necesario analizar si la serie en cuestión es estacionaria o no estacionaria, ya que condicionaría la metodología a aplicar. Para estudiar este aspecto se aplicó 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 más robusto en comparación con alternativas paramétricas (Partal y Kahya, 2011). Otro test que se aplicó para identificar posibles tendencias fue 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. Este programa permite la aplicación de muchas funciones de distribución y de algunos métodos de ajuste. Las principales funciones del programa son, entre otras:

- El análisis y proceso de datos hidrológicos.
- La representación tabular de los datos de diversas formas.
- El análisis de frecuencias, análisis multivariable, predicciones y análisis de curvas IDF mediante herramientas adecuadas.
- El ajuste de funciones de distribución y de variables extremas, con muchas opciones: 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 especificando, el parámetro k “shape” a 0,15.

La determinación del 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, 2004). Por otro lado, el autor, en este mismo trabajo y después de analizar este parámetro en 169 series con entre 100 y 154 años de registros precipitación, indica que la variabilidad observada en este valor está casi enteramente justificada por razones estadísticas ya que su valor es casi idéntico con la variabilidad muestral y considera la hipótesis de que el parámetro “*shape*” o k de la distribución EV” es constante para todas las zonas geográficas, con valor de 0,15. El programa te da por defecto la función GEV calculada con un valor de k preestablecido en 0,15 a las que llama “ k especificado” y otras con este parámetro calculado, y distinto de 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 a veces eficaz.

Descripción del modelo de Barlet-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. 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).

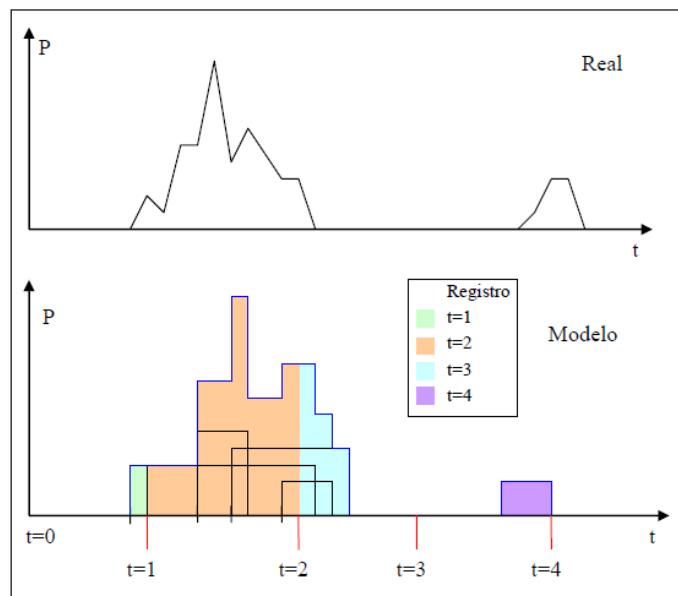


Figura 3 | Troceado de tormentas generadas con el modelo.

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: $\lambda, \eta, \kappa, \phi, E[x]$.

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 sobreestimación de la probabilidad en los períodos 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 v 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): $\lambda, \kappa, \phi, E[x]$ o μ_x, α y v . 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	Lambda (1/h)	Kappa	Fi	E[x] (mm/h)	Alfa	Ni
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' : vector de los estadísticos estimados a diferentes niveles de agregación, i , función del vector de parámetros $\nabla = (\lambda, \kappa, \phi, \mu_x, \alpha, \nu)$.

Esta función objetivo fue optimizada por Cirauqui *et al.*, (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 *et al.*, 2008). Con todo esto, los parámetros que finalmente se utilizaron para este modelo son los presentados en la Tabla 2.

Posteriormente se generó una serie sintética a resolución diezminutal para poder compararla con las series registradas.

Tabla 2 | Parámetros del modelo B-L. (Cirauqui *et al.*, 2008).

Landa (1/h)	kappa	Fi	E[x] (mm/h)	Alfa	Ni (h)	E[c] (n celdas)	E[eta]	60/Beta (min)	1/Gamma (h)	E[Ut] (h)	Fval
0.023	0.71	0.05	1.45	6.61	2.07	13.92	3.20	26.61	5.73	5.92	1.3E-15
0.022	0.74	0.05	1.36	4.44	0.98	16.84	4.51	18.09	4.77	4.92	1.8E-15
0.020	0.62	0.04	1.61	2.71	0.44	14.81	6.11	15.86	3.65	3.74	4.1E-17
0.025	0.57	0.05	1.77	2.85	0.57	12.31	5.04	20.76	3.91	4.01	2.0E-14
0.024	0.18	0.05	2.99	2.91	0.79	5.02	3.68	89.26	5.98	6.03	3.0E-18
0.009	0.02	0.00	5.81	2.20	0.42	6.37	5.19	538.27	48.16	48.16	5.8E-04
0.021	0.13	0.03	5.84	2.60	0.25	5.77	10.41	45.74	3.64	3.65	6.7E-15
0.021	0.14	0.03	5.50	2.31	0.26	5.89	9.01	49.17	4.01	4.03	2.5E-16
0.017	0.10	0.02	5.61	2.63	0.45	6.22	5.90	103.23	8.99	9.01	3.9E-15
0.019	0.29	0.03	3.52	2.61	0.46	10.66	5.70	36.54	5.89	5.94	2.6E-15
0.022	0.50	0.03	2.22	3.39	0.65	15.55	5.20	23.08	5.60	5.68	1.4E-15

Ecuación de Témez.

Otro método de obtención de curvas IDF ampliamente utilizado es el de Témez (1978) propone la determinación de las curvas a partir de la expresión 6, ecuación utilizada por la Norma 5.2 -IC drenaje superficial de la Instrucción de Carreteras (Orden FOM/298/2016, de 15 de febrero).

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

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).

$$I_d = \frac{P_d}{24} \quad (7)$$

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 intervalos de intensidad de precipitación (h). Ej: 0,16h, 0,5h, 1h, 6h, etc.

I_1/I_d (índice de torrencialidad) = 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.

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 elaboró un yetograma sintético de lluvia de duración total de una V Jornadas de Ingeniería del Agua. 24-26 de Octubre. A Coruña

hora, dividida en 6 intervalos de 10 minutos, para un periodo de retorno de 10 años, al ser este un yetograma muy común en hidrología urbana y en pequeñas cuencas. Por otro lado, se calculó otro yetograma de 24 horas, dividido en intervalos horarios, para un periodo de retorno de 50 años, más propio 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, 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 $Q/SQRT(N)$ y $R/SQRT(N)$, 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 $N=88$, $Q/SQRT(88)=1.28$ y $R/SQRT(88)=1.59$.

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	$Q/SQRT(N)$	0.75	0.93	0.97	0.92	0.74	0.64	0.73
	$R/SQRT(N)$	1.08	1.48	1.52	1.42	1.07	0.92	0.94

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 6h 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 la estacionariedad o no estacionariedad de la serie, es decir, si existen tendencias crecientes o decrecientes. En la Figura 5 se representa la serie de precipitaciones anuales y máximas diarias anuales. En dicha representación se puede comprobar que no parece haber tendencias en las mismas. 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.

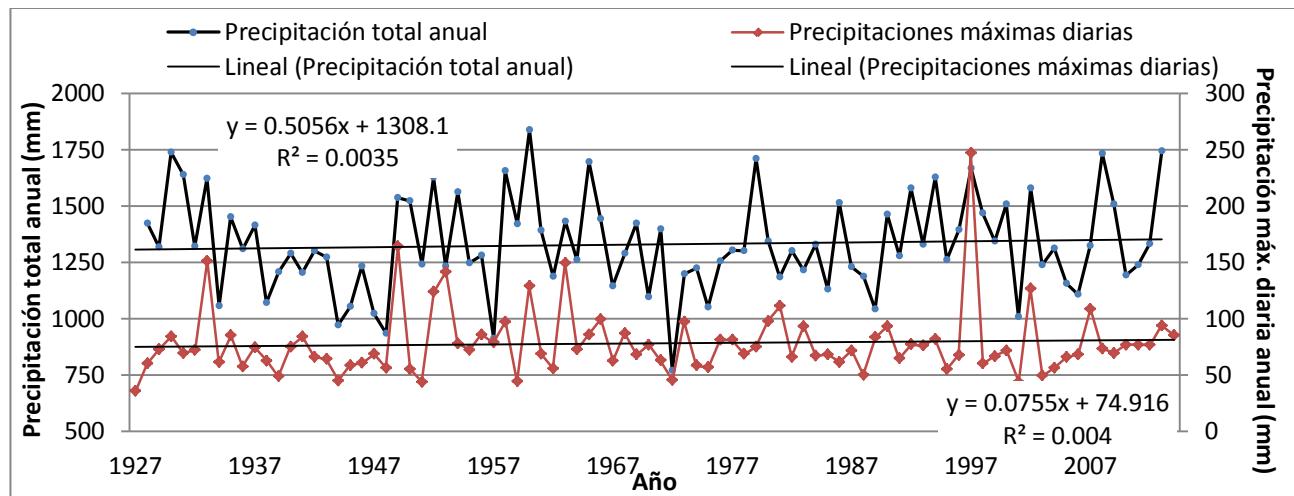


Figura 4 | Evolución de la precipitación anual y máxima diaria anual de la serie.

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 homogeneidad.

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 concluye que la serie se puede considerar homogénea y estacionaria para cualquier nivel de agregación, a 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, se han utilizado los parámetros estimados minimizando la función objetivo (Ecuación 5) y ya calculados para la serie del pluviógrafo de bandas de Iguelo desde el año 1927 hasta el año 1997 (Cirauqui *et al.*, 2008). La validación del modelo con estos parámetros se realizó por los anteriores autores, 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 valores medios y varianzas de intensidad, duración del evento húmedo y del evento seco. Todo ello considerando todo el año y diferenciando entre períodos secos (junio a septiembre) y húmedos (octubre a mayo), tanto para la serie original como para las simuladas.

Tabla 4 | Valores de diferentes parámetros en las series real y simuladas. (Campo *et al.*, 2012)

		Serie observada			Serie simulada (MBL)			Dif. MBL (%)
		Anual	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 varianza	1.92 2.00	1.81 1.62	2.24 2.76	2.32 2.34	1.99 1.74	3.29 3.40	17.12 -14.47
Duración del periodo húmedo (h)	Media varianza	0.86 1.27	0.90 1.35	0.76 0.99	0.65 0.81	0.71 0.87	0.48 0.56	32.73 57.02
Duración del periodo seco (h)	Media varianza	11.26 33.19	9.93 31.75	14.96 36.64	10.87 29.84	9.54 27.50	14.89 35.68	3.53 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).

En la Figura 6 se representa, para cada agregación temporal, los valores de intensidad máxima obtenidos en cada serie y el ajuste a la función escogida (GEV *L-Moments* en todos los casos).

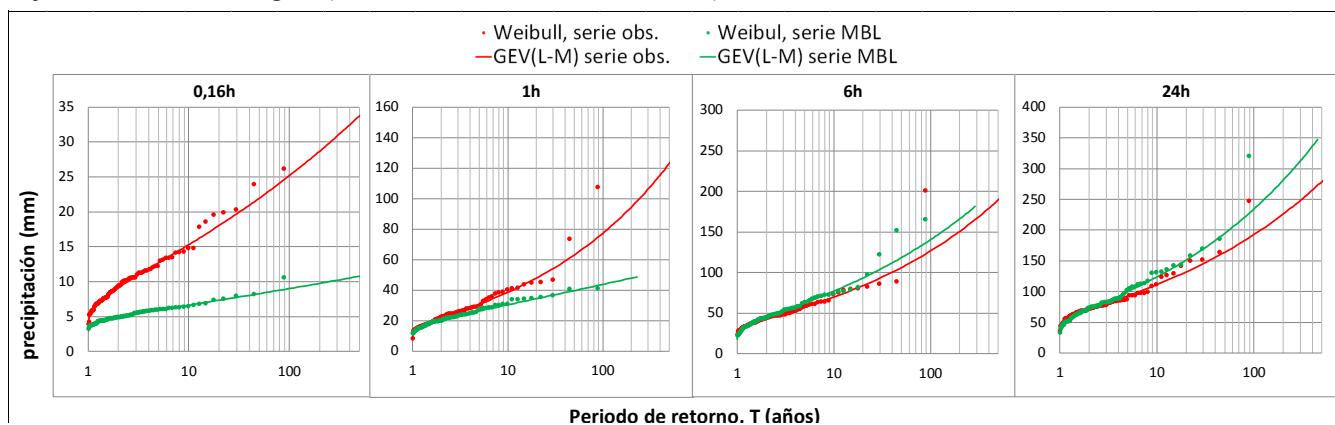


Figura 5 | Ajuste de la función GEV (*L-Moments*) a las distintas series de máximos de precipitación en función de su duración.

Obtención de curvas IDF en las distintas series.

Posteriormente, con la función de distribución más representativa de la serie, se realizan las curvas IDF obtenidas a partir de la serie observada, del método de Témez y de la simulada, para los datos de precipitación máxima a las distintas resoluciones temporales y distintos períodos de retorno establecidos (2, 10, 50, 100, 500 y 1000 años). 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.

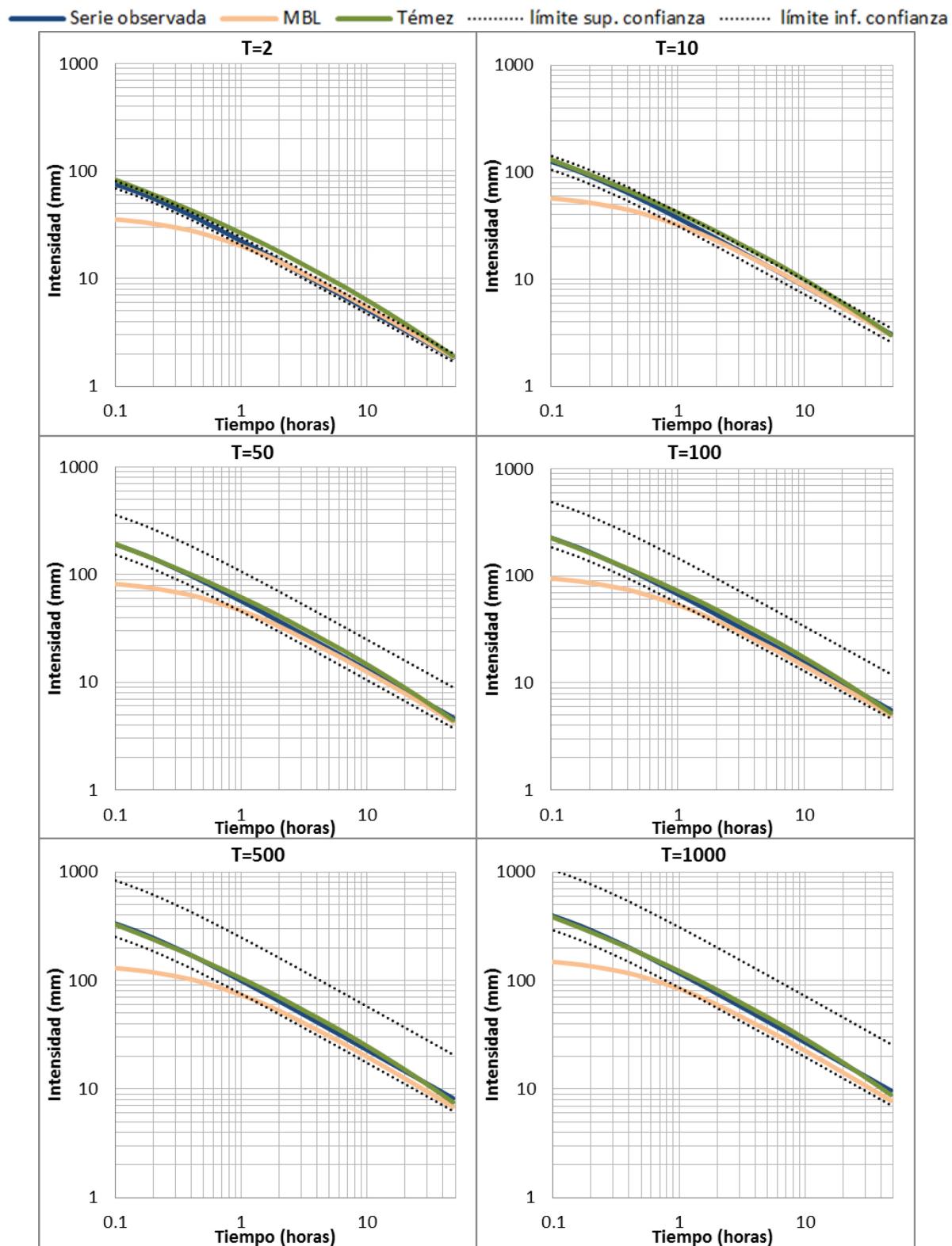


Figura 6 | Representación de las curvas IDF obtenidas por los diferentes métodos para los distintos períodos de retorno.

Para los períodos de retorno más bajos (2 y 10 años) las IDF de Témez son las que proporcionan los valores más altos de intensidad, no llegando a estar dentro de los límites de confianza de la serie observada. 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.

Desde $T=50$ a $T=100$, las curvas generadas por el método de Témez 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.

Para periodos de retorno de 500 y 1000 años, las curvas de Témez 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.

En la Tabla 5 se representan las diferencias relativas de las IDF de Témez respecto a las observadas.

Tabla 5 | Diferencia de intensidades relativas de precipitación entre las IDF obtenidas mediante la serie simulada por Témez en comparación con las observadas.

I (mm/h)	AT (h)												
	0.083	0.167	0.333	0.5	1	2	6	8	12	18	24	36	48
T=1000	-2.18%	-4.07%	-2.03%	0.21%	4.56%	8.20%	9.63%	8.79%	6.69%	3.43%	0.51%	-4.54%	-8.70%
T=500	-1.50%	-3.41%	-1.35%	0.90%	5.28%	8.95%	10.39%	9.53%	7.44%	4.17%	1.21%	-3.91%	-8.07%
T=200	-0.48%	-2.40%	-0.33%	1.95%	6.38%	10.09%	11.52%	10.68%	8.50%	5.26%	2.25%	-2.91%	-7.03%
T=100	0.43%	-1.52%	0.58%	2.88%	7.35%	11.08%	12.57%	11.71%	9.54%	6.17%	3.15%	-2.00%	-6.28%
T=50	1.48%	-0.48%	1.64%	3.96%	8.46%	12.25%	13.70%	12.89%	10.65%	7.28%	4.31%	-1.01%	-5.31%
T=20	3.16%	1.16%	3.32%	5.67%	10.27%	14.11%	15.64%	14.70%	12.50%	9.09%	6.06%	0.58%	-3.74%
T=10	4.74%	2.72%	4.91%	7.29%	11.95%	15.86%	17.41%	16.48%	14.22%	10.75%	7.54%	2.16%	-2.22%
T=5	6.75%	4.68%	6.90%	9.34%	14.10%	18.09%	19.67%	18.79%	16.38%	12.80%	9.78%	4.11%	-0.16%
T=2	10.71%	8.57%	10.88%	13.41%	18.35%	22.45%	24.10%	23.14%	20.74%	16.99%	13.58%	7.95%	3.64%

En valor de intensidad relativa, las curvas IDF generadas a partir del método de Témez presentan tendencias marcadas en 3 núcleos o zonas diferenciadas. Las diferencias mayores en sobreestimación se dan en las duraciones intermedias (entre 1 y 18 horas, siendo las máximas diferencias en el intervalo de 6 horas, aumentando estas conforme disminuye el periodo de retorno, llegando en el punto $T=2$ para 6 horas con un 24.10 % de sobreestimación respecto a la serie observada). Los otros dos núcleos presentan la tendencia contraria, subestiman los datos de intensidad de la serie observada. 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, y estas diferencias van disminuyendo gradualmente hasta $T=2$. Las diferencias no son tan acusadas como para las sobreestimaciones, dándose el mínimo de -2.18% para 5 minutos en $T=1000$ y en el otro núcleo un mínimo de – 8.70% en 48 horas para el mismo T. En la Tabla 6 se representan las diferencias de intensidad de la serie MBL respecto a la serie observada.

Tabla 6 | Diferencia de intensidades relativas de precipitación entre las IDF obtenidas mediante la serie simulada por MBL en comparación con las observadas.

I (mm/h)	AT (h)												
	0.083	0.167	0.333	0.5	1	2	6	8	12	18	24	36	48
T=1000	-64.34%	-55.92%	-45.17%	-38.50%	-28.21%	-20.99%	-16.33%	-16.14%	-16.29%	-16.91%	-17.45%	-18.46%	-19.18%
T=500	-63.18%	-54.49%	-43.40%	-36.51%	-25.89%	-18.42%	-13.59%	-13.43%	-13.59%	-14.17%	-14.77%	-15.81%	-16.65%
T=200	-61.67%	-52.62%	-41.07%	-33.90%	-22.85%	-15.06%	-10.09%	-9.85%	-10.06%	-10.62%	-11.27%	-12.30%	-13.03%
T=100	-60.55%	-51.24%	-39.34%	-31.98%	-20.59%	-12.59%	-7.41%	-7.20%	-7.41%	-8.13%	-8.67%	-9.81%	-10.57%
T=50	-59.46%	-49.90%	-37.68%	-30.10%	-18.40%	-10.19%	-4.89%	-4.64%	-4.91%	-5.61%	-6.10%	-7.23%	-8.30%
T=20	-58.10%	-48.22%	-35.58%	-27.76%	-15.66%	-7.18%	-1.67%	-1.51%	-1.63%	-2.41%	-2.91%	-4.23%	-5.11%
T=10	-57.15%	-47.04%	-34.12%	-26.11%	-13.75%	-5.04%	0.59%	0.70%	0.52%	-0.17%	-0.82%	-2.14%	-2.91%
T=5	-56.29%	-45.98%	-32.81%	-24.64%	-12.02%	-3.17%	2.55%	2.83%	2.56%	1.87%	1.26%	0.00%	-0.79%
T=2	-55.39%	-44.86%	-31.42%	-23.06%	-10.18%	-1.17%	4.74%	4.87%	4.80%	3.98%	3.08%	1.79%	1.62%

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 períodos de retorno superiores a 200 años. Para duraciones superiores a 1 hora y períodos de retorno de hasta 100 años, la serie se ajusta casi de manera idéntica a la serie observada.

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 períodos de retorno superiores a 200 años. Para duraciones superiores a 1 hora y períodos 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 expresan Cirauqui *et al.* (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 muestran 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 de diseño 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.

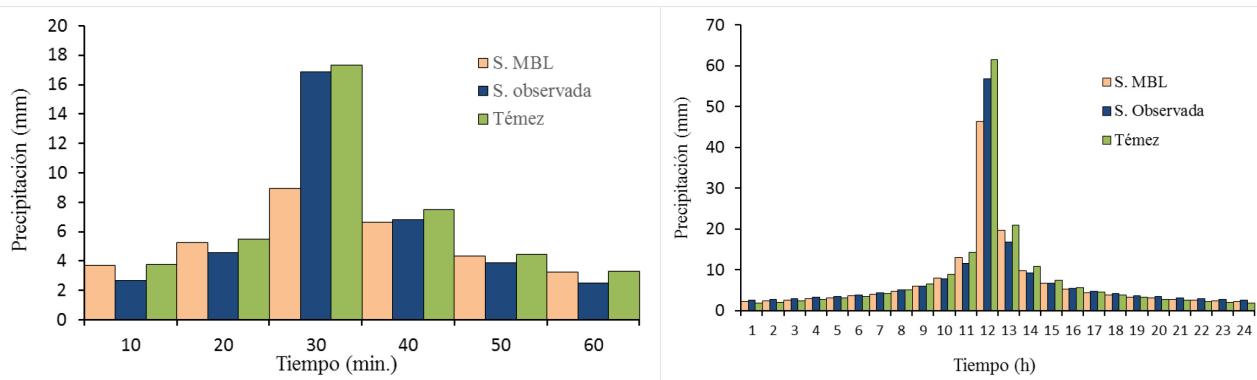


Figura 7 | Yetogramas sintéticos de precipitación: de 1h en intervalos de 10 minutos para T=10 años; y de 24 h en 1h para T=50 años.

En la Tabla 7 se presentan los valores más representativos de los yetogramas obtenidos por los diferentes métodos, es decir, de la precipitación total, de la máxima intensidad de precipitación. También, en la misma tabla se muestran los valores de las diferencias entre los valores obtenidos para la serie observada y los otros dos métodos.

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 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	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 -2.7	-4.5 -12.0	-4.8 -8.5
Dif (S. obs-S. MBL)	mm %	7.9 47.1	5.1 13.7	10.5 18.4
				-7.5 -4.2
				11.2 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, se aproximan 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 períodos de retorno superiores a 10 años, quedándose fuera así los períodos de retorno de 2 y 10 años (exceptuando en los mismos duraciones menores de 0.33h, 0.5h y 1h; y duraciones mayores de 36h, 24h y 18h, respectivamente, que sí que estarían dentro del nivel de confianza).
- En las curvas obtenidas a partir de la serie modificada de Barlett-Lewis el ajuste no entra en los límites de confianza para duraciones menores a 1 hora debido a que el modelo está calibrado entre 1 y 24 horas, lo que 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 sí que podría simular dentro de los límites de confianza las los valores de intensidad observados, aunque siempre proporciona valores menores de intensidad.
- 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 sobreestimaciones con el método de Témez, 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 presentan un buen ajuste para períodos de retorno mayores o iguales a 20 años, siendo el ajuste peor para períodos menores o

iguales a 10 años debido a que se sobreestiman las intensidades para duraciones comprendidas entre una y 18 horas. Por otro lado, las curvas obtenidas a partir de la serie del modelo modificado de Barlett-Lewis, aunque por lo general tienden a subestimar intensidades, tienen un buen ajuste para duraciones mayores a 1 hora en todos los períodos de retorno considerados. Para duraciones menores en cambio, se subestiman los valores de intensidad, quedándose fuera de los límites de confianza al 95%.

REFERENCIAS

Bo, Z., Shafiqul, I. 1994. Aggregation-disaggregation properties of a stochastic rainfall model. *Water Resources Research* 30(12), 3423-3435, doi: 10.1029/94WR02026.

Buishnud, T.A. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology*, 58, 11-27.

Cameron, D., Beven, K., & Tawn, J. 2000. An evaluation of three stochastic rainfall models. *Journal of Hydrology* 228, 130-149.

Campo, M., López, J., Rebolé, J., García, A. 2012. Rainfall stochastic models. *European Geophysical Union General Assembly*. April 22-27, Viena, Austria.

Chow, V.T., Maidment, D.R., Mays, L., 1988. Applied Hydrology. McGraw-Hill Inc. New York.

Cirauqui, J.C., Campo, M.Á., López, J.J. 2008. Evaluación de modelos estocásticos para la agregación-desagregación de precipitaciones y su aplicación en la Comunidad Foral de Navarra.

Duan, Q., Sorooshian, S., Vijai , K. 1994. Optimal use of the SCE-UA global optimization method for calibrating watershed models. *Journal of Hydrology* 158, 265-284.

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*, 1095-1114.

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, 117-130.

Koutsoyiannis, D. 2004. Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: II. Empirical investigation of long rainfall records. *Hydrological Sciences Journal*, 49(4), 591-609.

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.

Onof, C., Chandler, R., Kakou, A., Northrop, P., Wheater, H.S., V. Islam. 2000. Rainfall modelling using Poisson-cluster processes: a review of developments. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 14(6), 384-411.

Partal, T., & Kahya, E. 2011. Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological Processes*, 20, 2011-2016.

Rao, A. R., Hamed, K. H. 2000. *Flood frequency analysis*. CRC Press, Londres, Reino Unido.

Ritschel, C., Rust, H., Ulb, U. 2017. Precipitation extremes on multiple time scales – Bartlett-Lewis Rectangular Pulse Model and Intensity-Duration-Frequency curves. *Journal Hydrology and Earth System Sciences Discussions*, doi:10.5194/hess-2017-207.

Rodríguez-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), 283-298, doi: 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 (3378), 25-35.

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.

Témez, J. 1978. *Cálculo Hidrometeorológico de caudales máximos en pequeñas cuencas naturales*. Alanmer S.A., Madrid, España.

Winjaard, J. R., Kisín Tank, A. M., Konnen, G. P. 2003. Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. *International Journal of Climatology*, 23, 679-692