

04-029

A COMPARISON BETWEEN DIFFERENT TESTS TO DETECT BREAK POINTS IN EXTREME RAINFALL DATA SERIES

García Marín, Amanda ⁽¹⁾; Morbidelli, Renato ⁽²⁾; Saltalippi, Carla ⁽²⁾; Flammini, Alessia ⁽²⁾;
Estévez, Javier ⁽¹⁾; Ayuso Muñoz, José Luis ⁽¹⁾

⁽¹⁾ Universidad de Córdoba, ⁽²⁾ University of Perugia

Rainfall frequency analysis for different durations is an important task within hydraulic and hydrologic engineering projects. Therefore, it is important the detailed knowledge of the rainfall data series that will be the base of future projects. The existence of break points or inhomogeneities in the data series can compromise the quantile estimation and has to be considered if the aim is working in future predictions. In this work six statistical tests have been applied to historical data series of extreme daily annual rainfall from eight weather stations at the Umbria region (Italy). The parametric tests SNHT and Buishand, and the non-parametric ones, Pettit, Cusum, Mann-Kendal and Mann-Whitney were applied in order to compare the results from different kind of tests. All of the tests found the same results for four of the data series analyzed, where no break point was detected. Nevertheless, for the rests of data series some inhomogeneities were found, mainly detected by the non-parametric tests. These break points should be considered for future applications of the data series.

Keywords: *break points; rainfall data series; statistical tests.*

COMPARACIÓN DE DIVERSOS TESTS ESTADÍSTICOS EN LA DETECCIÓN DE PUNTOS DE CAMBIO EN SERIES DE PRECIPITACIONES MÁXIMAS

El análisis de frecuencias de variables como la precipitación máxima anual para diferentes duraciones es fundamental en proyectos de ingeniería hidráulica e hidrológica. Por ello, es importante el conocimiento detallado de las series históricas que servirán de base para cálculos futuros. La existencia de inhomogeneidades o puntos de cambio en las mismas puede condicionar la estimación de valores y debe tenerse en cuenta a la hora de trabajar con escenarios futuros. En este trabajo se han aplicado seis tests estadísticos a series históricas de precipitación máxima diaria anual en ocho estaciones de la región de Umbria (Italia). De los tests aplicados, dos de ellos son paramétricos (SNHT y Buishand), y el resto no paramétricos (Pettit, Cusum, Secuencial de Mann-Kendall, y Mann-Whitney). Para cuatro de las series históricas analizadas los resultados de todos los tests han sido coincidentes y ninguno de ellos ha detectado puntos de cambio en las series. Sin embargo, para el resto de las estaciones se han encontrado inhomogeneidades en las series, principalmente detectadas por los tests no paramétricos. Estos puntos de cambio habrán de tenerse en cuenta a la hora de trabajar con estas series históricas de precipitación.

Palabras clave: *puntos de cambio; series históricas de precipitación; tests estadísticos*

Correspondencia: amanda.garcia@uco.es

Acknowledgements/Agradecimientos: A.P García-Marín acknowledges the support from the Spanish Ministry of Science, Innovation and Universities with the project AGL2017-87658-R. She also acknowledges the collaboration and hosting of the Università degli Studi di Perugia and specifically of



©2019 by the authors. Licensee AEIPRO, Spain. This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

1. Introducción

El análisis de frecuencias de datos máximos de lluvia se aplica ampliamente en ingeniería hidráulica e hidrológica. Para ello deben usarse series de datos históricos que sean independientes, estacionarias y homogéneas. Cuando esta última característica no se cumple, puede ser debido a cambios en la localización de la estación de registro de datos, cambios en la dinámica del clima debido la actividad humana (Geng, Wu y Zhao, 2016) o incluso a modificaciones como consecuencia de erupciones volcánicas (Morozova y Valente, 2012).

Es importante, por lo tanto, analizar las características y la historia de las series de datos pasadas para poder realizar cálculos y predicciones de la variable de estudio. La detección de cambios o inhomogeneidades en series de datos máximos anuales de precipitación es de vital importancia para poder estimar o actualizar las curvas Intensidad–Duración–Frecuencia (IDF) en un determinado lugar (Guo, 2006). Las curvas IDF son una herramienta fundamental para el diseño hidráulico e hidrológico, que actualmente se enfrenta al problema de la creciente urbanización, población, así como a todos los problemas de diseño derivados del cambio climático (Hassan, Nile y Al-Massody, 2017).

Existen una gran variedad de métodos o tests estadísticos para evaluar la homogeneidad de series de datos que se utilizan con frecuencia en el análisis de serie climáticas (Picarreta, Lazzari y Pasini, 2015). El objetivo del presente trabajo es el análisis de series históricas de precipitación máxima diaria anual en la región de la Umbria (Italia) y la detección de posibles puntos de cambio en las mismas, con objeto de determinar la necesidad de actualización de las curvas IDF en la zona.

2. Fuente de datos

Para este trabajo se han utilizado datos de la región de la Umbria (Italia). Con una extensión de 8.456 km², está parcialmente incluida en la cuenca del río Tíber. La lluvia media anual en la zona fue de 900 mm en el último siglo, con valores que oscilaron espacialmente entre los 650 y los 1.450 mm. El periodo más lluvioso suele darse durante el otoño-invierno, siendo noviembre el mes donde se suelen producir las lluvias más intensas. El mes más seco es julio. En los últimos años se han sucedido en la zona diversas sequías e inundaciones (Morbidelli et al., 2018).

Para el desarrollo de este trabajo se han seleccionado las series de los máximos anuales de la precipitación diaria para ocho estaciones (Tabla 1) de la región que cuentan con al menos 50 años de registros continuos de lluvia.

Tabla 1: Estaciones seleccionadas y longitud de la serie temporal

Estación	Período de registro
Bastia Umbra	1966 – 2017
Bevagna	1967 – 2017
Nocera Umbra	1961 – 2017
Petrelle	1951 – 2017
Ponte Nuovo Di Torgiano	1954 – 2017
Spoletto	1949 – 2017
Terni	1952 – 2017
Todi	1948 - 2017

3. Metodología

Existen diversos tests estadísticos que permiten analizar la homogeneidad de una serie de datos y_i (y_1, y_2, \dots, y_n , siendo n el número de datos). Algunos de ellos se conocen como tests paramétricos y necesitan que la variable analizada se distribuya según una función de distribución de probabilidad Normal. Los no paramétricos no necesitan que los datos sigan una función de distribución de probabilidad concreta.

Para este trabajo se han aplicado seis tests de homogeneidad, todos ellos capaces de detectar el año en el que la serie de datos muestra un cambio en la media (si existe) y se considera inhomogénea. Se han seleccionado dos tests paramétricos (el test de los rangos de Buishand y el test SNHT, del inglés Standard Normal Homogeneity test), y cuatro tests no paramétricos (Test de Pettit, el test Cusum, el test secuencial de Mann-Kendall y el test U de Mann-Whitney).

3.1. Test de los rangos de Buishand

Este test también denominado de las desviaciones acumuladas (Buishand, 1982) se basa en la hipótesis de que los datos son independientes y normalmente distribuidos. Este test junto con el SNHT se denominan *tests de localización específica* por tener la capacidad de detectar el año en que probablemente se produce la ruptura de la serie, siendo el de Buishand más sensible a la ruptura (o cambio de la media) en la mitad de la serie, mientras que el SNHT es más proclive a detectar las rupturas cerca del comienzo o final de la serie.

La Hipótesis nula, H_0 , asume que los valores x_i de la variable x que se prueba son independientes e idénticamente distribuidos, frente a la hipótesis alternativa H_1 , que asume que existe un cambio (una ruptura) en la media

El estadístico de la prueba se obtiene como:

$$Q = \max_{0 \leq k \leq n} |S_k^{**}| \quad (1)$$

Siendo, $S_k^{**} = \frac{S_k^*}{D_y}$, $k = 0, \dots, n$; $S_0^* = 0$; $S_k^* = \sum_{i=1}^k (y_i - \bar{y})$, $k = 1, \dots, n - 1$

$$y \quad D_y = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Para diferentes niveles de significancia, se obtiene el valor crítico del estadístico que depende del número de datos de la serie (Buishand, 1982).

3.2. Standard Normal Homogeneity test (SNHT)

Este test, propuesto por Alexandersson (1986), asume como el de Buishand que los datos de la serie son independientes e idénticamente distribuidos (hipótesis nula H_0) frente a la hipótesis alternativa (H_1) de que existe un cambio en la media.

El estadístico de este test $T(k)$, compara la media de los k primeros años de datos con la correspondiente a los $(n-k)$ años restantes:

$$T_k = k\bar{z}_1 + (n - k)\bar{z}_2, \quad k = 1, 2, \dots, n - 1 \quad (2)$$

Siendo $\bar{z}_1 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \frac{y_i - \bar{y}}{s}$; $\bar{z}_2 = \frac{1}{n-k} \frac{\sum_{i=k+1}^n (y_i - \bar{y})}{s}$; $y \quad s = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$.

La representación gráfica de los valores del estadístico $T(k)$ muestran el año donde se alcanza el valor máximo cuando existe una ruptura. El estadístico del test T_0 se define como

$$T_0 = \max_{1 \leq k < n} T(k) \quad (3)$$

La hipótesis nula será rechazada si T_0 está por encima de un cierto valor, el cual depende del tamaño de la muestra y del nivel de significancia, α , establecido

3.3. Test de Pettit

Este test no paramétrico (Pettit, 1979), se basa en los rangos de los valores, que son la base para calcular el estadístico:

$$K = \max_{1 \leq k \leq n} |U_k| \quad (4)$$

Siendo $U_k = 2 \sum_{i=1}^k r_i - k(n + 1)$ $k = 1, \dots, n$

Donde r_i es el rango de la observación i -ésima cuando los valores y_1, y_2, \dots, y_n de la serie son dispuestos en orden creciente. La representación gráfica de los valores U_k , pueden mostrar la ocurrencia de un punto de cambio en la serie en donde U_k alcanza un máximo o un mínimo. El valor crítico de K para un nivel de confianza α , dado, se obtiene de la expresión $K_\alpha = \left[-\ln \alpha \left(\frac{N^3 + N^2}{6} \right) \right]^{1/2}$. Fijado un nivel de significancia α , si $K > K_\alpha$ se rechaza la hipótesis nula H_0 de inexistencia de punto de cambio.

3.4. Test secuencial de Mann-Kendall

Este test, también denominado test del rango de Mann-Kendall, basado en los rangos (Sneyers, 1990) es un método no paramétrico y comúnmente utilizado para evaluar la

importancia de las tendencias monotónicas en las series hidrometeorológicas y determinar el año aproximado del comienzo de las tendencias significativas (Brunetti y col., 2000)

Esta prueba calcula dos series de valores de estadísticos, una $U(t)$ para la serie de datos progresiva (y_1, y_2, \dots, y_N) y otra $U'(t)$ para la serie de datos regresiva (y_N, y_{N-1}, \dots, y_1). El test considera solo los valores relativos de todos los términos de la serie y_i a analizar (y_1, y_2, \dots, y_N).

La aplicación del test se realiza en las siguientes fases:

1. Primero, para cada término y_i de la serie (y_1, y_2, \dots, y_N), se calcula n_i como el total acumulado de términos tal que $y_i > y_j$ ($j = 1, 2, \dots, i-1$). Es decir, cada y_i se compara con los términos que le anteceden, y se cuentan los casos en que $y_i > y_j$

2. A continuación se obtiene el estadístico t_k mediante la expresión

$$t_k = \sum_{i=1}^k n_i \quad (2 \leq k \leq N) \quad (5)$$

3. Bajo la hipótesis nula, H_0 , que asume que la serie no muestra el inicio del desarrollo de una tendencia, el estadístico t_k se distribuye como una distribución normal con media y varianza dadas por:

$$E[t_k] = \frac{k(k-1)}{4} \quad (6)$$

$$Var[t_k] = \frac{k(k-1)(2k+5)}{72} \quad (2 \leq k \leq N) \quad (7)$$

4. Finalmente, los valores secuenciales del estadístico $U(t_k)$ son calculados de

$$U(t_k) = \frac{t_k - E[t_k]}{\sqrt{Var[t_k]}} \quad (k = 2, 3, \dots, N) \quad (8)$$

Dado que $U(t_1) = 0$, todos los valores de $U(t_k)$ resultarán en una curva, denominada curva progresiva. $U(t_k)$ sigue la distribución normal tipificada. En un test de dos colas para tendencia, la hipótesis nula se rechaza en el nivel de significancia α si $|U(t)| > Z_{(1-\alpha/2)}$, donde $Z_{(1-\alpha/2)}$ es el valor crítico de la distribución normal tipificada con una probabilidad superior $\alpha/2$. Un valor $U(t)$ positivo denota una tendencia positiva y un valor $U(t)$ negativo denota una tendencia negativa. Normalmente se utiliza el nivel de significancia de $\alpha = 5\%$, lo que implica que el valor crítico de $Z_{(1-\alpha/2)}$ es 1,9604.

Del mismo modo, los valores de $U'(t)$ se calculan estableciendo la serie regresiva de la serie temporal original, calculando de nuevo $t_{k'}$, $E[t_{k'}]$, $var[t_{k'}]$ y $U(t_{k'})$, mediante las expresiones (5) a (8), y posteriormente (Shi y col., 2013) considerar

$$U'(t_k) = -U(t_{k'}) \quad \text{siendo} \quad k' = N + 1 - j \quad (j = 1, 2, \dots, N)$$

La versión secuencial del test de Mann-Kendall se considera como una forma efectiva de localizar el año inicial de una tendencia. Representando las curvas de los dos estadísticos $U(t)$ y $U'(t)$ en función del año, si ambas se cruzan entre sí, y luego divergen y adquieren valores críticos específicos, el punto de intersección se considera el año aproximado del comienzo del desarrollo de una tendencia estadísticamente significativa dentro de la serie temporal.

3.5. Test U de Mann-Whitney

El test U de Mann-Whitney es un test no paramétrico por lo que no requiere que los datos de la serie se aproximen a cualquier distribución preconcebida. Evalúa la diferencia en las medias de dos subseries surgidas de la partición de la serie completa original.

La hipótesis nula H_0 establece que las medias de las dos subseries son iguales, comprobándose esta hipótesis a través del cálculo del estadístico Z_c del test de Mann-Whitney (Franks, 2002; Xu, Takeuchi & Ishidaira, 2003). Posteriormente, la serie temporal original se ordena según magnitud creciente para producir la nueva serie Z_1, Z_2, \dots, Z_N .

$$Z_c = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} R(y_i) - N_1(N_1 + N_2 + 1)/2}{[N_1 N_2 (N_1 + N_2 + 1)/12]^{0,5}} \quad (9)$$

donde $R(y_i)$ es el rango de la observación y_i en la serie ordenada Z_i . La hipótesis nula H_0 de igualdad en las medias es rechazada si $|Z_c| > Z_{(1-\alpha/2)}$, donde $Z_{(1-\alpha/2)}$ es el cuantil de la distribución normal al nivel de significancia α .

Para identificar el año más probable del punto de cambio en la media, se aplica el test repetidamente probando con diferentes años en los que se produce el cambio, tratando el año de cambio N_1 como una incógnita. Por ejemplo, en una serie temporal de precipitaciones anuales del periodo 1930-2000, se aplicaría el test U de Mann-Whitney repetidamente fijando inicialmente $N_1 = 1940$ como año de partición de la serie en dos subseries y variando N_1 de 1940 a 1990, seleccionando como año más probable en que se produce el punto de cambio el que proporcione el mayor valor del estadístico Z_c .

3.6. Test Cusum

Este test, propuesto por McGilchrist y Woodyer en 1975, es un tet basado en el rango en el cual las sucesivas observaciones son comparadas con la mediana de la serie. El estadístico del test es la máxima suma acumulada (CUSUM) de los signos de las diferencias de la mediana (es decir, la suma acumulada de una serie de valores de +1 o -1) comenzando desde el principio de la serie. El estadístico del test se define como

$$V_k = \sum_{i=1}^k \text{sign}(y_i - y_{median}) \quad (10)$$

Donde $k = 1, 2, \dots, n$; y_{median} es la media de la serie temporal, y sign es la función:

$$\text{sign}(y_i - y_{median}) = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i > y_{median} \\ 0 & \text{if } y_i = y_{median} \\ -1 & \text{if } y_i < y_{median} \end{cases} \quad (11)$$

La distribución de V_k sigue el estadístico de dos muestras de Kolmogorv-Smirnov ($KS = (2/n) \max|V_k|$) con los valores críticos de $|V_k|$ dados por (Wang, Chen & Chen, 2013)

$$\begin{aligned} \alpha = 0,10 & \quad 1,22\sqrt{n} \\ \alpha = 0,05 & \quad 1,36\sqrt{n} \\ \alpha = 0,01 & \quad 1,63\sqrt{n} \end{aligned} \quad (12)$$

A un nivel de significancia de $\alpha = 0,05$, la hipótesis nula de no existencia de cambio de paso será rechazada si existe un valor máximo o mínimo de V_k y se satisface que $|\max\{V_k\}| > 1.36\sqrt{N}$. Es decir, un punto de cambio de paso consistirá en cualquier año cuando el máximo o mínimo de V_k caiga fuera de los límites de confianza del 95% de $\pm 1.36\sqrt{N}$.

4. Resultados

Los resultados la aplicación de los tests paramétricos descritos en el apartado anterior a las series de datos máximos diarios anuales de precipitación se muestran en la Tabla 2, donde se comparan los valores de los estadísticos y sus correspondientes valores críticos para un nivel de significancia del 0,05.

Según los resultados del test de Buishand, solo en la estación de Spoleto se detecta la existencia de una inhomogeneidad para el año 1977, donde el valor del estadístico Q es mayor que el valor crítico Q_c . Para el test SNHT, todos los valores del estadístico son inferiores al correspondiente valor crítico, por lo que este test no ha detectado ningún cambio en las series analizadas.

El primero de los tests no paramétricos aplicados a las series de máximos anuales de precipitación diaria, el test de Pettit, sólo ha detectado un punto de cambio (Tabla 2) en la serie perteneciente a la estación de Spoleto y para el año 1969, donde el valor del estadístico K es mayor que el valor crítico obtenido para un nivel de significancia del 0.05.

Tabla 2: Resultados obtenidos para los tests de Buishand, SNHT y Pettit

Estación	Buishand		SNHT		Pettit test	
	Q	Q_c	T_0	T_{0c}	K	$K_{0.05}$
Bastia Umbra	0.862	1.271	6.689	8.480	213.0	267.5
Bevagna	0.746	1.270	2.626	8.456	170.0	259.9
Nocera	0.650	1.273	3.094	8.586	194.0	306.7
Petrelle	0.978	1.277	3.970	8.768	322.0	390.4
Ponte	0.615	1.276	2.182	8.717	152.0	356.1
Spoleto	1.295	1.277	7.546	8.784	435.0	399.1
Terni	1.088	1.276	7.505	8.735	276.0	373.1
Todi	0.739	1.278	3.794	8.814	237.0	461.8

La Figura 1 muestra el resultado de la aplicación del test secuencial de Mann-Kendall para la serie de datos de los máximos anuales de la precipitación diaria de la estación Spoleto y Terni. Las curvas progresiva y regresiva se cruzan y divergen en el año 1980 y 1960 respectivamente, siendo estos años donde tienen lugar los puntos de cambio detectados por el test. Para el resto de estaciones consideradas, el test secuencial de Mann-Kendall no ha detectado ninguna inhomogeneidad.

La figura 2 muestra el punto de cambio detectado en la serie de datos de Spoleto mediante el test U de Mann-Whitney. Considerando las diferencias en las medias de la serie de datos, los años de punto de cambio son 1968, 1994, 1969 y 1962, para las estaciones de Nocera Umbra, Petrelle, Spoleto y Terni, respectivamente. El último de los tests aplicados a las series de máximas precipitaciones diarias, el test Cusum, no ha detectado ninguna inhomogeneidad en las estaciones de estudio.

Figura 1: Resultados del test de Mann-Kendall para las estaciones de Spoleto y Terni y precipitaciones máximas anuales diarias

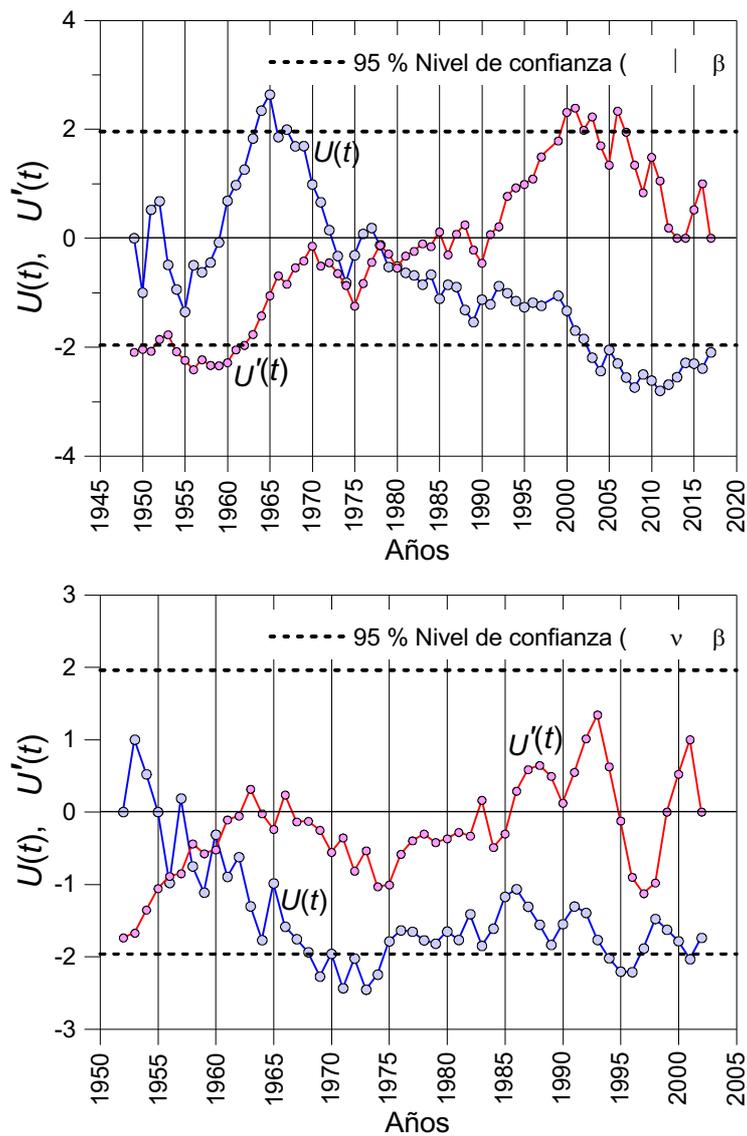


Figura 2: Resultados del test U de Mann-Whitney para la estación de Spoleto

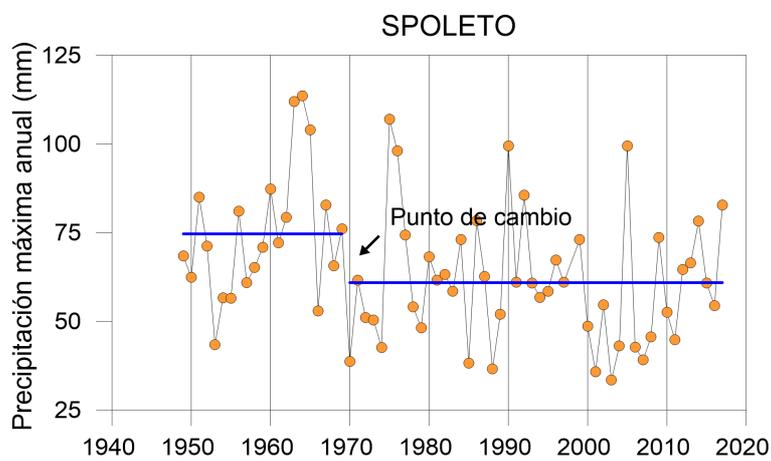
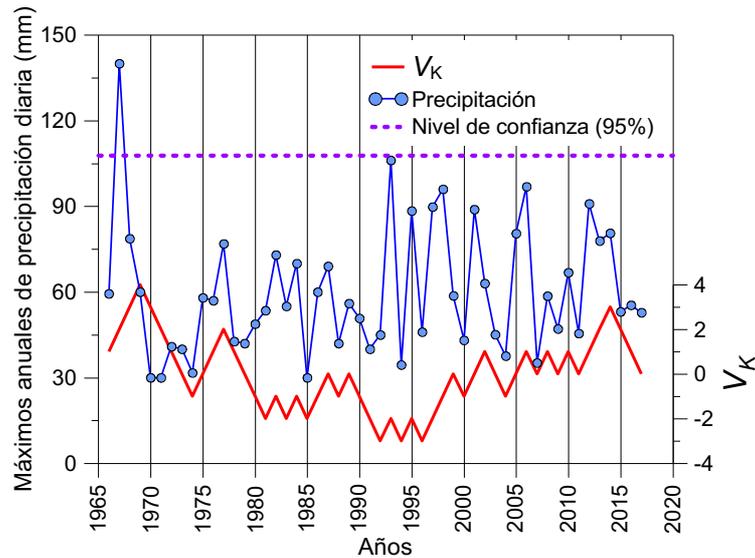


Figura 3: Resultados del test Cusum para la estación de Bastia y precipitaciones máximas anuales diarias



Con objeto de poder comparar los resultados obtenidos tras la aplicación de los diversos tests, la Tabla 3 recoge los años de punto de cambio detectados en todas las estaciones analizadas. Como puede observarse, ni el test SNHT ni el test Cusum, han detectado inhomogeneidad en las series analizadas. Para la serie de máximos anuales de las precipitaciones diarias de Spoleto, se han detectado tres años diferentes de punto de cambio mediante cuatro de los tests aplicados. En la estación de Terni, los tests de Mann-Kendall y de Mann-Whitney, han mostrado la existencia de inhomogeneidad en las series en los años 1960 y 1962, respectivamente. Para las series de datos máximos de precipitación anual analizadas en las estaciones de Nocera y Petrelle, solo el test de Mann-Whitney ha detectado puntos de cambio para los años 1968 y 1994, respectivamente.

Tabla 3: Resumen de los años de punto de cambio detectados por los tests aplicados

Estación	Tests paramétricos			Tests no paramétricos		
	BUISHAND	SNHT	PETTIT	SECMK	UMWPC	CUSUM
Bastia Umbra						
Bevagna						
Nocera					1968	
Petrelle					1994	
Ponte						
Spoleto	1977		1969	1980	1969	
Terni				1960	1962	
Todi						

5. Conclusiones

Tras la aplicación de seis tests estadísticos para la detección de puntos de cambio en series de datos máximos diarios anuales de precipitación en diversas estaciones de la región de la Umbria (Italia), se han detectado comportamientos diferentes entre estaciones y tests. Para tres de las localidades estudiadas (Bastia, Umbra, Bevagna y Ponte Nuovo Di Torgiano), se puede afirmar que no existe ningún cambio en las series de datos analizadas, pues ninguno de los tests ha detectado inhomogeneidades. En las estaciones de Nocera Umbra y Petrelle, uno de los tres aplicados ha detectado la presencia de cambios en las series para los años 1968 y 1994, respectivamente. En la serie de datos de Spoleto, cuatro de los tests han detectado la presencia de un punto de cambio, siendo los años en los que este cambio se produce diferentes en tres de las pruebas realizadas. Lo mismo ocurre para la estación de Terni, donde los tests que han detectado inhomogeneidades, lo han hecho en años diferentes. El test U de Mann-Whitney es el que ha detectado un mayor número de inhomogeneidades en las series analizadas. Es un test de fácil aplicación y que no necesita la comprobación inicial del seguimiento de una distribución de probabilidad Normal de los datos analizados.

Estos puntos de cambio deberán considerarse en cualquier cálculo de cuantiles de precipitación diaria que deba realizarse en las estaciones analizadas así como en cualquier modelo predictivo de cálculo de precipitaciones máximas basado en el comportamiento de dicha variable en el pasado.

6. Referencias bibliográficas

- Alexandersson H (1986). A homogeneity test applied to precipitation data. *Int. J. Climatol.* 6: 661–675.
- Brunetti M., L. Buffoni, M. Maugeri & T. Nanni (2000). Precipitation intensity trends in Northern Italy. *International Journal of Climatology*, 20:1017-103.
- Buishand, T.A. (1982). Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. of Hydrology*, 58: 11-27.
- Franks S.W. (2002). Identification of a change in climate state using regional flood data. *Hydrology and Earth System Sciences*, 6(1):11-16.
- Geng Q, Wu P & X Zhao (2016). Spatial and temporal trends in climatic variables in arid areas of northwest China. *International Journal of Climatology*. DOI: 10.1002/joc.4621
- McGilchrist C.A. & K.D. Woodyer (1975). Note on a distribution-free CUSUM technique. *Technometrics* 17(3): 321–325.
- Guo Y. (2006). Updating Rainfall IDF Relationships to Maintain Urban Drainage Design Standards. *Journal of Hydrologic Engineering*, 11 (5): 506-509.
- Hassan HW, Nile BK & BA Al-Masody (2017). Study the climate change effect on storm drainage networks by storm water management model [SWMM]. *Environmental Engineering Research*, 22(4): 393-400.
- Mann H.B. 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica* 13:245–259.

- Morbidelli, R., Saltalippi, C., Flammini, A., Corradini, C., Wilkinson, S. M. & HJ Fowler (2018). Influence of temporal data aggregation on trend estimation for intense rainfall. *Advances in Water Resources*, 122: 304-316.
- Morozova AL & MA Valente (2012) Homogenization of Portuguese long-term temperature data series: Lisbon, Coimbra and Porto. *Earth Syst Sci Data* 4:187–213
- Pettitt AN (1979) A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Stat.* 28: 126–135.
- Piccarreta M, M. Lazzari & A. Pasini (2015) Trends in daily temperature extremes over the Basilicata region (southern Italy) from 1951 to 2010 in a Mediterranean climatic context. *Int J Climatol* 35:1964–1975
- Shi W., X. Yu, W. Liao, Y. Wang & B. Jia (2013). Spatial and temporal variability of daily precipitation concentration in the Lancang River basin, China. *Journal of Hydrology*, 495:197-207.
- Sneyers R. (1990). Technical note No 143 on the statistical analysis of series of observations. World Meteorological Organization: Geneva.
- Wang, X., Yang, X., Liu, T., Li, F., Gao, R., Duan, L. & Y Luo (2014). Trend and extreme occurrence of precipitation in a midlatitude Eurasian steppe watershed at various time scales. *Hydrological Processes*. 28:5547-5560.
- Xu Z.X., K. Takeuchi & H. Ishidaira (2003). Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology*, 279: 144-150