

Análisis regional de frecuencia de precipitaciones extremas en el Norte de Mozambique

Regional frequency analysis of extremes precipitations in Northern of Mozambique

Álvarez, M.^{a1}, Puertas, J.^{a2}, Peña, E.^{a3}

^aETS de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos, Grupo de Ingeniería del Agua y del Medio Ambiente, Universidade da Coruña, Campus de Elviña, s/n. 15192-La Coruña. España. E-mail: ^{a1} ali.alvarez@udc.es, ^{a2} jpuertas@udc.es, ^{a3} epena@udc.es

Recibido: 20/10/2015

Aceptado: 10/01/2016

Publicado: 29/01/2016

RESUMEN

Las precipitaciones extremas que tienen lugar sobre las cuencas internas de Cabo Delgado (Norte de Mozambique) generan eventos de avenidas que provocan anualmente inundaciones que causan cuantiosas pérdidas materiales, económicas y vidas humanas. Se presenta un estudio de análisis regional de frecuencia de precipitaciones máximas basado en el método del índice de avenida con sus parámetros estimados por los L-momentos. Se ha contado con un total de 12 estaciones pluviométricas con registros de observaciones de más de 20 años. Las medidas de discordancia y heterogeneidad basadas en los L-momentos revelaron que la región de estudio puede ser considerada homogénea. De entre las funciones de distribución candidatas analizadas, las simulaciones de Monte Carlo identificaron la función de distribución Logística Generalizada como la de mejor ajuste a escala regional. Los resultados obtenidos pueden ser de utilidad en estudios relacionados con las avenidas y delimitación de zonas inundables de la región.

Palabras clave | Análisis regional de frecuencia; Índice de avenida; L-momentos.

ABSTRACT

Extreme precipitation events that occur over internal basins of Cabo Delgado (Northern Mozambique) often result in the occurrence of flood events with associated loss of life and infrastructure. This paper presents a study of regional frequency analysis of maximum daily precipitations based on the index flood procedure with estimated parameters by L-moments approach. Observed annual maximum daily precipitation series of 12 stations with records of more than 20 years were analyzed. The discordancy and heterogeneity measures based on the L-moments suggest that the region can be considered as homogeneous. Among the candidate distributions analyzed Monte Carlo simulations identified the Generalized Logistic distribution function as the best regional fit for the region. The achieved results will be useful in hydrologic and hydraulic studies related to floods and floodplain delineation in the region.

Key words | Regional frequency analysis; Index flood, L-moments.

INTRODUCCIÓN

La estimación de la magnitud y frecuencia de las láminas de precipitaciones máximas es un elemento clave en estudios de modelización hidrológica e hidráulica de avenidas que tienen como objetivo final la delimitación de zonas inundables. El interés de estos estudios se centra en eventos que, por su propia naturaleza, resultan raros, es decir, eventos con períodos de retorno de entre 10 y 500 años. Esto se debe fundamentalmente a la naturaleza destructiva de los mismos y al riesgo que suponen para la vida y las infraestructuras. Una estimación fiable de tales eventos requiere de series de datos lo suficientemente largas, en el caso que el análisis sea realizado a escala local. Desafortunadamente, la disponibilidad de este tipo de información con la calidad requerida es uno de los principales retos en diferentes zonas del mundo y muy especialmente en regiones de África. La región de África del Sur es especialmente vulnerable a la ocurrencia de eventos extremos cada vez más severos de intensas precipitaciones, sequías e inundaciones. Esto se debe a un buen número de factores, entre los que destacan la pobreza, el hambre, las enfermedades, así como la inestabilidad política.

El enfoque tradicional del análisis de frecuencia de los eventos extremos se basa exclusivamente en el uso de información local y presenta el inconveniente de la escasa longitud de las series de observaciones disponibles así como a la incertidumbre asociada a la calidad de estos registros. La regionalización parece ser una de las aproximaciones óptimas para solucionar los problemas del enfoque de análisis local frecuencia, “paliando la carencia de datos en el tiempo con la abundancia en el espacio” (Hosking y Wallis, 1997). El análisis regional es un método útil para caracterizar la frecuencia de los eventos hidrometeorológicos extremos en países en vías de desarrollo como Mozambique, en donde la información es escasa o simplemente no existe.

A nivel práctico, y a partir de los años 90, la reformulación del análisis regional de frecuencia de los eventos extremos tomando como base los métodos del índice de avenida (Dalrymple, 1960) y los L-momentos (Hosking, 1990; Hosking y Wallis, 1997) se han empleado de forma habitual a nivel internacional con estudios importantes en Australia (Pearson *et al.*, 1991), Estados Unidos (Vogel *et al.*, 1993), Nueva Zelanda (Madsen *et al.*, 1997), Italia (Norbiato *et al.*, 2007) y China (Yang *et al.*, 2010), entre otros. En la región de África del Sur, Parida y Moalafhi (2008) utilizaron el método de los L-momentos en el análisis de las series de precipitaciones de 11 estaciones de Bostwana, encontrando como función de distribución de mejor ajuste la General de Valores Extremos (Jenkinson, 1955). En Sudáfrica, Smithers y Schulze (2001) utilizaron los L-momentos para el análisis de tormentas de corta duración. En Malawi, país limítrofe con la frontera occidental del norte de Mozambique, Ngongondo *et al.* (2011) aplicaron el análisis regional de frecuencia basado en el método del índice de avenida y los L-momentos a las series anuales de precipitaciones máximas de 23 estaciones localizadas en la región meridional del país.

En Mozambique, y en particular en la región norte de país, no se han realizado estudios de precipitaciones máximas basados en análisis regional de frecuencia. Algunas de las estimaciones realizadas hasta la fecha se centran en el análisis local y toman como base el ajuste de la función de distribución de Gumbel (Gumbel, 1958).

En los últimos años las inundaciones han supuesto para Mozambique un peso financiero de incalculables dimensiones que ha servido para agravar el proceso de recuperación económica y social en la que se encuentra inmerso el país. Se estima, por ejemplo, que las inundaciones del año 2000 que afectaron a las cuencas de los principales ríos del país fueron las peores de los últimos 150 años y costaron la vida a 800 personas y afectaron a otros 4.5 millones de personas. Algunas estimaciones apuntan a que las cuantías de los daños económicos producidos ascendieron a los 429 millones de US\$.

El principal objetivo de este estudio se centra en aplicar el análisis regional de frecuencia a los registros anuales de precipitaciones máximas de un conjunto de estaciones localizadas en las cuencas internas de Cabo Delgado, tomando como base los métodos del índice de avenida de Dalrymple (1960) y los L-momentos (Hosking, 1990; Hosking y Wallis, 1997). La aplicación de ese método puede ser de utilidad práctica en estudios relacionados con las avenidas y la delimitación de zonas inundables en la región.

MATERIAL Y MÉTODOS

La región de estudio

La región objeto de este estudio está formada por las cuencas internas de la provincia de Cabo Delgado y se localiza en la zona norte de Mozambique. Las principales cuencas son las de los ríos Megaruma, Montepuez y Messalo, existiendo, además, otras

cuencas de dimensiones menores que conforman la llamada orla marítima o litoral. El área total de las cuencas internas de Cabo Delgado asciende a 56023.5 km², lo que representa cerca del 95% del área de la provincia. Geográficamente, la región se encuentra delimitada al norte con la divisoria de la cuenca del río Rovuma, mientras que al sur comparte vecindad con la cuenca del río Lurio. La frontera oriental de las cuencas internas está marcada por toda la franja litoral de Cabo Delgado sobre el Océano Índico y discurre fundamentalmente en dirección norte-sur. La orientación de los ejes principales de las cuencas que componen la región discurre en dirección oeste-este y vierten sus aguas en el Océano Índico.

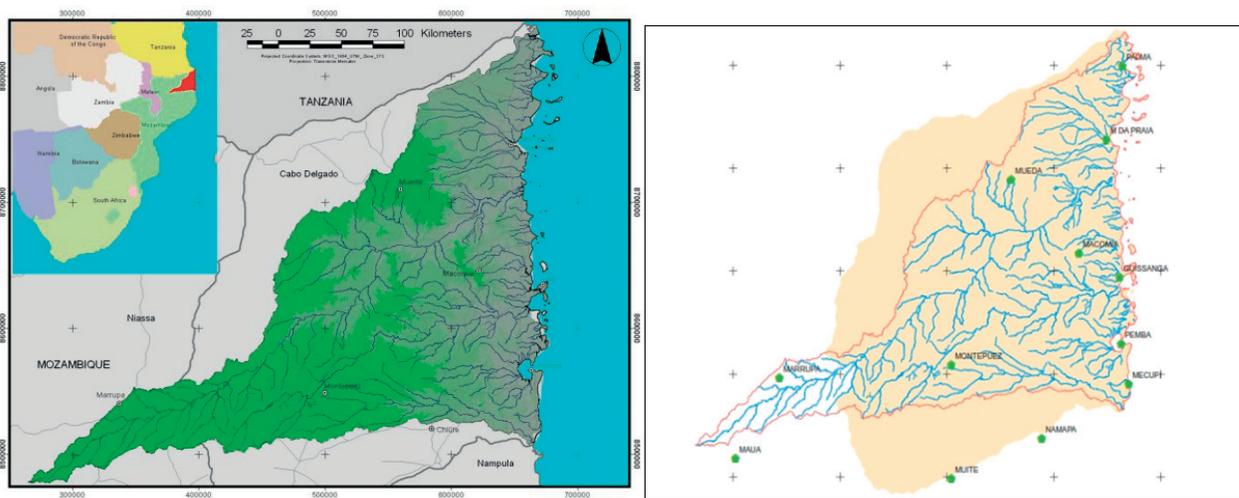


Figura 1 | Localización de la región de estudio y emplazamiento de las estaciones pluviométricas.

El clima de la región está influenciado por el régimen de los monzones del Índico y por la corriente cálida del Canal de Mozambique. Presenta características de clima templado en las regiones montañosas y tropical lluvioso en las restantes zonas. En toda la región se distinguen claramente dos estaciones: la húmeda, de noviembre a marzo con vientos del Nordeste, y la estación seca, más acentuada de abril a septiembre con temperaturas suaves y predominancia de vientos del Sudoeste. La precipitación anual alcanza los 1020 mm. La temperatura media anual se sitúa en 25.2°C y oscila entre 24.3°C y los 26.1°C. La humedad relativa es elevada y alcanza valores entre el 70 y el 80%.

La población de las cuencas internas de Cabo Delgado en el año 2013 era de 1.43 millones de habitantes, lo que representa cerca 78% de la población total de esa provincia. La mayor densidad de población se observa en toda la franja litoral, en donde se tienen valores de densidad poblacional ligeramente superiores a los 300 habitantes por kilómetro cuadrado. Para el resto de la región la densidad poblacional es baja (<50 hab/km²). Puesto que muchos de los principales núcleos poblacionales de la región (Pemba, Moçimboa da Praia, Palma, etc.) se encuentran en las zonas costeras, la actividad económica tiene mayor relevancia que en el resto. Precisamente son estas zonas, conjuntamente con los tramos bajos de los principales cursos fluviales de las cuencas internas, las más expuestas a los desastres naturales relacionados con las precipitaciones intensas y las inundaciones.

Disponibilidad de información

Se han utilizado los registros anuales de precipitaciones máximas diarias de 12 estaciones localizadas dentro de los límites de las cuencas internas de Cabo Delgado y sus cercanías. La disponibilidad de información pluviométrica en la región, cuya extensión supera los 5.6·10⁴ km², resulta escasa y el acceso a la misma, difícil. La densidad de la red pluviométrica es de una estación por cada 4667 km², muy por debajo de las densidades mínimas recomendadas por la Organización Meteorológica Mundial (1996), que se encuentran en el rango de una estación cada 250 km² en zonas montañosas y cada 900 km² para las zonas costeras. Los registros de las estaciones utilizadas en este estudio se obtuvieron del Programa de Rescate de Datos Ambientales (PRDA) promovido por la Biblioteca Central de la Administración Nacional Oceánica y Atmosférica (NOAA) del Departamento de Comercio de los Estados Unidos

Dentro de la base de datos disponibles en el PRDA de la NOAA están disponibles todos los anuarios de observaciones meteorológicas del Servicio Meteorológico de Mozambique y pueden ser descargados gratuitamente en formato digital (http://docs.lib.noaa.gov/rescue/data_rescue_mozambique.html). En la Tabla 1 se resumen las características de las estaciones pluviométricas localizadas en la región, mientras que en la Figura 1, se puede apreciar su distribución espacial. Las series disponibles tienen registros generalmente cortos e incompletos de entre 20 y 34 años de observaciones, siendo la longitud de la serie promedio del orden de los 28 años. La altitud de las estaciones oscila entre los 10 metros en Mecufi y 847 metros sobre el nivel medio del mar en la meseta de Mueda.

Tabla 1 | Resumen de algunos descriptores físicos y climatológicos de las estaciones pluviométricas localizadas en la región de estudio

N	Estación	Nº años	Latitud	Longitud	Altitud (m)	Precipitación anual (mm)
1	Macomía	34	-12.250	40.133	343	1148
2	Marrupa	20	-13.233	37.550	760	1137
3	Máua	27	-13.867	37.167	594	1169
4	Montepuéz	34	-13.133	39.033	534	1003
5	Mueda	29	-11.667	39.550	847	1142
6	Muite	21	-14.033	39.033	400	1056
7	Namapa	23	-13.717	39.817	200	991
8	Mecufi	30	-13.283	40.567	10	816
9	Moçimboa da Praia	30	-11.350	40.367	27	1009
10	Palma	27	-12.433	40.483	60	1125
11	Quissanga	26	-13.717	39.817	42	980
12	Pemba	34	-14.033	39.033	49	878

Análisis de calidad

La calidad de las series de máximos anuales se ha evaluado a partir de un conjunto de pruebas implementadas en el modelo estadístico TREND (Chiew y Siriwardena, 2005; Grayson *et al.*, 1996), que recoge las recomendaciones y métodos emanados del Taller de Expertos de la OMM/UNESCO (Kundzewicz y Robson, 2000) sobre pruebas estadísticas para la verificación de la calidad de las series hidrometeorológicas. Agrupadas por bloques de análisis, las pruebas estadísticas aplicadas fueron: (I) las de Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1975) y Spearman's Rho (Siegel y Castellan, 1988) para el análisis de tendencias; (II) las de suma de rangos (Hirsh *et al.*, 1982) y la *t* de Student (Student, 1908) para el análisis de la diferencia de medianas/medias en dos periodos y, (III) las pruebas de cruce de la mediana (Fisz, 1963), diferencia de rangos (Meacham, 1968) y de auto-correlación (Jenkins y Watts, 1968) para el análisis de la aleatoriedad. El nivel de significación (α) evaluado en cada prueba fue del 0.05.

Análisis regional de frecuencia de las precipitaciones máximas

Los L-momentos

En el análisis regional de frecuencia (ARF) de las precipitaciones máximas se utilizó el algoritmo de los L-momentos de Hosking y Wallis (1997) y el método del índice de avenida (Dalrymple, 1960). El uso de los L-momentos es clave en el análisis regional de frecuencia de los eventos extremos (Gutman, 1993). Los L-momentos fueron introducidos por Hosking (1990) y constituyen un sistema alternativo para describir las formas de las funciones de distribución de probabilidades y se derivan de los momentos ponderados probabilísticamente (MPP) de Greenwood *et al.* (1979). Los MPP de la variable aleatoria X con una función de distribución $F(X)$ se definen como:

$$\beta_r = E \left\{ X [F(X)]^r \right\} \quad (1)$$

Hosking (1990) definió los L-momentos como combinaciones lineales de los MPP de acuerdo con la fórmula general:

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r \beta_k (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \quad (2)$$

Los primeros cuatro L-momentos se definen como sigue:

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (3)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (4)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (5)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (6)$$

El L-momento de primer orden λ_1 es un parámetro de posición o media de la función de distribución. El de segundo orden (λ_2) es una medida de escala o dispersión. En su forma adimensional, los L-momentos se pueden definir dividiendo aquellos de mayor orden ($r > 2$) por la medida de escala de manera que se obtienen los ratios de los L-momentos:

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_2 \quad (7)$$

Estos ratios o relaciones de los L-momentos son análogos a los momentos estadísticos convencionales y se denotan como los coeficientes de L-variación (LCv), L-asimetría (LCs) y L-curtosis (LCk) respectivamente:

$$\tau = LCv = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (8)$$

$$\tau_3 = LCs = \lambda_3 / \lambda_2 \quad (9)$$

$$\tau_4 = LCk = \lambda_4 / \lambda_2 \quad (10)$$

Los estimadores muestrales de los ratios de los L-momentos (t , $t3$, y $t4$) se calculan reemplazando λ_1 , λ_2 , λ_3 y λ_4 por sus respectivos estimadores muestrales $l1$, $l2$, $l3$, y $l4$ en las Ecuaciones 3-6. En Hosking y Wallis (1997) se exponen detalladamente las ecuaciones para la estimación vía L-momentos de los parámetros de un conjunto de funciones de distribución de uso frecuente en el análisis de los eventos extremos. Los L-momentos son capaces de caracterizar un amplio rango de funciones de distribución de probabilidades, aún en el caso de que algunos de los momentos convencionales no existan (Hosking, 1990). Además de ello, los L-momentos resultan más robustos respecto a los valores extremos anómalos en relación a los momentos convencionales, permitiendo obtener un alto grado de fiabilidad al inferir, a partir de pequeñas muestras, la función de distribución subyacente (Voguel y Fennessey, 1993; Hosking y Wallis, 1997).

Etapas del análisis regional de frecuencia

El ARF basado en los L-momentos se sustenta en cuatro etapas: a) el filtrado primario de las series de observaciones, b) la identificación de regiones homogéneas, c) la selección de la función de distribución regional de frecuencia de mejor ajuste y, d) la estimación de los cuantiles de frecuencia. Estas etapas se describen brevemente a continuación.

Filtrado primario de observaciones: la medida de discordancia D. La medida de discordancia D propuesta por Hosking y Wallis (1997) sirve para determinar la existencia de posibles estaciones “discordantes” dentro de un grupo de estaciones que conforman una región. Los cambios de tendencias, así como los valores anómalos (outliers) y demás errores muestrales de las series de observaciones se reflejan en sus respectivos L-momentos. D es un estadístico que compara las relaciones o ratios de los L-momentos muestrales de cada una de las estaciones que conforman la región, con los correspondientes valores medios de dicha región. Una estación i cualquiera localizada dentro de la región se considera discordante si su valor D_i supera un determinado valor crítico establecido en función del número de estaciones de la región.

Formación de regiones homogéneas: la medida de heterogeneidad H. La identificación de regiones homogéneas es la etapa de mayor dificultad en el análisis regional. Una región se considera estadísticamente homogénea si la función de distribución subyacente que describe las series de precipitaciones máximas de las estaciones que conforman esta región es la misma excepto

por un factor de escala. La medida de heterogeneidad H_n ($n = 1, 2, 3$) tiene como objetivo evaluar el grado de heterogeneidad de la región propuesta y compara la variabilidad de los ratios de los L-momentos muestrales de las estaciones de la región (LCv , LCs y Lck) con la variabilidad esperada en una región homogénea, obtenida a partir de técnicas de simulación (Hosking y Wallis, 1997). La función de distribución Kappa - KAP (Hosking, 1988; Hosking, 1994) es la recomendada en el algoritmo de simulación de Monte Carlo para evaluar las medidas H_n . En el proceso de simulación con la KAP se realiza un número elevado de M de simulaciones (~ 1000) de una región con N estaciones y número de registros por estación igual que la región original. Una región se considera “aceptablemente homogénea” si $H_n < 1$, “posiblemente heterogénea” si $1 < H_n < 2$ y “definitivamente heterogénea” en el caso que $H_n \geq 2$.

Selección de la función de distribución: la bondad de ajuste Z^{DIST} . Una vez definidas la o las regiones homogéneas corresponde seleccionar la función de distribución de mejor ajuste. Hosking y Wallis (1997) recomiendan la elección entre las siguientes cinco distribuciones ($DIST$) de tres parámetros: Logística Generalizada (GLO), General de Valores Extremos (GEV), Normal Generalizada (GNO), Pareto Generalizada (GPA) y la Pearson Tipo III (PE3). Para discernir entre las $DIST$ candidatas se cuenta con la bondad de ajuste que verifica si la $DIST$ evaluada cumple con el criterio $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ (ajuste aceptable). De todas aquellas $DIST$ que resulten aceptables, la de mejor ajuste será la que tenga el mínimo $|Z^{DIST}|$ (Hosking y Wallis, 1997) y por tanto, la de mejor capacidad descriptiva. La obtención de la medida Z^{DIST} se basa en simulaciones de Monte Carlo y lleva el mismo proceso que el descrito en la etapa anterior para la medida de heterogeneidad H .

Estimación de los cuantiles de frecuencia. Los cuantiles de las series de máximos anuales de precipitaciones máximas dentro de la región se estiman a partir de cada una de las distribuciones candidatas que resulten aceptables, y de éstas, la $DIST$ de mejor ajuste, siguiendo el método regional del índice de avenida. El término “índice de avenida” fue aplicado por primera en el estudio de las avenidas (Dalrymple, 1960), de ahí, su nombre. Desde entonces se ha empleado en el análisis de frecuencia de otras variables diferentes a la original, entre ellas, las precipitaciones máximas (Guttman, 1993; Guttman et al., 1993).

El método asume que la función distribución de frecuencia de todas las estaciones que conforman una región homogénea es idéntica, excepto por un factor local de escala, conocido también como índice de avenida. Las estimaciones de los cuantiles de las precipitaciones máximas diarias $X_i(F)$, con una probabilidad de no excedencia F , en una estación i cualquiera dentro de la región formada por N estaciones se estima como:

$$X(F)_i = \mu_i \cdot x(F) \quad (11)$$

en donde μ_i es el índice de avenida o factor de escala, determinado como el valor medio de la serie anual de máximos de la estación i , e $x(F)$ es la curva regional de frecuencia adimensional o curva de crecimiento de mejor ajuste, común para todas las estaciones de la región homogénea.

La precisión de los cuantiles estimados para cada estación en la ecuación anterior se define por el error medio cuadrático relativo ($RMSE$) y se evalúa siguiendo las recomendaciones dadas por Hosking y Wallis (1997), basadas en el empleo de simulaciones de Monte Carlo a partir de la función de distribución regional de mejor ajuste. Estas simulaciones se ejecutan tomando en consideración las características de los registros disponibles en la región de estudio (N° de estaciones, registros por estación y ratios medios regionales de los L-momentos muestrales) y reproduciendo un número elevado de regiones artificiales ($M \sim 1000$) iguales que la real.

Los fundamentos teóricos del ARF, así como los correspondientes procedimientos de cálculo seguidos en este estudio, se pueden encontrar con todo detalle en Hosking y Wallis (1997). Desde el punto de vista computacional, la metodología del ARF se encuentran implementada en los paquetes *lmomRFA* (Hosking, 2014a) y *lmom* (Hosking, 2014b) que funcionan bajo R, entorno de programación para análisis estadístico y gráfico (<http://www.r-project.org>).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La calidad de las 12 series de precipitaciones máximas diarias empleadas en este estudio se evaluó a partir de una selección de las pruebas implementadas en el modelo TREND (Tabla 2). Los resultados obtenidos muestran que, para el nivel

de significación α del 0.05, las series analizadas no presentan problemas que apunten a la existencia de tendencias significativas, diferencias en las medias/medianas entre períodos, así como a la falta de aleatoriedad. La aceptación de la hipótesis de nulidad en todos los casos indica que en una primera aproximación las series de máximos anuales de precipitaciones disponen de un mínimo de calidad requerida para seguir adelante con el estudio de regionalización.

Una vez realizado el filtrado primario de la calidad de las series, se procedió a la identificación de regiones homogéneas. Dada la considerable extensión del área de la región y el limitado número de estaciones existente se consideró inicialmente una única región. Dentro de la región hay 7 estaciones que ocupan las partes media y alta de las cuencas internas de Cabo Delgado y están emplazadas entre los 200 y los 850 m de altitud, observándose, en algunas de ellas, láminas precipitaciones que superan los 1100 mm anuales. Las restantes 5 estaciones están localizadas en la franja litoral de la provincia de Cabo Delgado y tienen como característica común la altura a la que se encuentran emplazadas (≤ 60 m) y láminas anuales de precipitación cercanas o inferiores en algunos casos a los 1000 mm.

Tabla 2 | Resumen de resultados de las pruebas estadísticas de calidad de la información disponible.

Estación	(I) Pruebas de Tendencia		(II) Pruebas diferencias medias/medianas		(III) Pruebas de aleatoriedad		
	Mann-Kendall	Spearman's Rho	Suma de Rangos	Student's t	Cruce de la mediana	Diferencia de rangos	Auto-correlación
Macomía	0.000	0.126	0.241	0.591	0.522	0.749	-0.617
Marrupa	-1.071	-1.304	0.869	0.506	1.606	0.457	-0.777
Máua	0.292	0.448	-0.267	-0.335	0.000	0.547	-0.673
Montepuéz	-0.178	-0.054	-0.034	0.287	1.219	-1.073	0.879
Mueda	-0.206	0.112	-0.676	0.071	0.378	0.670	-0.603
Muite	-1.238	-1.237	1.373	1.446	0.000	-0.035	0.336
Namapa	1.043	1.239	-0.919	0.033	0.655	1.376	-0.185
Mecufi	-0.161	-0.181	0.083	-0.529	0.928	-1.656	0.616
M. da Praia	1.820	1.769	-2.198	-2.086	0.186	-1.262	0.798
Palma	-0.188	-0.140	-0.655	0.248	1.569	-1.665	0.415
Quissanga	-0.573	-0.648	1.282	1.908	0.600	-0.416	0.590
Pemba	0.593	0.808	-1.584	-0.936	1.567	-1.271	1.605

Para la región, fueron calculadas las respectivas medidas de discordancia D_i y heterogeneidad H_n . Según se aprecia en la Tabla 3, no existen a nivel local estaciones discordantes respecto del comportamiento regional que cabría esperar en una región supuestamente homogénea. Ninguna de las medidas individuales de la medida de discordancia D_i superaron el umbral crítico (D_{crit}) establecido para una región formada por 12 estaciones, que es igual a 2.757. A nivel individual, los valores más elevados de la medida de discordancia recaen sobre las estaciones de Muite y Pemba, 2.14 y 2.51 respectivamente, pero quedan aún distantes del valor crítico de la región. Los resultados de la medida de discordancia son concordantes con los obtenidos en el análisis inicial de calidad (Tabla 2), realizado sobre la base de un conjunto de pruebas estadísticas recomendadas por la OMM.

La precipitación máxima promedio diaria del conjunto de las 12 estaciones es de 86.2 mm, valor muy similar a los 86.8 mm obtenido por Ngongondo *et al.* (2014) con las series anuales de precipitaciones máximas de 23 estaciones de Malawi para el período 1978-2007. Para el cálculo de la medida de heterogeneidad H_n , se realizaron 1000 simulaciones de Monte Carlo, a partir de la función de distribución Kappa de una región con el mismo número de estaciones y mismas longitudes muestrales que la real. En la tabla 3, se observa que H_n es inferior a 1 en los tres casos, lo que indica que esta región puede ser considerada como “aceptablemente homogénea”.

Tabla 3 | Resumen de las principales estadísticas de los L-momentos en la región de estudio

Nº	Estación	n	l_1	$t(LCv)$	$t_3(LCs)$	$t_4(LCk)$	D_i	H_1	H_2	H_3
1	Macomía	34	83.01	0.1961	0.2239	0.2100	0.08			
2	Marrupa	20	82.89	0.1660	0.2505	0.0480	1.82			
3	Maua	27	88.24	0.1814	0.1723	0.1811	0.19			
4	Montepuéz	34	76.31	0.1319	0.0503	0.0967	0.37			
5	Mueda	29	77.30	0.1720	0.3520	0.2466	0.48			
6	Muite	21	90.98	0.1689	0.2277	0.4240	1.22	0.79	0.24	0.04
7	Namapa	23	88.26	0.2293	0.3052	0.2213	0.94			
8	Mecufi	30	81.84	0.1669	0.1361	0.1968	2.14			
9	M. da Praia	30	92.89	0.2072	0.3673	0.3234	0.30			
10	Palma	27	80.87	0.1597	0.1506	0.1925	1.56			
11	Quissanga	26	98.88	0.2276	0.4946	0.3285	0.38			
12	Pemba	34	94.48	0.2761	0.2924	0.1608	2.51			
				Valores regionales ponderados						
				0.1911	0.2476	0.2156				

Al evaluar inicialmente la homogeneidad regional se consideró que se cumplía una condición básica sobre la que se sustenta el método del índice de avenida, en particular, la independencia espacial entre los valores de las precipitaciones máximas de las diferentes estaciones que conforman la región. No obstante, esta independencia no está del todo garantizada en la región de estudio, debido a la extensión del área de la misma y a la cercanía entre ciertas estaciones. Esta situación se refleja en el valor promedio del coeficiente de correlación obtenido de la matriz de correlaciones de las 12 estaciones de la región y que es igual 0.171. Por esta razón se recalcularon los correspondientes valores de la medida de heterogeneidad H_n considerando la dependencia entre estaciones de la región. En el caso de H_1 , el cálculo muestra que su valor sube a 1.12, mientras que para H_2 y H_3 , los valores suben ligeramente a 0.39 y 0.24 respectivamente. Puesto que H_1 tiene un mayor peso en la evaluación de la homogeneidad regional, con este nuevo valor de H_1 la región se considera como “posiblemente heterogénea”, al superar el límite de 1.

A pesar de ello, ésta es una situación de heterogeneidad moderada que dista aún del umbral 2 de una región definitivamente heterogénea. Aún en el caso de moderada heterogeneidad, el ARF ofrece unas estimaciones de los cuantiles más precisos que aquellos obtenidos por el análisis local (Hosking y Wallis, 1997), especialmente en regiones con registros insuficientes, como es el caso de la región de estudio. Tras la evaluación de la homogeneidad regional, fueron valoradas a partir de bondad de ajuste Z^{DIST} un conjunto de 5 distribuciones candidatas de tres parámetros (GLO, GEV, GNO, GPA, y PE3), recomendadas por Hosking y Wallis (1997). Los resultados de la prueba se muestran en la siguiente tabla.

Tabla 4 | Resultados de la bondad de ajuste Z^{DIST} para las distribuciones candidatas.

Z^{DIST}	$\text{Mín } Z^{DIST} \leq 1.64 $
GLO (-0.17), GEV (-1.42), GNO (-1.85), PE3(-2.68), GPA (4.42)	GLO

En la región, las distribuciones candidatas aceptadas según las simulaciones de Monte Carlo realizadas, fueron la GLO y la GEV respectivamente, dado que cumplieran con el criterio $Z^{DIST} \leq |1.64|$, mientras que las restantes tres distribuciones (GNO, PE3 y GPA) fueron rechazadas por presentar un $Z^{DIST} > |1.64|$. De las distribuciones aceptadas, la de mejor ajuste a escala regional es la que cumple con el criterio del valor mínimo de $Z^{DIST} \leq |1.64|$, por lo que se optó finalmente por la elección de la función de distribución Logística Generalizada (GLO). Estos resultados son concordantes con los obtenidos por Ngongondo *et al.* (2011) para tres regiones de Malawi, país vecino con la región noroccidental de Mozambique, en las que las distribuciones GLO y GEV también mostraron el mejor ajuste a las series de máximos anuales de precipitaciones.

En el diagrama de la siguiente figura se muestran las relaciones teóricas entre los LCs y LCK dadas por Hosking y Wallis (1997) para cada una de las funciones de distribución candidatas. En la misma figura se representan los valores locales de cada estación de la región (círculos), mientras que el promedio regional ponderado (ver Tabla 3) se ha representado por un triángulo rojo. Se observa claramente como el promedio regional ponderado cae sobre la curva teórica de la función de distribución GLO.

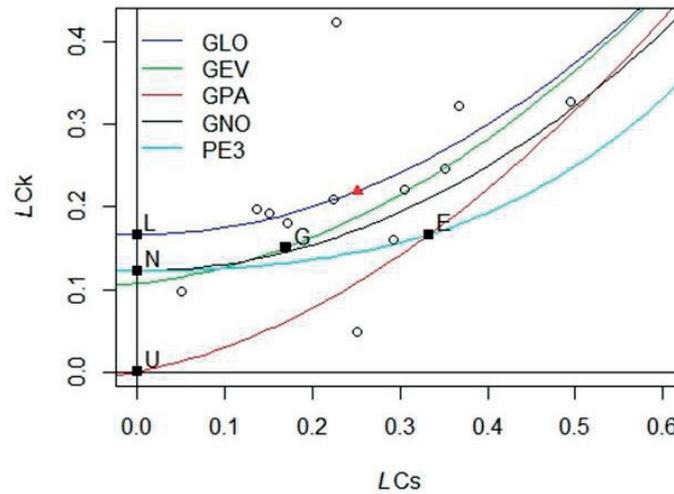


Figura 2 | Diagrama de las relaciones de los L-momentos de las series de precipitaciones máximas. Las distribuciones teóricas de tres parámetros se representan como líneas y las de 2 como puntos (cuadrados negros). Clave de distribuciones: GLO - Logística Generalizada, GEV - General de Valores Extremos, GPA - Pareto Generalizada, GNO - Normal Generalizada, PE3 – Pearson tipo III, E - Exponencial, G – Gumbel, L - Logística, N – Normal, y U – Uniforme. El promedio regional de LCs y LCK se representa mediante un triángulo rojo.

La función de distribución Logística Generalizada (Hosking, 1986; Hosking y Wallis, 1997) se define por sus parámetros de posición (u), escala (α) y forma (k) estimados regionalmente a partir de los L-momentos y se expresa como:

$$F(x) = \left[1 + \left\{ 1 - k \left(\frac{x - u}{\alpha} \right) \right\}^{1/k} \right]^{-1} \tag{12}$$

El rango para x es: $u + \alpha/k \leq x < \infty$ para $k < 0$ y $-\infty \leq x < u + \alpha/k$ para $k > 0$.

La función de los cuantiles $x(F)$ de la distribución GLO se escribe como:

$$x(F) = u + \frac{\alpha}{k} \left[1 - \left\{ \frac{1 - F}{F} \right\}^k \right] \tag{13}$$

en donde F es la probabilidad de no excedencia.

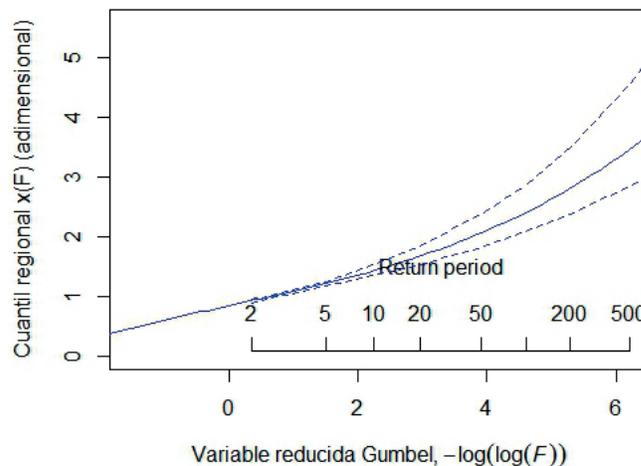
Los parámetros de la ecuación anterior se determinan en función de los L-momentos muestrales (Hosking y Wallis, 1997) como:

$$k = -t_3, \quad \alpha = \frac{l_2 \sin k\pi}{k\pi}, \quad u = l_1 - \alpha \left(\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\sin k\pi} \right) \tag{14}$$

En la siguiente tabla se da un resumen con la estimación de los parámetros de la función de distribución GLO, los cuantiles adimensionales $x(F)$ de la curva regional (Figura 3), así como sus respectivos $RMSE$ e intervalos de error del 90 %.

Tabla 5 | Parámetros regionales, cuantiles $x(F)$, $RMSE$ y límites de error (superior e inferior) del 90 % para la distribución GLO.

Parámetros GLO			F	T , años	$x(F)$	$RMSE$	$LI^{0.05}$	$LS^{0.95}$
u	α	k						
0.9245	0.1724	-0.2476	0.5	2	0.924	0.019	0.892	0.949
			0.571	2.33	0.976	0.015	0.949	0.995
			0.75	4	1.142	0.020	1.107	1.168
			0.80	5	1.210	0.027	1.164	1.248
			0.90	10	1.428	0.057	1.341	1.521
			0.95	20	1.672	0.096	1.532	1.843
			0.98	50	2.053	0.168	1.821	2.373
			0.99	100	2.401	0.243	2.077	2.882
			0.995	200	2.811	0.341	2.369	3.509
			0.998	500	3.471	0.518	2.820	4.573

**Figura 3** | Curva regional de los cuantiles $x(F)$ y límites de error del 90 % de la distribución GLO.

Una vez definida la curva regional de frecuencia adimensional, fueron evaluados los cuantiles locales $X(F)$ de las precipitaciones máximas diarias de cada una de las 12 estaciones que componen la región (Tabla 6). Los cuantiles regionales adimensionales $x(F)$ de la Tabla 5 se multiplican por el correspondiente índice de avenida o factor local de escala $\mu_i = l_i$ de cada estación de la región (ver Tabla 3). En la siguiente tabla se resume una selección de los cuantiles locales estimados para algunos períodos de retorno T de entre 10 y 500 años que pueden ser de interés práctico en estudios de hidrológicos de avenidas y delimitación de zonas inundables.

Tabla 6 | Cuantiles locales $X(F)$ de las precipitaciones máximas diarias para períodos de retorno de entre 10 y 500 años.

F	T , años	$X(F)$	$RMSE$	$LI^{0.05}$	$LS^{0.95}$	$X(F)$	$RMSE$	$LI^{0.05}$	$LS^{0.95}$	$X(F)$	$RMSE$	$LI^{0.05}$	$LS^{0.95}$
		Macomía				Marrupa				Máua			
0.90	10	118.5	9.5	105.3	136.8	118.3	12.1	101.2	140.6	126.0	11.3	109.0	144.4
0.98	50	170.4	19.3	145.2	209.9	170.2	22.4	139.6	216.1	181.2	21.7	150.8	219.6
0.99	100	199.3	26.0	165.0	253.1	199.0	29.3	159.7	260.6	211.8	28.7	172.6	266.1
0.998	500	288.1	50.5	224.4	398.1	287.7	54.7	217.9	408.4	306.3	54.7	237.6	422.6
		Mecufi				Moçimboa da Praia				Montepuéz			
0.90	10	116.9	10.5	101.3	135.9	132.6	11.8	115.2	152.5	109.0	9.1	94.9	125.1
0.98	50	168.1	20.5	139.7	208.5	190.7	22.9	159.4	235.2	156.7	18.5	130.2	192.2
0.99	100	196.5	27.2	160.1	251.7	223.0	30.3	182.2	285.0	183.2	24.8	149.5	232.4
0.998	500	284.1	51.7	220.1	399.0	322.4	57.5	248.2	446.7	264.8	48.0	205.4	367.3
		Mueda				Muíte				Palma			
0.90	10	110.4	9.5	95.8	127.5	129.9	13.2	111.1	153.6	115.5	10.0	100.2	134.3
0.98	50	158.7	18.8	132.5	197.4	186.8	24.5	153.8	236.0	166.1	19.3	138.3	205.4
0.99	100	185.6	25.1	152.6	238.3	218.4	32.2	175.9	286.1	194.1	25.6	159.5	248.5
0.998	500	268.3	48.2	208.2	375.7	315.8	59.9	237.6	450.1	280.7	48.9	216.5	390.2
		Quissanga				Namapa				Pemba			
0.90	10	141.2	13.4	122.6	165.1	126.0	11.9	108.3	146.9	134.9	11.3	118.3	154.6
0.98	50	203.0	25.2	169.7	254.0	181.2	22.3	150.3	224.9	194.0	22.8	164.0	239.1
0.99	100	237.4	33.3	193.5	307.9	211.9	29.3	171.9	271.3	226.8	30.6	188.9	288.0
0.998	500	343.2	62.8	263.2	481.1	306.3	55.2	234.6	427.5	327.9	59.6	260.6	450.4

Centrando el análisis de los resultados de la tabla anterior, en los períodos de retorno de 100 y 500 años se observa que, para T igual a 100 años, la precipitación máxima diaria en la región oscila entre los 237 mm en la estación de Quissanga y los 183 mm en la de Montepuéz, siendo el promedio en toda la región del orden de los 207 mm. Para T igual a 500 años, en esas mismas estaciones, las láminas máximas estimadas alcanzan los 343 y 265 mm respectivamente, mientras que promedio regional sube a los 300 mm.

Si se toma como referencia el período de retorno de 100 años y se comparan los resultados obtenidos en este estudio con los derivados por Ngongondo *et al.* (2014) para las 7 estaciones que conforman la región G2 de la zona sur de Malawi (Balaka: 216.2; Chikweo: 230; Chingale: 180.5; Liwonde: 185.4; Mangochi: 179.5 mm, Monkebay: 243.7 y Ntaja: 219.4 mm), se observan resultados muy similares. El promedio para ese período de retorno de las estaciones de la región G2 se sitúa en los 208 mm y resulta coincidente con el obtenido en el presente estudio. Se destaca también que para la citada región, los valores regionales de los coeficientes de L-asimetría y L-curtosis (~ 0.26 y 0.24) son cercanos a los obtenidos en la región de estudio (0.248 y 0.216).

CONCLUSIONES

En este estudio se ha realizado el análisis regional de frecuencia de las series de máximos anuales de precipitaciones máximas diarias de 12 estaciones pluviométricas localizadas en las cuencas internas de la provincia de Cabo Delgado (Norte de Mozambique), basado en el método del índice de avenida con sus parámetros estimados regionalmente por los L-momentos.

Dentro de las características más relevantes de la red pluviométrica de la región de estudio destacan, la distribución irregular de las estaciones a escala espacial, así como las escasas longitudes de los registros de observaciones. La densidad de la red de estaciones con registros iguales o superiores a los 20 años de observaciones es de aproximadamente una estación por cada 4667 km², muy por debajo de la densidad mínima recomendada por la OMM. Estas características hacen poco recomendable el

análisis tradicional de frecuencia de las precipitaciones máximas basado en el uso de datos locales exclusivamente y justifican la conveniencia del análisis regional como alternativa a la carencia de información de la región.

Todas las estaciones superaron el mínimo de calidad requerido, de acuerdo con las pruebas estadísticas recomendadas por la OMM e implementadas en el modelo TREND para un nivel de significación del 5%. Dentro de la región analizada se constató que, a nivel local, no existen estaciones discordantes respecto del comportamiento regional que cabría esperar en una región homogénea. En ningún caso los valores de las medidas individuales de discordancia D_i superaron los umbrales críticos de dicha medida definidos para una región compuesta por 12 estaciones, lo que es concordante con el análisis inicial de calidad realizado sobre la base de un conjunto de pruebas estadísticas recomendadas por la OMM.

De acuerdo con la evaluación inicial de la medida de heterogeneidad H_n , el conjunto de estaciones analizadas constituye una región “aceptablemente homogénea” si se considera *a priori* cumplida la suposición de independencia espacial sobre la que se sustenta el método del índice de avenida. Al constatar cierta dosis de correlación espacial entre las estaciones, la región fue declarada “posiblemente heterogénea”, atendiendo al comportamiento de H_1 . No obstante, se considera que ésta es una situación de heterogeneidad moderada dado que está por debajo del umbral 2, límite a partir del cual una región se declara definitivamente heterogénea. Aún en el caso de heterogeneidad moderada, el análisis regional ofrece unas estimaciones de los cuantiles más precisos que aquellos obtenidos por el análisis local, especialmente en regiones con registros insuficientes, como es el caso de la región de estudio.

En este estudio se han evaluado hasta 5 distribuciones candidatas de tres parámetros, de las que sólo dos, la GLO y la GEV, mostraron un ajuste aceptable. De ellas, se adoptó el modelo regional basado en la función de distribución GLO por ser la de mejor ajuste o capacidad descriptiva dado que presentó el mínimo valor de Z^{DIST} . La GLO resultó igualmente la más robusta o de mejor capacidad predictiva al presentar valores menores del error medio cuadrático (*RMSE*) en los cuantiles extremos estimados. Los resultados obtenidos en este estudio, acerca de las funciones de distribución aceptables para describir las series de máximos anuales de precipitaciones, son concordantes con los observados en el país vecino de Malawi, en las que las distribuciones GLO y GEV también mostraron el mejor ajuste.

Para el período de retorno de 100 años, la precipitación máxima diaria en la región oscila entre los 237 mm en la estación de Quissanga y los 183 mm en la de Montepuéz, siendo el promedio en toda la región del orden de los 207 mm. En las mismas estaciones las láminas máximas estimadas para 500 años alcanzan los 343 y 265 mm respectivamente, mientras que el promedio regional sube a los 300 mm.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar su agradecimiento a la Xunta de Galicia y Cooperación Galega por la financiación de este estudio que ha sido realizado en el marco del proyecto: “*Análise de mapas de inundação e redução de desastres nas bacias internas de Cabo Delgado. Caracterização e fortalecimento institucional em ARA-Norte*”. Asimismo agradecen la colaboración prestada por los técnicos del Departamento Técnico de la Administración Regional de Aguas del Norte de Mozambique (ARA-Norte).

REFERENCIAS

- Chiew, F.H., Siriwardena, L. (2005). Trend/Change detection software. USER GUIDE. CRC for Catchment Hydrology, Australia.
- Dalrymple, T. (1960). Flood frequency analysis. *USGS Water Supply Paper* 1543-A.
- Fisz, M. (1963). *Probability Theory and Mathematical Statistics*. John Wiley, New York.
- Grayson, R.B., Argent R.M., Nathan, R.J., McMahon, T.A., Mein, R. (1996). *Hydrological Recipes: Estimation Techniques in Australian Hydrology*. Cooperative Research Centre for Catchment Hydrology, Australia.

- Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C., Wallis, J.R. (1979). Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, 15(5), 1049–1054. doi:10.1029/WR015i005p01049
- Gumbel, E.J. (1958). *Statistics of extremes*. Columbia University Press, New York.
- Guttman, N.B. (1993). The use of L-moments in the determination of regional precipitation climates. *Journal of Climate*, 6, 2309-2325. doi:10.1175/1520-0442(1993)006<2309:TUOLMI>2.0.CO;2
- Guttman, N. B., Hosking, J. R., Wallis, J. R. (1997). Regional precipitation quantile values for the continental U.S. computed from L-moments. *Journal of Climate*, 6, 2326-2340. doi:10.1175/1520-0442(1993)006<2326:RPQVFT>2.0.CO;2
- Hirsch, R.M., Slack, J.R., Smith, R.A. (1982). Techniques of trend analysis for monthly water quality data. *Water Resources Research*, 18(1), 107–121. doi:10.1029/WR018i001p00107
- Hosking, J. R. (1986). The theory of probability weighted moments. *Research Report RC 12210*, IBM Research Division, Yorktown Heights, NY.
- Hosking, J.R. (1988). The four-parameter kappa distribution. *Research Report RC 13412*, IBM Research Division, Yorktown Heights, NY.
- Hosking, J. R. (1990). L-moments: Analysis and Estimation of Distributions using Linear Combinations of order Statistics. *Journal of Royal Statistical Society*, 52(1), 105-124.
- Hosking, J.R. (1994). The four-parameter kappa distribution. *IBM Journal of Research and Development*, 38(3), 251-258. doi:10.1147/rd.383.0251
- Hosking, J.R., Wallis, J.R. (1997). *Regional frequency analysis: an approach based on L-moments*. Cambridge University Press. doi:10.1017/cbo9780511529443
- Hosking, J.R. (2014a). Regional frequency analysis using L-moments. R package: ImomRFA, versión 3.0: July, 2, 2014. (<http://cran.r-project.org/web/packages/lmomRFA/index.html>).
- Hosking, J.R. (2014b). L-moments. R package: lmom, versión 2.4: July, 2, 2014. (<http://cran.r-project.org/web/packages/lmom/index.html>).
- Jenkinson, A.F. (1955). The Frequency Distribution of the Annual Maximum (or Minimum) Values of Meteorological Elements. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 87, 158. doi:10.1002/qj.49708134804
- Jenkins, G.M., Watts, D.G. (1968). *Spectral analysis and its applications*. Holden-Day, San Francisco, California.
- Kendall, M.G. (1975). *Rank Correlation Methods*. 4th Edn., Charles Griffin, London.
- Kundzewicz, Z.W., Robson, A. (2000). Detecting Trend and Other Changes in Hydrological Data. *World Climate Program – Water*, WMO/UNESCO, WCDMP-45, WMO/TD 1013, Geneva.
- Madsen, H., Pearson, C.P., Rosbjerg, D. (1997). Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 2. Regional modeling. *Water Resources Research*, 33(4), 759-769. doi:10.1029/96WR03849
- Mann, H.B. (1945). Non-parametric test against trend. *Econometrica*, 13(3), 245-259. doi:10.2307/1907187
- Meacham, I. (1968). Correlation in sequential data three sample indicators. *Civil Eng. Trans. Inst. Eng. Aust.*, 10, 225-228
- Norbiato, D., Borga, M., Sangati, M., Zanon, F. (2007). Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood. *Journal of Hydrology*, 345(3-4), 149-166. doi:10.1016/j.jhydrol.2007.07.009
- Ngongondo, C.N., Chong-Yu, X., Lena, M.T., Berhanu, A., Tobias, C. (2011). Regional frequency analysis of rainfall extremes in Southern Malawi using the index rainfall and L-moments approaches. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 25(7), 939-955. doi:10.1007/s00477-011-0480-x

- Organización Meteorológica Mundial, (1994). *Guía de prácticas hidrológicas*. Quinta edición, OMM-N° 168, Ginebra.
- Parida, B.P., Moalafhi, D.B. (2008) Regional rainfall frequency analysis for Botswana using L-Moments and radial basis function network. *Physics and Chemistry of the Earth*, 33(8-13), 614–620. doi:10.1016/j.pce.2008.06.011
- Pearson, C.P., McKerchar, A.I., Woods, R.A. (1991). Regional flood frequency análisis of western Australian data using L-moments. *International Hydrology and Water Resources Symposium*, Perth, Australia, 631-632.
- Siegel S., Castellan N.J. (1988). *Non-parametric Statistics for the Behavioural Sciences*. McGraw-Hill, New York, USA.
- Smithers, J.C., Schulze, R.E. (2001). A methodology for the estimation of short duration design storms in South Africa using a regional approach based on L-moments. *Journal of Hydrology*, 241(1-2), 41-52. doi:10.1016/S0022-1694(00)00374-7
- Student, (1908). The probable error of a mean. *Biometrika*, 6(1), 1–25. doi:10.1093/biomet/6.1.1
- Vogel, R.M., Fennessey, N.M., 1993. L-moment diagrams should replace product moment diagrams. *Water Resources Research*, 29(6), 1745-1754. doi:10.1029/93WR00341
- Vogel, R.M., Thomas, W.O., McMahon, T.A. (1993). Flood-flow frequency model selection in southwestern United States. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 119(3), 353-366. doi:10.1061/(ASCE)0733-9496(1993)119:3(353)