Revista Geográfica de América Central. Nos. 25-26.
I y II Semestres de 1992.
Pp. 99-113.

CFA88: UN PROGRAMA VERSATIL PARA EL ANALISIS DE EVENTOS HIDROMETEOROLOGICOS EXTREMOS. I. TEORIA

*Jorge Fallas Gamboa**

RESUMEN

El presente trabajo describe los diferentes componentes del programa CFA88 (Consolidated Frequency Analysis Package, versión 1). El programa le permite al usuario: 1) ajustar cinco distribuciones de frecuencia (valor generalizado extremo, lognormal de tres parámetros, log Pearson tipo III, Wakeby y Weibull); 2) evaluar a través de pruebas no paramétricas los supuestos asociados al análisis de frecuencia, a saber: independencia, homogeneidad, aleatoriedad y tendencia en el tiempo; 3) detectar valores «fuera de lo común» (low and high outliers); y 4) analizar series hidrometeorológicas con ceros, información histórica y eventos fuera de lo común.

1. INTRODUCCION

Por su magnitud y capacidad destructiva los eventos hidrológicos extremos (e.g.

* Catedrático, Escuela de Ciencias Ambientales y Programa Regional en Manejo de Vida Silvestre, Universidad Nacional, Heredia.

lluvias máximas, descargas instantáneas, etc.) reciben una atención especial por parte de diferentes especialistas involucrados en el diseño de obras de infraestructura, monitoreo ambiental, planificación urbana y regional y prevención hidrológica. Uno de los elementos más importantes en toda aplicación hidrológica es el estudio de registros cronológicos para una o más variables de interés y a partir de su comportamiento histórico estimar la probabilidad esperada para futuros eventos de diferentes magnitudes.

El método de análisis de frecuencia nos permite evaluar registros históricos y estimar la probabilidad de ocurrencia de inundaciones, sequías y precipitaciones máximas. También el método nos permite calcular los períodos de retorno, o sea aquel lapso de tiempo en el cual se espera que en promedio se presente un evento de magnitud igual o superior al de interés (Hydrology Subcommittee, 1982). La precisión y confiabilidad de las estimaciones dependen de la calidad de la información, longitud del registro y selección de la distribución de frecuencia teórica que mejor se ajusta a los datos. Con frecuencia el análisis de eventos extremos se traduce en el ajuste de una distribución de frecuencia preseleccionada por el investigador; dando poco o ninguna atención a la evaluación de los supuestos del modelo o al método de cálculo (Hydrology Subcommittee, 1982; Gupta, 1970; Ramírez y Castro, 1978; Varhson y Fallas, 1988). Esto se justificaba en parte por la ausencia de facilidades de cómputo y/o programas apropiados para el análisis de eventos extremos. Con el objeto de solventar parcialmente este problema se presenta este trabajo, que tiene por objetivo describir los diferentes componentes del programa CFA88 (Consolidated Frequency Analysis Package) y analizar algunos conceptos básicos sobre distribuciones de frecuencia. La aplicación del programa al estudio de dos series hidrometeorológicas extremas se presenta en la parte II de la presente revista.

2. CFA88: DESCRIPCION GENERAL

El programa CFA (Pilon, Condie and Harvey, 1985) fue desarrollado originalmente para una microcomputadora profesional DEC por especialistas de la sección de Recursos Hídricos de la Dirección de Aguas Continentales de Ottawa, Canadá. La adaptación a microcomputadoras IBM y compatibles (CFA88) fue realizada por la División de Computación Científica de la División de Información y Sistemas. El programa le permite al usuario crear y editar archivos; realizar pruebas no paramétricas para evaluar la homogeneidad, tendencia, independencia y aleatoriedad de la serie hidrológica; realizar pruebas para detectar valores «fuera de lo común» (low and high outliers) y estimar la magnitud de eventos con períodos de retorno entre 1,05 y 500 años. Además, permite seleccionar y ajustar las siguientes distribuciones de frecuencia: valor extremo generalizado (VE1, VE2 y VE3); lognormal de tres parámetros; logPearson tipo III; Wakeby y Weibull. También permite el análisis de registros con presencia de ceros, información histórica y observaciones fuera de lo común (outliers); así como las siguientes combinaciones:

1) Eventos históricos y valores pequeños fuera de lo común.
2) Eventos históricos, valores pequeños fuera de lo común y ceros.
3) Eventos históricos y ceros
4) Valores pequeños fuera de lo común y ceros.
5) Ceros.

La estimación de los parámetros para las diferentes distribuciones se realiza utilizando el método de máximo verosimilitud y como método alterno el de momentos.

El programa opera en una microcomputadora IBM XT, AT o compatible, requiere 450 KB de memoria, un coprocesador matemático y una tarjeta gráfica. El sistema gráfico se implementó utilizando la librería de programas de PLOT88 (Young and Van Woert, 1987). El número de observaciones por registro debe ser inferior a 150. El programa puede adquirirse escribiendo a:

Inland Waters Directorate
Water Resources Branch
Hydrology Division
Ottawa, Ontario
K1A OE7
Canada.

3. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIA

El análisis de frecuencia involucra la selección, análisis, ajuste de una distribución teórica y estimación de períodos de retorno para eventos de diferentes magnitudes. Una distribución de frecuencia es una arreglo numérico que describe la frecuencia con que eventos de diferentes magnitudes se observan en una serie estadística; su representación gráfica se conoce como una curva de frecuencia (Foster,1924).

El análisis de frecuencia de la serie hidrológica tiene como objetivo estimar la probabilidad de un evento en el ámbito $X + \Delta X$. Cuando la variable X es continua, como es el caso de precipitación y descarga, o cuando ΔX se transforma en la derivada de X (dX), la probabilidad P(X) se transforma en una función continua que recibe el nombre de función de densidad. La probabilidad de que un evento X sea menor o igual a un valor x ($P\ X \leq x$) está dada por la probabilidad acumulada; la cual, a su vez, se expresa en términos de la función de densidad. Simbólicamente tenemos:

$$P(X \leq x) = \int^{x} p(x)\,dx \qquad (1)$$

La probabilidad acumulada de un evento y su respectivo período de retorno (T) están relacionados por *la siguiente ecuación:*

$$T = 1 / 1 - (P(X \leq x)) \qquad (2)$$

El período de retorno (T) se define como el número promedio de años en que un evento de magnitud igual o superior a «x» se presentará en el futuro (Hydrology Subcommittee, 1982). Por ejemplo, podemos estimar que el período de retorno para una descarga instantánea de 700 $m^3 s^{-1}$ es 100 años o que el período de retorno para una lluvia máxima en 24 horas de 200 mm. es 200 años. El período de retorno también se conoce como período de recurrencia e intervalo de excedencia.

3.1 Valor Extremo Generalizado (VEG)

La distribución de valor extremo fue estudiada por primera vez por Fréchet (tipo I) en 1927 y por Fisher y Tippett (tipo I y II) en 1928 (Chow,1964). Sus trabajos demostraron que la distribución de valores extremos (máximos y mínimos) seleccionados a partir de «m» valores de N muestras, presentan una forma asintótica conforme «m» tiende a infinito. La distribución de valor extremo generalizado (VEG) es una familia de curvas de tres parámetros que pueden agruparse en tres tipos, dependiendo del valor del parámetro de forma (K). Las tres clases se conocen como Fisher-Tippett tipo I, II y III (Fisher y Tippett, 1926). También se les denomina VE1, VE2 y VE3. Para fines prácticos el valor de K oscila entre -0,6 y 0,6 (Pilon, Condie and Hervey, 1985). El cuadro 1 presenta la relación entre el valor de K y el tipo de distribución, así como la forma de la respectiva función de densidad.

La distribución tipo I se obtiene a partir de cualquier distribución exponencial (e.g. normal, lognormal y chi-cuadrado) que converja en una función exponencial al incrementar el valor de x. Esta distribución es un caso especial de la distribución lognormal para un coeficiente de variación y asimetría de 0,364 y 1,139; respectiva-

Cuadro 1
FAMILIA DE CURVAS DE LA DISTRIBUCION DE VALOR EXTREMO GENERALIZADO

Valor de K	*Distribución*	*Función de densidad*	*Observaciones*
cero	VE1	$F(x)= 1 / \alpha \exp [-x - \mu/\alpha - e^{-(x-\mu)/\alpha}]$	*
< 0	VE2	$F(x)= 1/\alpha (1- [x - \mu/\alpha] * K)^{1/K-1} e^{-(1-K(x-\mu)/\alpha)1/K}$	**
> 0	VE3	$F(x)= 1/\alpha (1- [x - \mu/\alpha] * K)^{1/K-1} e^{-(1-K(x-\mu)/\alpha)1/K}$	***

α: parámetro de escala.
μ/: parámetro de posición.
K : parámetro de forma.
* distribución no tiene límite superior ni inferior. Esta distribución también se conoce como doble exponencial.
** límite inferior de la distribución es igual a $(\mu + \alpha)/K$. No tiene límite superior.
*** límite superior de la distribución es igual a $(\mu + \alpha)/K$. No tiene límite inferior.

mente. La distribución tipo II se obtiene a partir de una distribución de tipo Cauchy y la tipo III de una distribución cuyos valores de «x» presentan un límite en su cola superior (Chow, 1964).

La distribución tipo I también se conoce como Gumbel tipo I, ya que él la aplicó por primera vez al estudio de descargas máximas (Gumbel, 1941). La distribución tipo II, por otra parte, se conoce como distribución de Weibull, ya que fue aplicada por primera vez por Weibull al estudio de resistencia de materiales (Chow, 1964); Gumbel (1954) también la utilizó en el estudio de sequías.

El programa CFA 88 ha sido diseñado para seleccionar automáticamente el tipo de distribución (VE1, VE2 y VE3) que mejor se ajusta a los datos basado en el valor de K. Cuando el valor de K se aproxima a cero la distribución VE1 es ajustada nuevamente a los datos.

En ausencia de observaciones históricas, el programa calcula el valor de los parámetros utilizando el método de máximo verosimilitud. Cuando el algoritmo no logra determinar el valor de las constantes se utiliza el método de momentos como procedimiento alterno. Para series hidrológicas con eventos históricos, el valor de los parámetros se obtiene por el método de momentos ponderados por la información histórica.

Una vez estimados los parámetros, el programa procede a estimar los eventos esperados para los siguientes períodos de retorno: 1,003; 1,05; 1,25; 5,10; 20; 50; 100; 200 y 500 años utilizando las siguientes fórmulas:

Caso 1:

Registro hidrológico sin eventos pequeños «fuera de lo común» (low outliers).

$X_T = \mu + \alpha[-\ln \{-\ln (1- (1/T)\}]$ VE 1 (3)

$x_T = \mu - (\alpha/K) ([(-\ln (1-1/T))^K] - 1)$ VE 1 y VE 2 (4)

Caso 2:

Registro hidrológico con eventos pequeños «fuera de lo común» (low outliers). Probabilidad condicional.

$x_T = \mu + \alpha [-\ln (-\ln (1- (1/T) * N/(N-L)))]$ VE 1 (5)

$xT = \mu - (\alpha /K) [\{-\ln(1- (1/T) * N/(N-L)\}^K - 1]$ VE 2 y 3 (6)

3.2 Distribución Lognormal de Tres Parámetros

La distribución lognormal asume que los logaritmos de la variable de interés (Ln x) tienen una distribución normal. Esto permite aplicar los postulados teóricos y las tablas de probabilidades desarrolladas para la distribución normal. Además, los datos transformados muestran una tendencia lineal al graficarlos en un papel de probabilidad lognormal, lo que facilita estimar probabilidades para eventos no observados (interpolación y extrapolación de valores). El grado de éxito de la transformación puede evaluarse comparando el valor de los coeficientes de asimetría y de kurtosis con los valores esperados para una distribución normal, a saber: 0,0 y 3,0, respectivamente. La experiencia con descargas máximas en Canadá ha demostrado que la transformación logarítmica tiende a sobrenormalizar los datos; generando series estadísticas con una fuerte asimetría negativa. Para resolver esta limitante el programa CFA88 utiliza una transformación que involucra el uso de un tercer parámetro (a), el cual contrarresta el efecto de sobrenormalización. La transformación resultante es Ln (x - a) y la función de densidad está dada por:

$$f(x) \doteq \frac{1}{\sigma\,(x-a)\,(2\,\pi^{0,5}} \exp\left(\frac{-(Ln(x-a) - m)^2}{2\,\sigma^2}\right) \qquad (7)$$

donde m: parámetro de posición para la variable transformada Ln(x-a)
σ^2: parámetro de escala para la variable transformada Ln (x-a)
a: límite inferior de la variable x

Cuando el registro muestra un coeficiente de asimetría negativo, el término (x-a) es reemplazado por (a-x) y la distribución tiene su límite en la cola superior.

Los eventos esperados en ausencia de valores pequeños fuera de lo común para períodos de retorno de 1,003; 1,05; 1,25; 2,5; 10; 20; 50; 100; 200 y 500 años se calculan utilizando las siguientes expresiones:

$$x_T = a + \exp\,(m + t\ \sigma) \qquad (8)$$

$$x_T = a - \exp\,(m - t\,\sigma) \qquad (9)$$

donde t es el número de desviaciones estándar de la variable transformada; su valor se obtiene de la tabla de distribución normal.

La ecuación 8 se utiliza para eventos con un límite en la parte inferior de la distribución; en tanto que la 9 para datos con un límite en la cola superior. El programa selecciona la ecuación a utilizar y calcula el valor de t.

La distribución lognormal de tres parámetros es muy flexible y sumamente utilizada en el análisis de eventos hidrológicos extremos. Una de sus ventajas es que cuando «a» toma el valor cero la distribución se transforma en la lognormal.

3.3. Distribución LogPearson Tipo III

La distribución logPearson tipo III es un caso especial de una de las funciones de probabilidad desarrollada por Pearson (1930), las cuales pueden utilizarse para ajustar prácticamente cualquier tipo de distribución. La ecuación diferencial propuesta por Pearson tiene cuatro constantes :

$$p(x) = \int_{-\infty}^{x} (a+x)/b_o + b_1 x + b_2 x^2)\, dx \qquad (10)$$

Resolviendo la ecuación anterior se obtiene una serie de distribuciones, tanto simétricas como asimétricas. Si asumimos que el logaritmo de la variable x tiene una distribución Pearson tipo III, entonces la distribución resultante se denomina logPearson tipo III. La distribución tiene tres parámetros y su función de densidad es:

$$f(x) = \frac{\exp(-\mathrm{Ln}\,(x - m)/a)}{\{a\} \times \Gamma(b)} ((\mathrm{Ln}(x-m)/a\,))^{b-1} \qquad (11)$$

donde a, b y m son parámetros de escala (pendiente), forma y posición, respectivamente.

Γ es la función gamma para el argumento indicado en paréntesis (b).

La distribución de densidad de la distribución logPearson tipo III puede tomar formas muy diferentes, dependiendo de la relación entre el valor de los parámetros y sus signos. Desde el punto de vista hidrológico, no todas las formas son aceptables; por lo tanto el usuario debe examinar cuidadosamente sus resultados y decidir si la forma de la curva es aceptable (Bobée, 1975). La bondad de ajuste de la distribución puede evaluarse considerando el límite superior estimado con respecto del valor del evento máximo observado, así como la tendencia general de la gráfica.

En ausencia de valores pequeños fuera de lo común (low outliers), el programa CFA88 estima el período de retorno de un evento x utilizando la siguiente ecuación:

$$\mathrm{Ln}\, x_T = m + a\,(t/(3b^{1/6}) - 1/(9b^{2/3}) + b^{1/3})^3 \qquad (12)$$

donde Ln x_T: logaritmo del evento «x» con período de retorno T

t: valor estandarizado de x. Su valor se obtiene de la tabla de distribución normal estandarizada.

3.4 Distribución de Wakely

La distribución de Wakely es una función de cinco parámetros propuesta por Houghton (1978) para el análisis de descargas máximas. Es una distribución muy flexible y puede imitar otras distribuciones de uso frecuente en hidrología, siempre y cuando se seleccione correctamente el valor de cada parámetro. Landwehr et al. (1979, a, b) expresan la distribución como una función de:

$$x = a\,(1-(1-F)^{b} - c(1-(1-F)^{-d} + m \qquad (13)$$

donde F: probabilidad de no exceder x
m: parámetro de posición
a y c: parámetro de escala.
b y d: parámetro de forma.

Los parámetros a y b determinan la forma de la cola inferior (eventos menores), en tanto que c y d determinan la forma de la cola superior (eventos mayores). Los parámetros para esta distribución se obtienen por el método de probabilidad de momentos ponderados. Las combinaciones de magnitud y signos válidos para aplicaciones hidrológicas se presentan en el cuadro 2.

El período de retorno para un evento x se obtiene aplicando la siguiente ecuación:

$$P = 1/T = 1 - F \qquad (14)$$

donde P: probabilidad de excedencia
T: período de retorno
F: probabilidad de no excedencia

3.5. Distribución de Weibull

La función de densidad de la distribución de Weibull puede expresarse de la siguiente manera:

$$f(x) = \frac{a}{(u - e)} * \frac{(x - e)^{a-1}}{(u - e)} * \exp\left(- \frac{(x - e)^{a}}{(u - e)}\right) \qquad (15)$$

en donde a, e y u son parámetros a ser estimados por el método de momentos. La distribución Weibull se ajusta muy bien a series hidrológicas con un coeficiente de asimetría negativo. Bajo esta condición las distribuciones de valor extremo generalizado, lognormal de tres parámetros y logPearson tipo III exhiben un límite en la cola superior de la distribución. Cuando dicho límite es muy similar al evento máximo

Cuadro 2

COMBINACION DE SIGNO Y MAGNITUD DE LOS PARAMETROS DE LA DISTRIBUCION DE WAKEBY VALIDOS EN APLICACIONES HIDROLOGICAS

Signo del parámetro				*Validez*	
a	*b**	*c*	*d***	*Sí*	*Restricciones*
+	+	+	+	X	
-	+	+	+		1
+	+	+	-		2
+	+	-	-	X	
-	+	-	-		3

* valor debe ser positivo
** valor debe ser < 1

1 válido si ab + cd > 0
2 válido si cumple con condición 1 y a > c y b ≤ {d}
3 válido si cumple con condición 1 y a > c y b ≥ {d}

observado puede subestimarse el período de retorno de los eventos máximos de la serie. Por sus características, la distribución de Weibull se utiliza para registros con ausencia de eventos históricos y cuando el coeficiente de asimetría de los datos no transformados es negativo.

El período de retorno para un evento X se estima utilizando las siguientes ecuaciones:

Caso 1:

Registro sin eventos pequeños fuera de lo común.

$$X_T = e + (u - e)\,(\ln T)^{1/a} \qquad (16)$$

Caso 2:

Registro con eventos pequeños fuera de lo común.

$$X_T = e + (u - e)\,(\ln (T\,(N-L)/N))^{1/a} \qquad (17)$$

donde N es el número total de eventos y L el número de eventos pequeños fuera de lo común (low outliers).

4. EVALUACION DEL REGISTRO HIDROLOGICO

La evaluación del registro hidrológico consiste en determinar si existen eventos fuera de lo común (low - high outliers) y el probar los supuestos de independencia, homogeneidad, tendencia y aleatoriedad.

4.1. Detección de Eventos Fuera de lo Común (OUTLIERS)

La presencia de eventos fuera de lo común (pequeños o grandes) causa problemas al ajustar una distribución de frecuencia a los datos de interés. En un sentido práctico, esto implica sub o sobreestimar los períodos de retorno esperados para diferentes eventos. La evaluación de eventos extremos se hace utilizando el estadístico K_N de Grubbs y Beck (1972). Los valores del estadístico para el percentil 90 se obtienen aplicando la siguiente ecuación:

$$y = -3{,}62201 + 6{,}28446\, N^{0{,}25} - 2{,}49835\, N^{0{,}5} + 0{,}49144\, N^{0{,}75} - 0{,}03791\, N \qquad (18)$$

en donde N es el número de observaciones en el registro.

La prueba de Grubbs y Beck parte del supuesto de que la muestra a ser evaluada proviene de una población normal. Para eventos extremos que no cumplan con esta condición se sugiere realizar la evaluación utilizando los logaritmos de los valores originales (Hydrology Subcommitte, 1982). El estadístico de prueba es el siguiente:

$$X_H = \exp(\, X + K_N\, S) \qquad (19)$$

$$X_L = \exp(\, X - K_N\, S) \qquad (20)$$

donde X y S son el promedio y la desviación estándar de los logaritmos naturales de la muestra y K_N el valor del percentil 90 del estadístico de Grubbs y Beck.

Cualquier valor superior a X_H se considera como un valor grande fuera de lo común, en tanto que un valor menor que X_L se considera un valor pequeño fuera de lo común. En presencia de eventos históricos y un coeficiente de asimetría para los valores transformados superior a 0,4 se utiliza la siguiente ecuación para detectar los valores fuera de lo común:

$$X_L = \exp(X - K_N\, S) \qquad (21)$$

donde X y S son el promedio y la desviación estándar ponderados de los logaritmos naturales de la muestra, respectivamente. El valor de K_N se obtiene para N igual a YT (longitud total del registro). En caso de detectarse eventos fuera de lo común el programa CFA88 advierte al usuario de su presencia.

4.2. Evaluación de los Supuestos del Análisis de Frecuencia

Los métodos utilizados para estimar los parámetros de las diferentes distribu-

Cuadro 3
ESTADISTICOS NO PARAMETRICOS UTILIZADOS PARA EVALUAR LOS SUPUESTOS DE INDEPENDENCIA, AUSENCIA DE TENDENCIA EN EL TIEMPO, HOMOGENEIDAD Y ALEATORIEDAD

Supuesto	***Estadístico de prueba***
Independencia	Coeficiente de correlación de órdenes de Spearman
Tendencia en el tiempo	Coeficiente de correlación de órdenes de Spearman
Homogeneidad	U de Mann-Whitney
Aleatoriedad	Prueba de recorrido

ciones de frecuencia se basan en el supuesto de que los datos son una muestra de valores aleatorios e independientes y que provienen de una población homogénea (Siegel, 1956). Los estadísticos utilizados para someter a prueba dichos supuestos se presentan en el cuadro 3.

La ventaja de los estadísticos no paramétricos sobre los paramétricos es que no parten del supuesto de que los datos provienen de una distribución específica como por ejemplo la normal.

5. REGISTROS CON CEROS Y EVENTOS HISTORICOS

5.1. Registros con Ceros

La presencia de ceros en el registro hidrológico es posible cuando se trabaja con descargas mínimas y en regiones con un período seco muy marcado. Los eventos con un valor de cero dificultan y/o imposibilitan el ajuste de distribuciones de frecuencia de tipo logarítmico, ya que el logaritmo de cero es menos infinito. Para solucionar esta limitación el cálculo de probabilidades en CFA88 se realiza utilizando el método de probabilidad condicional, el cual puede expresarse de la siguiente manera:

$$P(x) = (1-P(0))\ \{1-F(x)\} \qquad (22)$$

donde:

$P(x)$: probabilidad de evento superior a x
$P(0)$: probabilidad de presencia de evento igual a 0
$F(x)$: probabilidad de que un evento no exceda x

5.2. Eventos Históricos

El análisis de eventos extremos se basa en la evaluación de registros continuos para una o más variables hidrometeorológicas. El término evento histórico se aplica a aquellas observaciones que no pertenecen al período de registro continuo o cuyo período de retorno observado excede la longitud del registro. La presencia de información histórica mejora la estimación de períodos de retorno para eventos futuros. A continuación se describen los dos tipos de eventos históricos que pueden encontrarse en registros hidrológicos.

5.2.1. Eventos Extremos Previos al Período de Registro

En la mayoría de los casos sólo se cuenta con un registro continua de corta longitud (e.g. 20 o 30 años) para realizar el análisis de frecuencia. La longitud efectiva del registro puede extenderse determinando la magnitud y fecha en que un evento extremo ocurrió previo al inicio del registro. La terminología utilizada en el análisis de eventos históricos es la siguiente:

NA: número de eventos observados superiores a un valor de referencia.

NB: número de eventos observados inferiores a un valor de referencia.

NC: número de eventos no registrados y de magnitud inferior al valor de referencia estimado.

N : número total de eventos observados (NA + NB).

YT: longitud total del registro (NA + NB + NC).

NHA: número de eventos históricos superiores al valor de referencia.

Por ejemplo, si la medición de caudales se inició en 1953, para el año 1988 el registro contaría con un período de observación continuo de 36 años. Si una descarga máxima de una magnitud conocida ocurrió en 1940 y si además sabemos que no existe otro evento superior desde el año 1900, entonces se dispondría de la siguiente información para el análisis de frecuencia:

Período	*Tipo de información*	*Años*
1953-1988	medición continua	36
1940	evento histórico	1
1900-1939	período sin registro	40
1941-1953	período sin registro	13

Los períodos sin registro se consideran como información estimada y el valor del evento observado en 1940 como el umbral de referencia estimado para el registro. De esta información deducimos que:

NA = 1	NB = 36	NC = 53
N = 37	YT = 83	NHA = 1

Para realizar un análisis de frecuencia con eventos históricos debe suministrarse el valor de YT, NHA, el valor del evento histórico y el valor de los eventos no históricos.

5.2.2. Eventos Extremos durante el Período de Registro

Un evento hidrometeorológico extremo observado en el período de registro de la estación puede considerarse como histórico si por algún medio fidedigno es posible establecer que el evento es el mayor observado en el sitio con respecto de una fecha determinada. Por ejemplo si tenemos observaciones para el período 1950-1988 y se sabe que el evento de 1965 es el mayor observado desde 1900 entonces tenemos:

NA= 1 NB= 38 NC= 50 N= 39 YT= 89 NHA= 1

6. CALCULO DE PROBABILIDADES EMPIRICAS

La probabilidad empírica u observada de un evento «x» puede obtenerse utilizando diferentes fórmulas, tales como la de Weibull (1939), Trusov et al. (1983), Hazen (1930), Beard (1952), Servicio Geológico de los Estados Unidos (Dalrymple, 1960) y Cunnane (1978).

El programa CFA88 utiliza la ecuación de Cunnane para determinar la frecuencia acumulada observada de los diferentes eventos en la serie hidrológica. Su expresión matemática es:

$$P(x) = \frac{m - 0{,}4}{N + 0{,}2} \qquad (23)$$

El período de retorno del evento «x» se obtiene reescribiendo la ecuación 23:

$$T = \frac{N + 0{,}2}{m - 0{,}4} \qquad (24)$$

donde T es el período de retorno del evento «x» en años, N el número de observaciones y m la posición del evento cuando la serie se ordena en forma descendente (eventos máximos) o ascendente (eventos mínimos).

Cuando la serie hidrológica incluye observaciones históricas el período de retorno para eventos iguales o superiores al umbral de referencia se calcula con la siguiente expresión (Benson, 1950):

$$T = \frac{YT + 0,2}{m - 0,4} \qquad (25)$$

Para eventos inferiores al umbral de referencia el período de retorno se calcula de la siguiente manera (Benson, 1950):

$$T = \frac{YT - 0,2}{ma - 0,4} \qquad (26)$$

donde:

$$ma = NA + (YT - NA)\,(m - NA) / NB \qquad (27)$$

$$YT' = NA + NB + NC \qquad (28)$$

La definición de los términos se brindó en la sección 5.2.

7. APLICACIONES

La aplicación del programa se ilustra en la parte II del presente trabajo.

8. BIBLIOGRAFIA

Beard, L.R. 1952. **STATISTICAL METHODS IN HYDROLOGY.** U.S. Army, Corps of Engineers Proc. Separate 438.

Benson, M.A. 1950. **USE OF HISTORICAL DATA IN FLOOD-FREQUENCY ANALYSIS.** Transactions, American Geophysical Union. 31(3):june.

Bobeè, B. 1975. **THE LOG PEARSON TYPE 3 DISTRIBUTION AND ITS APPLICATION IN HYDROLOGY.** Water Resources Research. 11(5):681-689.

Chow, Ven Te. 1964. Section 8I. **STATISTICAL AND PROBABILITY ANALYSIS OF HYDROLOGIC DATA.** Part I. Frequency analysis. *En:* Chow, Ven Te (Ed.). Handbook of Applied Hydrology. p. 42.

Dalrymple, T. 1960. **FLOOD-FREQUENCY ANALYSES. MANUAL OF HYDROLOGY: PART 3. FLOOD-FLOW TECHNIQUES.** U.S. Geological Survey Water-Supply Paper 1543-A. 80 pp.

Foster, A. H. 1924. **THEORETICAL FREQUENCY CURVES AND THEIR APPLICATION TO ENGINEERING PROBLEMS.** Transactions American Society of Civil Engineers, Vol. (87):142-173.

Grubbs, Frank E. and Beck, Glenn. 1972. **EXTENSION OF SAMPLE SIZES AND PERCENTAJE POINTS FOR SIGNIFANCE TESTS OF OUTLYING OBSERVATIONS.** Technometric. 14(4):847-854.

Gumbel, E.J. 1941. ***THE RETURN PERIOD OF FLOOD FLOWS.*** *Annals Math. Statistics*, Vol. 12 (2):163-190.

______. 1954. **STATISTICAL TEORY OF EXTREME VALUES AND SOME PRACTICAL APPLICATIONS.** U.S. Bur. Standars. Appl. Mathematics, Ser. 33. 51 pp.

Gupta, L.V. 1970. **SELECTION OF FREQUENCY DISTRIBUTION MODELS.** Water Resour. Res. Vol. 6(4):1.193-1.198.

Hazen, Allen. 1930. **FLOOD FLOWS.** New York. John Willey and Sons. 119 pp.

Houghton, J.C. 1978. **BIRTH OF A PARENT: THE WAKEBY DISTRIBUTION FOR MODELLING FLOOD FLOWS.** Water Resources Research. 14(6):1.105-1.109.

Hydrology Subcommittee. 1982. **GUIDE-LINES FOR DETERMINING FLOOD FLOW FREQUENCY.** Bulletin #17B. U.S. Geological Survey, Office of Water Data Coordination, Reston, Virginia, USA.

Kimball. F. B. 1946. **ASIGMENT OF FREQUENCIES TO A COMPLETELY ORDERED SET OF SAMPLE DATA.** Transactions, Amer. Geophysical Union, Vol. 27(6):843-846.

Landwehr, J.M.; Matalas, N.C. and Wallis, J.R. 1979a. **ESTIMATION OF PARAMETERS AND QUANTILES OF WAKEBY DISTRIBUTIONS.** 1. Known lower bounds. Water Resources Research. 15(6):1.361-1.372.

______. 1979b. **ESTIMATION OF PARAMETERS AND QUANTILES OF WAKEBY DISTRIBUTIONS.** 2. Unknown lower bounds. Water Resources Research. 15(6):1.373-1.379.

Pearson, Karl. 1930. **TABLES FOR STATISTICIANS AND BIOMETRICIANS.** Part I. The biometrics laboratory, University College, London. Cambridge University Press. London, 3d. ed.

Pilon, J. Paul; Condie, Robert and Harvey, K. David. 1985. **CONSOLIDATED FREQUENCY ANALYSIS PACKAGE.** CFA. User manual for version 1. Water Resources Research Branch. Inland Waters Directorate, Environment Canada. Ottawa, Ontario. 148 pp.

Ramírez, P. y Castro, V. 1978. **EVALUACION CUANTITATIVA DEL RIESGO DE DESASTRE POR CICLONES TROPICALES EN LA CUENCA DEL RIO GRANDE DE TARCOLES, COSTA RICA, AMERICA CENTRAL.** Ministerio de Agricultura y Ganadería. Instituto Meteorológico Nacional. San José, s.p.

Trusov, I.; Izquierdo, A. y Díaz, L.R. 1983. **CARACTERISTICAS ESPACIALES Y TEMPORALES DE LAS PRECIPITACIONES ATMOSFERICAS EN CUBA.** Editorial Academia, La Habana. 150 pp.

Vahrson, W.G. y Fallas, Jorge. 1988. **EVALUACION DE TRES METODOS PARA ESTIMAR PERIODOS DE RETORNO DE LLUVIAS MAXIMAS EN 24 HORAS EN LA ESTACION SAN JOSE, COSTA RICA.** Nota de investigación Nº 7. Instituto Meteorológico Nacional. San José. 40 pp.

Weibull, W. 1939. **A STATISTICAL THEORY OF THE STRENGTH OF MATERIALS.** Ing. Vetenskapsakad. Handl. (Stockh), Vol.151:15.

Young, T.L. and Van Voert, M.L. 1987. **PLOT 88 SOFTWARE LIBRARY REFERENCE MANUAL.** Second Ed. Plotworks, Inc. California, USA. 257 pp.