

Estimación estadística de la precipitación máxima probable en San Luis Potosí

Daniel Francisco Campos Aranda

Universidad Autónoma de San Luis Potosí

Inicialmente se destaca la importancia de la precipitación máxima probable, PMP, como base de la estimación hidrológica de la creciente máxima probable, se describe su concepto y se citan sus métodos de estimación. En seguida se detalla la información pluviométrica utilizada en este trabajo. A continuación se mencionan las características fundamentales del método estadístico de David M. Hershfield para estimación de la PMP, así como del enfoque probabilístico o predicción asociada a un periodo de retorno de 10,000 años (P_T). Se describe con detalle la técnica de los momentos L para la estimación de los parámetros de ajuste de las distribuciones Gumbel y General de Valores Extremos. Se aplican además, dentro del enfoque probabilístico, la distribución Log-Pearson tipo III y la transformación potencial de los datos. Posteriormente se analizan y contrastan los resultados, dentro del marco geográfico que establecen las regiones: altiplano, zona media y huasteca del estado de San Luis Potosí. Se presentan tres mapas para el estado: de precipitación diaria máxima observada, de P_T y de PMP. Por último, se formulan conclusiones respecto a la técnica de los momentos L, al contraste entre el mapa actual y el generado en este trabajo para la P_T y en relación al mapa de PMP propuesto.

Palabras clave: precipitación máxima probable, periodo de retorno, mapas de isoyetas, métodos estadísticos.

Introducción

La necesidad y el concepto del límite superior de la precipitación se origina a mediados de la década de los años treinta, cuando a partir del conocimiento meteorológico se intentó fijar el límite físico superior de la lluvia que puede ocurrir sobre una cuenca determinada, en un intervalo previamente especificado (Kirpich, 1969; Miller, 1972; WMO, 1973). Smith (1993) indica que sigue siendo válida la conclusión de Gilman (1964) sobre la existencia, tanto matemática como física, de un límite superior para la cantidad de lluvia. La precipitación asociada con tal límite superior se conoce como precipitación máxima probable, PMP.

Los diseños hidrológicos en los cuales interviene la PMP se basan en la decisión previa de brindar máxima protección sin importar el costo. Tal es el caso de los grandes embalses, en donde su falla constituye una catástrofe con pérdida de vidas humanas y daños materiales incalculables. Por otra parte, siempre será conveniente ubicar los servicios públicos esenciales y las carreteras importantes arriba del nivel máximo probable de inundación (Linsley *et al.*, 1977).

La creciente máxima probable, CMP, estimada a partir de la PMP (Paulhus & Gilman, 1953; OMM, 1974),

resulta casi siempre fuera de las posibilidades de control por medio de las estructuras convencionales y en caso de ocurrir, el área de inundación sería extensa y los daños cuantiosos, de manera que la adopción de la CMP en los diseños hidrológicos sirve para eliminar la posibilidad adicional de la falla del embalse, o la interrupción del abastecimiento de agua potable y de la circulación en una zona o región con problemas de inundación críticos (Linsley *et al.*, 1977).

En el contexto operativo, y de revisión y seguridad de presas ya construidas, sobre todo si éstas han sido clasificadas como peligrosas por sus dimensiones o su ubicación arriba de núcleos de población o zonas industriales, la estimación de la CMP es requerida para revisar la altura de la cortina y de los diques del embalse, así como para establecer el plan de manejo del almacenamiento y de sus planicies de inundación aguas arriba, si existen, y de aguas abajo, el cual depende de sus descargas.

Métodos de Estimación de la PMP

Entre los procedimientos más comunes de estimación de la PMP, está la aplicación de un modelo determinístico de eventos, o bien de un método hidrológico, como

la técnica del hidrograma unitario, ambos enfoques utilizan la PMP y requieren de una tormenta de diseño. La estimación de la PMP se puede realizar a través de los criterios siguientes, expuestos de mayor a menor confiabilidad y requerimientos de información:

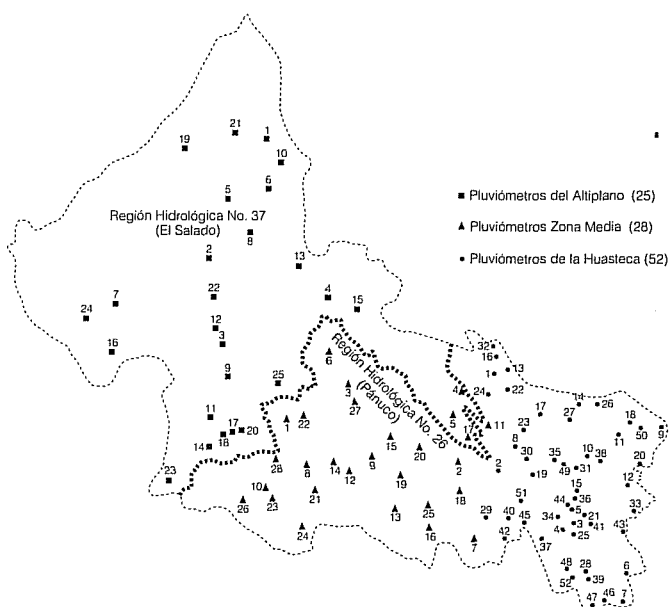
- 1) Modelos de tormentas
- 2) Transposición y maximización de tormentas
- 3) Método estadístico de D.M. Hershfield
- 4) Estimación probabilística
- 5) Métodos empíricos

En este trabajo se desarrolla la aplicación de los criterios 3 y 4 para estimar la PMP; el primero es un procedimiento de origen empírico, que conduce a resultados aproximados que no son función de quien lo aplica; el segundo se basa en utilizar varios modelos de función de distribución de probabilidades, por ejemplo la Gumbel, la General de Valores Extremos, GVE, y la Log-Pearson tipo III, para efectuar la estimación a un periodo de retorno de 10 mil años (Garros-Berthet, 1994; Cluckie & Pessoa, 1990). Dentro del enfoque probabilístico también se aplicó la transformación de los datos para buscar su normalización y posteriormente efectuar la estimación citada.

Uso de las precipitaciones diarias máximas

Actualmente se dispone en nuestro país de ochenta pluviógrafos y a futuro se contará con 690; por lo tanto,

1. Localización de las estaciones pluviométricas utilizadas



su número es muy reducido en comparación con la disponibilidad de estaciones pluviométricas que es de 5,566 (Collado y Toledo, 1992). Es por ello que los métodos estadístico y probabilístico que permiten la estimación de la PMP de duración 24 horas son los más convenientes. También debido a la escasez de pluviógrafos las tormentas de diseño pueden ser estimadas por procedimientos que se basan sólo en la PMP de 24 horas (Campos, 1987).

Información de precipitaciones diarias máximas anuales

Información pluviométrica disponible

En San Luis Potosí la red de pluviómetros asciende a 191 estaciones, según archivos y datos de la Gerencia Estatal de la Comisión Nacional del Agua, CNA. De estos pluviómetros sólo 155 cuentan con más de diez años de registro (Martínez, 1996) y únicamente 105 tienen un registro igual o mayor de veinte años, hasta 1993 o 1994; éstos son los pluviómetros que fueron utilizados en este trabajo, cuya localización se muestra en la ilustración 1. Sus coordenadas geográficas se pueden consultar en Martínez (1996).

Información pluviométrica utilizada

La información pluviométrica que fue utilizada en este trabajo corresponde a las lluvias diarias máximas anuales, denominadas por la CNA precipitaciones máximas en 24 horas en los boletines climatológicos (SARH, 1980, 1982) de las regiones hidrológicas Núm. 37 (El Salado) y Núm. 26 (Pánuco), que abarca el estado de San Luis Potosí: la primera corresponde al altiplano potosino y la segunda a las zonas media y huasteca o planicie costera.

Integración del archivo de datos

De los boletines climatológicos Núm. 3 (SARH, 1980) y Núm. 5 (SARH, 1982) se obtuvieron los registros de precipitación máxima en 24 horas hasta los años 1978 y 1979. De las 105 estaciones que cuentan con más de veinte años, mismos que fueron actualizados con base en los archivos de la CNA en San Luis Potosí y en Tampico, Tamaulipas, hasta 1993 y 1994.

Se elaboró un archivo en *Basic* (DAPMP) que comprende a las 105 series anuales de máximos, SAM, de lluvia *diaria*, por conveniencia separadas en las regiones: altiplano, zona media y huasteca (Campos, 1993b), debido principalmente a la facilidad para realizar comparaciones o contrastes numéricos, tanto de

sus valores característicos como de los resultados de la aplicación de los métodos o criterios de estimación de la PMP. Este archivo está disponible con el autor.

Método estadístico de David M. Hershfield

Introducción

Los conocimientos que actualmente se poseen sobre el mecanismo de las tormentas y su eficacia para producir precipitaciones, resultan insuficientes para poder evaluar con precisión los límites de los valores extremos de la precipitación. Por lo anterior, las estimaciones de la PMP deben ser consideradas aproximaciones, cuya precisión depende fundamentalmente de la cantidad y calidad de los datos disponibles para la aplicación de los dos primeros enfoques o criterios de estimación (WMO, 1973).

El procedimiento estadístico desarrollado por David M. Hershfield a principios de los años sesenta para estimar la PMP, puede ser aplicado cuando se dispone de más de veinte años de información de datos de precipitación diaria, en cuencas no mayores de 1,000 km² (WMO, 1973); es particularmente útil para hacer estimaciones rápidas y donde otros datos meteorológicos no existen o son muy escasos, como, por ejemplo, temperaturas de punto de rocío y registros de viento.

Bases conceptuales y soporte empírico

El procedimiento tal como fue desarrollado a principios de los años sesenta y posteriormente modificado (Hershfield, 1962, 1963 y 1965) se basa en la Fórmula General del Análisis de Frecuencia Hidrológico (Chow, 1964):

$$X(T_r) = x_n + Ks_n \quad (1)$$

en la cual $X(T_r)$ es la precipitación asociada a un determinado periodo de retorno (T_r), en milímetros; x_n y s_n son respectivamente la media aritmética y la desviación estándar de la serie o registro de n máximos anuales, ambas también en milímetros, y K es una variable estadística adimensional función de la probabilidad o periodo de retorno y del modelo probabilístico ajustado a la serie anual de máximos (SAM).

Si la precipitación máxima observada X_m sustituye a $X(T_r)$, entonces K_m es el número de desviaciones estándar s_n que deben ser adicionadas a x_n para obtener X_m . Las SAM de más de 2,600 estaciones pluviométricas, con un total de 95,000 estaciones-año de datos, de las cuales alrededor del 90% estaban en los Estados Unidos de América, fueron utilizadas para deter-

minar el valor máximo de K_m . La precipitación máxima observada no fue incluida en el cálculo de x_n y s_n ; esto es equivalente a medir el evento máximo después que los valores de x_n y s_n han sido calculados y establecidos (Hershfield, 1965).

Los valores máximos calculados para K_m resultaron del orden de 15 y originalmente se pensó que eran independientes de la magnitud de la lluvia, pero posteriormente se encontró que variaba inversamente, ya que un valor de 15 es alto en regiones de fuerte lluvia y bajo en las zonas áridas (WMO, 1973). Además, no se encontró una variación geográfica sistemática, sugiriendo en K_m ocurre en una forma aleatoria, pues aunque x_n y s_n cambien poco en estaciones cercanas, los valores máximos observados son muy diferentes (Hershfield, 1965).

Al dibujar K_m contra su correspondiente precipitación media anual se encontró que la curva envolvente tiene la tendencia a decrecer. Los cuatro valores de K_m asociados con los valores máximos de precipitación en 24 horas proceden de la región de fuertes lluvias de Cherrapunji, India, mientras que el valor de K_m asociado a una media de 406 mm corresponde a un récord mundial de 1,168.1 mm (Hershfield, 1965).

Procedimiento de aplicación

El procedimiento del método de Hershfield (1962, 1963 y 1965) se puede consultar en WMO (1973) y Campos (1991a, 1992a, 1996); una síntesis de éste es la siguiente: a la serie anual de lluvias máximas diarias (SAM), en milímetros, se le suprime el evento máximo (designado por m), formándose dos series de n y $n-m$ datos o eventos; a cada serie se les calcula su media y desviación estándar. Se corrigen la media y la desviación estándar de la SAM, por lluvia máxima observada y por longitud de registro con auxilio de las figuras respectivas. Estos últimos son los valores que se utilizan en la ecuación 1.

Se determina el valor del factor de frecuencia K_m por medio de la figura correspondiente, con base en la media corregida. Se estima la precipitación máxima probable diaria, por medio de la ecuación 1. Este valor se corrige por intervalo fijo y único de observación, ya que los datos utilizados son lluvias diarias máximas medidas cada 24 horas (Weiss, 1964). Cuando se requiera una estimación de la PMP para duraciones diferentes a 24 horas, se puede distribuir ésta en el tiempo, con base en la curva envolvente de registros mundiales, cuya ecuación es (WMO, 1973; Campos, 1992a, 1996):

$$R = 421.6 D^{0.475} \quad (2)$$

estando D en horas y R en milímetros. El procedimiento consiste en localizar en la duración de 24 horas el valor estimado de PMP. Se traza una curva paralela a la mundial, recta en el papel logarítmico, por tal punto y se leen los valores buscados en la duración correspondiente. Por último, se realiza el ajuste o corrección de la PMP puntual, por magnitud de cuenca con base en la figura respectiva, de acuerdo a la duración analizada y la magnitud o área de la cuenca, en kilómetros cuadrados.

Programa de cómputo

En el programa desarrollado en *Basic* y denominado PMP se han sustituido las figuras que emplea el método de Hershfield, por polinomios de grado N , o bien por regresiones múltiples (Poole *et al.*, 1983); tales expresiones se presentan en Campos (1991a, 1996).

Resultados del método estadístico de David M. Hershfield

En el cuadro 1 se han concentrado diversos valores característicos de las series anuales utilizadas, como son: periodos de registro, sus magnitudes mínima y máxima (P_{MAX}), sus valores promedio y de desviación estándar, el factor de frecuencia calculado, los resultados del método estadístico para $K_m = 15$ y para el K_m estimado y, por último, la relación entre la PMP y la P_{MAX} .

Análisis probabilístico

Prueba y ajuste de la Distribución Gumbel

Uno de los modelos de distribución más conocidos y utilizados en el mundo, para la predicción de valores extremos asociados a diversas probabilidades, es la función Fisher-Tippett tipo I, de Valores Extremos tipo I o simplemente de Gumbel, G, cuyos aspectos prácticos de aplicación han sido expuestos en la mayoría de los textos de hidrología superficial. La función Gumbel define una familia de líneas rectas en el papel de probabilidad extremo o de Gumbel-Powell, sus coeficientes de asimetría y curtosis son constantes e igual a 1.14 y 5.40, respectivamente. La fórmula de la función es (NERC, 1975; Kite, 1977):

$$F(x) = P(X < x) = \exp \{-\exp [-(x - u)/a]\} \quad (3)$$

por ello se conoce también como doble exponencial, siendo u el parámetro de ubicación y $a > 0$ el de escala. Definiendo la variable reducida y como:

$$y = (x - u)/a \quad (4)$$

se obtiene de la ecuación 3 que:

$$y = -\ln [-\ln F(x)] = -\ln [-\ln (1 - 1/T_r)] \quad (5)$$

en donde, T_r es el periodo de retorno. Entonces el valor buscado asociado a un T_r queda definido por la forma inversa de la distribución Gumbel:

$$X_{T_r} = u + a(y) \quad (6)$$

Los métodos de estimación de los parámetros de ajuste de la distribución Gumbel más difundidos son los cinco siguientes:

- Momentos (NERC, 1975; Kite, 1977).
- Momentos de probabilidad pesada (Greis & Wood, 1981; Stedinger *et al.*, 1993);
- Máxima entropía (Jowitt, 1979)
- Sextiles (Clarke, 1973)
- Máxima verosimilitud (Jenkinson, 1969; Clarke, 1973; Campos, 1991b, 1996).

Actualmente se dispone de test estadísticos para verificar la conveniencia de utilizar la distribución de valores extremos tipo I o de Gumbel, cuando las tipo II, Log-Gumbel o Fréchet y la tipo III o de Weibull son opciones viables, de acuerdo al comportamiento de los datos en el papel de probabilidad extrema (concavidad hacia arriba o hacia abajo, respectivamente). En este trabajo se aplicaron dos pruebas, la primera es propuesta por Van Montfort (1970) y la segunda por Otten & Van Montfort (1978).

El programa GUMBEL escrito en *Basic* (Campos, 1996) está integrado por tres partes, en la primera se realizan las pruebas estadísticas de Van Montfort (1970) y de Otten & Van Montfort (1978), para definir estadísticamente la aceptación de la distribución Gumbel a la muestra analizada, frente a los modelos Fréchet y Weibull. La segunda parte corresponde a los cálculos de los parámetros de ajuste por los métodos de momentos, mpp, sextiles y de máxima verosimilitud, así como al cálculo del error estándar de ajuste EEA definido como (Kite, 1977):

$$EEA = \{[\sum (x_i - X)^2]/(n - np)\}^{1/2} \quad (7)$$

en donde la sumatoria abarca de uno a n (número de datos), np el número de parámetros de ajuste. En este caso igual a 2, x_i son los datos observados ordenados de menor a mayor y X son los valores estimados con la ecuación 6 para las mismas probabilidades de no ex-

cedencia asociadas a cada dato histórico, de acuerdo a la fórmula de Weibull (Benson, 1962):

$$P(X < x) = i/(n + 1); i = 1, 2, \dots, n \quad (8)$$

Por último, en la tercera parte se realiza el cálculo del valor asociado a un periodo de retorno de 10 mil años, o probabilidad de no excedencia de 0.9999, a través de la aplicación de la ecuación 6 con cada pareja de parámetros de ajuste estimados con los cuatro métodos expuestos; en igual forma se pueden realizar cálculos para cualquier otro periodo de retorno.

En el cuadro 2 se han concentrado los resultados de la aplicación de los procedimientos anteriores, indicando únicamente el *menor* error estándar de ajuste obtenido y la predicción de 24 horas (estimación diaria multiplicada por 1.13) para el periodo de retorno de 10 mil años, o estimación probabilística de la precipitación máxima probable.

Ajuste de la distribución GVE

A. F. Jenkinson obtuvo en 1955 la ecuación general de la denominada Distribución General de Valores Extremos, GVE, cuya expresión es (Jenkinson, 1969):

$$X = u + a [1 - \exp(-ky)]/k = u + (a/k) \text{ yr} \quad (9)$$

siendo, X la variable que se analiza probabilísticamente, u el parámetro de ubicación, con idénticas unidades que X , a el parámetro de escala, k el de forma, y la variable reducida de Gumbel, función de la probabilidad de no excedencia $F(x)$, con la expresión dada en la ecuación 5, yr es otra variable reducida más práctica definida como:

$$yr = 1 - [-\ln(1 - 1/Tr)]^k \quad (10)$$

en la cual Tr es el periodo de retorno en años. De acuerdo al signo de k , el cual fluctúa en la práctica de -0.6 a +0.6 (NERC, 1975), se definen los tres tipos de distribuciones en el papel de probabilidad extrema o de Gumbel-Powell:

$k > 0$ (positivo): Fisher-Tippett tipo III, de Weibull ó VE3. Familia de curvas con concavidad hacia abajo y frontera superior en $X = u + a/k$.

$k = 0$ Fisher-Tippett tipo I, de Gumbel o VE1. Familia de líneas rectas, con expresión: $X = u + a \cdot y$.

$k < 0$ (negativo): Fisher-Tippett tipo II, de Fréchet, log-Gumbel o VE2. Familia de curvas con concavidad hacia arriba y frontera inferior en $X = u - a/k$.

Durante el proceso de cálculo de los parámetros (u , a , k) de la distribución GVE, se define automáticamente el tipo de modelo probabilístico mediante el valor de k . Para la estimación de los parámetros de ajuste se dispone de cuatro métodos: momentos, sextiles, mpp y máxima verosimilitud. Estos procedimientos se pueden consultar en Jenkinson (1969), Clarke (1973), NERC (1975), Kite (1977), Greis & Wood (1981) y Raynal (1984), han sido descritos y aplicados en México en el análisis de frecuencia de gastos máximos anuales por Acosta (1986) y Martínez y Raynal (1988). Campos (1991b, 1996) ha expuesto programas de cómputo para la aplicación de la distribución GVE.

El programa GVE (Campos, 1996) aplica cuatro métodos de estimación de los parámetros de ajuste, emplea la ecuación 9 para un periodo de retorno de 10 mil años y reporta el error estándar de ajuste (EEA) estimado con la ecuación 7 utilizando $np = 3$.

Cuando las pruebas de van Montfort y de Otten & van Montfort desarrolladas en el programa GUMBEL, según mecánica operativa de Sevruk & Geiger (1981), indicaron la conveniencia de utilizar la distribución GVE, ésta se aplicó y sus resultados están concentrados en el cuadro 2 en forma similar a los de la distribución Gumbel.

Ajuste de las Distribuciones Gumbel y GVE por medio de los Momentos L

Recientemente se ha propuesto una nueva técnica de estimación de los parámetros de ajuste de diversas distribuciones de probabilidad, entre ellas la Gumbel, G, y la GVE. Este nuevo procedimiento, conocido como los momentos L, MOL, fue propuesto por J.R.M. Hosking en 1990 y es semejante al de momentos convencionales, ya que son esperanzas matemáticas de ciertas combinaciones lineales de las estadísticas de orden. Por lo tanto, los estimadores muestrales de los MOL son combinaciones lineales; de ahí el nombre de las observaciones ordenadas o clasificadas por magnitud y por ello están sujetas a menor sesgo que los momentos producto.

Los MOL tienen ventajas teóricas sobre los momentos tradicionales, entre ellas estar virtualmente libres de sesgo aun en muestras cortas y ser mucho más robustos a la presencia de valores dispersos (*outliers*) en los datos. Por otra parte, el uso de los momentos producto de los logaritmos de los datos pueden sobreestimar la importancia de los valores pequeños. Por lo anterior, se ha concluido que los MOL proporcionan estimadores simples y eficientes de las características de los datos hidrológicos y de los parámetros de sus

distribuciones (Stedinger *et al.*, 1993; Vogel & Fennessey, 1993; Harper *et al.*, 1994).

En el apéndice 1 se resume la teoría de los MOL, se describe con detalle su cálculo y la estimación de los parámetros de ajuste de las distribuciones Gumbel y GVE, a través de esta nueva técnica, incluyendo un sencillo test para detectar cuál de las dos distribuciones es la más conveniente, desde el punto de vista estadístico de los datos. En el Cuadro 2 se han concentrado los resultados de la aplicación de las distribuciones Gumbel o GVE a través del método de los MOL, según programa GVEL (Campos, 1996).

Ajuste de la Distribución Log-Pearson tipo III

La distribución Log-Pearson tipo III (LP3) ha sido ampliamente utilizada en hidrología, en especial en el análisis de frecuencia de crecientes (Benson, 1968; WRC, 1977; Kite, 1977), siendo una distribución de 3 parámetros de ajuste cuya variable corresponde al logaritmo de los datos, es un modelo muy versátil. La función de densidad de probabilidad $f(y)$ Pearson tipo III (P3) tiene la siguiente expresión (Bobée, 1975):

$$F(y) = \{1/[\alpha\Gamma(\beta)]\}[(1/\alpha)(y-\xi)]^{\beta-1} \exp[-(1/\alpha)(y-\xi)] \quad (11)$$

donde α , β , ξ son los parámetros de escala, forma y ubicación (β siempre es positivo). Se deben considerar los dos casos siguientes: si $\alpha > 0$, entonces la distribución tiene sesgo positivo, y entonces $\xi = y < +\infty$; si $\alpha < 0$, la distribución está sesgada negativamente y $-\infty < y = \xi$. Cuando el parámetro de ubicación $\xi = 0$ se obtiene la distribución Gamma (Campos, 1988). La variable x tiene una distribución LP3 si $y = \log x$ sigue una distribución P3. Cuando $\alpha < 0$ la distribución LP3 presenta un límite superior en 10^ξ (Bobée, 1975).

Los dos métodos de estimación de los parámetros de ajuste que se utilizaron corresponden al de momentos en el dominio logarítmico. Este procedimiento corresponde a aplicar una distribución P3 a los logaritmos de los datos (Kite, 1977) y método de momentos en el dominio real (Bobée, 1975). El cálculo del error estándar de ajuste (EEA) se realiza con base en la ecuación 7 y considerando $np = 3$.

En el programa LP3 escrito en Basic (Campos, 1996) se calculan los parámetros de ajuste con el método indirecto de momentos (dominio logarítmico), evaluando su correspondiente EEA; en seguida se desarrolla lo anterior, pero con el método directo de momentos (dominio o campo real), calculando su respectivo EEA y finalmente se calculan e imprimen los valores de la variable X asociados al periodo de retorno de

10 mil años. Nuevamente, en el cuadro 2 se tienen los resultados correspondientes a la aplicación de la distribución Log-Pearson tipo III, siendo X la estimación probabilística de la precipitación máxima probable.

Uso de la transformación potencial

Los datos provenientes de diversas situaciones conforman su propia función de densidad de probabilidad; entonces, en lugar de adoptar y ajustar una distribución conocida a los datos, quizás sea mejor modificarlos o reconstruirlos por medio de una determinada transformación, de tal manera que la muestra o registro transformado siga una distribución particular.

Chander *et al.* (1978) sugieren utilizar la familia de transformaciones propuesta por G. E. P. Box y D. R. Cox en 1964 para obtener la normalidad de los datos, caracterizada únicamente por un coeficiente de asimetría, C_s , cercano a cero. Ésta es:

$$z_i = (x_i^\lambda - 1)/\lambda \quad \text{en la cual } \lambda \neq 0 \quad (12)$$

$$z_i = \log x_i \quad \text{en la cual } \lambda = 0 \quad (13)$$

siendo, x_i los datos de la muestra, z_i los datos transformados y λ una constante. Las ecuaciones 12 y 13 constituyen una transformación potencial general, en la cual las transformaciones logarítmica, recíproca y de raíz cuadrada son casos especiales.

La determinación de la constante λ no es explícita, pero se puede estimar asignándole diversos valores y seleccionando el que conduzca al C_s de la serie z_i más cercano a cero, o bien, aplicando una técnica numérica de búsqueda de raíces. El valor de λ varía de -1.0 a 1.0 y además un incremento o decremento origina el mismo efecto en el C_s . Este comportamiento es muy útil en su estimación por tanteos (Chander *et al.*, 1978).

Para estimar un evento máximo asociado a un periodo de retorno $x(Tr)$, primero se estima el respectivo evento máximo transformado $z(Tr)$:

$$z(Tr) = z_m + K z_s \quad (14)$$

en donde z_m y z_s son la media aritmética y la desviación estándar de los datos transformados z_i y K es la desviación normal estándar correspondiente al periodo de retorno Tr . Para el caso del $Tr = 10\,000$ años, $K = 3.71902$ (Abramowitz & Stegun, 1972, pp. 977). El evento máximo buscado será igual a:

$$X(Tr) = [\lambda z(Tr) + 1]^{1/\lambda} \quad (15)$$

La ecuación anterior permite realizar el cálculo del error estándar de ajuste, EEA, definido por la ecuación 7, al utilizar un algoritmo computacional para estimar el valor de K correspondiente a cualquier probabilidad de no excedencia (Abramowitz & Stegun, 1972).

El programa TRANPOT desarrollado en *Basic* (Campos, 1996) busca por tanteos el valor óptimo del parámetro λ , el cual corresponde al que minimiza el C_s de la serie transformada (z_i), dando incrementos de 0.005 desde -1.255 hasta 1.255. Para tal valor de λ se calculan los parámetros estadísticos. Evalúa el EEA estimando el valor de X con las ecuaciones 14 y 15; por último, realiza la estimación de la variable X asociada a un periodo de retorno de 10 mil años o estimación probabilística de la PMP. En el cuadro 2 se han concentrado los resultados de la aplicación de este enfoque estadístico.

Contraste de resultados

Análisis de homogeneidad o consistencia de la información pluviométrica utilizada

En el apéndice 2 se cita brevemente el planteamiento adoptado para el análisis de homogeneidad de este tipo de información pluviométrica (SAM), se describen las pruebas seleccionadas, se concentran los resultados en el cuadro 3 y se formulan las conclusiones generadas por tal análisis, las cuales en resumen establecen que las inconsistencias detectadas (persistencia y/o tendencia), al parecer, no afectan los resultados obtenidos con las series encontradas no homogéneas.

Estimación de la Precipitación Máxima en 24 horas y periodo de retorno 10 mil años

Como ya se ha indicado, en el cuadro 2 se han concentrado los resultados de las distribuciones G, GVE y LP3, relativos a la precipitación máxima en 24 horas y periodo de retorno 10 mil años (P_{Tr}), la cual corresponde a los valores de precipitación diaria de tal intervalo de recurrencia multiplicados por 1.13 (Weiss, 1964).

Los resultados obtenidos con el método de la transformación potencial, cuyo enfoque es de inicio diferente a los métodos paramétricos del análisis de frecuencia, aporta resultados que corroboran las estimaciones numéricas de los ajustes, tanto en la precipitación máxima en 24 horas y periodo de retorno 10 mil años, como en el valor del error estándar de ajuste calculado, según se observa en el cuadro 2.

Respecto al criterio utilizado para adoptar los valores de P_{Tr} del cuadro 2, éste se basó en el menor error

estándar de ajuste teniendo cierta preferencia por adoptar los resultados del método de los MOL (Harper *et al.*, 1994), cuando el EEA resultó muy similar y, por último, tomando en cuenta los valores previamente adoptados en la zona donde está la estación pluviométrica analizada.

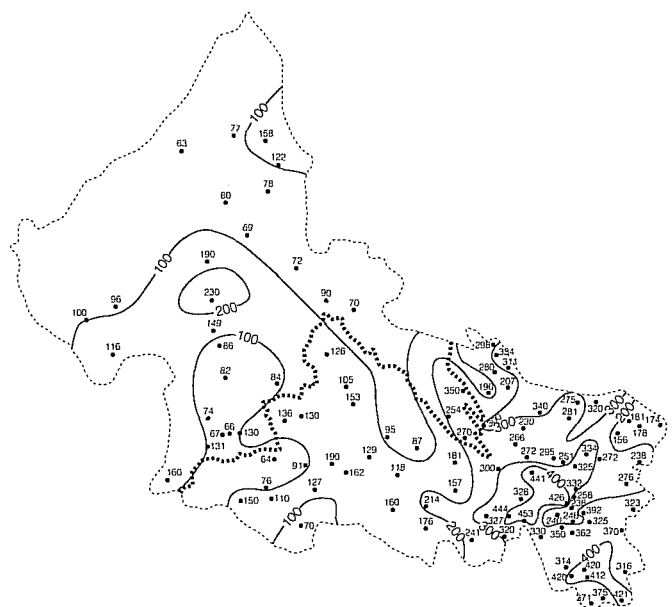
Estadísticos regionales de la precipitación máxima probable

El haber adoptado en este estudio la regionalización demostrada previamente para San Luis Potosí (Campos, 1993b), la cual establece claramente las diferencias climáticas entre las *zonas altiplano*, porción superior de la planicie costera o *zona media* y *zona huasteca* o planicie costera propiamente, constituyó una ventaja para los análisis, contrastes y la formalización de las conclusiones.

Los estadísticos calculados para cada región son claramente diferentes, como se observa en el cuadro 1. Así por ejemplo, los valores máximos observados de precipitación diaria son: 230.0, 350.0 y 452.8 mm; presentando medias de 105.6, 157.7 y 311.0 mm. Con respecto a la media de las series, el valor promedio de éstas en cada zona o región resultó ser: 45.0, 59.1 y 135.3 milímetros.

Respecto a la PMP estimada con el método de Hershfield, sus valores medios en cada región son: 437.0, 609.1 y 1095.3 mm, con desviaciones estándar cada vez más grandes 101.5, 157.2 y 259.7 mm, res-

2. Precipitación diaria máxima observada (mm): $P_{MÁX}$



3. Precipitación de duración 24 horas y periodos de retorno 10,000 años (mm) (SRH, 1976)



pectivamente. Las estimaciones máximas de PMP corresponden a: 671.9, 939.0 y 1,895.8 mm, esta última es muy cercana al valor máximo mundial observado de lluvia en 24 horas, que es de 1,908 mm, según ecuación 2 y se obtuvo en la estación Tansabaca, a la cual también corresponde la precipitación *diaria* máxima observada.

Estadísticos regionales de la precipitación máxima en 24 horas y periodo de retorno de 10 mil años (P_{Tr})

Estos estadísticos también destacan las diferencias entre las tres regiones y en comparación con los de PMP son menores en su valor medio, pero no así en las magnitudes máximas calculadas y en las desviaciones estándar. Lo anterior se puede corroborar de sus respectivos valores concentrados en el cuadro 2. La comparación entre estas estimaciones y la PMP del método de Hershfield, indica a través del coeficiente de variación (Cv) mucha mayor dispersión en la P_{Tr} , ya que el Cv de la PMP es del orden de 0.25, en cambio los correspondientes de la P_{Tr} son 0.90, 0.60 y 0.33 en cada región.

Relaciones PMP/P_{MAX} y PMP/P_{Tr}

En la última columna del cuadro 1 se tiene la relación o cociente entre la precipitación máxima probable en

24 horas y la precipitación *diaria* máxima observada (P_{MAX}), quinta columna del cuadro 1. Los estadísticos de estos cocientes permitirán realizar estimaciones rápidas de la PMP, con sólo disponer del dato de la P_{MAX} , de manera que en cada región (altiplano, zona media y huasteca) este último valor se multiplicará por 4.442, 4.212 ó 3.586 para obtener la PMP. Los cocientes entre la PMP y la P_{Tr} son lógicamente más bajos y con menor dispersión, los valores medios en cada región son: 1.761, 1.583 y 1.389, respectivamente.

Mapas de P_{MAX} , P_{Tr} y de PMP para el estado de San Luis Potosí

El mapa de P_{MAX} presentado en la ilustración 2, se generó con la idea de permitir estimaciones de tal magnitud, en sitios sin estaciones pluviométricas, o bien de comprobar su magnitud cuando procede de una serie de pocos datos.

En 1976 la entonces Secretaría de Recursos Hidráulicos publicó el *Boletín de tormentas máximas observadas y probables en 24 horas (hasta 1974)*, del cual se ha copiado para San Luis Potosí la ilustración 3 (SRH, 1976), que corresponde a la P_{Tr} . En tal figura se observa que tal mapa se basó también en un total de 105 pluviómetros, con 31 en la región altiplano, 28 en la zona media y 46 en la huasteca.

4. Precipitación de duración 24 horas y periodo de retorno 10 000 años (mm): P_{Tr}



5. Precipitación máxima probable (mm) según método de David M. Hershfield: PMP



De la ilustración 3 se observa que para la región huasteca la magnitud máxima de P_{Tr} corresponde a la zona de las estaciones Tansabaca y Tanlacut con 800 mm y que los valores fluctúan desde los 500 mm. En la zona media la P_{Tr} varía de los 200 a los 500 mm, con un máximo en la zona de Villa de Reyes de 400 mm y de 400 a 500 mm en la frontera con plena zona huasteca. Finalmente en el altiplano la P_{Tr} oscila de los 150 a los 400 mm, con el máximo en la zona de la estación Santo Domingo.

Con base en los datos de P_{Tr} del cuadro 2 se ha construido un nuevo mapa, mismo que se tiene en la ilustración 4. Por otra parte, con base en los valores de PMP del cuadro 1 se ha elaborado un nuevo mapa de tal estimación, el cual se muestra en la ilustración 5.

Conclusiones

En este trabajo se ha expuesto, aplicado y contrastado (ver cuadro 2) la técnica de estimación de los parámetros de ajuste de las distribuciones Gumbel y GVE, con base en los momentos L, descrito en detalle operativo en el apéndice 1. Se concluye que el método además de sencillo es consistente y que conduce a resultados tan exactos como los obtenidos con algoritmos más complejos, como por ejemplo, momentos de probabilidad pesada y máxima verosimilitud, los cuales algunas veces no convergen. Lo anterior fue medido y observado a través del error estándar de ajuste

(ecuación 7), de acuerdo a los resultados del cuadro 2. La prueba estadística para seleccionar entre una distribución Gumbel o una GVE, descrita en el inciso 6 del apéndice 1, es muy sencilla y a la vez tan efectiva como los algoritmos propuestos por Van Montfort (1970) y Otten & Van Montfort (1978), según se dedujo del contraste entre las distribuciones adoptadas (Campos, 1996).

Los resultados concentrados en los cuadros 1 y 2 para los valores *puntuales* de la PMP según el método de Hershfield y el enfoque probabilístico, en las 105 estaciones pluviométricas utilizadas, constituyen un importante acervo de valores para diseño en tales localidades, o bien para construir mapas de áreas o cuencas específicas, obtener el valor medio, por ejemplo a través del método de los polígonos de Thiessen y después corregir esta estimación al tomar en cuenta la reducción por tamaño de éstas, y de ahí hacer estimaciones para otras duraciones.

Como resultado de la comparación entre la precipitación máxima probable (PMP) calculada con el método estadístico de David M. Hershfield y la precipitación en 24 horas y de periodo de retorno 10,000 años (P_{Tr}), adoptada en el cuadro 2, se ha concluido que los cocientes PMP/P_{Tr} son del orden de 1.761, 1.583 y 1.389, en las regiones altiplano, media y huasteca; lo que significa, que en general a la estimación estadística de la PMP, le corresponde un periodo de retorno bastante mayor de 10,000 años, aspecto que ha sido aceptado al asignar a la PMP una probabilidad anual del orden de 10^{-6} a 10^{-7} (Cluckie & Pessoa, 1990).

El contraste entre el mapa de P_{Tr} disponible actualmente, expuesto en la ilustración 3 (SRH, 1976) y el construido con los valores adoptados para tal magnitud en el cuadro 2, ilustración 4, destaca los severos incrementos que ha experimentado tal variable en las zonas huasteca y altiplano, como consecuencia de las grandes lluvias ocurridas en 1993 durante el huracán Gert (GRN, 1994), ahora ya tomadas en cuenta; estos incrementos son superiores al doble en el área de Tanquián y San Vicente T., así como en la zona de Venado, Charcas y Moctezuma en el altiplano: En ciertas zonas de la región media el incremento es del orden del doble, por ejemplo, en Cárdenas y Rayón.

El nuevo mapa de PMP estimada según el método estadístico de David M. Hershfield, ilustración 5, pone de manifiesto lo ya indicado, tanto en el aspecto de conducir a valores de diseño superiores al doble, como al definir la zona de mayor precipitación en el estado, en las estaciones Tansabaca y Tanlacut, así como mostrar valores característicos del orden de 400, 600 y 1,000 mm, en las regiones altiplano, media y huasteca, respectivamente.

1. Datos y resultados del método estadístico de David M. de Hershfield

No.	Nombre de la Estación Pluviométrica:	REGISTRO: Años	(No.)	Precip. Observada mínima	máxima ²	Medias: Xn	Xn-m	Desv. Estándar: Sn	Sn-m	Factor Km _c	PMP ¹ en 24 h Km=15	Km _c	Cociente PMP/P _{MAX}
<i>Estaciones de la Zona Altiplano:</i>													
1	Cedral	1926-1978	(42)	23.2	158.2	48.083	45.398	24.595	17.592	17.5	383.4	438.0	2.769
2	Charcas	1921-1994	(72)	12.0	190.0	48.767	46.777	33.735	29.417	17.5	584.8	671.9	3.536
3	El Grito	1968-1993	(26)	20.5	86.0	48.273	46.764	17.886	16.479	17.4	389.5	442.0	5.140
4	El Huizache(+)	1966-1994	(28)	8.0	90.0	41.893	40.111	20.002	17.977	17.7	409.1	474.0	5.267
5	La Maroma	1965-1994	(30)	21.0	80.0	46.367	45.207	15.738	14.654	17.5	346.0	393.8	4.923
6	La Presa	1975-1994	(20)	22.9	77.6	48.540	47.011	15.789	14.621	17.3	364.6	411.8	5.307
7	La Reforma	1970-1994	(23)	24.1	97.5	52.752	50.718	18.257	15.795	17.1	385.4	431.8	4.429
8	Laguna Seca	1929-1993	(20)	17.0	68.8	38.090	36.474	15.651	14.262	17.8	344.3	400.9	5.827
9	Los Pilaes	1963-1994	(32)	25.0	81.5	44.688	43.500	15.315	13.991	17.5	328.4	375.4	4.606
10	Matehuala	1925-1994	(58)	17.5	122.0	51.559	50.323	23.225	21.421	17.3	450.4	510.0	4.180
11	Mexquitic de Carmona	1962-1993	(31)	26.0	74.0	49.261	48.437	13.412	12.817	17.3	312.1	351.2	4.746
12	Moctezuma	1969-1994	(26)	20.0	149.0	47.177	43.104	26.784	17.262	17.5	400.3	459.2	3.082
13	Palo Blanco	1964-1994	(30)	15.0	72.0	37.123	35.921	14.080	12.665	17.9	295.3	344.4	4.783
14	Presa El Peaje	1963-1994	(32)	20.0	131.0	43.775	40.961	21.033	13.976	17.7	324.6	373.8	2.853
15	Presa Guadalupe	1968-1994	(22)	15.0	70.0	43.109	41.829	13.957	12.910	17.6	317.4	363.2	5.189
16	Salinas de Hidalgo	1926-1994	(24)	8.0	116.2	45.092	42.000	25.496	20.970	17.6	478.7	552.3	4.753
17	S.L.P. (Universidad)	1923-1978	(38)	24.7	66.0	39.750	39.041	11.553	10.840	17.8	254.2	292.9	4.438
18	S.L.P. (Los Filtros)	1949-1994	(46)	15.9	66.5	42.043	41.500	13.604	13.243	17.7	293.3	337.1	5.069
19	Santa María del Refugio	1964-1994	(31)	16.0	63.1	35.245	34.317	13.075	12.215	18.0	283.5	332.1	5.263
20	Soledad de G. Sánchez(+)	1944-1994	(37)	16.0	129.5	43.259	40.864	28.971	25.395	17.7	539.4	627.4	4.845
21	Vanegas	1964-1993	(29)	20.0	77.0	37.890	36.493	14.199	12.264	17.9	288.8	336.0	4.364
22	Venado	1947-1972	(24)	28.0	230.0	68.396	61.370	42.526	25.534	16.7	594.0	651.3	2.832
23	Villa de Arriaga	1926-1993	(59)	17.0	160.0	44.315	42.321	22.642	16.817	17.7	356.0	410.4	2.565
24	Villa de Ramos(+)	1979-1993	(36)	12.0	100.0	43.083	41.457	21.542	19.487	17.7	427.8	494.9	4.949
25	Villa Hidalgo	1962-1985	(23)	1.0	84.0	36.922	34.782	19.163	16.565	17.9	382.1	448.8	5.343
Magnitud mínima				1.0	63.5	35.245	34.317	11.553	10.840	17.1	254.2	292.9	2.565
Magnitud Máxima				28.0	230.0	68.396	61.370	42.526	29.417	18.0	594.0	671.9	5.827
Media aritmética				17.8	105.6	45.018	43.067	20.089	16.766	17.572	381.3	437.0	4.442
Desviación estándar				6.345	43.5	6.774	5.964	7.327	4.691	0.286	90.6	101.5	0.945
Coeficiente de variación				0.356	0.412	0.151	0.138	0.365	0.279	0.016	0.238	0.232	0.213
<i>Estaciones de la Zona Media:</i>													
1	Armado de los Infante	1960-1994	(34)	22.0	135.5	57.044	54.667	29.403	26.332	17.0	581.6	651.3	4.807
2	Cárdenas	1929-1994	(51)	19.4	180.5	64.290	61.966	35.844	32.092	16.7	664.7	733.4	4.063
3	Cerritos	1922-1994	(45)	24.0	104.5	62.036	61.070	21.973	21.240	16.8	465.3	511.6	4.896
4	Ciudad del Maíz	1923-1994	(58)	4.0	350.0	69.871	64.956	55.919	41.915	16.6	842.1	924.9	2.643
5	Colonia Álvaro Obregón	1930-1993	(52)	19.0	254.0	59.738	55.929	44.978	35.971	17.0	728.2	817.1	3.217
6	Guadalcázar	1962-1994	(32)	22.0	125.5	64.294	62.319	28.192	26.314	16.7	595.0	652.8	5.202
7	Lagunillas	1943-1994	(38)	28.0	240.5	84.566	80.351	48.401	41.401	15.9	890.7	939.0	3.904
8	La Salitrea	1960-1993	(27)	17.0	90.5	45.952	44.238	19.256	17.412	17.5	403.9	462.1	5.106
9	Nogal Oscuro	1966-1994	(30)	31.0	128.5	67.447	65.341	26.072	23.797	16.5	552.3	600.4	4.672
10	Ojo Caliente	1966-1994	(28)	20.7	76.1	42.125	40.867	15.909	14.724	17.7	344.5	397.0	5.217
11	Ojo de Agua	1935-1994	(37)	20.0	300.2	85.019	79.042	48.426	32.441	16.0	719.2	759.3	2.529
12	Ojo de Agua Seco	1961-1994	(32)	26.5	162.0	72.272	69.377	30.188	25.781	16.3	592.4	638.3	3.940
13	Paredes	1961-1994	(32)	27.5	160.0	69.422	66.500	32.190	28.079	16.5	634.7	689.4	4.309
14	Paso de San Antonio	1943-1994	(40)	20.2	190.0	58.315	54.938	30.125	21.526	17.0	473.1	528.3	2.781
15	Pastora(+)	1962-1993	(32)	20.0	95.0	46.803	45.248	19.756	17.983	17.5	409.7	468.1	4.927
16	Pedro Montoya	1966-1994	(26)	25.0	176.0	67.915	63.592	34.512	27.102	16.6	624.3	681.6	3.873
17	Presa Álvaro Obregón	1936-1994	(59)	19.3	269.7	58.042	54.393	45.541	36.206	17.1	724.9	817.2	3.030
18	Rayón	1960-1994	(33)	37.2	157.0	71.015	68.328	27.061	22.583	16.4	525.7	567.3	3.613
19	Rioverde	1921-1994	(72)	25.7	117.5	52.722	51.810	19.160	17.651	17.2	377.9	425.2	3.619
20	San Francisco	1960-1994	(33)	7.0	86.5	42.555	41.181	22.111	20.986	17.7	462.8	536.3	6.200
21	San José Alburquerque	1960-1994	(33)	7.5	126.5	46.258	43.750	26.358	22.427	17.5	494.0	568.7	4.496
22	San Nicolás Tolentino(+)	1960-1994	(34)	23.0	130.0	60.709	58.609	24.365	21.392	16.8	489.0	540.5	4.158
23	Santa María del Río	1960-1994	(26)	8.5	110.0	48.962	46.520	21.567	17.974	17.4	419.3	476.7	4.334
24	Tierra Nueva	1961-1994	(32)	11.4	70.0	37.566	36.519	17.372	16.603	17.9	372.2	435.6	6.223
25	Vigas	1961-1994	(32)	22.5	213.9	65.372	60.581	40.273	30.281	16.7	670.8	740.3	3.461
26	Villa de Reyes	1952-1994	(28)	20.0	150.0	54.179	50.630	26.442	18.969	17.2	440.9	496.3	3.309
27	Villa Juárez	1959-1994	(34)	24.0	153.0	64.324	61.636	31.531	27.786	16.7	618.3	680.2	4.446
28	Zaragoza	1960-1994	(34)	13.5	64.0	34.929	34.048	12.641	11.730	18.0	270.4	316.8	4.950
Magnitud mínima				4.0	64.0	34.929	34.048	12.641	11.730	15.9	270.4	316.8	2.529
Magnitud máxima				37.2	350.0	85.019	80.351	55.919	41.915	18.0	890.7	939.0	6.223
Media aritmética				20.2	157.7	59.062	56.372	29.842	24.953	16.961	549.6	609.1	4.212
Desviación estándar				7.532	71.65	12.781	11.868	10.993	7.766	0.547	151.8	157.2	0.965
Coeficiente de variación				0.371	0.455	0.217	0.211	0.369	0.313	0.029	0.278	0.258	0.229

1. Datos y resultados del método estadístico de David M. de Hershfield (Continuación)

No.	Nombre de la Estación Pluviométrica:	REGISTRO: Años (No.)		Precip. Observada mínima máxima ²	Medias: Xn Xn-m		Desv. Estándar: Sn Sn-m		Factor Km _c	PMP ¹ en 24 h Km=15 Km _c		Cociente PMP/P _{MAX}	
Estaciones de la Zona Huasteca:													
1	Abritas	1961-1994	(33)	64.0	280.0	143.194	138.919	51.146	45.582	13.7	1062.6	986.3	3.523
2	Agua Buena	1928-1992	(55)	63.0	300.0	135.536	132.491	44.028	38.148	14.0	853.4	808.5	2.695
3	Altamira	1960-1994	(32)	80.0	246.0	132.400	128.735	38.406	32.866	14.1	802.3	761.5	3.096
4	Aquismón	1960-1994	(35)	86.0	350.0	180.917	175.944	70.658	65.208	12.6	1481.5	1277.8	3.651
5	Ballesmi	1954-1994	(39)	60.0	238.2	128.479	125.592	41.398	37.765	14.2	869.1	831.0	3.489
6	Chalchicuautla	1961-1994	(33)	65.5	316.0	139.258	133.734	53.821	44.170	13.9	1028.2	964.2	3.051
7	Chapulhuacanito	1973-1994	(21)	77.3	420.5	175.343	163.085	80.447	59.084	12.8	1427.1	1248.3	2.969
8	Damián Carmona	1960-1994	(35)	61.0	266.0	127.486	123.412	47.375	41.399	14.3	953.9	914.2	3.437
9	Ebano	1961-1994	(30)	44.0	174.0	85.690	82.645	32.785	28.725	15.8	671.0	700.6	4.026
10	El Choy	1960-1991	(32)	52.5	333.8	126.678	119.997	64.387	52.988	14.4	1190.8	1146.2	3.434
11	El Coco	1965-1994	(28)	41.5	155.5	92.946	90.630	32.638	30.824	15.4	727.3	745.4	4.794
12	El Fiscal	1972-1994	(23)	41.2	275.5	114.687	107.377	58.699	48.189	14.7	1118.8	1101.3	3.997
13	El Naranjo	1958-1994	(37)	60.0	310.5	131.208	126.228	54.669	46.153	14.2	1040.4	991.5	3.193
14	El Peñón	1972-1994	(22)	60.0	275.0	142.591	136.286	55.742	48.417	13.7	1165.4	1078.2	3.921
15	El Pujal(+)	1954-1994	(42)	48.5	332.2	138.107	133.373	68.290	61.769	14.0	1317.7	1237.1	3.724
16	El Salto	1953-1978	(25)	62.0	334.0	136.760	128.542	68.480	55.959	14.0	1291.1	1215.1	3.638
17	El Tigre	1961-1994	(34)	47.0	340.0	104.279	97.136	55.808	37.721	15.2	853.8	864.7	2.543
18	El Tulillo	1972-1993	(23)	48.5	180.5	96.526	92.709	36.962	32.867	15.3	786.6	800.4	4.434
19	Gallinas	1959-1994	(36)	55.0	440.7	163.944	156.037	80.458	65.930	13.2	1464.9	1311.1	2.975
20	Las Adjuntas	1958-1989	(32)	38.0	237.5	88.725	83.926	38.805	28.185	15.7	656.5	683.8	2.879
21	Las Moritas	1964-1994	(31)	70.7	391.2	139.135	130.733	69.097	51.721	14.0	1181.9	1112.2	2.843
22	Maitines(+)	1962-1991	(30)	50.0	207.0	113.060	109.821	38.447	34.712	14.7	822.6	809.5	3.911
23	Micos	1960-1994	(35)	43.5	230.4	120.237	116.997	46.465	42.963	14.5	977.4	948.8	4.118
24	Papagayos	1944-1994	(35)	60.0	190.0	99.029	96.353	31.086	27.156	15.3	643.7	652.8	3.436
25	Pedro Antonio Santos	1961-1990	(30)	64.3	362.0	174.363	167.893	80.516	73.577	12.8	1667.6	1451.9	4.011
26	Peñitas	1927-1954	(26)	42.8	320.0	102.473	93.772	70.722	56.210	15.3	1249.7	1271.8	3.974
27	Ponciano Arriaga	1971-1994	(23)	39.6	281.0	119.678	112.345	63.832	54.524	14.6	1255.2	1221.6	4.347
28	Requetemu	1954-1994	(41)	80.7	420.1	172.985	166.807	70.508	59.110	12.9	1312.0	1155.9	2.751
29	San Antonio de los G.	1960-1993	(32)	32.0	327.0	112.563	105.645	64.559	52.197	14.9	1158.3	1150.3	3.518
30	San Dieguito	1960-1994	(35)	62.0	271.5	131.957	127.853	42.556	35.475	14.1	843.0	801.8	2.953
31	San Felipe	1972-1994	(23)	51.1	325.0	128.752	119.832	70.710	57.625	14.3	1327.6	1270.6	3.910
32	San Juan del Meco	1937-1994	(44)	43.0	297.5	99.418	94.812	51.852	42.387	15.4	899.7	918.3	3.087
33	San Vicente T.(+)	1927-1994	(37)	20.0	323.2	105.616	99.572	69.384	59.678	15.1	1271.6	1282.5	3.968
34	Santa Cruz(+)	1961-1994	(34)	76.0	240.0	144.874	144.991	42.293	39.412	13.6	940.9	870.3	3.626
35	Santa Rosa(+)	1958-1994	(37)	53.4	294.8	125.595	120.894	55.812	48.614	14.4	1082.1	1042.1	3.535
36	Santiaguillo	1971-1994	(24)	60.0	298.2	138.171	131.213	62.175	53.167	13.9	1243.4	1163.3	3.901
37	Tamapatz	1966-1994	(29)	94.5	330.0	211.759	207.536	75.347	73.151	11.7	1711.8	1388.0	4.206
38	Tamulín	1974-1994	(21)	37.8	271.5	119.514	111.915	65.027	56.342	14.5	1309.7	1273.5	4.691
39	Tancuillín	1961-1994	(34)	82.0	411.8	182.300	175.345	88.908	80.349	12.6	1784.8	1533.6	3.724
40	Tanlacut	1961-1993	(33)	72.8	443.7	167.591	158.963	94.438	81.671	13.1	1798.6	1593.5	3.591
41	Tanlajás	1972-1994	(22)	73.5	325.0	153.768	145.614	65.658	54.687	13.4	1306.0	1184.4	3.644
42	Tanlú	1973-1994	(22)	40.0	320.2	124.377	115.052	76.092	63.804	14.4	1458.1	1408.5	4.399
43	Tanquián	1960-1994	(34)	54.0	370.0	111.135	103.291	56.215	33.187	15.0	771.4	770.8	2.083
44	Tantizohuiche	1935-1994	(49)	11.5	426.0	128.373	122.173	71.708	57.684	14.4	1209.1	1164.2	2.733
45	Tansabaca	1958-1994	(37)	59.3	452.8	186.441	179.064	112.173	104.266	12.5	2228.5*	1895.8	4.187
46	Temamatla	1961-1994	(34)	69.9	374.9	170.785	164.600	79.572	72.029	12.9	1608.6	1413.2	3.770
47	Tierra Blanca	1959-1994	(36)	63.5	371.2	159.597	153.551	68.443	58.887	13.3	1325.2	1193.8	3.216
48	Tlamaya	1972-1994	(23)	76.0	313.5	158.713	151.677	55.921	45.643	13.2	1119.3	1007.4	3.213
49	Valles	1943-1968	(26)	40.0	250.6	112.858	107.348	59.359	53.368	14.8	1209.0	1192.5	4.759
50	Velasco	1960-1994	(31)	38.0	178.0	85.219	82.217	36.879	33.170	15.8	756.7	792.1	4.450
51	20 de Noviembre	1973-1994	(20)	60.0	328.0	149.195	139.784	68.791	55.905	13.5	1345.0	1230.8	3.752
52	Xilitla	1964-1994	(31)	103.0	420.0	203.397	196.177	68.206	56.042	12.0	1345.1	1122.9	2.674
Magnitud mínima				11.5	155.5	85.219	82.217	31.086	27.156	11.7	643.7	652.8	2.083
Magnitud máxima				103.0	452.8	211.759	207.536	112.173	104.266	15.8	1798.6	1895.8	4.794
Media aritmética				57.3	311.0	135.340	129.435	60.534	51.359	14.08	1150.9	1095.3	3.586
Desviación estándar				17.77	74.49	30.265	29.629	16.994	15.423	0.992	298.19	259.7	0.611
Coeficiente de variación				0.310	0.239	0.224	0.229	0.281	0.300	0.070	0.259	0.237	0.170

¹ Precipitación Máxima Probable en milímetros² se designa por P_{MAX}

(+) Estaciones con alguna inconsistencia (inhomogéneas). Ver apéndice 2.

* Superior al máximo mundial observado (valor eliminado)

2. Contraste de resultados y valores adoptados para la P_r

No. Nombre de la Estación		Precipitaciones de duración 24 horas y periodo de retorno 10 000 años (P _T), en mm.										
		Gumbel o GVE ¹		Log-Pearson III		Gumbel o GVE ²		Transf. Pot.		P _T Adopt.	Relaciones:	
		EEA ³	P _T	EEA ³	P _T	EEA ³	P _T	EEA ³	P _T		P _T /P _{MAX}	PPM/P _T
Estaciones de la Zona Altiplano:												
1	Cedral	6.9	655	6.8	598	7.0	603	--	--	603	3.812	0.726
2	Charcas	10.3	703	9.4	725	9.2	941	10.4	661	941	4.953	0.714
3	El Grito	2.4	207	2.9	180	2.7	199	2.7	178	207	2.407	2.135
4	El Huizache(+)	2.9	214	4.0	169	3.2	206	3.4	166	214	2.378	2.215
5	La Maroma	3.4	185	3.6	144	3.5	178	3.4	178	185	2.313	2.129
6	La Presa	3.1	190	2.9	125	3.3	185	2.6	131	190	2.448	2.167
7	La Reforma	3.1	211	3.7	185	3.3	205	3.4	187	211	2.164	2.046
8	Laguna Seca	3.0	176	3.5	187	3.1	171	3.2	184	187	2.718	2.144
9	Los Pilaes	2.2	181	2.6	215	2.4	171	2.4	309	215	2.638	1.746
10	Matehuala	4.8	245	4.9	259	5.1	231	4.8	260	260	2.131	1.962
11	Mexquitic de Carmona	2.8	173	1.9	117	1.4	105	1.7	115	117	1.581	3.002
12	Moctezuma	9.2	728	9.3	594	11.2	237	8.9	966	728	4.886	0.631
13	Palo Blanco	2.7	160	3.2	141	3.0	150	3.0	137	160	2.222	2.153
14	Presa El Peaje	7.5	534	7.1	486	7.3	541	8.0	432	541	4.130	0.691
15	Presa Guadalupe	2.8	84	3.6	91	2.8	84	2.7	101	101	1.443	3.596
16	Salinas de Hidalgo	4.5	261	5.5	192	4.9	251	4.8	240	261	2.246	2.116
17	S.L.P. (Universidad)	1.8	143	2.0	151	1.9	136	2.0	197	197	2.985	1.487
18	S.L.P. (Los Filtros)	3.2	158	2.6	119	3.2	158	2.4	118	158	2.376	2.134
19	Santa Ma. del Refugio	1.9	152	2.1	145	2.0	146	2.0	143	152	2.409	2.185
20	Soledad de G. Sánchez(+)	9.5	317	8.0	1139	8.3	1152	--	--	1139	8.795	0.551
21	Vanegas	1.7	162	2.0	194	2.1	154	1.8	227	227	2.948	1.480
22	Venado	15.6	1566	15.6	1263	16.4	1153	14.9	9059*	1263	5.491	0.516
23	Villa de Arriaga	6.7	345	6.8	335	8.1	207	6.8	334	345	2.156	1.190
24	Villa de Ramos(+)	2.5	230	3.2	180	2.9	218	3.0	195	230	2.300	2.152
25	Villa Hidalgo	2.8	207	4.4	125	3.3	195	3.1	136	207	2.464	2.168
	Magnitud mínima		84		91		84		101	101	1.443	0.516
	Magnitud máxima		1566		1263		1153		966	1263	8.795	3.596
	Media aritmética		327.5		322.4		319.1		254.3	361.6	3.056	1.761
	Desviación estándar		314.8		315.0		311.7		203.1	324.0	1.582	0.786
	Coefficiente de variación		0.961		0.977		0.977		0.799	0.896	0.518	0.446
Estaciones de la Zona Media:												
1	Aramadillo de los Infante	7.4	312	6.6	560	6.8	654	6.4	846	654	4.827	0.996
2	Cárdenas	6.4	859	6.1	651	6.2	866	6.1	724	866	4.798	0.847
3	Cerritos	4.3	248	3.0	168	2.5	157	2.7	175	248	2.373	2.063
4	Ciudad del Maíz	18.6	885	17.1	851	14.6	2046*	21.2	590	851	2.431	1.087
5	Colonia Álvaro Obregón	14.2	642	10.4	1477	10.9	1629	9.2	--	642	2.528	1.273
6	Guadalcazar	4.8	312	4.9	238	5.0	298	4.7	239	312	2.486	2.092
7	Lagunillas	16.8	855	15.2	969	15.4	1197	15.8	900	969	4.029	0.969
8	La Salitrera	3.4	214	3.7	191	3.5	207	3.5	189	214	2.365	2.159
9	Nogal Oscuro	5.6	297	6.1	335	6.0	278	5.8	349	349	2.716	1.720
10	Ojo Caliente	3.5	182	3.7	140	3.6	175	3.8	239	182	2.392	2.181
11	Ojo de Agua	17.9	737	17.7	685	20.8	419	19.2	498	737	2.455	1.030
12	Ojo de Agua Seco	4.4	330	5.1	355	5.0	315	4.7	353	330	2.037	1.934
13	Paredes	5.6	390	6.0	383	6.3	325	5.6	384	390	2.438	1.768
14	Paso de San Antonio	9.6	432	9.5	402	11.1	274	5.5	321	432	2.274	1.223
15	Pastora(+)	3.4	220	3.5	171	3.5	211	3.4	167	220	2.316	2.128
16	Pedro Montoya	8.5	680	7.7	637	9.9	330	7.5	716	716	4.068	0.952
17	Presa Álvaro Obregón	15.9	719	11.4	2070*	11.7	2236*	--	--	719	2.666	1.137
18	Rayón	8.9	573	8.3	619	8.6	698	9.1	1130	698	4.446	0.813
19	Rioverde	3.0	207	2.9	252	3.0	207	2.8	291	291	2.477	1.461
20	San Francisco	4.9	238	5.0	139	5.0	223	4.8	181	238	2.751	2.253
21	San José Alburquerque	6.4	262	6.3	288	6.9	248	6.1	277	288	2.277	1.975
22	San Nicolás Tolentino(+)	3.8	268	4.6	245	4.2	258	4.2	249	268	2.062	2.017
23	Santa María del Río	4.1	230	5.1	203	4.5	222	4.8	179	230	2.091	2.073
24	Tierra Nueva	3.9	190	3.8	153	3.9	182	3.6	154	190	2.714	2.293

2. Contraste de resultados y valores adoptados para la P_{tr} (continuación)

No.	Nombre de la Estación	Precipitaciones de duración 24 horas y periodo de retorno 10 000 años (P_{tr}), en mm.								P_{tr} Adopt.	Relaciones:	
		Gumbel o GVE ¹ EEA ³	P_{tr}	Log-Pearson III EEA ³	P_{tr}	Gumbel o GVE ² EEA ³	P_{tr}	Transf. Pot. EEA ³	P_{tr}		P_{tr}/P_{MAX}	PPM/ P_{tr}
25	Vigas	12.7	1202	12.0	1182	12.5	1475	12.7	1957*	1182	5.526	0.626
26	Villa de Reyes	8.2	269	8.0	327	8.7	252	7.8	336	336	2.240	1.477
27	Villa Juárez	3.7	337	4.1	408	4.4	320	3.7	412	412	2.693	1.651
28	Zaragoza	2.0	149	2.0	90	2.1	141	1.7	102	149	2.328	2.126
	Magnitud mínima		149		90		141		102	149	2.037	0.626
	Magnitud máxima		1202		1477		1908**		1130	1182	5.526	2.293
	Media aritmética		437.1		448.9		444.7		400.0	468.3	2.886	1.583
	Desviación estándar		276.7		344.5		407.3		269.7	279.9	0.969	0.533
	Coefficiente de variación		0.633		0.768		0.916		0.674	0.598	0.336	0.337

Estaciones de la Zona Huasteca:

1	Abritas	5.9	589	7.5	571	6.7	568	6.9	572	589	2.104	1.675
2	Agua Buena	6.5	514	7.2	537	7.1	489	6.8	539	539	1.797	1.500
3	Altamira	10.4	454	9.7	675	11.2	431	9.6	1284	675	2.744	1.128
4	Aquismón	10.9	803	12.4	871	11.8	761	11.6	906	803	2.294	1.591
5	Ballesmi	4.1	492	5.7	449	4.8	472	5.1	449	492	2.065	1.689
6	Chalchicuátla	15.2	575	15.2	682	15.9	552	14.8	659	682	2.158	1.414
7	Chapulhuacán	22.4	836	20.5	1518	24.2	793	19.8	1849	836	1.988	1.493
8	Damián Carmona	8.7	542	8.1	770	9.8	502	7.6	1190	770	2.895	1.187
9	Ebano	6.5	367	6.7	492	7.2	346	6.2	606	606	3.483	1.156
10	El Choy	16.4	666	13.7	1171	18.0	614	12.5	1673	666	1.995	1.721
11	El Coco	8.6	382	9.1	330	8.9	359	8.6	335	382	2.457	1.951
12	El Fiscal	15.2	615	14.4	1132	16.7	570	13.7	1423	615	2.232	1.791
13	El Naranjo	11.5	600	10.3	948	12.5	560	9.4	3194*	948	3.053	1.046
14	El Peñón	8.0	625	10.4	526	9.0	606	9.4	542	625	2.273	1.725
15	El Pujal(+)	13.6	1215	13.3	1107	13.3	1409	13.1	1192	1192	3.588	1.038
16	El Salto	26.3	685	24.1	1439	27.7	631	23.8	1672	685	2.051	1.774
17	El Tigre	16.9	1818	16.4	1615	16.6	1732	--	--	1615	4.750	0.535
18	El Tulillo	6.7	417	7.7	527	7.4	400	7.1	659	659	3.651	1.215
19	Gallinas	17.4	1176	16.8	1194	15.5	1699	17.1	1134	1194	2.709	1.098
20	Las Adjuntas	12.5	403	11.6	610	13.2	377	11.6	579	610	2.568	1.121
21	Las Moritas	23.4	991	22.5	930	19.7	2591*	--	--	991	2.533	1.122
22	Maitines(+)	5.9	453	6.5	372	6.2	438	5.9	368	453	2.188	1.787
23	Micos	5.2	531	6.4	428	5.8	508	5.8	437	531	2.305	1.787
24	Papagayos	4.3	374	4.6	471	5.1	352	4.0	1540	471	2.479	1.386
25	Pedro Antonio Santos	18.0	876	18.8	1077	19.3	813	17.9	1086	876	2.420	1.657
26	Peñitas	25.6	895	23.5	886	22.5	3109*	--	--	886	2.769	1.435
27	Ponciano Arriaga	13.5	659	13.7	932	14.9	625	12.7	958	958	3.409	1.275
28	Requetemu	11.7	772	11.4	947	13.1	731	10.4	1027	1027	2.445	1.126
29	San Antonio de los G.	16.3	1499	14.5	1353	15.0	1883	14.6	1534	1353	4.138	0.850
30	San Dieguito	7.9	494	9.1	487	8.6	474	8.7	479	494	1.820	1.623
31	San Felipe	23.7	747	20.8	787	19.9	2403*	--	--	787	2.422	1.614
32	San Juan del Meco	10.8	1219	9.7	921	13.0	496	8.3	2016*	921	3.096	0.997
33	San Vicente T.(+)	16.5	1869	15.2	1293	16.1	2001*	15.0	1251	1251	3.871	1.025
34	Santa Cruz(+)	5.3	521	6.4	478	5.8	502	5.8	483	521	2.171	0.888
35	Santa Rosa(+)	12.6	600	10.7	980	13.9	554	10.2	1420	980	3.324	1.063
36	Santiaguillo	11.3	676	12.3	823	13.0	636	11.5	832	832	2.790	1.398
37	Tamapatz	20.8	850	19.4	628	20.9	849	18.2	688	850	2.576	1.633
38	Tamuín	18.6	672	18.6	1259	20.0	625	17.7	1398	672	2.475	1.895
39	Tancuillín	20.0	963	18.7	1851	18.9	1988*	--	--	963	2.339	1.593
40	Tanlacut	26.0	992	18.6	2195*	19.3	2235*	--	--	992	2.236	1.606
41	Tanlajas	12.1	721	12.5	1192	13.8	682	10.8	6185*	721	2.218	1.643
42	Tanlú	14.5	769	14.7	1265	15.8	738	13.7	1335	769	2.402	1.832
43	Tanquian	24.0	1223	21.6	1745	22.5	1663	24.4	4045*	1223	3.305	0.630
44	Tantizohuiche	17.9	1329	19.4	923	17.3	1557	23.5	657	923	2.167	1.261
45	Tansabaca	26.7	1162	26.3	1079	27.9	1061	27.8	3547*	1079	2.383	1.757
46	Temamatla	19.4	866	18.1	1528	18.7	1850	17.8	3546*	1528	4.076	0.925
47	Tierra Blanca	16.9	735	15.1	1056	18.5	680	15.4	1037	1056	2.845	1.130

2. Contraste de resultados y valores adoptados para la P_{tr} (continuación)

No.	Nombre de la Estación	Precipitaciones de duración 24 horas y periodo de retorno 10 000 años (P _{tr}), en mm.										
		Gumbel o GVE ¹		Log-Pearson III		Gumbel o GVE ²		Transf. Pot.		P _{tr} Adopt.	Relaciones:	
		EEA ³	P _{tr}	EEA ³	P _{tr}	EEA ³	P _{tr}	EEA ³	P _{tr}		P _{tr} /P _{MAX}	PPM/P _{tr}
48	Tlamaya	10.3	641	11.3	639	11.9	609	11.6	648	641	2.045	1.572
49	Valles	10.9	628	12.0	673	11.5	603	11.2	617	628	2.506	1.899
50	Velasco	7.3	410	7.6	525	8.0	379	7.2	576	576	3.236	1.375
51	20 de Noviembre	21.8	707	22.5	819	22.5	685	21.1	814	814	2.482	1.512
52	Xilitla	14.5	794	14.8	975	16.1	742	14.4	1014	1014	2.414	1.107
	Magnitud mínima		367		330		346		335	382	1.797	0.535
	Magnitud máxima		1869		1908**		1908**		1908**	1615	4.750	1.951
	Media aritmética		777.2		911.5		752.3		936.5	826.2	2.668	1.389
	Desviación estándar		342.2		376.0		428.5		418.2	273.9	0.643	0.344
	Coefficiente de variación		0.440		0.412		0.570		0.447	0.332	0.241	0.248

¹ Distribuciones ajustadas por los métodos de mo, mpp, sextiles y/o máx. ver.² Distribuciones ajustadas por el método de los momentos L³ Error Estándar de Ajuste (mm)

PMP Precipitación Máxima Probable estimada con el método de Hershfield (mm)

 P_{MAX} Precipitación *diaria* máxima observada (mm)

(+) Estaciones con alguna inconsistencia. Ver apéndice 2.

* Superior al máx. mundial observado (valores eliminados)

** Valor Máximo mundial (mm)

3. Resultados de las pruebas de homogeneidad [estaciones que mostraron inconsistencia(s)]

No.	Nombre:	Registro:		Persistencia	Tendencia	Cociente de	Densidad	Conclusión
		Años	(No.)	r_1		von Neumann	Espectral	
<i>Estaciones de la Zona Altiplano:</i>								
1	El Huizache	1966-94	(28)	0.578	H	NH	NH	NH
2	Los Pilares	1963-94	(32)	H	NH(+)	H	H	H
3	Matehuala	1925-94	(58)	H	NH(+)	H	NH	H
4	Palo Blanco	1964-94	(30)	H	NH(-)	H	H	H
5	S.L.P. (Universidad)	1923-78	(38)	-0.357	H	H	H	H
6	Soledad de G. Sánchez	1944-94	(37)	0.472	H	NH	NH	NH
7	Villa de Ramos	1979-93	(36)	0.346	H	NH	NH	NH

Estaciones de la Zona Media:

8	Cerritos	1922-94	(45)	0.226	H	H	NH	H
9	Pastora	1962-93	(32)	0.473	H	NH	NH	NH
10	Pedro Montoya	1966-94	(26)	H	NH(-)	H	H	H
11	Rioverde	1921-94	(72)	H	NH(+)	H	H	H
12	San Nicolás Tolentino	1960-94	(34)	0.436	H	NH	NH	NH
13	Vigas	1961-94	(32)	H	NH(+)	H	H	H
14	Zaragoza	1960-94	(34)	H	NH(-)	H	H	H

Estaciones de la Zona Huasteca:

15	Altamira	1960-94	(32)	H	NH(-)	H	H	H
16	El Pujal	1954-94	(42)	0.384	H	NH	NH	NH
17	Maitines	1962-91	(30)	0.416	H	NH	NH	NH
18	Papagayos	1944-94	(35)	0.325	H	NH	H	H
19	San Felipe	1972-94	(23)	0.551	H	NH	H	H
20	San Vicente T.	1927-94	(37)	0.387	NH(+)	NH	NH	NH
21	Santa Cruz	1961-94	(34)	0.267	H	NH	NH	NH
22	Santa Rosa	1958-94	(37)	0.425	H	NH	NH	NH
23	Tamuín	1974-94	(21)	0.389	H	NH	H	H
24	Tantizohuiche	1935-94	(49)	0.294	H	NH	H	H

Apéndice 1

Cálculo de los parámetros de ajuste de las distribuciones Gumbel y GVE por medio del método de los momentos L

Introducción

El método de momentos es la técnica más antigua y más ampliamente descrita para ajustar una función de distribución a los datos observados. En este método las estimaciones de los parámetros de ajuste de la distribución, son obtenidos igualando los momentos muestrales con los teóricos, resultando un sistema no lineal de ecuaciones que son fácilmente resueltas. Las ventajas del método de momentos son la facilidad de cálculo y su simplicidad conceptual. Tradicionalmente, el método es aplicado igualando los momentos producto teóricos (Vogel & Fennessey, 1993):

$$\mu = E[X] \quad (1a)$$

$$\sigma^2 = \text{Var}[X] = E[(X - \mu)^2] \quad (1b)$$

$$\gamma = E[(X - \mu)^3]/\sigma^3 \quad (1c)$$

$$\kappa = E[(X - \mu)^4]/\sigma^4 \quad (1d)$$

con los momentos producto muestrales:

$$\bar{m} = 1/n \sum x_i \quad (2a)$$

$$S^2 = [1/n \sum (x_i - \bar{m})^2] \quad (2b)$$

$$Cs = 1/S^3 [1/n \sum (x_i - \bar{m})^3] \quad (2c)$$

$$Ck = 1/S^4 [1/n \sum (x_i - \bar{m})^4] \quad (2d)$$

en donde la sumatoria abarca de 1 a n . Las ecuaciones uno definen respectivamente a la media, varianza, asimetría y curtosis teóricas y las ecuaciones dos a las muestrales. Se llaman momentos producto, porque ellos dependen de las potencias de X .

Es bien conocido que en muestras pequeñas ($n \leq 100$) las estimaciones de S^2 y Cs presentan considerable sesgo y variancia, esto se origina al elevar al cuadrado y al cubo las observaciones, pues entonces se da mayor peso a los datos que más se apartan de la media. Las simulaciones aleatorias han demostrado que tanto el Cs como el coeficiente de variación $Cv = \sigma/\mu$ exhiben aún considerable sesgo en poblaciones altamente sesgadas ($\gamma > 2$), tanto en muestras chicas como en las grandes ($n < 5000$).

Otra limitación de los estimadores de los momentos producto es que ellos están limitados (Vogel & Fennes-

sey, 1993). Por ejemplo, Kirby (1974) mostró que tales límites dependen sólo del tamaño de la muestra, de manera que Cv está dentro del intervalo $[0, (n-1)^{1/2}]$ y $ICsl = (n-2)/(n-1)^{1/2}$.

El método de los momentos es todavía ampliamente utilizado, debido a su facilidad de interpretación y disponibilidad en paquetes elementales de cómputo, sin embargo existen alternativas simples y más eficientes como el método de los momentos de probabilidad pesada (MPP) y el de los momentos L (MOL).

Momentos de probabilidad pesada

La descripción de los MPP es muy útil ya que los MOL son funciones lineales de los primeros, los cuales están definidos como:

$$\beta_r = E\{X[F(X)]^r\} \quad (3)$$

donde $F(X)$ es la función de distribución de probabilidades acumuladas de X . Cuando $r = 0$, β es la media aritmética μ definida por la ecuación 1a. Entonces un estimador muestral del primer MPP, denominado b_0 , está dado por m según la ecuación 2a. Los MPP de orden mayor son combinaciones lineales simples de estadísticas de orden de $X_{(n)} \leq X_{(n-1)} \leq \dots \leq X_{(1)}$. Un estimador simple de β_r para $r = 1$ es el siguiente (Stedinger *et al.*, 1993):

$$b_r = 1/n \sum X_{(j)} [1 - (j-0.35)/n]^r \quad (4)$$

la sumatoria abarca de $j=1$ a n . El estimador anterior es sesgado y generalmente conduce a un menor error estándar cuando se ajustan distribuciones y se estiman cantidades asociadas a diversas probabilidades o periodos de retorno. Sin embargo, los estimadores insesgados son preferidos cuando se evalúa la bondad del ajuste por ejemplo a través de los diagramas de momentos L (Vogel & Fennessey, 1993) y cuando se usan los MOL para estudios de regionalización de valores (Stedinger *et al.*, 1993). Los estimadores insesgados de los MPP de primero, segundo y tercer orden son:

$$b_1 = \sum [(n-j)X_{(j)}]/[n(n-1)] \quad (5)$$

$$b_2 = \sum [(n-j)(n-j-1)X_{(j)}]/[n(n-1)(n-2)] \quad (6)$$

$$b_3 = \sum [(n-j)(n-j-1)(n-j-2)X_{(j)}]/[n(n-1)(n-2)(n-3)] \quad (7)$$

las sumatorias abarcan de $j=1$ a $n-r$, $X(j)$ son los valores observados ordenados de mayor a menor.

Resumen de la teoría de los momentos L

Ventajas

Los MOL fueron propuestos por J.R.M. Hosking en 1990 y son semejantes a los momentos convencionales, ya que son esperanzas matemáticas de ciertas combinaciones lineales de las estadísticas de orden (Gingras & Adamowski, 1992). Estas últimas son números derivados de las propiedades de los valores ordenados de la muestra (Yevjevich, 1972a). Por lo tanto, los estimadores muestrales de los MOL son siempre combinaciones lineales, de ahí su nombre, de las observaciones ordenadas o clasificadas por magnitud, por ello están sujetas a menor sesgo que los momentos producto (Vogel & Fennessey, 1993).

Los MOL tienen ventajas teóricas sobre los momentos tradicionales, entre éstas, ser capaces de caracterizar un amplio número de distribuciones, estar virtualmente libres de sesgo aun en muestras cortas y ser mucho más robustos a la presencia de valores dispersos (outliers) en los datos. Un amplio estudio de simulación ha concluido que el método de los MOL es preferible en la estimación paramétrica en hidrología, ya que es común que la muestras o registros hidrológicos de crecientes y de precipitaciones máximas incluyan eventos que son varias veces mayores que otros datos, entonces cuando los momentos producto son utilizados, tales valores pueden ocultar la información proporcionada por las otras observaciones.

Por otra parte, el uso de los momentos producto de los logaritmos de los datos pueden sobreestimar la importancia de los valores pequeños. Por lo anterior, se ha concluido que en el amplio intervalo de las aplicaciones hidrológicas, los MOL proporcionan estimadores simples y eficientes de las características de los datos hidrológicos y de los parámetros de sus distribuciones (Stedinger *et al.*, 1993; Vogel & Fennessey, 1993; Harper *et al.*, 1994).

Definición Conceptual

Los MOL son otra forma de representar las propiedades estadísticas de los datos hidrológicos. El estimador del primer momento L es la media aritmética. Sea $X_{(in)}$ la i -ésima más grande observación en una muestra de tamaño n ($i=1$ corresponde al mayor); entonces, para cualquier distribución, el segundo momento L es una descripción de la escala basada en la diferencia esperada entre dos observaciones seleccionadas aleatoriamente (Stedinger *et al.*, 1993):

$$\lambda_2 = 1/2 E[X_{(1|2)} - X_{(2|2)}] \quad (8)$$

Similarmente, los momentos L que miden la asimetría y la curtosis serán:

$$\lambda_3 = 1/3 E[X_{(1|3)} - 2X_{(2|3)} + 2X_{(3|3)}] \quad (9)$$

$$\lambda_4 = 1/4 E[X_{(1|4)} - 3X_{(2|4)} + 3X_{(3|4)} - X_{(4|4)}] \quad (10)$$

Cálculo del los MOL en función de los MPP

Para cualquier distribución los MOL son fácilmente calculados en términos de los MPP según las expresiones siguientes (Vogel & Fennessey, 1993; Stedinger *et al.*, 1993):

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (11)$$

$$\lambda_2 = 2 \beta_1 - \beta_0 \quad (12)$$

$$\lambda_3 = 6 \beta_2 - 6 \beta_1 + \beta_0 \quad (13)$$

$$\lambda_4 = 20 \beta_3 - 30 \beta_2 + 12 \beta_1 - \beta_0 \quad (14)$$

Cocientes y Diagrama de MOL

En forma análoga a como se definen los cocientes de los momentos producto, que son el coeficiente de variación C_v , la asimetría γ y la curtosis κ , se establecen los cocientes de los MOL, esto es (Vogel & Fennessey, 1993; Stedinger *et al.*, 1993):

$$\tau_2 = \lambda_2/\lambda_1 = \text{coeficiente de variación L} \quad (15)$$

$$\tau_3 = \lambda_3/\lambda_2 = \text{coeficiente de asimetría L} \quad (16)$$

$$\tau_4 = \lambda_4/\lambda_2 = \text{coeficiente de curtosis L} \quad (17)$$

La ilustración A.1 muestra la relación entre τ_3 y τ_4 , la cual es conocida como diagrama de MOL. En esta figura se pueden describir las relaciones teóricas entre tales cocientes L de cada distribución, teniéndose los siguientes valores puntuales para las funciones:

	Normal	Exponencial	Gumbel
τ_3	0.0000	0.3333	0.1699
τ_4	0.1226	0.1666	0.1504

Para las distribuciones de probabilidad de tres parámetros se definen líneas curvas, mostrándose en la ilustración A.1 las correspondientes a las funciones Log-normal, Pearson tipo III, GVE y límite inferior de la distribución Wakeby de 5 parámetros (Campos, 1995).

Estimación de los parámetros de ajuste de la distribución Gumbel

El parámetro de escala a se obtiene con base en el segundo MOL (Stedinger *et al.*, 1993; Gingras & Adamowski, 1994):

$$a = \lambda_2 / \ln 2 = 1.443 \lambda_2 \quad (18)$$

en cambio, el parámetro de ubicación u se calcula con base en la media aritmética ($\lambda_1 = \bar{x}_m$) de la muestra, de acuerdo a la expresión siguiente:

$$u = \lambda_1 - 0.5772 a \quad (19)$$

Estimación de los parámetros de ajuste de la distribución GVE

Los parámetros de ajuste de la distribución General de Valores Extremos GVE (de forma k , de escala a y de ubicación u) se calculan con las expresiones siguientes (Stedinger *et al.*, 1993; Gingras & Adamowski, 1994):

$$k = 7.8590 c + 2.9554 c^2 \quad (20)$$

siendo:

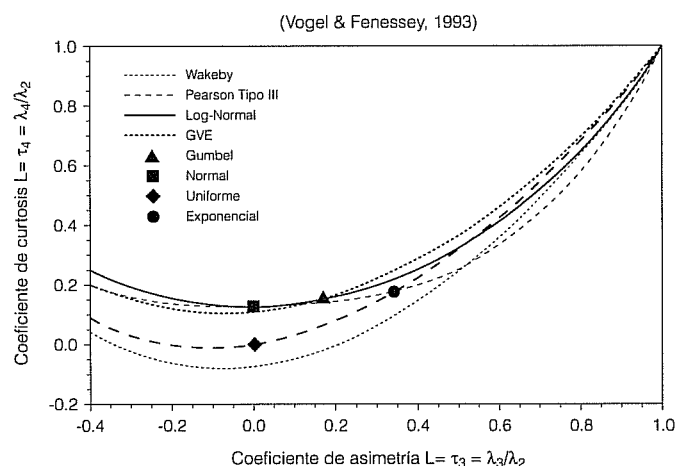
$$c = [(2 \lambda_2) / (\lambda_3 + 3 \lambda_2)] - (\ln 2 / \ln 3) \quad (21)$$

$$a = (k \lambda_2) / [\Gamma(1 + k) (1 - 2^{-k})] \quad (22)$$

$$u = \lambda_1 + (a/k) / [\Gamma(1 + k) - 1] \quad (23)$$

para la estimación de la función Gamma se utiliza la ecuación (Stedinger *et al.*, 1993):

A1. Diagrama de momentos L



$$\Gamma(1 + k) = 1 + \sum a_i k^i + \varepsilon \quad (24)$$

la sumatoria es de $i = 1$ a 5.

$$a_1 = -0.5748646 \quad a_2 = 0.9512363 \quad a_3 = -0.6998588 \\ a_4 = 0.4245549 \quad a_5 = -0.1010678 \quad |\varepsilon| = 5 \cdot 10^{-5}$$

Prueba para seleccionar entre las distribuciones Gumbel y GVE

Cuando unos datos son obtenidos de una distribución Gumbel ($k = 0$), usando la ecuación 4 para estimar los MOL a utilizar en las ecuaciones 20 a 23, el estimador resultante del parámetro k tiene media cero y variancia (Stedinger *et al.*, 1993):

$$\text{Var}(k) = 0.5633/n \quad (25)$$

Entonces se puede establecer una prueba poderosa, de la manera siguiente: cuando el valor absoluto de la estadística $Z = k \sqrt{n/0.5633}$ excede a la desviación normal estándar ($Z_c = 1.645$), se deduce que k es estadísticamente diferente de cero y por lo tanto se debe ajustar una función GVE.

Apéndice 2

Descripción de las pruebas de homogeneidad utilizadas

Generalidades

Tomando en cuenta que se está trabajando con series de valores máximos anuales, lo lógico es suponer que están libres de persistencia, tendencia y ciclos, por ello se consideró necesario aplicar las pruebas relativas a estas componentes determinísticas. Si las pruebas específicas detectaron inconsistencia, se aplicó una prueba de aleatoriedad basada en la función de densidad espectral (Campos, 1993a); otro enfoque puede estar basado en el uso del correlograma (Yevjevich, 1972b; Ritter *et al.*, 1997). De acuerdo a todos los resultados obtenidos se concluye sobre la homogeneidad de la serie que se analiza.

Prueba de persistencia

En términos generales, la magnitud de la correlación serial de orden o retraso unitario (r_1), podrá ser más influenciada por la persistencia, la tendencia, la periodicidad o cualquier otra forma de no aleatoriedad, que los valores de r_k con $k > 1$ (WMO, 1971). Lo anterior

permite detectar la no homogeneidad de una serie o registro histórico si su r_1 es estadísticamente diferente de cero. La ecuación general del coeficiente de correlación serial de orden k (r_k) es la siguiente:

$$r_1 = [\Sigma x_i \cdot x_{i+k} - (\Sigma x_i \cdot \Sigma x_{i+k}) / (n-k)] / \{[\Sigma x_i^2 - (\Sigma x_i)^2 / (n-k)]^{1/2} [\Sigma (x_{i+k})^2 - (\Sigma x_{i+k})^2 / (n-k)]^{1/2}\} \quad (1)$$

en donde x_i y x_{i+k} son los elementos de la serie cuyo número es n ; las sumatorias abarcan de $i = 1$ a $n-k$. Si la distribución de frecuencias se aproxima a la normal o Gaussiana, el valor crítico de r_1 está dado por (WMO, 1971):

$$(r_1)_c = (-1 \pm Z \sqrt{n-2}) / (n-1) \quad (2)$$

siendo, Z la desviación normal estándar de una cola al 95% de probabilidad, es decir, $Z = 1.645$; si y sólo si, r_1 es mayor que $(r_1)_c$ se concluye que la serie es no aleatoria o inconsistente. Cuando ocurren valores negativos de r_1 , se deduce que la serie presenta una severa oscilación, entonces es conveniente usar una prueba de dos colas, por lo cual $Z = 1.960$ y se debe de adoptar el signo menos de la ecuación 2 (WMO, 1971; Linsley *et al.*, 1977).

Prueba de tendencia

La prueba de Kendall o de la correlación de rangos, es bastante efectiva para detectar esta inconsistencia si la tendencia principal es de tipo lineal o se aproxima a ésta. La prueba está basada en el número proporcional de subsecuentes observaciones las cuales exceden a un valor particular. El procedimiento consiste en determinar el número p , en todos los pares de observaciones: x_i, x_j con $i = 1$ a $n-1$ y $j = i+1$ a n , en que x_j es mayor que x_i , después se calculan las estadísticas siguientes (Kottogoda, 1980):

$$\tau = \{4 \cdot p / [n(n-1)]\} - 1 \quad (3)$$

$$\text{Var}(\tau) = [2(2n+5) / 9n(n-1)] \quad (4)$$

si el cociente entre τ y la raíz cuadrada de $\text{Var}(\tau)$ está dentro de los límites de ± 1.960 , la serie o registro histórico no presenta tendencia con un nivel de significancia del 5%, en una prueba de dos colas.

Prueba de Von Neumann

Esta es una prueba de no aleatoriedad contra componentes determinísticas no especificadas, está definida

por el cociente de la media de las diferencias sucesivas elevadas al cuadrado entre la varianza (WMO, 1971; Buishand, 1982), es decir:

$$V = [n \Sigma_1 (x_i - x_{i+1})^2] / \{(n-1) [\Sigma_2 x_i^2 - (1/n)(\Sigma_2 x_i)^2]\} \quad (5)$$

la sumatoria 1 abarca de $i = 1$ a $n-1$ y la sumatoria 2 de $i = 1$ a n . La pérdida de aleatoriedad conduce a valores bajos de V , por ello tal cociente debe ser mayor que la magnitud crítica V_c para aceptar la homogeneidad de la serie.

$$V_c = (2n \pm 2Z \sqrt{n-2}) / (n-1) \quad (6)$$

Cuando el cociente de von Neumann es aplicado a series cortas ($n < 50$), se recomienda utilizar la tabla de valores críticos exactos dada por Hart (1942).

Función de densidad espectral

Un proceso estocástico es un sistema que se desarrolla en el tiempo mientras que pasa por fluctuaciones al azar; se puede describir definiendo una variable aleatoria $[X(t)]$ que mide, en el instante t , el estado del sistema. El correlograma es una de las técnicas disponibles para investigar las propiedades estadísticas de un proceso estocástico en el dominio del tiempo, de manera que si $X(t)$ y $X(t+\tau)$ no pueden ser consideradas independientes, se está definiendo la memoria del proceso.

Por otra parte, las periodicidades son detectadas mejor analizando el proceso en el dominio de la frecuencia, de manera que la densidad espectral $[S(\cdot)]$ es la cantidad de variancia por intervalo de frecuencia. Entonces para una serie completamente aleatoria de números no correlacionados, la función de densidad espectral [**fde** o $S(\cdot)$] es una constante y se denomina *ruido blanco*, lo cual indica que ningún intervalo de frecuencia contiene más variancia que cualquier otro.

La **fde** de una muestra $[S'(\cdot)]$ puede ser calculada con base en el coeficiente de correlación serial de retraso k , por medio de la ecuación (Hann, 1977; Campos, 1993a):

$$S'(f) = \Delta t [1 + 2 \Sigma r_k \cos(2\pi k f \Delta t) + r_m \cos(2\pi m f \Delta t)] \quad (7)$$

en la cual, la sumatoria varía de $k = 1$ a $k = m-1$, siendo m el número máximo de retrasos (k), el cual se recomienda que fluctúe del 10 al 25% del número total n de datos. La frecuencia f está dada por:

$$f = k f_N / m \quad (8)$$

con f_N igual a $0.5 \Delta t$. Se recomienda que los valores de $S'(f)$ calculados con la ecuación 7 sean suavizados de manera que las estimaciones finales de $S(f)$ estarán dadas por (WMO, 1971):

$$S(0) = [S'(0) + S'(1)]/2 \quad (9)$$

$$S(m) = [S'(m-1) + S'(m)]/2 \quad (10)$$

$$S(k) = [S'(k-1) + 2 \cdot S(k) + S'(k+1)]/4 \quad (11)$$

en donde k varía de 1 a $m-1$.

Cuando r_1 no difiere estadísticamente de cero, es decir, no existe persistencia; o bien aunque $r_1 \neq 0$, no se cumple la siguiente relación exponencial: $r_2 = r_1^2$; $r_3 = r_1^3$; etc. la hipótesis de contraste de **fde** es un ruido blanco, consistente en una línea recta ubicada en el valor promedio (SP) de las $m+1$ estimaciones espectrales $S'(f)$ no suavizadas, sus límites de confianza se obtienen multiplicando por SP los valores de χ^2/v con v grados de libertad definidos como $(2n - m/2)/m$ [WMO, 1971; Campos, 1993a].

Resultados de las pruebas de homogeneidad

Con base en una versión simplificada del programa TEST (Campos, 1992b), se aplicaron las primeras tres pruebas estadísticas relativas a la persistencia, tendencia y presencia de componentes determinísticas, a las 105 estaciones pluviométricas utilizadas. Cuando en alguna de ellas se detectó alguna inconsistencia, se aplicó en esta estación la prueba del ruido blanco a la **fde**, con base en el programa ANESP (Campos, 1993a).

Las estaciones pluviométricas que mostraron inconsistencias, se tienen en el cuadro 3, así como los resultados de las pruebas descritas y la conclusión sobre su homogeneidad, con un criterio basado en los resultados de las pruebas de von Neumann y de la **fde**.

Impacto de la no homogeneidad en los resultados del análisis estadístico-probabilístico

En el cuadro 1 se tienen concentradas las estimaciones de la precipitación máxima probable en 24 horas, obtenidas con el análisis estadístico de la precipitación diaria máxima anual, con base en el método de D.M. Hershfield; según parece, los resultados que se obtuvieron con las series detectadas como inhomogéneas no muestran incoherencia con el resto. Por lo anterior, se puede concluir que el método de Hersh-

field no es sensible a la inconsistencia detectada debida a la persistencia y/o tendencia.

Por otra parte, en el cuadro 2 se han concentrado los resultados de las estimaciones de precipitación en 24 horas y periodo de retorno 10,000 años, realizadas de acuerdo al enfoque probabilístico. También en este caso, según se deduce, los resultados de los ajustes en las estaciones inconsistentes no presentan incoherencia con el resto, concluyéndose que la persistencia y/o tendencia detectada en las series inhomogéneas no afectan al análisis probabilístico.

Agradecimientos

Al ingeniero José Eduardo Martínez Cruz quien recopiló y actualizó hasta 1993 y 1994 los datos de precipitaciones diarias máximas anuales, además formó el archivo DAPMP; como parte de su trabajo recepcional para titularse de ingeniero civil.

Al personal de la Subgerencia de Administración del Agua de la Gerencia Estatal de la CNA por facilidades otorgadas para actualizar la información pluviométrica utilizada.

Al señor José Inés Tobías García de la Gerencia Regional Noreste de la CNA, por la elaboración de los mapas de curvas de isovalores (ilustraciones 2, 4 y 5).

Al señor Miguel Ángel Carrillo Gutiérrez de la Gerencia Regional Noreste de la CNA, por haber realizado los dibujos presentados en este trabajo (ilustraciones 1 a 5).

Recibido: noviembre, 1996
Aprobado: septiembre, 1997

Referencias

- Abramowitz, M. & I. A. Stegun. 1972. *Handbook of mathematical functions*. Chapter 6: Gamma function and related functions, pp. 253-296 y Chapter 26: Probability functions, pp. 927-995. New York, U.S.A.: Dover Publications, Inc.
- Acosta R., J. L. 1986. Estimación de parámetros de la distribución general de valores extremos de probabilidad a través de máxima verosimilitud. *9º Congreso Nacional de Hidráulica*, Tomo III, subtema IV, páginas 57-67. Querétaro, Qro.
- Benson, M. A. 1962. Plotting positions and economics of engineering planning. *ASCE J. Hydraulics Division* 88(HY6): 57-71.
- Benson, M. A. 1968. Uniform flood frequency estimating methods for federal agencies. *Water Resources Research* 4(5):891-908.
- Bobée, B. 1975. The log Pearson type 3 distribution and its application in hydrology. *Water Resources Research* 11(5):681-689.
- Buishand, T. A. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrology* 58:11-27.
- Campos A., D. F. 1987. Construcción de tormentas hipotéticas. *Revista Ingeniería Hidráulica en México* 2(2):9-22.

- Campos A., D.F. 1988. Función de distribución de probabilidades gamma mixta: soluciones y aplicaciones. *10º Congreso Nacional de Hidráulica (AMH)*, Tomo II, Subtema 6, páginas 318-322. 18 al 21 de octubre. Morelia, Mich., Méx.
- Campos A., D. F. 1991a. Algoritmo computacional para la estimación de la PMP. *II Congreso Nacional de Informática (AMII)*, disquet No. 2. 15 al 17 de mayo. Puebla, Pue., Méx.
- Campos A., D. F. 1991b. Programa en Basic para el ajuste de la función de distribución de probabilidades GVE. *II Congreso Nacional de Informática (AMII)*, disquet No. 2. 15 al 17 de mayo. Puebla, Puebla, Méx.
- Campos A., D. F. 1992a. *Procesos de ciclo hidrológico*. Capítulo 4, tema 10: Precipitación máxima probable, páginas 4-74-100. San Luis Potosí, México. Editorial Universitaria Potosina. 2a. reimpresión.
- Campos A., D. F. 1992b. *Estudios de homogeneidad en las estaciones pluviométricas del altiplano potosino*. San Luis Potosí, México: Informe de proyecto de investigación. CIEP de la Facultad de Ingeniería de la UASLP.
- Campos A., D. F. 1993a. *Análisis espectral: Teoría y aplicaciones*. San Luis Potosí, México: Informe de proyecto de investigación. CIEP de la Facultad de Ingeniería de la UASLP.
- Campos A., D. F. 1993b. Análisis agroclimático preliminar del estado de San Luis Potosí. *Agrociencia serie Agua-Suelo-Clima* 4(1):19-44. Montecillo, México.
- Campos A., D.F. 1995. Ajuste de la Distribución de Probabilidades Wakeby por medio de Optimización. *II Simposium Internacional de Computación*. Tema II: Algoritmos, ponencia 2. Centro Nacional de Cálculo del I.P.N. 8 al 10 de Noviembre de 1995. México, D.F.
- Campos A., D. F. 1996. *Análisis estadístico-probabilístico de la precipitación diaria máxima anual del estado de San Luis Potosí*. San Luis Potosí, México. Informe de proyecto de investigación. CIEP de la Facultad de Ingeniería de la UASLP.
- Clarke, R.T. 1973. *Mathematical models in hydrology*. Chapter 5: The estimation of floods with given return period, pp. 130-146. Irrigation and Drainage Paper No. 19. Rome, Italy. FAO.
- Cluckie, I. D. y M. L. Pessoa. 1990. Dam safety: An evaluation of some procedures for design flood estimation. *Hydrological Science J.*35(5):547-569.
- Collado, J. y V. Toledo. 1992. *Localización óptima de estaciones climatológicas y observatorios en la República Mexicana*. Proyecto No. CA9201. Jiutepec, Morelos, México: Instituto Mexicano de Tecnología del Agua. (162 pp. + ix, 10 planos).
- Chander, S., S. K. Spolia y A. Kumar. 1978. Flood frequency analysis by power transformation. *ASCE J. Hydraulics Division* 104(HY11):1495-1504.
- Chow, V. T. 1964. Statistical and probability analysis of hydrologic data. Part I: Frequency analysis. En: Chow, Ven Te (Editor-in-chief). *Handbook of applied hydrology*. pp. 8-1 to 8-42. New York, U.S.A.: McGraw-Hill Book Co.
- Garros-Berthet, H. 1994. Station-year approach: Tool for estimation of design floods. *J. Water Resources Planning and Management* 120(2):135-160.
- Gerencia Regional Noreste (GRN). 1994. *Efectos del Huracán Gert en la cuenca baja del Río Pánuco*. (Hidalgo, San Luis Potosí, Tamaulipas y Veracruz. 20 de septiembre al 15 de octubre de 1993). San Luis Potosí, S.L.P., México: GRN de la Comisión Nacional del Agua.
- Gilman, C. S. 1964. Rainfall. Section 9, pp. 9-1 a 9-68. En: Chow, Ven Te (Editor-in-chief). *Handbook of applied hydrology*. New York, U.S.A.: McGraw-Hill Book Co.
- Gingras, D. y K. Adamowski. 1992. Coupling of nonparametric frequency and L-moment analyses for mixed distributions identification. *Water Resources Bulletin* 28(2): 263-272.
- Gingras, D. y K. Adamowski. 1994. Performance of L-moment and nonparametric flood frequency analysis. *Canadian J. Civil Engineering* 21:856-862.
- Greis, N. P. y E. F. Wood. 1981. Regional flood frequency estimation and network design. *Water Resources Research* 17(4):1167-1177.
- Hann, C.T. 1977. *Statistical Methods in Hydrology*. Chapter 14: Analysis of hydrologic time series (spectral analysis), pp. 275-288. The Iowa State University Press. Ames, Iowa, U.S.A.
- Hart, B.I. 1942. Significance Levels for the Ratio of the Mean Square Successive Difference to the Variance. *Annals Math. Statistics*, Vol. 13, No. 4, pp. 445-447.
- Harper, G. A., T. F. O'Hara y D. I. Morris. 1994. A new method for estimating extreme rainfall probabilities. *Hydro Review*, pp. 42-48. February.
- Hershfield, D. M. 1962. Extreme rainfall relationships. *ASCE J. Hydraulics Division*, 88(HY6):73-92.
- Hershfield, D. M. 1963. Estimating the probable maximum precipitation. *ASCE J. Hydraulics Division*, 128 (Part I): 534-556 (with discussions).
- Hershfield, D. M. 1965. Method for estimating probable maximum rainfall. *J. American Water Works Association* 57:965-972.
- Jenkinson, A. F. 1969. Statistics of extremes. Chapter 5, pp. 183-227. En Technical Note No. 98. WMO-No. 233. TP.126: *Estimation of maximum floods*. Geneva, Switzerland. World Meteorological Organization.
- Jowitt, P.W. 1979. The extreme-value type-1 distribution and the principle of maximum entropy. *J. Hydrology* 42: 23-38.
- Kirby, W. 1974. Algebraic boundedness of sample statistics. *Water Resources Research* 10(2):220-222.
- Kirpich, P. Z. 1969. Hydrology. Section 1, pp. 1-1 to 1-46. En: C. V. Davis (Editor-in-chief) y K. E. Sorensen (Co-editor). *Handbook of applied hydraulics*. New York, U.S.A.: McGraw-Hill Book Co.
- Kite, G. W. 1977. *Frequency and risk analyses in hydrology*. Chapter 8: Type I external distribution, pp. 87-104; Chap-

- ter 10: Log-Pearson type III distribution, pp. 123-128 & Chapter 12: Comparison of frequency distributions, pp. 156-168. Fort Collins, Colorado, U.S.A. Water Resources Publications.
- Kottegoda, N.T. 1980. *Stochastic Water Resources Technology*. Chapter 2: Analysis of hydrologic time series, pp. 20-66. The MacMillan Press, Ltd. London, England.
- Linsley, R. K., M. A. Kohler y J. L. H. Paulhus. 1977. *Hidrología para ingenieros*. Capítulo 3: Precipitación, páginas 45-88 y Capítulo 11: Probabilidad en hidrología: Una base para diseño, pág. 281-310. Segunda edición. Bogotá, Colombia: Editorial McGraw-Hill Latinoamericana, S. A.
- Martínez C., J. E. 1996. *Aplicación del método estadístico de David M. Hershfield en el estado de San Luis Potosí, para estimar la precipitación máxima probable*. Trabajo recepcional presentado para titulación de Ingeniero Civil. San Luis Potosí, S.L.P., México: Facultad de Ingeniería de la UASLP.
- Martínez A., H. R. y J. A. Raynal V. 1988. Identificación de distribuciones de valores extremos con registros históricos. *10º Congreso Nacional de Hidráulica*, Tomo II, subtema 6, páginas 356-365. Morelia, Michoacán, México.
- Miller, J. F. 1972. Probable maximum precipitation—The concept, current procedures and outlook. *Proceedings of the Second International Symposium in Hydrology*, Session I: Precipitation and Precipitation Probability, pp. 50-61. Fort Collins, Colorado, U.S.A.
- Natural Environment Research Council (NERC). 1975. *Flood studies report*. Vol. I, Chapter 1: Statistics for flood hydrology, theme 1.3: Estimation and inference. London, England.
- Otten, A. y M. A. J. Van Montfort. 1978. The power of two test on the type of distributions of extremes. *J Hydrology* 37:195-199.
- Paulhus, J. L. H. y C. S. Gilman. 1953. Evaluation of probable maximum precipitation. *Transactions of the American Geophysical Union* 34(5):701-708.
- Poole, L., M. Borchers y D. M. Castlewitz. 1983. *Algunos programas de uso común en Basic*. Programa: Regresión de orden N, pág. 155-157. México, D.F. Osborne/McGraw-Hill.
- Raynal V., J.A. 1984. Aplicación del método de momentos de probabilidad pesada a la estimación de los parámetros de la distribución general de valores extremos. *XI Congreso Latinoamericano de Hidráulica*. Buenos Aires, Argentina.
- Ritter O., W., E. Buendía C. y R. Patiño, M. 1997. Un modelo estadístico lineal para la determinación de la homogeneidad predictiva de la lluvia. *Revista de Ingeniería*, 67(1):65-70. UNAM (México).
- Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (SARH). 1980. *Boletín climatológico No. 3*. Región Hidrológica No. 37 (El Salado). México, D.F., México: Subsecretaría de Planeación, Dirección Gral. de Estudios. Subdirección de Hidrología.
- Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (SARH). 1982. *Boletín climatológico No. 5*. Región Hidrológica No. 26 (El Pánuco). Tomos I y II. México, D.F., México: Subsecretaría de Planeación, Dirección Gral. de Estudios. Subdirección de Hidrología.
- Secretaría de Recursos Hidráulicos (SRH). 1976. *Boletín de tormentas máximas observadas y probables en México en 24 horas (hasta 1974)*. México, D. F., México: Subsecretaría de Planeación, Dirección Gral. de Estudios. Subdirección de Hidrología.
- Sevruk, B. & Geiger, H. 1981. *Selection of distribution types for extremes of precipitation*. Operational Hydrology Report No. 15. WMO-No. 560. Geneva, Switzerland. World Meteorological Organization.
- Smith, J. A. 1993. Chapter 3, Precipitation, pp. 3.1-3.47. En: David R. Maidment (Editor-in-chief). *Handbook of hydrology*. New York, U.S.A. McGraw-Hill, Inc.
- Stedinger, J. R., R. M. Vogel y E. Foufoula-Georgiou. 1993. Chapter 18, Frequency analysis of extreme events pp. 18.1-18.66. En: David R. Maidment (Editor-in-chief). *Handbook of applied hydrology*. New York, U.S.A. McGraw-Hill Book Co.
- Van Montfort, M.A.J. 1970. On testing that the distribution of extremes is of type I when type II is the alternative. *J. Hydrology* 11:421-427.
- Vogel, R. M. y N. M. Fennessey. 1993. L-moment diagrams should replace product moment diagrams. *Water Resources Research* 29(6):1745-1752.
- Water Resources Council (WRC). 1977. *Guidelines for determining flood flow frequency*. Revised edition. Washington, D.C., U.S.A.
- Weiss, L. L. 1964. Ratio of true to fixed-interval maximum rainfall. *ASCE J. Hydraulics Division* 90(HY1):77-82.
- World Meteorological Organization (WMO). 1971. *Climatic change*. Annex I: The power spectrum and general principles of its application to the evaluation of non-randomness in climatological series & Annex III: Standard test of significance to be recommended in routine analysis of climatic fluctuations. Technical Note No. 79, WMO-No. 195. TP. 100. Geneva, Switzerland: Secretariat of the WMO. Reprinted.
- World Meteorological Organization (WMO). 1973. *Manual for estimation of probable maximum precipitation*. Chapter 1: Introduction, pp.1-5 & Chapter 4: Statistical estimates, pp. 95-107. Operational Hydrology Report No. 1. WMO-No. 332. Geneva, Switzerland: Secretariat of the WMO.
- Yevjevich, V. 1972a. *Probability and statistics in hydrology*. Chapter 6: Parameters and order-statistics as descriptors of distributions, pp. 99-117. Fort Collins, Colorado, U.S.A.: Water Resources Publications.
- Yevjevich, V. 1972b. *Stochastic processes in hydrology*. Chapter II: Autocorrelation and lag cross correlation, pp. 32-67. Fort Collins, Colorado, U.S.A.: Water Resources Publications.

Abstract

Campos-Aranda D.F. "Statistical estimate of PMP in San Luis Potosi, México". *Hydraulic Engineering in Mexico (in Spanish)* Vol. XIII. Num. 3, pages 45-66 September-December, 1998.

Initially the importance of probable maximum precipitation (PMP) as support for the hydrological estimation of probable maximum flood is emphasized, its concept is described and its estimation methods are mentioned too. Then the pluviometric information that was used in this work is detailed. After the fundamental characteristics of the statistic method by David M. Hershfield for PMP estimation are mentioned, as well as of the probabilistic approach or prediction associated to return period of 10 000 years (P_T). The L moment technique to fit the parameters in Gumbel and Generalized Extreme Value distributions is described in detail. In the probabilistic approach the power transformation of data and the Log-Pearson type III distribution are applied. Later the results are contrasted and analyzed, inside the three geographical regions of the San Luis Potosí state: plateau, mild zone and huasteca. Three state maps are presented for: maximum observed daily precipitation, P_T and PMP. Lastly, several conclusions are formulated about the L moment technique, the contrast between the actual map and the made in this work, both for the same P_T and with respect to the PMP proposal map.

Key words: PMP, return period, isohyet maps.

Dirección institucional del autor:

Daniel Francisco Campos Aranda

Facultad de Ingeniería, Universidad Autónoma de San Luis Potosí
Dr. Manuel Nava No. 8, Zona Universitaria CP. 78290,
San Luis Potosí, SLP

Teléfono: (48) 17 33 81

Email: dcampos@deimos.tc.uaslp.mx

Nota: Los programas de cómputo citados en este artículo pueden obtenerse mediante una solicitud dirigida al autor