

Corrección de las crecientes de diseño por incertidumbre hidrológica

Correction of design floods due to hydrological uncertainty

Daniel Francisco Campos-Aranda¹

¹Universidad Autónoma de San Luis Potosí, San Luis Potosí, México,
campos_aranda@hotmail.com

Autor para correspondencia: Daniel Francisco Campos Aranda,
campos_aranda@hotmail.com

Resumen

La planeación, diseño y/o revisión hidrológica de las obras hidráulicas se basa en las llamadas crecientes de diseño (CD) o gastos máximos del río asociados con bajas probabilidades de excedencia. Las CD se estiman por medio del análisis de frecuencia (AF), método estadístico que ignora las incertidumbres hidrológicas involucradas. Cuando tales indecisiones son tomadas en cuenta, las CD no son magnitudes únicas, sino una gama de valores, y entonces, el diseño y la revisión de la infraestructura hidráulica se vuelve un proceso indeterminado. La corrección de las CD conforme a

la incertidumbre hidrológica se puede realizar de forma práctica y simple, con base en el procedimiento que han desarrollado Botto, Ganora, Claps y Laio (2017), fundamentado en un factor de corrección (\hat{y}), que modifica las CD obtenidas con el AF. El valor de \hat{y} resulta de varias ecuaciones empíricas, función de tamaño del registro disponible de gastos máximos anuales y del periodo de retorno (Tr) en años o inverso de la probabilidad de excedencia. Se dispone de cinco ecuaciones de \hat{y} , una para cada función de distribución de probabilidades (FDP) más utilizada en el AF, éstas son: Log-Pearson tipo III, general de valores extremos, logística generalizada, Log-Normal y Pearson tipo III. El método correctivo se aplicó a siete registros de crecientes, previa selección objetiva de la FDP más adecuada, según sus cocientes de momentos L. Se obtuvo que los factores correctivos (\hat{y}) varían en el Tr de 50 años del 1 al 5.6%; en cambio, en el Tr de 1 000 años, las correcciones fluctuaron del 14.9 hasta el 43.9%.

Palabras clave: análisis de frecuencias, crecientes de diseño, corrección de incertidumbre hidrológica, momentos L, cocientes de momentos L, distribuciones LP3, GVE, LOG, LN3 y PT3, distancia absoluta mínima, error estándar de ajuste.

Abstract

The planning, design and/or hydrological review of hydraulic works is based on the so-called *Design Floods* (DF) or maximum river flows associated with low probabilities of exceedance. The DFs are estimated through the Frequency Analysis (FA), a statistical method that ignores the hydrological uncertainties involved. When such indecisions are taken into account, the DFs are not unique magnitudes but a range of values and

then the design and revision of the hydraulic infrastructure becomes an indeterminate process. The correction of the DFs according to the hydrological uncertainty can be done using a practical and simple procedure developed by Botto, Ganora, Claps and Laio (2017). The method is based on a correction factor (\hat{y}), which modifies the DFs obtained with the FA. The value of \hat{y} is obtained with several empirical equations that are a function of the size of the available record of maximum annual flows and of the return period in years or inverse of the probability of exceedance. There are five equations of \hat{y} , one for each of the most used probability distribution functions (PDF) in the FA, these are: Log-Pearson type III, General of Extreme Values, Generalized Logistic, Log-Normal and Pearson type III. The corrective method was applied to seven records of floods, after objective selection of the most appropriate PDF, according to their quotients of moments L. It was obtained that the corrective factors (\hat{y}) vary, in the Tr of 50 years from 1 to 5.6%; on the other hand, in the Tr of 1 000 years the corrections fluctuated from 14.9 to 43.9%.

Keywords: Frequency analysis, design floods, correction of hydrological uncertainty, moments L, ratios of moments L, distributions LP3, GEV, LOG, LN3 and PT3, minimum absolute distance, standard error of fit.

Recibido: 04/02/2020

Aceptado: 08/04/2020

Introducción

Análisis de frecuencia de crecientes

La planeación, diseño, construcción y revisión hidrológica de las obras hidráulicas, como embalses, diques de protección, canalizaciones, puentes y el drenaje pluvial urbano se realizó con base en las llamadas crecientes de diseño (CD), que son gastos máximos del río relacionados con bajas probabilidades de excedencia. La estimación más confiable de las CD se llevó a cabo con el análisis de frecuencia de crecientes (AFC).

Hacia mediados de la primera década del siglo XX se realizaron las primeras aplicaciones de los conceptos probabilísticos al problema de la estimación de las CD. Su objetivo fundamental fue remplazar las técnicas basadas en curvas envolventes y en fórmulas empíricas por un método más objetivo y exacto. Para mediados del siglo pasado, la existencia de amplios registros de gastos máximos anuales y los avances teóricos que desarrollaron nuevos modelos probabilísticos permitieron llegar a un enfoque estándar para el AFC (Merz & Blöschl, 2008).

El AFC consiste básicamente en ajustar una función de distribución de probabilidades (FDP) a la secuencia ordenada de gastos máximos anuales, para extrapolar su cola derecha, y realizar predicciones o estimaciones con bajas probabilidades de excedencia. Este proceso consta

de cuatro pasos: (1) verificación de la aleatoriedad del registro de crecientes por procesar; (2) ajuste de varias FDP, por medio de los métodos de momentos, máxima verosimilitud y momentos L; (3) selección del mejor ajuste, a través de medidas cuantitativas, como los errores estándar de ajuste y absoluto medio, y (4) obtención de las predicciones buscadas (Kite, 1977; Stedinger, Vogel, & Foufoula-Georgiou, 1993; Rao & Hamed, 2000; Meylan, Favre, & Musy, 2012; Stedinger, 2017).

El AFC implica varias debilidades o incertidumbres hidrológicas, que se pueden concretar en tres aspectos. El primero refiere la representatividad del registro disponible de crecientes en el futuro, donde puede ser alterado por cambios físicos en la cuenca o bien por el cambio climático regional o global. Lo anterior también implica que todos los registros pueden contener errores de medición o de muestreo. El segundo generador de incertidumbre está asociado con la extrapolación que se debe hacer para estimar periodos de retorno de 100, 500 y 1 000 años, ya que por lo general, los registros disponibles de crecientes no exceden los 80 años. Finalmente, la tercera fuente de incertidumbre radica en el propio método, al tener que seleccionar una FDP para llevar a cabo las predicciones (Merz & Blöschl, 2008).

Procedimiento UNCODE

Botto, Ganora, Laio y Claps (2014) expusieron el procedimiento llamado *Uncertainty Compliant Design Flood Estimation* (UNCODE), un enfoque novedoso que parte del intervalo o rango de valores posibles para cada CD y que converge en un diseño único. Por medio del UNCODE se pueden estimar las CD conforme a la incertidumbre hidrológica, pues permite seleccionar estimaciones de crecientes significativas procedentes de su FDP, que se tiene en cada valor del periodo de retorno (Tr), al plantear restricciones adicionales basadas en el criterio de costo-beneficio, las cuales se resuelven de forma numérica, por medio de un esquema de simulación.

El criterio de costo-beneficio mínimo se puede consultar en Campos-Aranda (2015). Botto, Ganora, Claps y Laio (2017) presentan un resumen del proceso operativo del UNCODE, y en Kjeldsen, Lamb y Blazkova (2014) es posible consultar los aspectos generales relativos a la incertidumbre en los AFC; para aspectos más específicos, revisar Burn (2003), y Cheng, Chang y Hsu (2007).

Objetivo

Botto *et al.* (2017) lograron concretar los resultados del UNCODE en un procedimiento muy simple, que corrige la CD estimada a través del AFC, mediante un factor correctivo, función del tamaño del registro (n) y del periodo de retorno (Tr). El resultado es una estimación de la CD

considerando incertidumbre hidrológica (Q_{Tr}^*). El objetivo básico de esta nota es divulgar tal procedimiento, exponiendo la parte operativa de los momentos L y una selección idónea de la FDP con base en la distancia absoluta mínima, calculada por medio de los cocientes de momentos L; lo anterior, en siete aplicaciones numéricas reales en registros de gasto máximo anual de la región hidrológica No. 10, Sinaloa, México.

Métodos y materiales

Estimación del factor correctivo

Botto *et al.* (2014) han demostrado que la CD obtenida aplicando el UNCODE (Q_{Tr}^*) siempre es un valor mayor que la estimada (Q_{Tr}) con el AFC, a la que llaman libre de incertidumbres (*uncertainty-free*). Por otra parte, Botto *et al.* (2017) han definido que la diferencia relativa entre ambos valores corresponde con el factor de corrección (y), esto es:

$$y = \frac{Q_{Tr}^* - Q_{Tr}}{Q_{Tr}} \quad (1)$$

Según Botto *et al.* (2017), el valor de y aumenta con el Tr debido al incremento de la incertidumbre de la estimación de Q_{Tr} y para un Tr fijo también crece con la variabilidad en la distribución de probabilidades que permite estimar Q_{Tr} , la cual es la función del tamaño (n) del registro disponible de gastos máximos anuales utilizado en el AFC. A partir de la Ecuación (1) se puede obtener la estimación buscada de \hat{Q}_{Tr}^* , como:

$$\hat{Q}_{Tr}^* = (1 + \hat{y}) \cdot Q_{Tr} \quad (2)$$

El mejor estimador \hat{y} del factor de corrección se consigue con la expresión siguiente, según resultados de Botto *et al.* (2017):

$$\hat{y} = \frac{1}{100} \exp[a_0 + a_1 \sqrt{n} + a_2 \cdot \ln(Tr)] \quad (3)$$

Los coeficientes a_0 , a_1 y a_2 se citan en la Tabla 1 y dependen de la distribución de probabilidades utilizada en el AFC; se evaluaron aplicando de manera extensiva el UNCODE. Botto *et al.* (2017) usaron cinco distribuciones fuente u origen (*parent distributions*), ocho tamaños n de 30 a 100 en intervalos de 10 y 100 secuencias sintéticas para cada combinación de modelo fuente y tamaño n . Las distribuciones fuente fueron Log-Pearson tipo III (LP3), general de valores extremos (GVE), logística generalizada (LOG), Log-Normal (LN3) y Pearson tipo III (PT3).

Tabla 1. Coeficientes de la Ecuación (3) y sus propiedades estadísticas adimensionales: coeficiente de determinación (R^2), error absoluto medio (EAM) y error estándar medio (EEM).

Distribución fuente	a_0	a_0	a_0	R^2	EAM	EEM
LP3	0.78	-0.26	0.687	0.89	0.0235	0.0363
GVE	-2.27	-0.30	1.110	0.85	0.0190	0.0321
LOG	-2.36	-0.25	0.994	0.85	0.0096	0.0145
LN3	-0.82	-0.25	0.809	0.94	0.0107	0.0160
PT3	0.59	-0.24	0.567	0.96	0.0080	0.0115

Las distribuciones fuente de la Tabla 1 citaron el orden cronológico en que fueron aceptadas como FDP de aplicación bajo precepto. Por lo anterior, primero se expuso la distribución LP3, sugerida hacia finales de la década de 1970 en EUA; después la GVE propuesta en Inglaterra en 1975, y por último la LOG, que sustituyó a la GVE a partir de 1999. Después se citó a la LN3 de aplicación generalizada en los AFC desde el decenio de 1970 y por último a la PT3 de uso escaso en los AFC.

Botto *et al.* (2017) indican que en 90% de los registros sintéticos sus propiedades estadísticas oscilaron en los intervalos siguientes, para los cocientes de momentos L: de variación $0.28 \leq \tau_2 \leq 0.40$; de asimetría $0.14 \leq \tau_3 \leq 0.40$, y de curtosis $0.07 \leq \tau_4 \leq 0.32$. Los valores de Q_{Tr} procedentes del AFC y su estimador Q_{Tr}^* del valor exacto obtenido con el UNCODE se calcularon para cada uno de los 800 registros sintéticos generados para cada distribución fuente. Este paso se hizo al adoptar una

distribución adecuada a cada serie sintética seleccionada de entre los cinco modelos fuente (LP3, GVE, LOG, LN3 y PT3). Lo anterior reproduce la situación real del AFC, de no conocer *a priori* la distribución fuente; así, el error debido a la incorrecta especificación de la distribución probabilística está incluido en los resultados. Los periodos de retorno (Tr) procesados fueron los cinco siguientes: 50, 100, 200, 500 y 1 000 años.

En términos generales, las regresiones obtenidas y propuestas por Botto *et al.* (2017) son confiables, al variar de 0.85 a 0.96 su coeficiente de determinación. Además, su análisis de residuos mediante el EAM y el EEM en la Tabla 1 definen un valor medio global de 0.0181, es decir, del orden de 2% de variación de \hat{y} , donde, para fines prácticos, en la estimación de una CD es despreciable.

Momentos y cocientes L

Los momentos L (λ_i) son combinaciones lineales de los momentos de probabilidad pesada (β_i) desarrollados por Greenwood, Landwehr, Matalas y Wallis (1979), y se trata de parámetros estadísticos asociados con los datos ordenados. Los momentos L son un sistema eficiente y robusto para el ajuste de las FDP que están actualmente en uso o establecidas bajo precepto. Sus ecuaciones de cálculo son (Stedinger *et al.*, 1993; Hosking & Wallis, 1997; Rao & Hamed, 2000; Stedinger, 2017):

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (4)$$

$$\lambda_2 = 2 \cdot \beta_1 - \beta_0 \quad (5)$$

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

$$\lambda_4 = 20 \cdot \beta_3 - 30 \cdot \beta_2 + 12 \cdot \beta_1 - \beta_0 \quad (7)$$

Además se definen los cocientes (τ) de momentos L , comenzando con $L-Cv$, análogo a este coeficiente, y después los de similitud, con los coeficientes de asimetría y de curtosis, los cuales son:

$$\tau_2 = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (8)$$

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

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

En una muestra de tamaño n , con sus elementos x_i arreglados en orden ascendente ($x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$), los estimadores insesgados de β_r se obtienen con la expresión general siguiente:

$$\beta_r = \frac{1}{n} \sum_{j=r+1}^n \frac{(j-1) \cdot (j-2) \cdot \dots \cdot (j-r)}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot (n-r)} x_j \quad (11)$$

Diagrama de cocientes L

Tiene en el eje de las abscisas a τ_3 y en el de las ordenadas a τ_4 . Las FDP de tres parámetros de ajuste son líneas curvas con las siguientes ecuaciones de tipo polinomio (Hosking & Wallis, 1997):

Logística generalizada (LOG):

$$\tau_4^{\text{LOG}} = 0.16667 + 0.83333 \cdot \tau_3^2 \quad (12)$$

Pareto generalizada (PAG):

$$\tau_4^{\text{PAG}} = 0.20196 \cdot \tau_3 + 0.95924 \cdot \tau_3^2 - 0.20096 \cdot \tau_3^3 + 0.04061 \cdot \tau_3^4 \quad (13)$$

Log-Normal (LN3):

$$\tau_4^{\text{LN3}} = 0.12282 + 0.77518 \cdot \tau_3^2 + 0.12279 \cdot \tau_3^4 - 0.13638 \cdot \tau_3^6 + 0.11368 \cdot \tau_3^8 \quad (14)$$

Pearson tipo III (PT3):

$$\tau_4^{\text{PT3}} = 0.12240 + 0.30115 \cdot \tau_3^2 + 0.95812 \cdot \tau_3^4 - 0.57488 \cdot \tau_3^6 + 0.19383 \cdot \tau_3^8 \quad (15)$$

y general de valores extremos (GVE):

$$\tau_4^{\text{GVE}} = 0.10701 + 0.11090 \cdot \tau_3 + 0.84838 \cdot \tau_3^2 - 0.06669 \cdot \tau_3^3 + SF \quad (16)$$

$$\text{siendo } SF = 0.00567 \cdot \tau_3^4 - 0.04208 \cdot \tau_3^5 + 0.03763 \cdot \tau_3^6$$

Utilizando los logaritmos de los datos en la Ecuación (4), Ecuación (5), Ecuación (6), Ecuación (7), Ecuación (8), Ecuación (9), Ecuación (10) y Ecuación (11) se obtienen los cocientes L logarítmicos, y entonces se puede utilizar la Ecuación (15) para evaluar la FDP Log-Pearson tipo III (LP3). La Figura 1 indica el diagrama de cocientes de momentos L , procedente de Hosking y Wallis (1997).

Selección de la mejor FDP

Uno de los enfoques recientes para la selección de la mejor FDP a utilizar en el AFC consiste en llevar al diagrama de cocientes L , los valores de la

muestra (τ_3 y τ_4) y definir su cercanía a alguna de las curvas, para obtener el mejor modelo probabilístico. A fin de evitar la subjetividad en la selección de la FDP, se ha propuesto evaluar la distancia absoluta (DA) mínima con la expresión siguiente (Yue & Hashino, 2007):

$$DA = |\tau_4[\tau_3^{obs}] - \tau_4^{obs}| \quad (17)$$

donde τ_3^{obs} y τ_4^{obs} son los cocientes L de asimetría y curtosis del registro o serie disponible de gastos máximos anuales y $\tau_4[\tau_3^{obs}]$ es el valor teórico del cociente L de curtosis calculado con cada FDP (Ecuación (12), Ecuación (13), Ecuación (14), Ecuación (15) y Ecuación (16)), para el valor observado del cociente L de asimetría. Una FDP con el menor valor de la DA es la mejor para los datos.

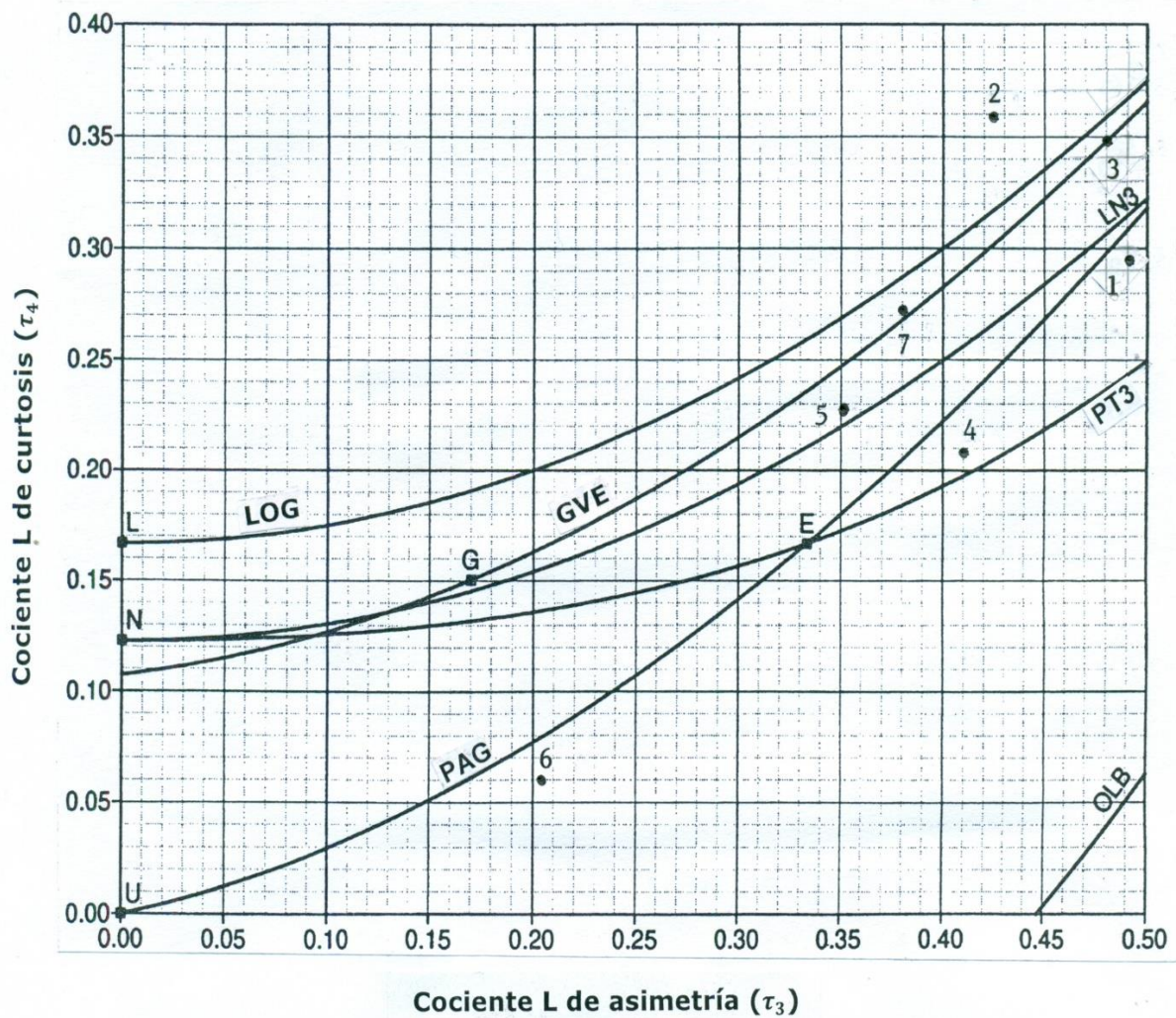


Figura 1. Diagrama de cocientes de momentos L , mostrando FDP de 2 y 3 parámetros de ajuste (Hosking & Wallis, 1997).

Ajuste de las FDP fuente

La distribución LP3 se aplicó exclusivamente con el método de momentos en el dominio logarítmico (WRC, 1977; Campos-Aranda, 2015); en cambio, Botto *et al.* (2017) la ajustaron como una PT3 con base en los cocientes L logarítmicos. El resto de distribuciones de la Tabla 1 se ajustaron con el método de los momentos L , según procedimientos descritos por Hosking y Wallis (1997). En todos los casos se evaluó el error estándar de ajuste (EEA).

Error estándar de ajuste

Es el indicador más común para el contraste de las FDP a datos reales (Chai & Draxler, 2014). Se estableció a mediados de los años 1970 (Kite, 1977) y se ha aplicado en México haciendo uso de la fórmula empírica de Weibull (Benson, 1962). Hoy en día se recomienda su aplicación utilizando la fórmula de Cunnane (Ecuación (18)), que de acuerdo con Stedinger (2017) conduce a probabilidades de no excedencia (p) aproximadamente insesgadas para muchas FDP, ésta es:

$$p = \frac{i-0.40}{n+0.20} \quad (18)$$

La expresión del error estándar de ajuste (EEA) es:

$$EEA = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (Q_i - \hat{Q}_i)^2}{(n-np)} \right]^{1/2} \quad (19)$$

Donde Q_i son los gastos máximos anuales ordenados de menor a mayor, cuyo número es n , y \hat{Q}_i los gastos máximos estimados, para la probabilidad estimada con la Ecuación (18) y la FDP que se contrasta; np es el número de parámetros de ajuste de la FDP, con tres para las cinco que serán aplicadas.

Registros de crecientes por analizar

Para el desarrollo de las aplicaciones numéricas se escogió procesar los siete registros más amplios ($43 \leq n \leq 56$) de la información hidrométrica que procesó (Campos-Aranda, 2014) de la región hidrológica No. 10, Sinaloa, México, que corresponden a las estaciones Huites, Santa Cruz, Jaina, Naranjo, Acatitán, Zopilote y El Bledal. En la Tabla 2 se citan dos características generales y los valores de los cocientes de momentos L de las siete estaciones seleccionadas.

Tabla 2. Tamaños de cuenca, amplitud de registro y cocientes de momentos L en las siete estaciones hidrométricas seleccionadas de la región hidrológica No. 10, Sinaloa, México.

Número y estación	A (km ²)	n	τ_3	τ_4	τ_3^{\ln}	τ_4^{\ln}
1. Huites	26 057	51	0.49086	0.29757	0.14918	0.14510
2. Santa Cruz	8 919	52	0.42451	0.35919	-0.08131	0.17382
3. Jaina	8 179	56	0.47970	0.34935	0.04559	0.18304
4. Naranjo	2 064	45	0.40967	0.20800	-0.03623	0.11706
5. Acatitán	1 884	43	0.35069	0.22836	-0.27398	0.20318
6. Zopilote	666	56	0.20325	0.06008	-0.20501	0.09740
7. El Bledal	371	56	0.38055	0.27257	-0.02134	0.15315

En la Figura 1 se muestra la posición gráfica de cada registro según sus cocientes L de asimetría y curtosis; las siguientes se deducen como FDP convenientes (por su cercanía): Huites PAG, Santa Cruz LOG, Jaina GVE, Naranjo PT3, Acatitán LN3, Zopilote PAG y El Bledal GVE.

Resultados y su análisis

Verificación de la aleatoriedad de los registros

Para que los resultados del AFC sean exactos, el registro de gastos máximos anuales por procesar debe haber sido generado por un proceso aleatorio estacionario, lo cual implica que no haya cambiado en el tiempo. Por lo tanto, el registro de crecientes requiere estar integrado por datos independientes, exentos de componentes determinísticas.

Para probar lo anterior, se aplicó el Test de Wald-Wolfowitz, prueba no paramétrica utilizada por Bobée y Ashkar (1991); Rao y Hamed (2000), y Meylan, Favre y Musy (2012), para verificar independencia y estacionariedad en registros de gastos máximos anuales. Su aplicación en los siete registros seleccionados demostró que están integrados por datos independientes y aleatorios.

Mejor FDP según *DA* mínima

Con base en los cocientes de momentos L de la Tabla 2 se aplicó la Ecuación (17) para encontrar las dos *DA* mínimas y así definir las dos FDP más adecuadas en la Tabla 3. La segunda opción se utilizará en las estaciones Huites y Zopilote debido a que Botto *et al.* (2017) no establecieron como distribución fuente la Pareto Generalizada en la Tabla 1.

Tabla 3. Mejores dos FDP según distancia absoluta (DA) mínima de los registros de crecientes anuales de las siete estaciones hidrométricas seleccionadas de la región hidrológica No. 10, Sinaloa, México.

Estación	DA	FDP	DA	FDP
Huites	0.0113	PAG	0.0155	LP3
Santa Cruz	0.0423	LOG	0.0494	LP3
Jaina	0.0016	GVE	0.0091	LOG
Naranjo	0.0057	LP3	0.0106	PT3
Acatitán	0.0086	LN3	0.0189	GVE
Zopilote	0.0190	PAG	0.0393	LP3
El Bledal	0.0043	GVE	0.0148	LOG

Predicciones de diseño y sus correcciones

La Tabla 4 expone las predicciones estimadas con cada FDP más convenientes para los cinco periodos de retorno que analizaron Botto *et al.* (2017). Además, se muestran sus factores correctivos (\hat{y}) calculados con la Ecuación (3), por último se tienen las CD corregidas (\hat{Q}_{Tr}^*) por incertidumbre hidrológica.

Tabla 4. Predicciones (Q_{Tr}) en m^3/s obtenidas con la FDP indicada y crecientes de diseño corregidas (\hat{Q}_{Tr}^*) en las siete estaciones hidrométricas indicadas de la región hidrológica No. 10, Sinaloa, México.

Estación FDP EEA (m^3/s)	Cálculo (n)	Periodos de retorno en años				
		50	100	200	500	1 000
Huites	Q_{Tr}	15 613	21 776	29 993	45 130	60 942
LP3	\hat{y} (51)	0.050	0.081	0.130	0.244	0.392
957.1	\hat{Q}_{Tr}^*	16 394	23 540	33 892	56142	84 831
Santa Cruz	Q_{Tr}	4 335	5 891	7971	11843	15 948
LOG	\hat{y} (52)	0.008	0.015	0.030	0.075	0.149
277.5	\hat{Q}_{Tr}^*	4 370	5 979	8 210	12 731	18 324
Jaina	Q_{Tr}	4 419	6 101	8 367	12 614	17148
GVE	\hat{y} (56)	0.008	0.018	0.039	0.108	0.234
360.3	\hat{Q}_{Tr}^*	4 454	6 210	8 693	13976	21 161
Naranjo	Q_{Tr}	3 090	3 973	4 976	6 499	7 808
LP3	\hat{y} (45)	0.056	0.090	0.145	0.273	0.439
136.2	\hat{Q}_{Tr}^*	3 263	4 331	5 698	8 273	11 236
Acatitán	Q_{Tr}	3 440	4 263	5 178	6 537	7 689
LN3	\hat{y} (43)	0.020	0.035	0.062	0.130	0.229
150.5	\hat{Q}_{Tr}^*	3509	4412	5499	7387	9450
Zopilote	Q_{Tr}	1 269	1 432	1 576	1 739	1 844

LP3	\hat{y} (56)	0.046	0.074	0.119	0.223	0.359
67.1	\hat{Q}_{Tr}^*	1 327	1 538	1 764	2 127	2 506
El Bledal	Q_{Tr}	1 090	1 404	1 792	2 446	3 077
GVE	\hat{y} (56)	0.008	0.018	0.039	0.108	0.234
64.0	\hat{Q}_{Tr}^*	1 099	1 429	1 862	2 710	3 797

Se observó en la Tabla 4 que las correcciones (\hat{y}) más reducidas en el $Tr = 50$ años fueron menores de 1% en las estaciones Santa Cruz, Jaina y El Bledal; la más grande, de 5.6%, se tiene en Naranjo. En el $Tr = 1 000$ años, la corrección más baja es de 14.9% en Santa Cruz; la más grande asciende a 43.9% en Naranjo. En general, las correcciones de la distribución LP3 son mayores; las menores son del modelo LOG; lo anterior debe estar relacionado con la densidad de la cola derecha (El Adlouni, Bobée, & Ouarda, 2008); de éstas, dos FDP de aplicación bajo precepto en EUA e Inglaterra.

Conclusiones

Debido a la gran simplicidad que tiene el método correctivo de las crecientes de diseño por incertidumbre hidrológica, desarrollado por Botto

et al. (2017), y basado en las Ecuación (2) y Ecuación (3), el mérito de esta nota es exclusivamente su divulgación.

En las siete aplicaciones numéricas descritas se utilizaron los registros más amplios de gastos máximos anuales de la región hidrológica No. 10, Sinaloa, México, haciendo uso del diagrama de cocientes L y de la distancia absoluta mínima para seleccionar de manera objetiva la mejor FDP de cada registro disponible.

Los factores correctivos (\hat{y}), calculados con la Ecuación (3), disminuyen conforme el tamaño (n) del registro aumenta y crecen con el valor del periodo de retorno (Tr). En el $Tr = 50$ años se tienen por lógica las correcciones más reducidas, las cuales llegaron a 5.6%. En cambio, en el $Tr = 1\ 000$ años, las correcciones fluctuaron de 14.9 a 43.9%.

En igualdad de valores de n y Tr , en la Tabla 4 se observó que los valores de \hat{y} son mayores para la distribución LP3 y menores con la LOG. Para las otras tres FDP (GVE, LN3 y PT3) fueron similares.

Agradecimientos

Se agradecen los comentarios y correcciones sugeridas por los tres árbitros anónimos B, D y E, las cuales permitieron mejorar la redacción del texto, destacar sus resultados y ampliar los conceptos teóricos de la incertidumbre hidrológica que ocurre en los análisis de frecuencias de crecientes.

Referencias

Benson, M. A. (1962). Plotting positions and economics of engineering planning. *Journal of Hydraulics Division*, 88(6), 57–71.

- Bobée, B. & Ashkar, F. (1991). *The Gamma Family and derived distributions applied in Hydrology*. Chapter 1: Data requirements for hydrologic frequency analysis (pp. 1-12). Littleton, USA: Water Resources Publications.
- Botto, A., Ganora, D., Laio, F., & Claps, P. (2014). Uncertainty compliant design flood estimation. *Water Resources Research*, 50(5), 4242-4253.
- Botto, A., Ganora, D., Claps, P., & Laio, F. (2017). Technical note: Design flood under hydrological uncertainty. *Hydrology and Earth System Sciences*, 21(7), 3353-3358.
- Burn, D. H. (2003). The use of resampling for estimating confidence intervals for single site and pooled frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 48(1), 25-38.
- Campos-Aranda, D. F. (2014). Análisis regional de frecuencia de crecientes en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México. 2: contraste de predicciones locales y regionales. *Agrociencia*, 48(3), 255-270.
- Campos-Aranda, D. F. (2015). Introducción a la hidrología urbana. En: *Técnicas estadísticas y probabilísticas* (pp. 25-51). San Luis Potosí, México: Edición del autor (ISBN-970-95118-1-5). 307 páginas.
- Chai, T., & Draxler, R. R. (2014). Root mean square error (RMSE) or mean absolute error (MAE)? – Arguments against avoiding RMSE in the literature. *Geoscientific Model Development*, 7, 1247-1250.
- Cheng, K. S., Chang, J. L., & Hsu, C. W. (2007). Simulation of probability distributions commonly used in hydrological frequency analysis. *Hydrological Processes*, 21(1), 51-60.

- El Adlouni, S., Bobée, B., & Ouarda, T. B. M. J. (2008). On the tails of extreme event distributions in hydrology. *Journal of Hydrology*, 355(1-4), 16-33.
- Greenwood, J. A., Landwehr, J. M., Matalas, N. C., & Wallis, J. R. (1979). Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, 15(5), 1049-1054.
- Hosking, J. R., & Wallis, J. R. (1997). *Regional frequency analysis. An approach based on L-moments*. Chapter 2: L-moments and Appendix: L-moments for some specific distributions. (pp. 14-43, 191-209). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Kite, G. W. (1977). *Frequency and risk analyses in hydrology*. Chapter 3: Frequency distributions. General and chapter 12: Comparison of frequency distributions (pp. 27-39, 156-168). Fort Collins, USA: Water Resources Publications.
- Kjeldsen, T. R., Lamb, R., & Blazkova, S. D. (2014). Uncertainty in flood frequency analysis. In: Beven, K., & Hall, J. (eds.). *Applied Uncertainty analysis for flood risk management* (pp. 153-197). London, UK: Imperial College Press.
- Merz, R., & Blöschl, G. (2008). Flood frequency hydrology: 1. Temporal, spatial and causal expansion of information. *Water Resources Research*, 44(8), 1-17.
- Meylan, P., Favre, A. C., & Musy, A. (2012). *Predictive Hydrology. A frequency analysis approach*. Chapter 3: Selecting and checking data series. (pp. 29-70). Boca Raton, USA: CRC Press.

- Rao, A. R., & Hamed, K. H. (2000). *Flood frequency analysis*. Theme 1.8: Tests on hydrologic data (pp. 12–21) and Chapter 3: Probability Weighted Moments and L-Moments. (pp. 53–72). Boca Raton, USA: CRC Press.
- Stedinger, J. R. (2017). Flood frequency analysis. Chapter 76 (pp. 76.1-76.8). In: Singh, V. P. (ed.). *Handbook of applied hydrology*. New York, USA: McGraw-Hill Education.
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M., & Foufoula-Georgiou, E. (1993). Frequency analysis of extreme events. In: Maidment, D. R. (ed.). *Handbook of Hydrology* (pp. 18.1-18.66). New York, USA: McGraw-Hill, Inc.
- WRC, Water Resources Council. (1977). *Guidelines for determining flood flow frequency*. Bulletin #17A of the Hydrology Committee. Washington, DC, USA: Water Resources Council.
- Yue, S., & Hashino, M. (2007). Probability distribution of annual, seasonal and monthly precipitation in Japan. *Hydrological Sciences Journal*, 52(5), 863-877.