10.24850/j-tyca-2018-04-D1R1
Discusión

Discusión al artículo

"Análisis regional para estimar precipitaciones de diseño en la república mexicana" de Domínguez-Mora *et al*. (enero-febrero, 2018), 9(1), 5-29

Polemista: Daniel Francisco Campos-Aranda

Profesor jubilado de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México, campos_aranda@hotmail.com

Resumen

El polemista expone omisiones que tuvo el autor al realizar los *análisis regionales*; cuestiona la agrupación de las estaciones pluviométricas (EP) con base exclusivamente en el coeficiente de variación, y ejemplifica la falta de veracidad en los resultados del autor en el estado de San Luis Potosí, México, debido a sus tres regiones geográficas. Además, el polemista opina que la generalización de la fórmula de Chen, a través del coeficiente de convectividad tomado de un mapa de la república mexicana es un procedimiento poco exacto y sugiere trabajar por zonas o subregiones geográficas, a partir de las EP circunvecinas. El polemista considera que sus observaciones ayudarán al lector a lograr una mejor aproximación de las curvas intensidad-duración-frecuencia que se estiman en cuencas pequeñas y medianas.

Omisiones en los análisis regionales

Número y amplitud de las EP en SLP

El estado de San Luis Potosí (ESLP), México, se ubica en la zona centro del país, por ello, el autor consideró EP con años incompletos, pero más de 20, según se indica en el inicio de la página 8, primera columna. El

polemista considera reducidos el número de 103 EP procesadas y el promedio de 32.23 años de tales registros (Cuadro 1, página 7) en el ESLP, ya que en un estudio realizado con datos hasta 2015 (Campos-Aranda, 2018) se analizaron 100 EP con más de 40 años de registro de *precipitación máxima diaria* (*PMD*). En el Cuadro 1 se muestra una selección de los 100 registros procesados. El Cuadro 1 completo está disponible con el polemista.

Cuadro 1. Características generales de las 14 series seleccionadas de *PMD* anual de las EP con más de 40 años de registro del estado de San Luis Potosí, México.

Núm.([1])	**Nombre**	**Altitud[2]**	***n*[3]**	***PMD* (mm)**		**Estadísticos[4]**			
				Mín	**Máx**	***Med***	**Media**	***Cv***	r_1
1 (AP)	Arista	1 560	41	17.0	238.0	39.0	52.3	0.895	0.540
10 (AP)	Los Pilares	1 675	47	26.0	81.5	44.5	46.5	0.296	0.206
20 (AP)	Santo Domingo	1 415	52	19.0	270.0	49.8	57.6	0.656	0.159
25 (AP)	Villa de Ramos	2 223	43	12.0	90.0	38.0	40.2	0.477	0.345
Mínimo	–	1 358	41	10.0	63.1	27.0	30.8	0.277	–0.261
Máximo	–	2 223	72	26.0	315.8	56.1	59.3	0.895	0.540
26 (ZM)	Armadillo de los I.	1 636	52	22.0	133.0	48.0	57.5	0.476	0.062
35 (ZM)	Ojo Caliente	1 789	48	20.7	76.1	38.8	41.7	0.305	0.104
45 (ZM)	San Francisco	1 066	50	12.0	135.0	42.0	46.7	0.523	–0.093
53 (ZM)	Zaragoza	1 968	50	13.0	97.0	34.5	38.6	0.432	0.249
Mínimo	–	902	43	12.5	76.1	34.5	38.6	0.305	–0.305
Máximo	–	1 968	61	45.0	330.0	80.0	91.4	0.869	0.286
54 (RH)	Abritas	807	54	23.1	280.0	113.2	123.5	0.443	0.336
65 (RH)	El Naranjo	275	57	54.7	310.5	108.0	125.1	0.424	0.016
75 (RH)	Moritas	71	50	68.7	391.2	128.0	144.2	0.459	–0.088
85 (RH)	Santiaguillo	38	43	40.2	298.2	120.0	133.9	0.458	0.257
95 (RH)	Temamatla	120	55	65.2	374.9	133.6	156.5	0.442	–0.118
100(RH)	Xilitla	630	51	92.0	420.0	163.0	181.2	0.359	–0.063
Mínimo	–	25	40	23.1	270.3	79.0	86.6	0.350	–0.218
Máximo	–	1 278	58	94.5	654.0	182.5	196.6	0.622	0.402

Simbología:

[1]AP = altiplano potosino; ZM = zona media; RH = Región Huasteca.

[2]metros sobre el nivel del mar.

[3]número de datos procesados (algunas veces igual al periodo de registro).

[4]*Med* = mediana, en milímetros; *Cv* = coeficiente de variación, adimensional.

Media aritmética, en milímetros; r_1 = coeficiente de correlación serial, adimensional.

El polemista aclara que durante el proceso de verificación de valores extremos máximos y mínimos aceptó registros de *PMD* anual hasta con tres años faltantes no seguidos. Respecto a los años incompletos, se revisó cada uno y se intentó completarlo, según ciertas normas lógicas.

En el Cuadro 1, los valores mínimo y máximo de cada región geográfica del ESLP proceden de las 25, 28 y 47 EP procesadas por el polemista. Todos esos 100 registros mostraron asimetría a la derecha, pues su mediana siempre fue menor que su media aritmética.

Homogeneidad de los registros de *PMD*

Para que los resultados del análisis probabilístico de un registro de *PMD* anual conduzcan a *predicciones* confiables, sus datos deben de proceder de un proceso aleatorio estacionario, lo cual implica que no haya cambiado en el tiempo. Entonces, la serie anual de *PMD* debe estar integrada por valores independientes, que estén libres de componentes determinísticas, para que tal registro sea *homogéneo* (Bobée & Ashkar, 1991; Rao & Hamed, 2000; Meylan, Favre, & Musy, 2012; Stedinger, 2017). Lógicamente, si un registro de *PMD* anual muestra persistencia, tendencia o cambios en la media o en la variabilidad, sus parámetros estadísticos no serán confiables.

El autor indica en la página 8, primera columna, que se realizó un proceso de depurado de los datos, para detectar valores erróneos, y que después se estimaron los coeficientes de variación (*Cv*), para definir las regiones homogéneas, con base en sus valores similares.

En opinión del polemista, los análisis regionales del autor no son confiables debido a que no se probó la homogeneidad de cada registro de *PMD* anual. Por ejemplo, a través de una prueba general, como el test de Von Neumann, y varias pruebas específicas para componentes determinísticas, como las de Anderson, Sneyers, Kendall, Spearman, Cramer y Bartlett (WMO, 1971; Buishand, 1982; Machiwal & Jha, 2008), Para el caso del ESLP, el polemista encontró que 39 registros de *PMD* anual mostraron ser no homogéneos (Campos-Aranda, 2018).

A esos 39 registros se les aplicó el Test de Wald-Wolfowitz de independencia y estacionariedad (Bobée & Ashkar, 1991; Rao & Hamed, 2000; Meylan *et al*., 2012), encontrando que los nueve siguientes tienen

datos *dependientes*, por ello se cita entre paréntesis su coeficiente de correlación serial de orden 1, tomado de la columna final del Cuadro 1: Arista (0.540), Villa de Ramos (0.345), Cerritos (–0.305), San Nicolás Tolentino (0.286), Abritas (0.336), Ébano (0.291), San Felipe (0.402), Tamuín (0.347) y Velazco (0.240). Khaliq, Ouarda, Ondo, Gachon y Bobée (2006) indican cómo corregir una serie de valores *dependientes* previo a los análisis de frecuencias.

Además se detectó (Campos-Aranda, 2018) que el registro de Abritas tiene tendencia descendente, así como los de Ciudad del Maíz y San Dieguito. Otros cuatro registros mostraron tendencia ascendente y son Los Pilares, Vigas, El Pujal y Las Adjuntas. En total, siete registros de *PMD* anual debieron ser revisados para detectar tendencia significativa, con base en la prueba de Ostle y Mensing (1975); se encontró que tres la tuvieron (Los Pilares, Abritas y Las Adjuntas). McCuen y Thomas (1990) exponen cómo corregir registros con *tendencia* antes de su procesamiento probabilístico.

El polemista encontró para el ESLP, que 11 registros de *PMD* anual de los 100 que procesó debieron de ser corregidos antes de realizar los análisis tendientes a estimar sus *predicciones* o valores asociados con ciertos periodos de retorno. Para los resultados numéricos que se muestran posteriormente del ESLP, el polemista optó por eliminar los 11 registros no homogéneos (nueve con datos dependientes y tres con tendencia significativa).

Regionalización en el ESLP

El polemista considera que el uso exclusivo del *Cv* de un registro de *PMD* anual, para establecer zonas o regiones homogéneas es insuficiente, dada la *similitud* que presenta tal parámetro estadístico entre registros de *PMD* anual de climas áridos y húmedos. En el Cuadro 1 se muestran los intervalos observados en el *Cv* en cada una de las tres zonas geográficas del ESLP, estos son: de 0.277 a 0.895; de 0.305 a 0.869, y de 0.350 a 0.622. El autor encuentra que el *Cv* en el ESLP varía de 0.27 a 0.94 (Cuadro 3, página 12).

Para la búsqueda de zonas o subregiones geográficas homogéneas de registros de *PMD* anual, se ha sugerido usar las *distancias euclidianas* con atributos como la mediana, el *Cv* y la altitud (Burn, 1990a; Burn, 1990b; Campos-Aranda, 2008a). Haciendo uso de cinco atributos: media, desviación estándar, coeficiente de asimetría, altitud y

coordenada de longitud, el polemista verificó las tres zonas geográficas del ESLP (Campos-Aranda, 2008b).

El polemista opina que no habiendo considerado estas tres subregiones del ESLP, los resultados de autor expuestos en el Cuadro 4 de la página 14, denominados "Factores por periodo de retorno (*FTr*)" no son válidos; además de que su magnitud es reducida, como se demuestra posteriormente.

Regionalización del autor

En la Figura 2 de la página 11 se aprecia que la definición de regiones homogéneas del autor sigue la división estatal. Al respecto, el polemista indica que ello puede ser práctico, pero es incorrecto, pues las zonas geográficas y/o climáticas del país en general no coinciden con los límites estatales. Tales límites tampoco influyen en los fenómenos meteorológicos que ocurren en el país y la forma en que originan lluvia, los cuales tienen diferencias sustanciales durante el año, y en el norte, centro y sur, así como en las vertientes del Pacífico y del Golfo de México. Para mayores detalles consultar Campos-Aranda (Campos-Aranda, 2010; Campos-Aranda, 2011).

Verificación de la regionalización

En el inicio de la página 8, en su segunda columna, el autor indica que una región analizada es considerada *homogénea* si el rango de los *Cv* simulados incluye al conjunto de los *Cv* históricos. Esta verificación de las regiones es, en opinión de polemista, una técnica imprecisa y bastante subjetiva, ya que no hay un estadístico de la prueba contra qué comparar; por ejemplo, del tipo de la prueba de Kolmogorov-Smirnov o del error máximo absoluto (Nguyen, El-Outayek, Lim, & Nguyen, 2017).

El polemista sugiere primero aplicar la prueba de discordancias (Hosking & Wallis, 1997; Campos-Aranda, 2010; Campos-Aranda, 2011) para detectar registros discordantes con el resto. Después, utilizar bajo un

proceso de tanteos el nuevo Test de Langbein (Fill & Stedinger, 1995; Campos-Aranda, 2012), eliminando primero los registros más discordantes, para cumplir con el número permitido de EP o registros fuera de las curvas de control de la prueba. En los incisos posteriores sobre los *FTr* del polemista, se observa cómo cada una de estas dos pruebas detecta registros que deben ser eliminados para formar una región homogénea. Entre más dispersión muestren los *Cv* más registros deben ser retirados. Por ejemplo, en el AP se eliminaron 7 de 22 EP; en la ZM, 3 de 26, y en la RH 5 de 41 EP.

Distribuciones de probabilidad utilizadas

Stedinger, Vogel y Foufoula-Georgiou (1993) citan como modelos comunes en el análisis probabilístico de las series de lluvias máximas, las distribuciones Log-Pearson tipo III (LP3) y General de Valores Extremos (GVE), cuya aplicación fue establecida bajo precepto en EU e Inglaterra. Johnson y Sharma (2017) incluyen además a las funciones Log-Normal y Pareto Generalizada. Koutsoyiannis (2004), Papalexiou y Koutsoyiannis (2013), y Koutsoyiannis y Papalexiou (2017) contrastan la distribución GVE con datos mundiales y la *sugieren* para procesar registros de *PMD* anual. Nguyen *et al*. (2017) proponen una técnica sistemática para seleccionar el modelo probabilístico adecuado a series de *PMD* anual, según su capacidad descriptiva y predictiva.

El autor utiliza dos funciones de distribución de probabilidades, la Gumbel (G) y la Doble Gumbel (DG). Respecto a la primera, es un modelo de dos parámetros de ajuste con escasa versatilidad, es una recta en el papel de probabilidad Gumbel-Powell y por ello es un caso especial (parámetro de forma $k = 0$) de la distribución GVE. Respecto a la segunda, es un modelo combinado, y entonces según Hosking y Wallis (1997), es aplicable únicamente cuando los datos del registro proceden de dos poblaciones distintas, originados por procesos meteorológicos diferentes y cuya identificación de cada uno no implica duda dentro de la muestra.

Con base en lo anterior, el polemista considera que se debieron probar otros modelos probabilísticos como los citados (LP3 y GVE), así como las distribuciones Log-Normal y Wakeby (Nguyen *et al*., 2017), para seleccionar, a través del error estándar de ajuste (Kite, 1977) mínimo la más adecuada. Además, estos modelos se recomienda ajustarlos por medio del método de los momentos *L*, que ha probado ser consistente o

robusto, y bastante exacto. Al respecto, el autor no indica el método de ajuste aplicado.

Diferencias en los *FTr* estimados

FTr en el altiplano potosino (AP)

Según el Cuadro 1, 25 EP se integraron dentro de la zona geográfica del AP y tres EP fueron eliminadas por ser no homogéneas. La aplicación de la prueba de discordancias (Hosking & Wallis, 1997; Campos-Aranda, 2010) indica que siete son discordantes. Aplicando el nuevo test de Langbein (Fill & Stedinger, 1995; Campos-Aranda, 2012) a las 15 EP restantes, se obtiene que tres quedan fuera de sus curvas de control, lo cual es aceptable con un nivel de significancia de 5%.

Las 15 EP del AP integran una serie de 765 datos de *PMD* anual, los cuales fueron estandarizados con su media y cuyo análisis probabilístico con la técnica de las estaciones-años (Garros-Berthet, 1994), y las distribuciones LP3 y GVE, conduce a los *FTr* concentrados en Cuadro 2. El modelo probabilístico LP3 se ajustó con el método de momentos en los dominios logarítmico (WRC, 1977) y real (Bobée, 1975), y para la función GVE se empleó el método de sextiles (Clarke, 1973) y el de momentos *L* (Stedinger *et al*., 1993; Hosking & Wallis, 1997).

Cuadro 2. Factores por periodo de retorno (*FTr*) de las tres regiones geográficas del ESLP, calculados por el polemista y los del autor.

Periodos de retorno (años)	**Altiplano potosino**		**Zona Media**		**Región Huasteca**		**ESLP (autor)**
	LP3	**GVE**	**LP3**	**GVE**	**LP3**	**GVE**	**G o DG**
	0.069	0.076	0.033	**0.020**	**0.025**	0.032	–
2	0.91	0.92	0.90	0.89	0.89	0.89	0.88
5	1.29	1.29	1.30	1.29	1.27	1.26	1.29
10	1.56	1.55	1.59	1.59	1.55	1.55	1.63

25	1.93	1.89	1.99	1.99	1.96	1.96	1.99
50	2.21	2.16	2.30	2.33	2.30	2.31	2.33
100	2.51	2.43	2.63	2.69	2.66	2.70	2.61
500	3.27	3.10	3.47	3.65	3.65	3.79	3.25
1 000	3.62	3.40	3.86	4.12	4.14	4.36	3.52
5 000	4.52	4.15	4.87	5.37	5.49	5.95	4.16
10 000	4.95	4.49	5.35	5.99	6.17	6.77	4.44

FTr en la zona media (ZM)

En la ZM se procesaron 26 EP. La prueba de discordancias eliminó tres y el nuevo test de Langbein verificó su homogeneidad. Las 23 estaciones de la ZM forman una serie de 1 150 datos estandarizados con su media, cuyo análisis probabilístico con la técnica de las estaciones-años y las funciones LP3 y GVE condujo a los *FTr* mostrados en el Cuadro 2.

FTr en la Región Huasteca (RH)

En la RH se trabajó con 41 EP. La prueba de discordancias detectó tres discordantes y durante la aplicación del nuevo test de Langbein se eliminaron dos más. Las 36 estaciones de la RH forman una serie de 1 791 datos estandarizados con su media, cuyo análisis de frecuencias con la técnica de las estaciones-años y los modelos LP3 y GVE aportó los *FTr* del Cuadro 2.

Contraste de resultados

En el Cuadro 2, el número bajo la distribución LP3 y GVE es el error estándar de ajuste. Entonces, en el AP se deben adoptar los *FTr* de la distribución LP3; en la ZM los de la GVE y en la RH los de la función LP3.

Respecto a los *FTr* del autor (Cuadro 4, página 14), corresponden en orden de magnitud con los del AP, pero son inferiores a los calculados para la ZM y la RH. Para los periodos de retorno ≥ 500 años, todos los *FTr* del autor son inferiores a los calculados por el polemista y cada vez con mayor cuantía, al pasar del AP a la RH. Comparar los *FTr* adoptados con última columna del Cuadro 2.

Guías para la aplicación de la fórmula de Chen

Valor medio anual de la *PMD*

En opinión del polemista, el mapa de la Figura 4 de la página 15 ofrece poca precisión para estimar un valor medio de la *PMD* anual y además no se puede consultar su original, pues la referencia fuente no fue incluida. A este respecto, las referencias del autor tienen duplicada la de Cunnane, cuyo nombre es Conleth y las de Koutsoyiannis 1 y 2 están mal citadas, ya que proceden del *Hydrological Sciences Journal*, Vol. 49, número 4, año 2004, páginas 575 a 610.

Habiendo procesado el autor 2 193 EP en el país, el polemista considera que es más exacto, para una cierta localidad de interés, seleccionar sus estaciones circunvecinas, de 3 a 6, que pertenezcan a la misma subregión geográfica o hidrológica (Campos-Aranda, 2011) y con ellas estimar el valor medio de la *PMD* anual, por ponderación con el inverso de la distancia (Campos-Aranda, 2009).

Estimación de los factores *R* y *F* de Chen

El polemista sugiere usar las mismas EP circunvecinas seleccionadas y la técnica de ponderación citada, para definir los *FTr* por aplicar y estimar las *PMD* con periodos de retorno (*Tr*) de 10, 25, 50 y 100 años. Se multiplican estas predicciones por 1.13 (Weiss, 1964; Papalexiou, Dialynas, & Grimaldi, 2016) para transformarlas a una duración de 24 horas, designadas P_{24}^{Tr}. En los mapas de isoyetas (SCT, 1990) del país, se obtienen las intensidades de duración 60 minutos y *Tr* de 10, 25 y 50 años disponibles, se denominan P_1^{Tr} y corresponden a milímetros. Con base en las predicciones citadas, se obtienen tres cocientes $R = P_1^{Tr}/P_{24}^{Tr}$ y un cociente $F = P_{24}^{100}/P_{24}^{10}$. Con el promedio de los tres *R* se define el que se utilizará en la fórmula de Chen (Chen, 1983).

Cuando no se disponga de los mapas de isoyetas, se pueden consultar los resultados de Araiza-Rodríguez y Campos-Aranda (2000). Estos autores, con base en los 421 sitios con información pluviográfica procesada por la SCT (1990) para construir sus curvas isoyetas, buscaron las correspondientes EP en el sistema *ERIC* (IMTA-Conagua-Semarnap, 1996) y obtuvieron 341. Con el procedimiento descrito en el párrafo anterior evaluaron los cocientes *R* y *F*, mostrando en la ponencia citada los relativos a las 32 capitales de los estados y estando disponibles el resto con el primer autor.

Otra opción de estimación del cociente *R* consiste en consultar sus valores reales obtenidos por Campos-Aranda y Gómez-de-Luna (1990), en 33 pluviógrafos del país. Estos autores encuentran que *R* tiene en el país un valor medio de 0.479, fluctuando de 0.204 a 0.646. Además establecen que en las zonas áridas y semiáridas, *R* varía de 0.40 a 0.60, y en las húmedas de 0.30 a 0.40; a mayor altitud, *R* es más grande y viceversa. Una cuarta opción para estimar *R* es utilizar la Figura 5 del autor, procedente de Baeza (2007).

Recomendación

El polemista sugiere rehacer el estudio y trabajar por estados del país, ya que un estudio de la magnitud del abordado por el autor es

sumamente extenso para ser descrito con una exactitud adecuada en un artículo de una revista científica.

Como se ha mostrado, no se expone la relación de EP utilizadas, sus amplitudes de registro, sus valores máximos, sus estadísticos básicos ni la verificación de su homogeneidad. No se describen y definen con base en sus EP las zonas geográficas y/o climáticas propuestas como regiones homogéneas. Tampoco se verifica la homogeneidad regional, con las pruebas sugeridas para ello en la literatura hidrológica y los análisis probabilísticos requieren de la aplicación de otras distribuciones de probabilidad adecuadas a los registros de *PMD* anual.

Trabajando por estados del país y sus respectivas zonas geográficas y/o climáticas resulta factible describir los aspectos anteriores en cada artículo, habiendo por lógica casos extremos de simplicidad y de complejidad, como la península de Baja California y la región del Istmo, con los estados de Oaxaca y Chiapas.

Referencias

Araiza-Rodríguez, J. A., & Campos-Aranda, D. F. (2000). Evaluación de los cocientes lluvia-duración (*R*) y lluvia-frecuencia (*F*) en 341 sitios de la República Mexicana. *XVI Congreso Nacional de Hidráulica* (pp. 743-748), Morelia, Michoacán.

Baeza, R. C. (2007). *Estimación regional de factores de convectividad para el cálculo de las relaciones intensidad-duración-frecuencia* (tesis de maestría). México, DF: DEPFI de la Universidad Nacional Autónoma de México.

Bobée, B. (1975). The Log-Pearson type 3 distribution and its application to Hydrology. *Water Resources Research*, 11(5), 681-689.

Bobée, B., & Ashkar, F. (1991). *The Gamma Family and derived distributions applied in Hydrology* (203 pp.). Littleton, Colorado, USA: Water Resources Publications.

Buishand, T. A. (1982). Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology*, 58(1–2), 11-27.

Burn, D. H. (1990a). An appraisal of the "region of influence" approach to flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 35(2-4), 149-165.

Burn, D. H. (1990b). Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach. *Water Resources Research*, 26(10), 2257-2265.

Campos-Aranda, D. F., & Gómez-de-Luna, R. (1990). Procedimiento para obtener curvas I-D-Tr a partir de registros pluviométricos. *Ingeniería Hidráulica en México*, 5(2), 39-52.

Campos-Aranda, D. F. (2008a). Estudio de la precipitación máxima diaria anual en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), con base en Distancias Euclidianas. *Investigaciones Geográficas*, 65, 56-67.

Campos-Aranda, D. F. (2008b). Estudio de la precipitación máxima diaria anual en 53 estaciones pluviométricas del estado de San Luis Potosí, mediante el enfoque de región de influencia. *Ingeniería Hidráulica en México*, 23(1), 139-155.

Campos-Aranda, D. F. (2009). Estimación regional de predicciones de lluvia diaria en el estado Michoacán, México. *Ingeniería Hidráulica en México*, 24(4), 167-176.

Campos-Aranda, D. F. (2010). Verificación de la homogeneidad regional mediante tres pruebas estadísticas. *Tecnología y Ciencias del Agua*, 1(4), 157-165.

Campos-Aranda, D. F. (2011). Estimación de envolventes de diseño por subregiones hidrológicas. *Tecnología y Ciencias del Agua*, 2(4), 175-194.

Campos-Aranda, D. F. (2012). Descripción y aplicación de la versión corregida del Test de Langbein para verificar homogeneidad regional. *Ingeniería. Investigación y Tecnología*, 13(4), 411-416.

Campos-Aranda, D. F. (2018). Estimación estadística actualizada de la *PMP* en el estado de San Luis Potosí, México. *Tecnología y Ciencias del Agua*. Artículo en proceso de arbitraje.

Chen, C. I. (1983). Rainfall Intensity-Duration-Frequency formulas. *Journal of the Hydraulics Engineering*, 109(12), 1603-1621.

Clarke, R. T. (1973). Chapter 5: The estimation of floods with given return period. In: *Mathematical Models in Hydrology* (pp. 130-146) (Irrigation and Drainage Paper 19). Rome, Italy: FAO.

Fill, H. D., & Stedinger, J. R. (1995). Homogeneity test based upon Gumbel distribution and a critical appraisal of Dalrymple's test. *Journal of Hydrology*, 166(1-2), 81-105.

Garros-Berthet, H. (1994). Station-year approach: Tool for estimation of design floods. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 120(2), 135-160.

Hosking, J. R. M., & Wallis, J. R. (1997). Chapter 3: Screening the data and chapter 5: Choice of a frequency distribution. In: *Regional Frequency Analysis. An approach based on L–moments* (pp. 44-53, 73-86). Cambridge, England. Cambridge University Press.

IMTA-Conagua-Semarnap, Instituto Mexicano de Tecnología del Agua, Comisión Nacional del Agua, Secretaría del Medio Ambiente, Recursos Naturales y Pesca. (1996). *ERIC. Extractor Rápido de Información Climatológic*a. Manual del Usuario y CD. Jiutepec, México: Instituto Mexicano de Tecnología del Agua, Comisión Nacional del Agua, Secretaría del Medio Ambiente, Recursos Naturales y Pesca.

Johnson, F., & Sharma, A. (2017). Design Rainfall. Chapter 125. In: Singh, V. P. (ed.). *Handbook of Applied Hydrology* (2nd ed.) (pp. 125.1–125.13).New York, USA: McGraw-Hill Education.

Khaliq, M. N., Ouarda, T. B. M. J., Ondo, J. C., Gachon, P., & Bobée, B. (2006). Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non–stationary hydro-meteorological observations: A review. *Journal of Hydrology*, 329(3-4), 534-552.

Kite, G. W. (1977). Chapter 12: Comparison of frequency distributions. In: *Frequency and Risk Analyses in Hydrology* (pp. 156-168). Fort Collins, Colorado, USA: Water Resources Publications.

Koutsoyiannis, D. (2004). Statistics of extremes and estimation of extremes rainfall: II. Empirical investigation of long rainfall records. *Hydrological Sciences Journal*, 49(4), 591-610.

Koutsoyiannis, D., & Papalexiou, S. M. (2017). Extreme Rainfall: Global perspective. Chapter 74. In: Singh, V. P. (ed.). *Handbook of Applied Hydrology* (2nd ed.) (pp. 74.1-74.16). New York, USA: McGraw-Hill Education.

Machiwal, D., & Jha, M. K. (2008). Comparative evaluation of statistical tests for time series analysis: Applications to hydrological time series. *Hydrological Sciences Journal*, 53(2), 353-366.

McCuen, R. H., & Thomas, W. O. (1990). Flood frequency analysis techniques for urbanizing watersheds. In: *Symposium Proceedings on Urban Hydrology* (pp. 35-46). Bethesda, USA: American Water Resources Association.

Meylan, P., Favre, A. C., & Musy, A. (2012). *Predictive Hydrology. A frequency Analysis Approach*. Boca Raton, USA: CRC Press.

Nguyen, T. H., El-Outayek, S., Lim, S. H., & Nguyen, T. V. T. (2017). A systematic approach to selecting the best probability models for annual maximum rainfalls. A case study using data in Ontario (Canada). *Journal of Hydrology*, 553, 49-58.

Ostle, B., & Mensing, R. W. (1975). Chapter 7: Regression analysis. In: *Statistics in Research* (3rd ed.) (pp. 165-236). Ames, USA: Iowa State University Press.

Papalexiou, S. M., & Koutsoyiannis, D. (2013). Battle of extreme value distributions: A global survey on extreme daily rainfall. *Water Resources Research*, 49(1), 187-201.

Papalexiou, S. M., Dialynas, Y. G., & Grimaldi, S. (2016). Hershfield factor revisited: Correcting annual maximum precipitation. *Journal of Hydrology*, 542, 884-895.

Rao, A. R., & Hamed, K. H. (2000). *Flood Frequency Analysis*. Boca Raton, USA: CRC Press.

SCT, Secretaría de Comunicaciones y Transportes. (1990). *Isoyetas de Intensidad-Duración-Frecuencia. República Mexicana*. México, DF: Secretaría de Comunicaciones y Transportes, Subsecretaría de Infraestructura.

Stedinger, J. R., Vogel, R. M., & Foufoula-Georgiou, E. (1993). Frequency Analysis of Extreme Events. Chapter 18. In: Maidment, D. R. (ed.). *Handbook of Hydrology* (pp. 18.1-18.66). New York, USA: McGraw-Hill, Inc.

Stedinger, J. R. (2017). Flood Frequency Analysis. Chapter 76. In: Singh, V. P. (ed.). *Handbook of Applied Hydrology* (2nd ed.) (pp. 76.1-76.8). New York, USA: McGraw-Hill Education.

Weiss, L. L. (1964). Ratio of true to fixed-interval maximum rainfall. *Journal of Hydraulics Divisio*n, 90(HY1), 77-82.

WMO, World Meteorological Organization. (1971). *Climatic Change*. Annexed III (pp. 58-71) (Technical Note No. 79). Reprinted. Geneva, Switzerland: Secretariat of the World Meteorological Organization.

WRC, Water Resources Council. (1977). *Guidelines for Determining Flood Flow Frequency* (Bulletin # 17A, Hydrology Committee). Revised edition. Washington, DC, USA: Water Resources Council.

Respuesta a la Discusión del artículo "Análisis regional para estimar precipitaciones de diseño en la república mexicana" de Domínguez-Mora *et al*. (enero-febrero, 2018), 9(1), 5-29

Comentarios de los autores

El Polemista cuestiona la agrupación de las estaciones pluviométricas (EP) con base exclusivamente en el coeficiente de variación

Consideramos que el coeficiente de variación es sólo un elemento para hacer la delimitación de las regiones y, como se dice en el artículo, es muy importante considerar la cercanía entre los sitios de medición, las características topográficas en el entorno de dichos sitios y el tipo de fenómeno meteorológico que produce las precipitaciones extremas (ver página 9, segunda columna).

El polemista opina que la generalización de la fórmula de Chen, a través del coeficiente de convectividad tomado de un mapa de la república mexicana, es un procedimiento poco exacto y sugiere trabajar por zonas o subregiones geográficas, a partir de las EP circunvecinas

En general, las estaciones pluviográficas son muy pocas, con pocos años de registro y baja confiabilidad, por lo que no consideramos confiable el

procedimiento que sugiere el polemista. Mendoza (2001) utilizó la información de 323 estaciones pluviográficas disponible en la SCT y posteriormente Baeza (2007) la complementó con datos de los boletines del Papaloapan y de las estaciones automáticas del Sistema de Aguas de la Ciudad de México; además, Baeza tomó también en cuenta la conformación fisiográfica de la república mexicana para elaborar el mapa que proponemos los autores.

El polemista considera reducidos el número de 103 EP procesadas para San Luis Potosí y el promedio de 32.23 años de tales registros

El estudio se inició en 2015 con la base de datos CLICOM disponible entonces; se depuraron datos (en particular se eliminaron algunos en los que la precipitación máxima anual registrada era mucho menor que la media) y se utilizaron los de las que quedaron con más de 20 años de registro.

Respecto a los años incompletos, el polemista propone revisar cada uno e intentar completarlo, según ciertas normas lógicas

Los autores consideran que para el caso de lluvias diarias máximas anuales no es conveniente completar los registros y es mejor utilizar solamente valores medidos.

Señala el polemista que si un registro de *PMD* anual muestra persistencia, tendencia o cambios en la media o en la variabilidad, sus parámetros estadísticos no serán confiables

Los autores estamos de acuerdo en lo general con ese planteamiento, sin embargo, consideramos que al estudiar series de precipitaciones diarias máximas anuales no es de esperarse que exista persistencia, de manera que en casos con autocorrelación *r*(1) muy alta se debe buscar primero la causa (p. ej., series de varios años con valores muy pequeños) antes de eliminar todos los datos de una estación. El caso de la tendencia es similar (aunque algunos autores han encontrado relaciones con el cambio climático), de manera que, por ejemplo, si en los datos de la estación Abritas, que tiene tendencia descendente, se eliminan los valores ilógicamente bajos, el coeficiente de determinación baja de 0.22 a 0.11.

El polemista opina que no habiendo considerado estas tres subregiones del ESLP, los resultados de autor expuestos en el Cuadro 4 de la página 14, denominados "Factores por periodo de retorno (*FTr*)" no son válidos

En la ampliación realizada en 2017 al estudio (Domínguez *et al*., 2017) se consideraron tres regiones similares a las que propone el polemista.

Esta verificación de las regiones, es en opinión de polemista, una técnica imprecisa y bastante subjetiva, ya que no hay un estadístico de la prueba contra que comparar

El procedimiento que se propone en el estudio ya se había utilizado para las lluvias diarias máximas anuales registradas en la región mediterránea de Francia (Mora, Bouvier, Neppel, & Niel, 2005); corresponde a los procedimientos clásicos de prueba de hipótesis, con la variante de que en la hipótesis se incluye implícitamente el tipo de función de distribución al que corresponden los datos. Por su importancia retomaremos el tema más adelante.

El tema de las funciones de distribución utilizadas nos parece también muy importante, por lo que lo retomaremos más adelante.

En opinión del polemista, el mapa de la Figura 4 de la página 15 ofrece poca precisión para estimar un valor medio de la *PMD* anual y además no se puede consultar su original, pues la referencia fuente no fue incluida. Habiendo procesado el autor 2 193 EP en el país, el polemista considera que es más exacto, para una cierta localidad de interés, seleccionar sus estaciones circunvecinas, de tres a seis, que pertenezcan a la misma subregión geográfica o hidrológica (Campos-Aranda, 2011) y con ellas estimar el valor medio de la *PMD* anual, por ponderación con el inverso de la distancia (Campos-Aranda, 2009)

Los autores consideramos que la estimación a partir de los datos de 2 193 EP (cada una con más de 20 años de registro depurado) es más robusta.

Finalmente, en sus conclusiones, el polemista sugiere rehacer el estudio y trabajar por estados del país, ya que un estudio de la magnitud del abordado por el autor es sumamente extenso para ser descrito con una exactitud adecuada en un artículo de una revista científica, de tal manera que no se expone la relación de EP utilizadas, sus amplitudes de registro, sus valores máximos, sus estadísticos básicos ni la verificación de su homogeneidad. No se describen y definen con base en sus EP, las zonas geográficas y/o climáticas propuestas como regiones homogéneas. Tampoco se verifica la homogeneidad regional, con las pruebas sugeridas para ello en la literatura hidrológica

y los análisis probabilísticos requieren de la aplicación de otras distribuciones de probabilidad adecuadas a los registros de *PMD* anual

Al respecto, sugerimos consultar el estudio realizado para el Cenapred (Domínguez *et al*., 2017) en el que, además de la actualización ya mencionada, se pueden encontrar los detalles que menciona el polemista.

Temas para mayor discusión

En nuestra opinión, esta polémica puede ser muy productiva si se centra en los siguientes aspectos que consideramos fundamentales.

Tratamiento de la información

Si bien las pruebas de persistencia y de tendencia son **herramientas** indispensables para el análisis de la información, consideramos que, particularmente en el caso de lluvias máximas anuales, no existen razones físicas para que exista persistencia, de tal manera que si se encuentra una autocorrelación que exceda los límites de las pruebas, consideramos que, antes de eliminar la estación correspondiente debe buscarse la razón de que esto suceda (nosotros encontramos que con bastante frecuencia se tienen registrados años consecutivos con valores muy bajos y sospechamos que en esos años la estación no registró adecuadamente). Por otro lado, para los valores muy altos recurrimos a estudiar si se presentó un fenómeno meteorológico extraordinario que justificara el valor; cuando no se encontró esa justificación solicitamos a la GASIR la verificación en el registro original; de esta manera se solicitó la verificación de 80 casos que se consideraron dudosos, de los cuales se detectaron errores en 29, muchos de los cuales se debían a un error en el punto decimal, y no se encontró la información original en nueve.

Para avanzar en la validación de la información de la base de datos CLICOM, proponemos que se capturen, de las hojas de datos originales, los totales mensuales (para ello se pueden hacer convenios con las universidades de cada estado), lo que permitiría que, de una forma sistemática y sencilla, se puedan corregir este tipo de errores.

Conformación de regiones y verificación de la hipótesis de homogeneidad

La conformación de las zonas que se considerarán homogéneas debe tomar en cuenta los coeficientes de variación, pero también la cercanía entre los sitios de medición, las características topográficas en el entorno de dichos sitios y particularmente el tipo de fenómeno meteorológico que produce las precipitaciones extremas. La disyuntiva es si considerar esas características en forma "objetiva" como proponen diversos métodos (que con frecuencia llevan a resultados diferentes) o hacerlo de forma cualitativa y verificar mediante pruebas de hipótesis (en ese sentido, consideramos adecuada la prueba que se propone en el artículo y que ya había sido usada en Mora *et al*. (2005), porque permite considerar el tipo de función de distribución que se esté utilizando).

Funciones de distribución utilizadas

Consideramos apropiado revisar los argumentos que plantea el polemista y más ampliamente los de Koutsoyiannis (2007), quien propone el uso generalizado de la distribución de valores extremos tipo II (inclusive con un valor fijo del parámetro de forma $k = 0.14$). Desafortunadamente, en las discusiones sobre el tema que han abordado varios autores, no se toma en cuenta la posible existencia de dos poblaciones, documentada ampliamente en México a partir del trabajo del Dr. González Villarreal (González-Villarreal, 1970).

Referencias

Baeza, R. C. (2007). *Estimación regional de factores de convectividad para el cálculo de las relaciones intensidad-duración-frecuencia* (Tesis de Maestría). Programa de Maestría y Doctorado en Ingeniería. México, DF, México: Universidad Nacional Autónoma de México.

Domínguez, M. R., Carrizosa, E. E., Arganis, J. M. L., Hincapié, L. C., Fuentes, M. G. E., Osnaya, R. J., Martínez-Miranda, G. M., & Ramírez, C. L. (2017) *Estudio para regionalizar los gastos generados por avenidas máximas, como base para la elaboración de mapas de peligro por inundaciones fluviales en todas las cuencas de la república mexicana. Tomo II. Análisis estadístico regional de las precipitaciones máximas anuales registradas en más de 2000 estaciones pluviométricas*. Ciudad de México, México: Centro Nacional de Prevención de Desastres.

González-Villarreal, F. J. (1970). *Contribución al análisis de frecuencias de valores extremos de gastos máximos en un río* (Reporte # 277). México, DF, México: Instituto de Ingeniería, Universidad Nacional Autónoma de México.

Koutsoyiannis, D. (February, 2007). Advances in Urban Flood Management, Chapter 7. In: Ashley, R., Garvin, S., Pasche, E., Vassilopoulos, A., & Zevenbergen, C. (eds.). *A critical review of probability of extreme rainfall: Principles and models*. London, UK: Taylor and Francis.

Mendoza, G. M. (2001). *Factores de regionalización de lluvias máximas en la república mexicana* (tesis de Maestría). México, DF, México: Facultad de Ingeniería, Universidad Nacional Autónoma de México.

Mora, R. D., Bouvier, C., Neppel, L., & Niel, H. (2005), Approche régionale pour l'estimation des distributions ponctuelles des pluies journalières dans le Languedoc-Roussillon (France). *Hydrological Sciences Journal*, 50(1), 17-29.