

Aplicación del Método del Índice de Crecientes en la Región Hidrológica Número 10, Sinaloa

Daniel Francisco Campos Aranda

Universidad Autónoma de San Luis Potosí

En primer término se describe brevemente el análisis regional de frecuencia de crecientes y se indican sus ventajas y características fundamentales. Enseguida se expone con detalle el Método del Índice de Crecientes, MIC, desarrollado hacia 1960 y considerado actualmente como una técnica hidrológica consistente. Se citan las particularidades de la aplicación del MIC, a los datos de la Región Hidrológica Número 10, Sinaloa. A continuación se cita la información hidrométrica disponible y la manera en que fueron estimados los datos faltantes. Posteriormente se analizan los resultados parciales de la aplicación del MIC y por último se formulan comentarios relativos a la aplicación de los resultados finales, destacando su utilidad en la estimación de los gastos máximos asociados a diversos periodos de retorno en sitios ubicados dentro de la región citada.

Palabras clave: frecuencia de crecientes, análisis regional, creciete media anual, homogeneidad regional, distribuciones Gumbel, General de Valores Extremos.

Introducción

El análisis de frecuencia de crecientes es utilizado para estimar su magnitud en el sitio de un proyecto o de la infraestructura hidráulica que se revisa. La rareza del evento extremo o creciete está asociada al periodo de retorno, que es una manera *ingenieril* de asociar o expresar la probabilidad de ocurrencia. El análisis *regional* de frecuencia de crecientes permite estimar éstas en cualquier sitio dentro de la región con base en los datos registrados en las diferentes estaciones hidrométricas, incluyendo aquéllos de un sitio específico, cuando tales datos están disponibles.

Algunos métodos del análisis regional, como el *índice de crecientes* establecen que la región está integrada por estaciones hidrométricas cuyo comportamiento de frecuencia de crecientes es homogéneo y en alguna forma cuantificable. El análisis regional explota esta homogeneidad para producir estimaciones que en la mayoría de los casos son más confiables que aquéllas obtenidas al utilizar únicamente los datos de una sola estación hidrométrica.

Es común que las magnitudes del gasto máximo anual de los ríos de una región puedan mostrar cierto grado de asociación o dependencia; algunos métodos del análisis regional hacen uso explícito de esta propiedad estadística e incluso no funcionan sin ella, por ejemplo, los métodos de extensión de registros; en cambio otros dependen de su total ausencia, como la técnica de las estaciones-años, o de una parcial ausencia, como el Método del Índice de Crecientes (Cunnane, 1988).

Método del Índice de Crecientes

El Método del Índice de Crecientes o de avenidas, desarrollado y propuesto por Tate Dalrymple en 1960, se ha establecido como un procedimiento formal de la Exploración Geológica Estadounidense (*U.S. Geological Survey*), y por ello en algunas ocasiones así se le designa. El método utiliza las crecientes anuales de ríos no regulados y con los datos de cada sitio j ($j = 1, 2, 3, \dots, M$) se realizan los pasos siguientes:

- Se llevan al papel de probabilidad extremo o de Gumbel los datos de cada sitio y se traza a ojo una curva suave por los valores dibujados;
- De cada gráfico se obtienen los gastos correspondientes a los periodos de retorno $T = 2.33$ y 10 años. El primero se considera igual a la creciente media anual, esto es: $QM_j = Q_{2.33}$;
- Se aplica el test de homogeneidad de Langbein y se define el grupo de estaciones hidrométricas que integran la región;
- Se obtienen estimaciones gráficas de Q_{Tj} para $T = 2, 5, 10, 25, 50, 100$, etc. años;
- Se calculan los índices de crecientes o cocientes $X_{Tj} = Q_{Tj}/QM_j$ para todo T y j ;
- Se obtienen los valores medianos de X_T ($X_{T1}, X_{T2}, \dots, X_{Tn}$);
- Los valores de X_T son dibujados en un papel de probabilidad Gumbel y se traza a ojo una curva suave por tales puntos; ésta es la relación que se considera representativa para cada sitio de la región;
- Se calculan las estimaciones de Q_T en cada sitio de interés dentro de la región por medio de $Q_T = X_T * QM$, en donde QM es evaluada a partir de los datos del sitio o estimada a partir de características de su cuenca con base en una relación estadística regional.

El valor de $Q_{2.33}$ es mucho más estable y confiable que la media aritmética, ya que esta estimación da un mayor peso a las crecientes medias que a las extremas cuyos errores de muestreo son grandes, y por esta razón no está influenciado por un cambio en la inclusión o exclusión de una gran creciente, como la media aritmética (Darlymple, 1960).

Cuando la distribución de probabilidades Gumbel o de valores extremos tipo I se expresa en la forma de la ecuación general del análisis de frecuencia hidrológico (Chow, 1964), se tiene:

$$Q_T = QM + K * QS = QM + [(y - y_n)/\sigma n] QS \quad (1)$$

en donde K es el factor de frecuencia, QS es la desviación estándar de los gastos máximos anuales observados (m^3/s), y es la llamada variable reducida, adimensional, con la expresión siguiente:

$$y = -Ln [-Ln (1 - 1/T)] \quad (2)$$

y_n , σn son constantes correctivas del método de momentos, función de número de datos o tamaño de la muestra (n) y corresponden a la media y desviación típica de la variable reducida y (Kite, 1977; Vázquez, 1990), sus valores límite cuando n es infinito son: 0.5772157 y 1.2825498, es decir, la constante de Euler y el cociente entre π y raíz de 6.

De la ecuación 1 se deduce que si se quiere obtener que $Q_T = QM$, el factor de frecuencia debe ser cero, ya que QS no puede serlo, es decir: $(y - y_n)/\sigma n = 0$; de donde se obtiene que el valor de la variable reducida y al sustituir y_n , σn por sus valores numéricos corresponde a y_n , de manera que entonces por la ecuación 2: $T = 2.3276$ años.

La aplicación del Método del Índice de Crecientes en la Región Hidrológica Número. 10, Sinaloa, presenta las siguientes particularidades: primera, se analizan dos periodos comunes de registro, uno corto de 24 años y uno largo de cuarenta años; por lo tanto, se calculan tres curvas de índices de crecientes para integrar la curva regional; segunda, se emplea la función de distribución de probabilidades General de Valores Extremos, GVE, para evitar la subjetividad del trazo de cada curva o relación gasto-periodo de retorno en cada sitio, probando estadísticamente si es aceptable la distribución Fréchet o GVE tipo II, o si es más indicada la función Gumbel o GVE tipo I; tercera, el cálculo de los índices de crecientes se lleva hasta periodos de retorno de 500, 1 000 y 10 000 años; y cuarta, se desarrollan dos regresiones lineales entre $Q_{2.33}$ y el área de cuenca (A), una para cada periodo común analizado.

La Región Hidrológica Núm. 10, Sinaloa

Generalidades

Esta región hidrológica es una de las más importantes del país debido a que reúne a un grupo de corrientes caudalosas, cuyos escurrimientos ya han sido aprovechados parcialmente dando lugar a una de las zonas agrícolas más importantes. Las corrientes principales son los ríos: Fuerte, Sinaloa, Mocorito, Culiacán (Humaya y Tamazula), San Lorenzo, Elota, Piaxtla y Quelite. El área total de la región es de 103 212 km², la cual corresponde a un 5.24% del territorio nacional. Los aprovechamientos superficiales más importantes están descritos en SRH(1975, 1976) y SARH(1988) y comprenden doce presas en operación y diez en proyecto dentro del Sistema Hidráulico Interconectado del Noroeste, SHINO.

En la Región Hidrológica Número 10, Sinaloa, los análisis de las crecientes ocurridas revisten una singular importancia, debido principalmente a las dos razones siguientes:

- Como se indicó, el potencial hidrológico de la región ha sido aprovechado parcialmente y por lo tanto será necesario diseñar y construir nueva infraestructura (SARH, 1988)
- Los aprovechamientos hidráulicos deben ser revisa-

relación lineal r_{xy} de 0.939 con 29 datos, los valores estimados se tienen en el cuadro 1.

Para los datos faltantes en la hidrométrica Santa Cruz se utilizó la estación Jaina en el periodo 1943 -1980, después de eliminar los valores dispersos se alcanzó un r_{xy} de 0.884 con 22 datos, las dos crecientes estimadas se presentan en la cuadro 1. Para la estación Badiraguato la mejor correlación se obtuvo con la hidrométrica. En el Bledal, con diez datos comunes se logró un r_{xy} de 0.753; los dos valores estimados se tienen en la cuadro 1. Por último, para la hidrométrica Tamazula su estimación de

cinco crecientes también se basó en la estación El Bledal y con base en 11 crecientes comunes se definió un valor de 0.758 para r_{xy} .

Tomando en cuenta el reducido número de valores estimados por regresión (16), contra el total (392) de los dos periodos que serán utilizados y el hecho de la confiabilidad alcanzada en las deducciones realizadas, sobre todo para la estación San Francisco, se consideró factible y conveniente efectuar los análisis de frecuencia tomando en cuenta tales datos, esto es, considerándolos parte de los registros históricos.

1. Gastos máximos anuales (m³/s) en seis estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica Número 10, Sinaloa

Núm.	Año	El Naranjo A=2064 km² A. Ocoroni	Huites A=26020 km² R. Fuerte	Jaina A=8179 km² R. Sinaloa	San Francisco A=17531 km² R. Fuerte	Santa Cruz A=8919 km² R. San Lorenzo	Zopilote A=666 km² A. Cabrera
1	1939	277					162
2	1940	170					35
3	1941	90	2085	759	1326	(1086)	10
4	1942	1405	2531	2065	1558	(3288)	400
5	1943	1776	14376	6991	2292	2103	819
6	1944	221	2580	580	1376	2142	110
7	1945	403	1499	714	894	1023	116
8	1946	304	1165	746	559	838	194
9	1947	61	1127	771	1137	1161	23
10	1948	659	3215	693	1668	1062	690
11	1949	1320	10000	2614	4710	784	776
12	1950	374	3229	2336	2920	1086	182
13	1951	31	677	437	493	488	75
14	1952	96	1266	594	695	677	386
15	1953	90	1025	546	678	807	487
16	1954	185	955	516	683	553	54
17	1955	475	4780	1600	3101	1252	206
18	1956	57	696	639	583	370	377
19	1957	190	593	362	434	330	70
20	1958	3093	3010	2232	3750	1958	1030
21	1959	593	1908	616	1572	762	334
22	1960	334	15000	2003	6640	1074	177
23	1961	119	1396	795	880	1280	230
24	1962	434	1620	1137	997	1002	331
25	1963	433	2702	1226	2134	3680	806
26	1964	223	1319	454	735	861	82
27	1965	534	1944	650	952	889	293
28	1966	330	2420	958	2144	1166	611
29	1967	684	2506	900	1175	950	710
30	1968	1720	1534	1338	1308	7000	452
31	1969	255	1508	340	605	484	10
32	1970	435	1558	357	980	921	838
33	1971	600	2200	1109	950	812	318
34	1972	405	2225	932	2129	3332	275
35	1973	1150	7960	1349	4855	898	518
36	1974	800	3790	680	(2430)	2790	290
37	1975	349	1080	491	(742)	620	561
38	1976	1995	3240	872	(2087)	1435	508
39	1977	73	1135	620	(776)	836	370
40	1978	230	5022	1020	(3197)	940	93
41	1979	104	6900	1620	(4366)	3080	43
42	1980	756	1496	377	(1001)	1550	320
43	1981		4828				

Nota: los valores entre paréntesis fueron estimados por regresión lineal

2. Gastos máximos anuales (m³/s) en siete estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica Número 10, Sinaloa

Núm.	Año	Acatitlán A=1884 km ² R. Elota	Badiraguato A=1018 km ² R. Badiraguato	Choix A=1403 km ² R. Choix	Ixpalino A=6166 km ² R. Piaxtla	Palo Dulce A=6323 km ² R. Chinipas	Tamazula A=2241 km ² R. Tamazula	Toahayana A=5281 km ² R. Petatlán
1	1952				140			
2	1953				1046			
3	1954				709			
4	1955	579		112	1045			
5	1956	350		74	322			
6	1957	321	(417)	73	240	248	(666)	420
7	1958	840	(544)	220	1902	455	(827)	1560
8	1959	702	361	299	722	743	(504)	343
9	1960	1510	435	1150	556	6800	(930)	2239
10	1961	646	276	159	864	719	(494)	793
11	1962	1674	4220	376	1766	347	1304	888
12	1963	622	420	407	2205	584	894	1814
13	1964	457	236	250	707	481	592	392
14	1965	710	213	464	1334	1360	228	329
15	1966	1191	982	275	842	674	607	812
16	1967	553	480	300	1056	635	907	1251
17	1968	4600	435	336	6200	530	723	1298
18	1969	400	64	248	872	1100	292	295
19	1970	568	250	136	1020	390	509	311
20	1971	422	435	360	546	1283	590	1060
21	1972	1830	470	273	4365	688	1246	908
22	1973	792	585	351	801	1370	463	1570
23	1974	2005	600	194	1957	2245	361	963
24	1975	1410	290	192	450	383	564	368
25	1976	1065	320	580	975	740	442	830
26	1977	625	250	189	949	333	345	672
27	1978	542	245	348	405	555	564	1500
28	1979	355	890	576	1850	1825	365	1930
29	1980	1404	434	417	1374	562	362	331
30	1981		516			1180		

Nota: los valores entre paréntesis fueron estimados por regresión lineal

Resultados de la aplicación del método

Prueba y ajuste de las distribuciones Gumbel y GVE

Como se indicó, resulta necesario probar la conveniencia de ajustar a cada registro histórico la distribución de probabilidades Fréchet, esto es, verificar si desde un punto de vista estadístico tal función resulta más conveniente que el modelo lineal o *Gumbel*. Para realizar lo anterior se dispone de diversas pruebas, como ha sido expuesto por Martínez y Raynal (1988). En este trabajo se utilizaron dos test estadísticos:

- El desarrollado conceptualmente por Van Montfort (1970) y expuesto operativamente por Sevruk & Geiger (1981), se basa en la estadística *R* cuyos resultados para cada registro analizado se tienen en el cuadro 3. Cuando el valor de *R* excede a su valor crítico *R_c*, que es función de nivel de significancia adoptado, en este caso $\alpha = 5\%$ y del número de datos o tamaño de la

muestra ($n = 24$ y 40), es aceptable la distribución Fréchet, de no ser así es más conveniente la distribución *Gumbel*.

- El fundamentado en la estadística *A*, corresponde al sugerido por Otten & Van Montfort (1978) Su valor crítico está tabulado por estos autores en función de α y n ; su mecánica operativa es igual al primer test. Los resultados de ambas pruebas han coincidido (ver cuadro 3).

El procedimiento de ajuste o cálculo de los dos parámetros de la distribución *Gumbel*, el de ubicación (*u*) y el de escala (*a*) se realizó por los métodos de momentos, momentos de probabilidad pesada y de máxima verosimilitud, *MV*, los resultados del segundo sirven de valores iniciales al algoritmo de *MV*, los resultados seleccionados corresponden al método que condujo al menor error estándar de ajuste, *EEA*. Estos procedimientos se pueden consultar en diversos textos y artículos, por ejemplo en NERC (1975), Kite (1977) y

Greis & Wood (1981). El EEA se define como:

$$EEA = \{ \sum [(Q_i - Q_e)^2 / (n - np)] \}^{1/2} \quad (3)$$

en donde la sumatoria abarca de $i = 1$ a n , Q_i son las crecientes históricas ordenadas en forma creciente, Q_e son las crecientes estimadas con la distribución adoptada (*Gumbel* o *GVE*) para la misma probabilidad de no excedencia estimada para Q_i , y np es el número de parámetros de ajuste de la función seleccionada, dos cuando es *Gumbel* y tres cuando es *GVE*. La probabilidad de no excedencia se asignó a través de la fórmula de Weibull, ésta es: $[i / (n+1)]$.

Con respecto a la distribución *GVE*, sus parámetros de ajuste se obtuvieron por los métodos de sextiles, momentos de probabilidad pesada, *MPP*, y máxima verosimilitud; nuevamente se adoptaron los que condujeron al menor EEA. El primero y tercer procedimientos se pueden consultar en Campos (1991), en donde el algoritmo de *MV* inicia con los resultados del método de sextiles propuesto por Jenkinson (1969). El desarrollo y aplicación del método de los *MPP* ha sido expuesto por Raynal (1984).

En los cuadros 3 y 4 se presentan los parámetros de

ajuste obtenidos para el mínimo EEA y las correspondientes magnitudes para las crecientes asociadas a periodos de retorno de 2.33 y 10 años; valores que son requeridos para la aplicación del test de homogeneidad. Las estimaciones de Q_T se realizan con la expresión siguiente (NERC, 1975; Kite, 1977; Greis & Wood, 1981):

$$Q_T = u + a * y \quad (4)$$

para la distribución *Gumbel*, en donde u es el parámetro de ubicación, a el de escala y y la variable reducida (ecuación 2); para la función *GVE* se tiene (Raynal, 1984; Campos, 1991):

$$Q_T = u + (a/k) \{1 - [-\text{Ln}(1 - 1/T)]^k\} \quad (5)$$

en donde k es el parámetro de forma.

Con el objeto de verificar o contrastar las magnitudes citadas, se ajustó la distribución Pearson tipo III con parámetro de ubicación (ξ) igual a cero, conocida como *Gamma Mixta* (Campos, 1988), los valores obtenidos para sus parámetros de ajuste se muestran en el cuadro 3 y en el cuadro 4 se tienen los resultados obtenidos. En

3. Parámetros de ajuste de las distribuciones General de Valores Extremos y *Gamma Mixta*

Estación:		Estadísticas:		General de Valores Extremos:			<i>Gamma Mixta</i> :	
Núm.	Nombre	R ¹	A ²	Localización (u)	Escala (a)	Forma (k)	Escala (β)	Forma (γ)
Periodo de registro 1957 - 1980 (24 años)								
		Rc=0.364	Ac= -1.824					
1	El Naranjo	0.666	-3.474	321.3	252.9	-0.5027	479.9	1.375
2	Huites	0.733	-4.185	1671.7	986.6	-0.4700	1645.7	1.875
3	Jaina	0.259	-0.962	699.8	407.4	0.0000	248.1	3.768
4	San Francisco	0.509	-2.514	1083.6	646.2	-0.5587	946.9	2.061
5	Santa Cruz	0.623	-3.628	927.6	530.4	-0.4456	798.4	2.017
6	Zopilote	0.061	-0.233	258.9	220.6	0.0000	256.0	1.509
7	Acatitlán	0.576	-3.606	611.7	309.6	-0.5731	452.8	2.323
8	Badiraguato	0.510	-5.733	306.0	175.9	-0.5019	363.5	1.588
9	Choix	0.361	-1.859	244.3	166.7	0.0000	96.0	3.547
10	Ixpalino	0.537	-3.422	812.4	507.2	-0.4028	740.2	1.912
11	Palo Dulce	0.609	-5.550	534.2	285.3	-0.5857	647.9	1.611
12	Tamazula	0.142	-0.633	486.7	223.6	0.0000	111.9	5.502
13	Toahayana	0.129	-0.698	678.2	476.5	0.0000	352.2	2.706
Periodo de registro 1941 - 1980 (40 años)								
		Rc=0.285	Ac= -1.862					
1	El Naranjo	0.551	-3.960	246.2	233.0	-0.6092	531.9	1.099
2	Huites	0.603	-4.902	1564.7	982.0	-0.5876	1982.1	1.580
3	Jaina	0.553	-5.654	653.3	326.1	-0.5317	517.3	2.177
4	San Francisco	0.446	-3.128	1066.2	716.9	-0.3117	852.7	2.097
5	Santa Cruz	0.532	-4.413	870.7	470.9	-0.4042	630.9	2.273
6	Zopilote	0.090	-0.498	227.7	219.5	0.0000	278.7	1.272

¹ Prueba de Van Montfort (1970)

² Prueba de Otten & Van Montfort (1978)

4. Resultados del ajuste de la Función de Distribución de Probabilidades (FDP) General de Valores Extremos

Gastos Máximos en m³/s para los T¹ indicados

Núm.	Estación hidrométrica:	Distribución General de Valores Extremos:				Distribución <i>Gamma Mixta</i> :		
		FDP	EEA ²	T = 2.33*	T = 10*	T = 2*	T = 10*	EEA ³
<i>Periodo de registro 1957 - 1980 (24 años)</i>								
1	El Naranjo	F	222 mv	492	1378	513	1394	308
2	Huites	F	1424 sx	2330	5617	2569	6062	1658
3	Jaina	G	92 mp	936	1616	855	1577	112
4	San Francisco	F	327 mv	1527	3994	1653	3751	532
5	Santa Cruz	F	585 mv	1279	2982	1359	3110	713
6	Zopilote	G	40 mp	387	755	307	798	42
7	Acatitlán	F	282 mv	825	2033	908	1968	461
8	Badiraguato	F	556 sx	425	1040	464	1179	591
9	Choix	G	89 mo	341	620	310	582	97
10	Ixpalino	F	555 mv	1144	2670	1182	2767	661
11	Palo Dulce	F	786 mv	732	1867	842	2124	878
12	Tamazula	G	57 mp	616	990	579	966	71
13	Toahayana	G	112 mp	954	1751	841	1724	119
<i>Periodo de registro 1941 - 1980 (40 años)</i>								
1	El Naranjo	F	121 mv	409	1371	425	1302	209
2	Huites	F	971 mv	2244	6164	2517	6402	1562
3	Jaina	F	435 mv	875	2069	962	2137	656
4	San Francisco	F	299 mp	1521	3405	1518	3423	423
5	Santa Cruz	F	410 mv	1179	2599	1234	2696	584
6	Zopilote	G	39 mp	355	722	269	763	51

Simbología:

¹ Período de retorno² Error estándar de ajuste (M³/s) de la FDP Fréchet (F) o *Gumbel* (G)³ Error estándar de ajuste (M³/s) de la FDP *Gamma Mixta* obtenido por mv

* años

mv método de máxima verosimilitud

sx método de sextiles

mp método de momentos de probabilidad pesada

mo método de momentos

general se puede concluir que los valores de $Q_{2.33}$ y Q_{10} calculados por medio de las distribuciones *Gumbel* o *GVE* son confiables, ya que están dentro del orden de magnitud de los obtenidos con otro modelo probabilístico; lo anterior ya había sido señalado por Darlymple (1960) al justificar el uso del valor $Q_{2.33}$ como creciente media anual y al plantear el test de homogeneidad sobre la base de Q_{10} .

Teoría y aplicación del test de homogeneidad de Langbein

Este test o prueba estadística fue desarrollada por W. B. Langbein de Exploración Geológica Estadounidense y su planteamiento consiste en dar respuesta a la pregunta de cuándo los registros de un grupo de estaciones son homogéneos, la cual se puede contestar en un sentido estadístico, determinado cuándo ellos difieren uno a otro

en cantidades que no pueden ser razonablemente esperadas del azar. Naturalmente dos registros no representan precisamente la misma experiencia y no pueden tener características comparables exactamente, pero cuando estas diferencias no son mayores que aquellas debidas a la aleatoriedad, se puede concluir que ellos representan aspectos diferentes del mismo fenómeno y pueden ser agrupados; esto es, son homogéneos en un sentido estadístico.

Aceptando que los gastos máximos siguen la distribución de *Gumbel* o de valores extremos tipo I, se tiene que la desviación estándar de la variable reducida (y) es igual a (Darlymple, 1960):

$$\sigma_y = \exp(y) \{1/[n(T-1)]\}^{1/2} \quad (6)$$

donde, n es el número de años de registro y T es el periodo de retorno en años. Lo anterior significa que en

un gran número de registros diferentes pero homogéneos, cada uno de longitud n , probablemente del orden del 95% de las estimaciones estarán dentro de 2σ del más probable valor de T , según la distribución normal (Spiegel, 1970), ya que la verdadera posición de cada función de distribución de un registro puede diferir de las posiciones gráficas de los datos. Como además el test se basa en Q_{10} los valores de las curvas límite (inferior y superior) para T como ordenada y n como abscisa son los siguientes, ya que entonces $y = 2.2503673$ y T de acuerdo con la ecuación 2 será:

$$T = 1 / \{1 - \exp[-\exp(-y)]\} \quad (7)$$

Núm. de años (n)	Valor 2σ	Curva inferior: $y - 2\sigma$	T_i	Curva superior: $y + 2\sigma$	T_s
5	2.8297	-0.5794	1.20	5.0801	161.3
10	2.0009	0.2494	1.85	4.2513	70.7
15	1.6337	0.6166	2.40	3.8841	49.1
20	1.4149	0.8355	2.84	3.6652	39.6
24	1.2916	0.9588	3.14	3.5420	35.0
25	1.2655	0.9849	3.21	3.5159	34.1
30	1.1552	1.0951	3.52	3.4056	30.6
40	1.0005	1.2499	4.01	3.2508	26.3
50	0.8948	1.3555	4.40	3.1452	23.7
60	0.8169	1.4335	4.71	3.0672	22.0

La gráfica correspondiente al test de homogeneidad (ilustración 2) se obtiene llevando a un papel semilogarítmico los valores de n , T_i , T_s , estos últimos en la escala logarítmica de las ordenadas para definir las curvas de control.

Para la aplicación del test se obtiene el promedio de los cocientes $Q_{10}/Q_{2.33}$ denominándose: Relación Promedio, RP , y para cada sitio se calcula el gasto (Q) correspondiente al producto de $Q_{2.33}$ por RP ; para cada Q se calcula su correspondiente periodo de retorno (T) en años, con base en la función de distribución de probabilidades del sitio expresada en forma inversa, la correspondiente a la distribución *Gumbel*es (Kite, 1977):

$$T = 1 / \{1 - \exp[-\exp(-(Q - u)/a)]\} \quad (8)$$

y para la función *GVE*:

$$T = 1 / \{1 - \exp[-(1 - (k(Q - u)/a))^{1/k}]\} \quad (9)$$

Por otra parte, se evalúa el periodo de registro *ajustado* (n'), el cual corresponde al número de años del registro histórico más la mitad del número de años que fue completado o extendido; cuando el registro no fue ampliado se tiene que $n' = n$. Por último, los valores de

T y de n' se llevan al gráfico del test y si alguno de los puntos definidos por dichas coordenadas quedan fuera de las curvas de control, tales registros se deben de separar del grupo analizado y formar dos o más regiones homogéneas (Dalrymple, 1960).

Lógicamente, las ecuaciones 6 y 7 según su aplicación mostrada en la tabulación anterior permitirá que el test de homogeneidad sea realizado computacionalmente sin tener que recurrir a la gráfica respectiva, al comparar el periodo de retorno (T) calculado para el gasto (Q) contra T_i y T_s evaluados para cada n' .

En el cuadro 5 se presentan los cálculos relativos a las tres aplicaciones de dicho test, de acuerdo a los periodos comunes adoptados (ver ilustración 1). En la ilustración 2 relativa a la aplicación gráfica del test, se han dibujado los resultados de las dos últimas columnas de las tabulaciones del cuadro 5, deduciéndose que para el periodo corto con todas las estaciones hidrométricas, se debe excluir la estación Tamazula; para este mismo periodo con las estaciones de amplio registro se debe eliminar Jaina.

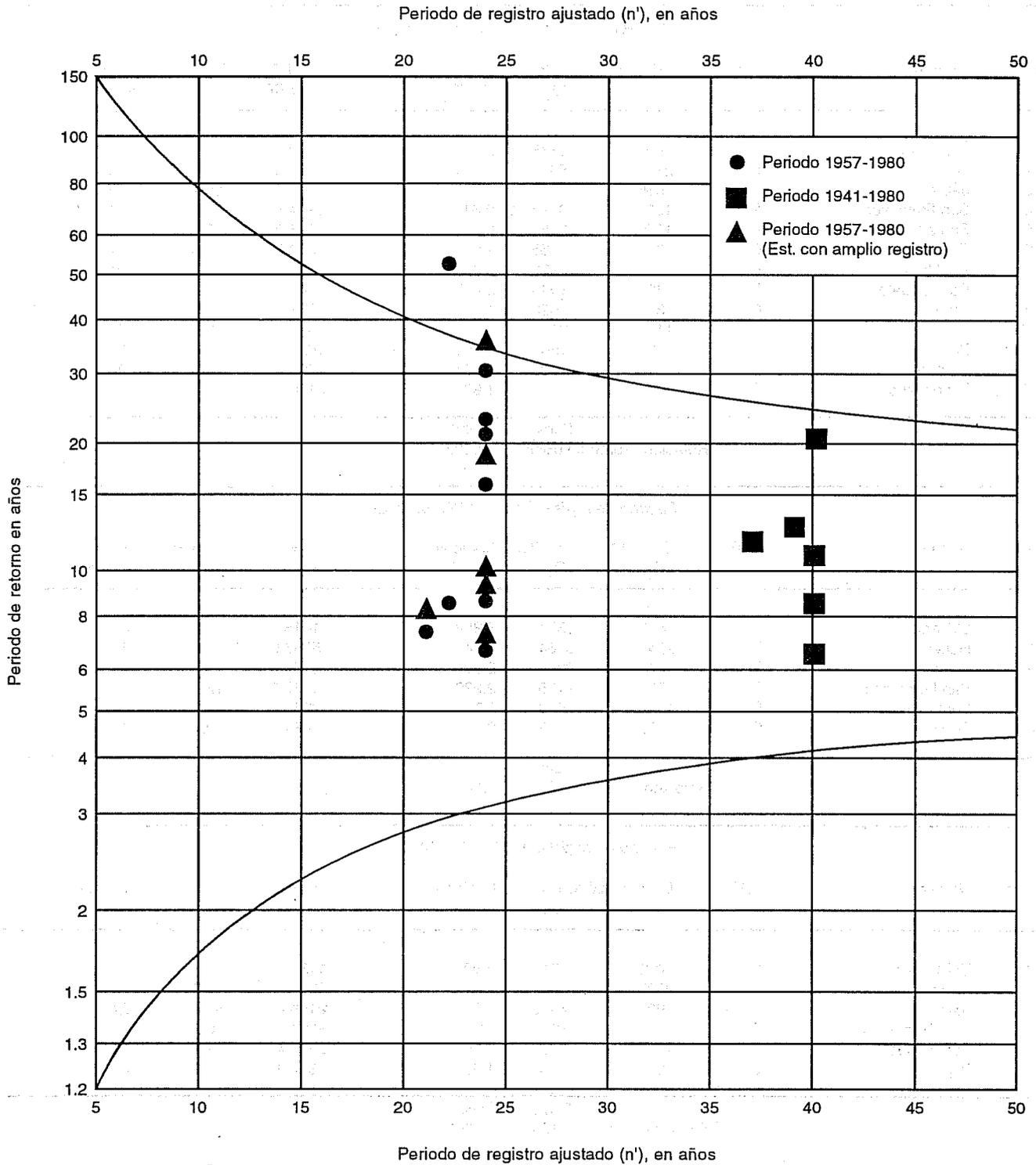
Tomando en cuenta que al excluir una o varias estaciones hidrométricas la relación promedio, RP , cambia, se debe desarrollar nuevamente el test con las estaciones restantes para verificar que efectivamente integran una región homogénea estadísticamente. Para el caso descrito, el análisis anterior no condujo a eliminar otra estación o estaciones.

Obtención de los índices de crecientes y de la curva regional

Con base en las distribuciones *Gumbel* o *GVE* adoptadas (ecuaciones 4 y 5), se obtuvieron primeramente los valores de las crecientes Q_T asociadas a los periodos de retorno (T) indicados en el cuadro 6, los cuales corresponden a las siguientes 11 probabilidades de no excedencia $[P(X \leq x)]$: 0.01, 0.10, 0.50, 0.80, 0.90, 0.95, 0.98, 0.99, 0.998, 0.999 y 0.9999. Para obtener los valores de los índices de crecientes se realizan los cocientes $Q_T/Q_{2.33}$ en cada una de las estaciones hidrométricas que integran la región homogénea; lo anterior se tiene en las tres tabulaciones del cuadro 6. A partir de tales cocientes o índices de crecientes, se calcula el valor mediano para cada T el cual define las magnitudes de la curva regional correspondiente al periodo analizado.

Para obtener los valores de la curva regional corregida por periodo largo, se multiplican los índices de crecientes del periodo corto (1957-1980) por el cociente entre los índices del periodo largo (1941-1980) y del corto que incluye sólo las estaciones con amplio regis-

2. Aplicación del test de homogeneidad



5. Cálculos de las pruebas de homogeneidad de Langbein

Periodo de registro 1957 - 1980 (24 años)

Estación Núm.	Nombre	FDP ¹	Gasto Máximo (m ³ /s)		Cociente	Q = Q _{2,33} por RP ³	T ² para Q	Años de registro:
			Q _{2,33}	Q ₁₀	Q ₁₀ /Q _{2,33}			
1	El Naranjo	F	492	1378	2.801	1093.7	6.9	24
2	Huites	F	2330	5617	2.411	5179.6	8.6	24
3	Jaina	G	936	1616	1.726	2080.7	30.2	24
4	San Francisco	F	1527	3994	2.616	3394.5	7.6	21
5	Santa Cruz	F	1279	2982	2.332	2843.2	9.1	24
6	Zopilote	G	387	755	1.951	860.3	15.8	24
7	Acatitlán	F	825	2033	2.464	1834.0	8.4	24
8	Badiraguato	F	425	1040	2.447	944.8	8.4	22
9	Choix	G	341	620	1.818	758.0	22.3	24
10	Ixpaliño	F	1144	2670	2.334	2543.1	9.1	24
11	Palo Dulce	F	732	1867	2.551	1627.2	8.0	24
12	Tamazula	G	616	990	1.607	1369.4	52.3	22
13	Toahayana	G	954	1751	1.835	2120.7	21.1	24

Suma: 28.893

³ Relación Promedio (RP): 2.223

Periodo de registro 1941 - 1980 (40 años)

Estación Núm.	Nombre	FDP ¹	Gasto Máximo (m ³ /s)		Cociente	Q = Q _{2,33} por RP ³	T ² para Q	Años de registro:
			Q _{2,33}	Q ₁₀	Q ₁₀ /Q _{2,33}			
1	El Naranjo	F	409	1371	3.352	1018.4	6.6	40
2	Huites	F	2244	6164	2.747	5587.6	8.6	40
3	Jaina	F	875	2069	2.365	2178.8	11.0	40
4	San Francisco	F	1521	3405	2.239	3787.3	12.7	37
5	Santa Cruz	F	1179	2599	2.204	2935.7	13.0	39
6	Zopilote	G	355	722	2.034	884.0	20.4	40

Suma: 14.941

³ Relación Promedio (RP): 2.490

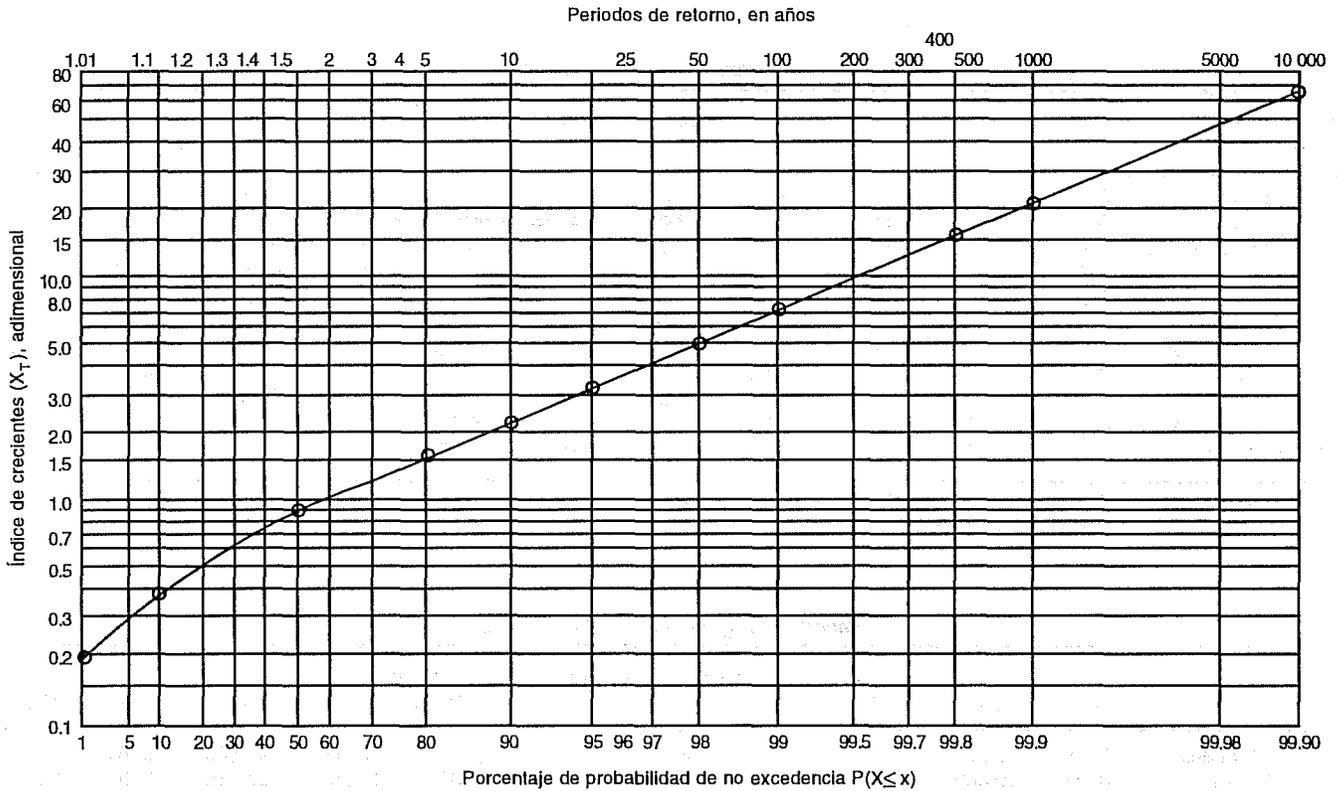
Periodo de registro 1957 - 1980 (24 años)

Estación Núm.	Nombre	FDP ¹	Gasto Máximo (m ³ /s)		Cociente	Q = Q _{2,33} por RP ³	T ² para Q	Años de registro:
			Q _{2,33}	Q ₁₀	Q ₁₀ /Q _{2,33}			
1	El Naranjo	F	492	1378	2.801	1134.6	7.3	24
2	Huites	F	2330	5617	2.411	5373.0	9.2	24
3	Jaina	G	936	1616	1.726	2158.4	36.4	24
4	San Francisco	F	1527	3994	2.616	3521.3	8.1	21
5	Santa Cruz	F	1279	2982	2.332	2949.4	9.8	24
6	Zopilote	G	387	755	1.951	892.4	18.2	24

Suma: 13.837

³ Relación Promedio (RP): 2.306¹ Función de Distribución de Probabilidades³ Periodo de retorno, en años

3. Curva regional de índices de crecientes para la Región Hidrológica Número 10, Sinaloa



tro, es decir, cada valor mediano de las tabulaciones 1, 2 y 3 del cuadro 6 se operan aritméticamente así: $1 \cdot 2/3$.

Los valores obtenidos para la curva regional (cuadro 6) se han dibujado en un papel de probabilidad log-Gumbel o Fréchet, con el propósito de linealizar dicha curva y facilitar su lectura. Lo anterior se tiene en la ilustración 3.

Estimación de $Q_{2.33}$ en sitios sin aforos

Los valores de $Q_{2.33}$ citados en el cuadro 4 y de las respectivas áreas de cuenca (A, en km^2) de cada estación hidrométrica, indicadas en los cuadros 1 y 2, se dibujaron en un papel logarítmico (ver ilustración 4), definiéndose claramente dos rectas de ajuste, una inferior para el periodo largo y otra superior para el corto. Los resultados de las regresiones lineales realizadas son:

Periodo de Registro:	Núm. de parejas:	R_{xy}	Fórmula deducida:
1957 - 1980	12 (sin Tamazula)	0.931	$Q = 14.776 A^{0.480}$ (10)
1941 - 1980	6	0.969	$Q = 10.319 A^{0.513}$ (11)

Contrastes y aplicaciones

Con el propósito de realizar un contraste de los resultados del método del índice de crecientes, se seleccionaron las dos estaciones hidrométricas de más amplio registro y con valores extremos de áreas de cuenca: Huites ($A = 26\ 020\ km^2$) y Zopilote ($A = 666\ km^2$). Los gastos que resultan de la aplicación de la ecuación 10 y de los índices de crecientes regionales (cuadro 6) para los periodos de retorno de 2, 10 y 50 años, son en Huites: 1 721, 4 477 y 9 881 m^3/s , y en Zopilote: 296, 771 y 1 702 metros cúbicos por segundo.

Por otra parte, a ambos registros disponibles de 41 y 42 años (cuadro 1) se les ajustaron las siguientes cuatro funciones de distribución de probabilidades:

- Pearson tipo III por máxima verosimilitud (mv) (Campos, 1988).
- Gumbel con los métodos de momentos (mo), momentos de probabilidad pesada (mpp), sextiles (sx) y mv (Jenkinson, 1969; Clarke, 1973; Greis & Wood, 1981).
- Log-Pearson tipo III con los procedimientos de mo (Kite, 1977; Bobée, 1975).
- General de Valores Extremos ajustada por mo, mpp,

6. Índices de crecientes y valores medianos de las curvas regionales

Periodo de registro 1957 - 1980 (24 años)

Núm.	Estación Nombre	Periodos de retorno analizados, en años										
		1.01	1.111	2	5	10	20	50	100	500	1 000	10 000
1	El Naranjo	0.105	0.303	0.860	1.804	2.801	4.183	6.902	9.960	22.876	32.576	104.466
2	Huites	0.256	0.425	0.887	1.640	2.411	3.455	5.454	7.644	16.525	22.964	68.123
4	San Francisco	0.275	0.428	0.882	1.703	2.616	3.934	6.653	9.850	24.332	35.873	129.978
5	Santa Cruz	0.266	0.436	0.890	1.610	2.332	3.291	5.090	7.023	14.630	20.004	56.177
6	Zopilote	0.000	0.194	0.878	1.524	1.951	2.362	2.894	3.292	4.212	4.607	5.920
7	Acatitlán	0.360	0.493	0.894	1.633	2.464	3.678	6.213	9.227	23.129	34.378	128.387
8	Badiraguato	0.279	0.438	0.887	1.646	2.447	3.557	5.740	8.192	18.541	26.306	83.769
9	Choix	0.000	0.309	0.896	1.450	1.818	2.169	2.624	2.966	3.755	4.094	5.220
10	Ixpalino	0.204	0.396	0.885	1.623	2.334	3.251	4.909	6.630	13.057	17.392	44.566
11	Palo Dulce	0.336	0.473	0.889	1.666	2.551	3.854	6.605	9.910	25.396	38.095	146.563
13	Toahayana	0.000	0.294	0.894	1.460	1.835	2.194	2.660	3.008	3.814	4.161	5.311
	Mediana:	0.256	0.425	0.887	1.633	2.411	3.455	5.454	7.644	16.525	22.964	68.123

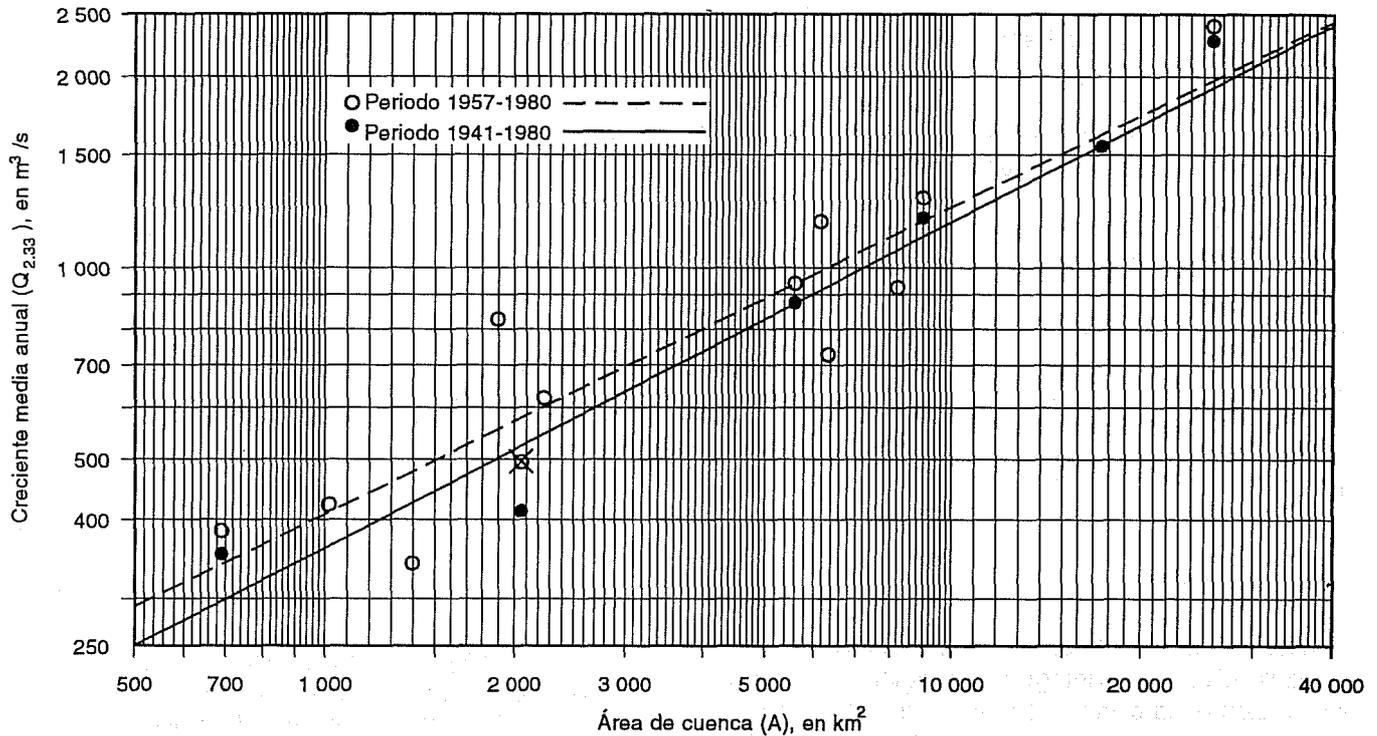
Periodo de registro 1941 - 1980 (40 años)

Núm.	Estación Nombre	Periodos de retorno analizados, en años										
		1.01	1.111	2	5	10	20	50	100	500	1 000	10 000
1	El Naranjo	0.035	0.229	0.836	1.999	3.352	5.379	9.744	15.086	40.873	62.546	255.357
2	Huites	0.256	0.409	0.876	1.750	2.747	4.218	7.327	11.067	28.635	43.068	166.745
3	Jaina	0.357	0.496	0.897	1.601	2.365	3.446	5.625	8.133	19.115	27.620	93.832
4	San Francisco	0.128	0.355	0.884	1.602	2.239	3.006	4.292	5.532	9.678	12.210	25.879
5	Santa Cruz	0.283	0.456	0.896	1.562	2.204	3.033	4.534	6.094	11.929	15.871	40.639
6	Zopilote	0.000	0.126	0.868	1.569	2.034	2.478	3.054	3.485	4.483	4.912	6.335
	Mediana:	0.192	0.382	0.880	1.602	2.302	3.240	5.080	7.114	15.522	21.746	67.236

Periodo de registro 1957 - 1980 (24 años)

Núm.	Estación Nombre	Periodos de retorno analizados, en años										
		1.01	1.111	2	5	10	20	50	100	500	1 000	10 000
1	El Naranjo	0.105	0.303	0.860	1.804	2.801	4.183	6.902	9.960	22.876	32.576	104.466
2	Huites	0.256	0.425	0.887	1.640	2.411	3.455	5.454	7.644	16.525	22.964	68.123
4	San Francisco	0.275	0.428	0.882	1.703	2.616	3.934	6.653	9.850	24.332	35.873	129.978
5	Santa Cruz	0.266	0.436	0.890	1.610	2.332	3.291	5.090	7.023	14.630	20.004	56.177
6	Zopilote	0.000	0.194	0.878	1.524	1.951	2.362	2.894	3.292	4.212	4.607	5.920
	Mediana:	0.256	0.425	0.882	1.640	2.411	3.455	5.454	7.644	16.525	22.964	68.123
	Curva Regional:	0.192	0.382	0.885	1.595	2.302	3.240	5.080	7.114	15.522	21.746	67.236

4. Relación regional entre $Q_{2.33}$ y el área de cuenca



sx y mv (Jenkinson, 1969; NERC, 1975; Raynal, 1984; Campos, 1991).

Los gastos máximos en m^3/s obtenidos con el método de ajuste que condujo al menor *EEA* (ecuación 3) fueron los siguientes:

Para la estación Huites:

	<i>EEA</i>	Tr=2	Tr=10	Tr=50 años
Pearson tipo III	1 495 (mv)	2 559	6 463	10 106
Gumbel	1 455 (mo)	2 630	7 489	11 749
Log-Pearson tipo III	903 (mo.dominio log)	2 023	6 372	15 546
GVE	868 (mv)	2 011	6 318	16 787
gasto máximo adoptado:		2 050	6 350	16 500

Para la estación Zopilote:

	<i>EEA</i>	Tr=2	Tr=10	Tr=50 años
Pearson tipo III	48 (mv)	257	743	1 220
GVE	47 (mo)	309	689	980
Gumbel	38 (sx)	292	737	1 127
Log-Pearson tipo III	27 (mo.dominio log)	273	755	1 054
gasto máximo adoptado:		275	750	1 100

Al comparar los valores adoptados contra los obtenidos con el Método del Índice de Crecientes, se observa una buena correspondencia en los periodos de retorno bajos, no así en el más alto analizado; para la estación

Huites conduce a un valor más conservador, del orden de los obtenidos con las funciones de distribución que no tratan de reproducir el comportamiento de los valores extremos. Para el caso de Zopilote sucede lo contrario,

quizás debido a la ausencia de valores extremos en este registro.

Por otra parte, para ilustrar la utilidad del Método del Índice de Crecientes se consideran dos sitios (A y B) hipotéticos de proyecto, con áreas de cuenca de 1 000 y 10 000 km², respectivamente. Para tales datos se obtiene con la ecuación 10 que la crecien-te media anual (QMA) es de 407 y 1 229 m³/s, para cada sitio, de manera que al aplicar los índices de crecien-tes regionales (cuadro 6) se definen los gastos máximos (m³/s) siguientes:

Tr (años)	Sitio A	Sitio B
10	937	2 829
50	2 068	6 243
100	2 895	8 743
1 000	8 851	26 726
10 000	27 365	82 637

Comentarios a los resultados

Primero. Con excepción de la estación hidrométrica Tamazula, el resto (12) integran una región homogénea. La exclusión de la estación Tamazula se debe a que su registro presenta una gran regularidad (el menor coeficiente de variación, 0.456) y por lo tanto, su relación $Q_{10}/Q_{2.33}$ es también la menor, de manera que la relación media o regional del citado cociente por $Q_{2.33}$ genera un gasto de un periodo de retorno muy elevado, el cual es inadmisibles de acuerdo al test de homogeneidad.

Segundo. Los resultados de la aplicación del Método del Índice de Crecientes a la Región Hidrológica Núm. 10, Sinaloa, se pueden concretar a través de las ilustraciones 3 y 4, las cuales son consideradas confiables, la primera debido a la continuidad de su trazo, esto es, a la perfecta definición de una distribución Fréchet o GVE Tipo II; la segunda, es consistente en ambos periodos analizados y aceptable con base en el coeficiente de correlación obtenido (mayor de 0.93).

Tercero. Para estimar los gastos máximos asociados a un determinado periodo de retorno, en sitios ubicados dentro de la Región Hidrológica Núm. 10, Sinaloa, sólo se requiere la determinación de su área de cuenca en km², con tal valor se estima en la ilustración 4 la magnitud de la crecien-te media anual ($Q_{2.33}$). Por otra parte, en la ilustración 3 con base en el periodo de retorno adoptado o de diseño se determina el cociente o índice de crecien-te (X_T); al multiplicar el valor de X_T por $Q_{2.33}$ se obtiene el gasto máximo (Q_T) buscado. Lo anterior se ilustró en el párrafo *Contrastes y aplicaciones*.

Cuarto. Las ilustraciones 3 y 4 constituyen un enfoque diferente en la estimación de gastos máximos de crecien-tes asociadas a un periodo de retorno de diseño, el

cual seguramente ayudará a definir con mayor acuciosidad el gasto pico del hidrograma de la crecien-te, cuando ésta es estimada por métodos hidrológicos basados en la teoría de los hidrogramas unitarios, o bien en modelos matemáticos conceptuales de eventos, ya que estas técnicas, al reproducir lo ocurrido durante tormentas históricas no permiten asociar probabilidades de excedencia o periodos de retorno.

Agradecimientos

Al maestro en ingeniería Rubén Gómez de Luna de la Gerencia Regional Noreste, CNA y a su asesor el doctor José Ángel Raynal Villaseñor, actualmente en la Universidad Autónoma de Chihuahua, por haber proporcionado al autor la información hidrométrica contenida en los cuadros 1 y 2.

Recibido: abril, 1994
Aceptado: junio, 1994

Referencias

- Cunnane, C. *Methods and Merits of Regional Flood Frequency Analysis*. Journal of Hydrology, Vol. 100, pp. 269-290. 1988.
- Chow, V.T. *Handbook of Applied Hydrology*. Section 8-1: Frequency Analysis, pp. 8-1 to 8-42. McGraw-Hill Book Co. New York, U.S.A. 1964.
- Dalrymple, T. *Flood-Frequency Analyses*. Manual of Hydrology (Part 3): Flood-Flow Techniques. U.S. Geological Survey, Water-Supply Paper 1543-A. Washington, D.C., U.S.A. 1960.
- Campos-Aranda, D.F. *Función de distribución de probabilidades gamma mixta: soluciones y aplicaciones*. X Congreso Nacional de Hidráulica, Tomo II, subtema 6, páginas 318-332. Morelia, Michoacán. 1988.
- Campos-Aranda, D.F. *Programa en Basic para el ajuste de la función de distribución de probabilidades GVE*. II Congreso Nacional de Informática. Diskette 1. Asociación Mexicana de Informática para la Ingeniería. Puebla, Puebla. 1991.
- Greis, N.P. & Wood, E.F. *Regional Flood Frequency Estimation and Network Design*. Water Resources Research, Vol. 17, No. 4, pp. 1167-1177. 1981.
- Jenkinson, A.F. *Statistics of Extremes*. Chapter 5 in the Technical Note No. 98, WMO-No. 233. TP. 126: Estimation of Maximum Floods. Secretariat of the World Meteorological Organization. Geneva, Switzerland. 1969.
- Kite, G.W. *Frequency and Risk Analyses in Hydrology*. Chapter 8: Type I extremal distribution. Water Resources Publication. Fort Collins, CO., U.S.A. 1977.
- Martínez-Ávila, H.R. y Raynal-Villaseñor, J.A. *Identificación de distribuciones de valores extremos con registros históricos*. X Congreso Nacional de Hidráulica, Tomo II, Subtema 6, páginas 356-365. Morelia, Michoacán. 1988.
- Natural Environment Research Council (NERC). *Flood Studies Report*. Vol. I: Hydrological Studies. Chapter 1: Statistics for flood hydrology. London, England. 1975.
- Otten, A. & Van Montfort, M.A.J. *The Power of two Test on the*

- Type of Distributions of Extremes*. Journal of Hydrology, Vol. 37, pp. 195-199. 1978.
- Raynal-Villaseñor, J.A. *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. 1984.
- Secretaría de Recursos Hidráulicos (SRH). *Boletín Hidrológico Nom. 36. Región Hidrológica Núm. 10 (Sinaloa)*. Tomo VI: Actualización. Período 1970-1973. Subsecretaría de Planeación, Dirección de Hidrología. México, D.F. 1975.
- Secretaría de Recursos Hidráulicos (SRH). *Grandes Presas de México*, 1976. Publicación conjunta SRH y CFE. México, D.F. 1976.
- Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (SARH). *Agua y Sociedad*. Una historia de las obras hidráulicas en México. Subsecretaría de Infraestructura Hidráulica. México, D.F. 1988.
- Sevruk, B. & Geiger, H. *Selection of Distributions Types for Extremes of Precipitation*. Operational Hydrology Report No. 15. WMO-No. 560. World Meteorological Organization. Geneva, Switzerland. 1981.
- Spiegel, M.R. *Estadística*. Capítulo 7: Las distribuciones Binomial, Normal y de Poisson. Serie de compendios Schaum. Libros McGraw-Hill de México. México, D.F. 1970.
- Vázquez-Fernández, E. *Sugerencia para modificar el programa de hidrología de superficie*. *Hídros*. Nota Técnica en la revista Ingeniería Hidráulica en México, Vol. V, Núm.2, páginas 63-65. 1990.

Abstract

Campos, D. F. "Application of the flood index method to Hydrological District Number 10, Sinaloa, Mexico" Hydraulic Engineering in Mexico (in Spanish). Vol IX, Num. 3, pages 41-55, September-December 1994.

A brief description is given of the regional flood frequency analysis, its advantages and fundamental characteristics. A detailed review is given of the flood index method which was developed during the 1960s. This method is presently considered to be a consequent hydrological technique. Special aspects of the application of the FIM, to the hydrometric data of Hydrological District Number 10, Sinaloa, are given, including the procedures used to estimate the missing data and an analysis of the partial results. Several concluding remarks are presented concerning the application of the final results, stressing their usefulness in the estimation of maximum flood flows for the design return periods in the study region.

Key words: Flood frequency, regional analysis, annual mean flood, regional homogeneity, Gumbel and general extreme value distribution.