

SOCIEDAD CHILENA DE INGENIERIA HIDRAULICA  
VIII CONGRESO NACIONAL

MODELO REGIONAL DE CRECIDAS APLICABLE A REGISTROS  
CON ASIMETRIA IMPORTANTE

EDUARDO VARAS C. (1)

THIMOTHY JOLLEY (2)

RESUMEN

Se presenta la distribución de valores extremos de dos componentes (VEDOC) como una herramienta conveniente para representar un modelo regional de crecidas con coeficientes de asimetría significativos. Esta distribución surge como la mezcla de dos distribuciones que representan las magnitudes máximas en procesos independientes tipo Poisson. Se calculan estimadores de máxima verosimilitud y de momentos ponderados por probabilidad para los 4 parámetros del modelo, el cual se utiliza para estimar una curva de frecuencia regional para 28 estaciones fluviométricas de la zona central y sur de Chile. Los resultados logrados indican que el modelo reproduce adecuadamente las propiedades observadas de los caudales máximos diarios.

(1) Ingeniero Civil. Ph.D. Profesor Titular de la Escuela de Ingeniería de la Pontificia Universidad Católica de Chile.

(2) Estudiante del programa de M.Sc. del Imperial College of Science and Technology de Londres.

## I. INTRODUCCION

La estimación de la magnitud de las crecidas en un lugar y de las probabilidades asociadas a ellas, es un problema usual y fundamental en hidrología, que conlleva un apreciable grado de complejidad y particular relevancia. La dificultad para establecer una metodología confiable para el análisis de crecidas se acostumbra a atribuir a diversos factores, entre los cuales destacan el desconocimiento de las verdaderas leyes probabilísticas que rigen el proceso de escorrenría de una cuenca, la ineficiencia y sesgo de los métodos para estimar los parámetros del modelo probabilístico seleccionado y la falta de un conocimiento completo y cabal de las implicancias del ciclo hidrológico.

En años recientes, los investigadores han dedicado esfuerzos importantes para abordar dos problemas relativos al estudio de crecidas. Por una parte, se han intentado establecer procedimientos regionales confiables que permitan estimar las crecidas en lugares con poca o sin información y por otra parte se ha abordado la incertidumbre asociada a la estimación de crecidas en puntos que cuentan con registros fluviométricos. En este último caso, se han estudiado diversas alternativas de modelos probabilísticos y su grado de ajuste, se ha analizado la precisión de los diversos métodos de estimación de sus parámetros y se ha visto la influencia que tiene la longitud de la muestra y la estacionaridad del registro. Sin embargo, todavía no se cuenta con decisiones definitivas en torno a estos puntos y se continúa la búsqueda de metodologías de aplicación general.

Este trabajo representa un esfuerzo adicional en estas líneas y tiene por objetivo analizar la posibilidad de representar las crecidas máximas diarias de la zona central y sur de Chile mediante un modelo probabilístico de valores extremos de dos componentes, el cual ha sido aplicado con éxito en Italia y en el Reino Unido.

## II. DEFINICION Y JUSTIFICACION DEL MODELO

Uno de los enfoques que puede seguirse en la elección de un modelo probabilístico para representar las crecidas, es dar preferencia a consideraciones de tipo teórico que respalden la decisión. Así por ejemplo, la teoría asintótica de valores extremos dió origen a la distribución del mismo nombre o distribución Gumbel, bajo la hipótesis de muestras de tamaño infinito.

Un modelo más flexible, es el propuesto por Zelenhasic (1970) que considera que tanto la magnitud de las crecidas como su número en un cierto intervalo de tiempo puede caracterizarse mediante un proceso Poisson, el cual representa la estructura estocástica de una serie parcial o anual de crecidas en forma más satisfactoria que las distribuciones asintóticas de valores extremos.

Siguiendo el desarrollo de Zelenhasic (1970), a partir del hidrograma en un intervalo de tiempo  $[0, t]$  para un punto específico, se pueden definir las excedencias sobre una determinada base arbitraria como la diferencia entre el caudal máximo o crecida y un caudal base o referencia. Dada la naturaleza del fenómeno de crecida, el número de excedencias en el intervalo de tiempo, la magnitud de ellas y el instante de tiempo en que ocurren son variables aleatorias, caracterizables a través de un proceso discreto tipo Poisson.

Si la función distribución común a todas las excedencias es exponencial la función distribución acumulada (FDA) de la magnitud de la máxima excedencia se reduce a la siguiente expresión muy similar a la formulación usual para la distribución de valores extremos tipo I:

$$F_t(x) = \exp[-\lambda e^{-x/\theta}] \quad x \geq 0 \quad (1)$$

Un enfoque complementario al descrito fue sugerido por Rossi et al. (1984) para tomar en cuenta la gran asimetría presente en las series anuales de crecidas y la presencia de valores anómalos o atípicos. La idea consiste en suponer que las crecidas en un lugar no provienen todas de la misma distribución permitiendo así modelar el hecho que diferentes tipos de tormentas pueden dar origen a crecidas de distintas características. Al modelar entonces la serie anual de crecidas se supone que existen dos secuencias independientes de variables aleatorias idénticamente distribuidas las cuales son generadas por diferentes tipos de tormentas o comportamientos de la cuenca, cada una de las cuales puede representarse por un proceso Poisson como el descrito. La FDA de la magnitud de la crecida máxima en el intervalo  $[0, t]$  se expresa entonces como el producto de las dos FDA de las excedencias máximas:

$$F_x(x) = F_{x1}(x) F_{x2}(x) = \exp(-\lambda_1 e^{-x/\theta_1} - \lambda_2 e^{-x/\theta_2}) \quad x \geq 0 \quad (2)$$

o bien

$$F_X(x) = \exp[-\exp(-(x-\varepsilon_1)/\theta_1)] \exp[-\exp(-(x-\varepsilon_2)/\theta_2)] \quad (3)$$

$$\text{con } \varepsilon_j = \theta_j \ln \lambda_j \quad \text{para } j = 1, 2. \quad (4)$$

Esta expresión define la llamada distribución de valores extremos de dos componentes (VEDOC), la cual tiene cuatro parámetros y es equivalente al producto de dos FDA de valores extremos tipo I. Se ha denominado componente básico al más frecuente que origina crecidas de menor magnitud y componente atípico al que causa crecidas de mayor tamaño pero muy ocasionales. Este modelo ha sido aplicado a series anuales de crecidas en Italia con buenos resultados (Florentino et al., 1985) y existen resultados preliminares de su uso en el Reino Unido, (Beran, et al., 1986).

### III. IDENTIFICACION DE VALORES ATÍPICOS

Frecuentemente las muestras de valores de crecidas incluyen la presencia de uno o varios puntos que se alejan en forma importante de la representación mediante un modelo de valores extremos tipo I, tal como se muestra en los ejemplos de la Figura 1, sugiriendo que un mecanismo diferente es el responsable de la ocurrencia de aquellas crecidas anómalas. El comportamiento de estas series queda entonces mejor representado por un par de líneas en un gráfico de valores extremos.

La identificación a priori, de los valores atípicos puede efectuarse sólo en ciertas ocasiones (Waylen y Woo, 1982), y es usual que no pueda hacerse, por lo cual se han desarrollado diversos procedimientos estadísticos para enfrentar el problema. Entre las décimas que se recomienda utilizar se cuentan la basada en el valor del coeficiente de asimetría de la muestra (G) y otra construida en torno al mayor estadígrafo de orden de la serie ( $Y_n$ ), definido por la expresión siguiente en función del mayor valor de la serie ( $x_n$ ):

$$Y_n = (x_n - \varepsilon_1)/\theta_1 \quad (5)$$

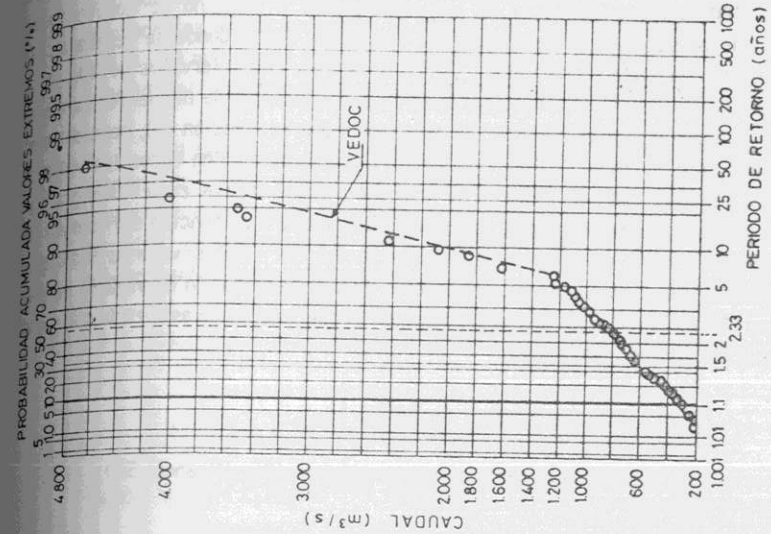


FIGURA 1b RIO LAJA EN TUCAPEL

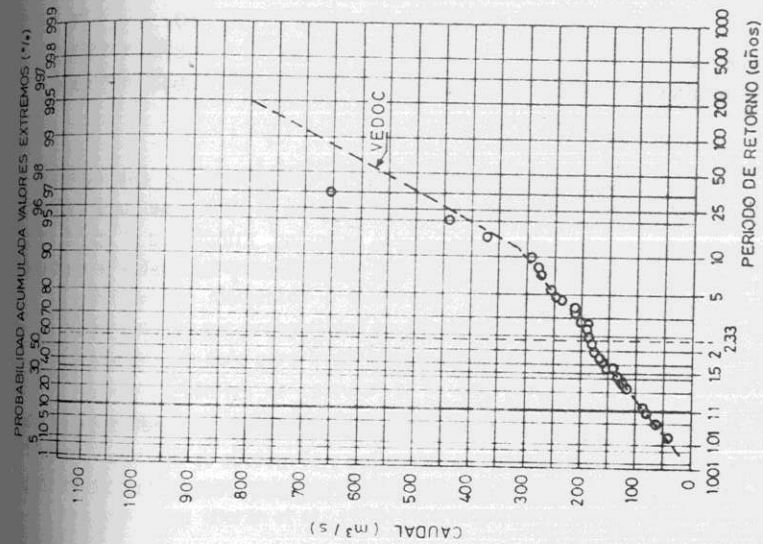


FIGURA 1a RIO COLORADO EN JUNTA CON PALOS

El primer test detecta la presencia de uno o más valores atípicos, mientras que el segundo determina si la mayor crecida observada es o no atípica. Las distribuciones teóricas de los estadígrafos  $G$  e  $Y_n$  no se conocen y para obtenerlas se realizó una simulación tipo Monte Carlo, donde se generaron 5000 muestras de cada tamaño entre 30 y 70 valores, con intervalos de 10. A cada muestra se le calcularon sus parámetros por el método de momentos ponderados por probabilidad y se estandarizó de acuerdo con la relación (5), para obtener el estadígrafo de orden  $Y_n$  y el coeficiente de asimetría. Con todos los valores de cada tamaño se obtuvo la curva de frecuencia acumulada de cada estadígrafo y se definieron los límites que se muestran en la Tabla I en función del tamaño de la muestra y para un nivel de significancia del 5%. Estos valores indican, por ejemplo, que si una muestra proveniente de una distribución de valores extremos tipo I es de tamaño 30, la probabilidad que el coeficiente de asimetría sea menor o igual a 1,831 es igual a 0,95.

TABLA I

Límites del Test de Valores Atípicos (Significancia 5%)

Límites	Tamaño de la Muestra				
	30	40	50	60	70
Asimetría ( $G$ )	1,831	1,849	1,854	1,876	1,881
Estadígrafo ( $Y_n$ )	5,632	6,045	6,280	6,637	6,810

Por consiguiente, si al calcular el coeficiente de asimetría en una muestra de tamaño 30, el valor resultante supera el límite, se puede inferir que dicha muestra contiene uno o más valores anómalos. Eliminando el mayor valor de la muestra, se repite el cálculo de los parámetros y se vuelve a verificar la presencia de valores atípicos.

#### IV. ESTIMACION DE PARAMETROS

Dos procedimientos utilizados para estimar los parámetros en un modelo probabilístico son el método de momentos y el método de máxima verosimilitud. El primero es más simple de calcular, pero el segundo procedimiento tiene mejores

propiedades asintóticas. Para la distribución de valores extremos de dos componentes se ha propuesto el método de máxima verosimilitud (Rossi et al., 1984) y el método de momentos ponderados por probabilidad (Beran et al., 1986), sugerido inicialmente en el estudio de crecidas del Reino Unido (NERC, 1975).

El método de máxima verosimilitud en este caso da origen al siguiente sistema de cuatro ecuaciones para calcular los valores de los parámetros que maximizan el logaritmo de la función de verosimilitud. Este sistema no puede ser resuelto directamente y para encontrar su solución se recomienda un procedimiento de iteraciones sucesivas.

$$\lambda_j = \lambda_j \left[ \sum_{i=1}^n e^{-x_i/\theta_j} / \psi(x_i) \right] / (\theta_j \sum e^{-x_i/\theta_j}) \quad j = 1, 2 \quad (6)$$

$$\theta_j = \left[ \sum x_i e^{-x_i/\theta_j} / \psi(x_i) \right] \left[ \sum x_i e^{-x_i/\theta_j} + \sum e^{-x_i/\theta_j} / \psi(x_i) \right] \quad j = 1, 2 \quad (7)$$

$$\text{siendo, } \psi(x_i) = (\lambda_1/\theta_1) e^{-x/\theta_1} + (\lambda_2/\theta_2) e^{-x/\theta_2} \quad (8)$$

El procedimiento de momentos ponderados por probabilidad es una generalización del método tradicional de momentos y consiste en definir el momento  $p$ -ésimo de acuerdo a la expresión siguiente:

$$M_{p,r,s} = \int_0^1 [x(F)]^p F^r (1-F)^s dF \quad (9)$$

Se puede observar que si los exponentes  $r$  y  $s$  son nulos la expresión define los momentos  $p$ -ésimo del universo o población. En los momentos ponderados por probabilidad se acostumbra a usar el exponente  $s$  igual a cero y  $r$  distinto de cero para ir definiendo cada uno de los momentos. Estos estimadores son más fáciles de calcular si la distribución acumulada tiene una expresión explícita en función de la variable aleatoria.

Las ecuaciones resultantes para el caso de la distribución VEDOC han sido publicadas (Beran et al., 1986) y corresponden a las siguientes ecuaciones

$$PwM_r = \frac{\theta_1}{r+1} (\gamma + \log \lambda_1 + \log(r+1)) + \frac{\theta_1}{r+1} Tr \quad (10)$$

$$Tr = \sum_{j=1}^{\infty} (-1)^{j-1} \lambda_1^{(r+1)j} (1-1/\theta) \Gamma(j/\theta)/j! \quad (11)$$

$$\text{siendo } \lambda = \lambda_1/\lambda_2^{1/\theta} \text{ y } \theta = \theta_1/\theta_2 \quad (12)$$

Un estimador de los momentos ponderados por probabilidad de la muestra se pueden obtener de acuerdo con la siguiente expresión (Hosking, et al., 1985). al estar la muestra ordenada en forma creciente.

$$PwM_r = n^{-1} \sum_{j=1}^n ((j-a)/(n+1-2a))^r x_j \quad (13)$$

Se observa que distintos valores del parámetro  $a$  dan origen a varias de las posiciones de trazados comúnmente utilizadas en hidrología, tales como las de Weibull y Gringorten.

Estas expresiones dan origen a un sistema de cuatro ecuaciones que tampoco tiene una solución directa y fue necesario encontrar su solución mediante el método de Newton-Raphson y el procedimiento de iteraciones sucesivas.

## V. APLICACION DEL MODELO EN CHILE

### 5.1. Estaciones fluviométricas utilizadas

Para este estudio se seleccionó una base de datos formada por 28 estaciones fluviométricas con 979 datos de crecidas máximas diarias, que representan un amplio rango de condiciones hidrológicas distintas y registros relativamente largos. Las características principales de las estaciones seleccionadas se muestran en la Tabla 2.

TABLA 2  
ESTACIONES FLUVIOMÉTRICAS UTILIZADAS

Nº	NOMBRE	LATITUD	LONGITUD	ALTURA	SUPERFICIE AÑOS	REGISTRO	
30910	Cachapoal en Puente Arqueado	34	17	71	21	117	6 481 1955-85
30913	Tingupica en Bajo Los Briones	34	41	70	52	518	1 400 1941-80
30916	Chimbarongo en Santa Cruz	34	39	71	21	225	681 1945-80
31001	Estero El Manzano en Desembocadura	34	58	70	56	690	130 1959-81
31005	Teno después de Junta	35	1	70	51	860	956 1947-70
31009	Colorado en Junta con Palo	35	16	71	1	600	883 1941-70
31101	Ciara en Camarico	35	10	71	23	220	778 1936-81
31120	Mauie en Curilingue	35	48	70	56	750	2 303 1961-84
31126	Mauie en Armerlingue	35	42	71	6	450	5 035 1916-70
31132	Ancas en El Morro	35	53	71	17	200	194 1952-81
31139	Longavi en la Quiriquina	36	15	71	27	440	641 1937-81
31142	Perquituquen en San Manuel	36	25	71	30	293	485 1930-81
31145	Purapel en Nirivilo	36	33	72	5	96	259 1957-81
31204	Ruble en San Fabián	36	36	71	36	500	1 709 1946-81
31207	Chillán en Esperanza	36	46	71	45	467	224 1939-81
31213	Diguillín en San Lorenzo	36	52	71	36	900	162 1946-81
31214	Diguillín en Longitudinal	36	53	72	20	101	1956-81
31216	Itala en Cholguan	37	11	72	3	260	852 1938-81
31308	El Toro en Vado Camino	37	21	71	28	750	1941-81
31321	Leja en Tucapel	37	17	71	57	303	2 680 1916-70
31324	Duqueco en Villucura	37	35	72	7	180	918 1941-81
31326	Queuco en Puente Queuco	37	51	71	39	480	1 019 1938-70
31333	Lirquén en Cerro El Padre	37	46	71	52	400	68 1942-81
31335	Mulchén en Mulchén	37	43	72	15	128	434 1937-80
21602	Lumaco en Lumaco	38	8	72	52	59	1961-82
21609	Cautín en Rari-Ruca	38	26	71	59	1 365	1924-81
40110	Lipiza en Saleres	39	57	71	41	614	1965-84
31501	Pilmaiquén en San Pablo	40	22	73	1	50	2 660 1930-70

## 5.2. Parámetros de las muestras y de los modelos

Se calcularon los estadígrafos principales a cada muestra histórica (promedio, desviación estándar y coeficiente de asimetría), se identificaron los valores atípicos siguiendo los procedimientos descritos previamente y se calcularon los parámetros del modelo de valores extremos tipo I del componente básico de acuerdo con el método de momentos ponderados por probabilidad. Los resultados se resumen en la Tabla 3, presentándose en la Figura 1 las funciones de distribución para casos seleccionados, las cuales ilustran la presencia de valores atípicos.

Las crecidas medias anuales varían entre  $25 \text{ m}^3/\text{s}$  y  $1.102 \text{ m}^3/\text{s}$  con un promedio de  $335 \text{ m}^3/\text{s}$ , presentando sólo tres cuencas crecidas medias superiores a los  $700 \text{ m}^3/\text{s}$  y cinco de ellas valores medios inferiores a  $100 \text{ m}^3/\text{s}$ . El coeficiente de variación presenta valores comprendidos entre 0,26 y 1,00 con un promedio de 0,60. El coeficiente de asimetría es siempre positivo con excepción de dos estaciones y alcanza un máximo de 3,78. En la muestra total se detectaron 12 valores atípicos lo que representa 1 por cada 80 años de registro.

TABLA 3  
CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA Y DEL MODELO

Código	Parámetros de la muestra			Parám. del modelo		Nº valores	
	Prom.	Desv.	Asím.	$\theta_1$	$\lambda_1$	Atíp.	Total
30910	787	429	0,722	338,17	5,774	0	31
30913	163	76	1,663	45,231	17,209	1	42
30916	179	82	0,118	75,289	5,323	0	36
31001	46	36	1,400	21,272	3,613	0	23
31005	218	138	1,369	96,217	5,433	1	24
31009	192	112	2,334	62,244	10,055	1	38
31101	212	134	0,995	101,713	4,490	0	39
31120	309	80	-0,458	78,699	30,338	0	22
31126	1102	561	0,992	426,003	7,371	0	67
31132	178	124	1,538	88,027	4,148	0	27
31139	455	314	1,416	207,630	4,746	0	33
31142	382	201	0,259	174,426	5,152	0	42

31145	44	41	2,033	15,297	4,447	2	23
31204	645	486	1,495	279,227	4,416	1	26
31207	85	55	1,018	37,435	5,159	0	33
31213	239	113	0,094	101,155	6,172	0	29
31214	423	221	0,380	201,741	4,816	0	26
31216	323	130	0,713	109,104	11,005	0	38
31308	25	19	1,593	12,129	4,018	0	41
31321	1017	944	2,410	268,005	8,283	3	54
31324	352	134	1,855	89,467	25,513	1	36
31326	292	207	0,888	144,159	4,007	0	42
31333	158	159	2,194	72,024	3,553	1	35
31335	195	100	0,735	79,260	6,592	0	37
21602	107	68	0,279	56,634	3,802	0	22
21609	535	360	3,775	168,838	10,536	1	56
40110	85	30	-0,009	26,947	13,554	0	20
31501	628	165	0,434	138,592	52,838	0	37

## 5.3. Parámetros del modelo VEDOC

A la información de caudales máximos diarios, se ajustó también una distribución VEDOC, estimándose los parámetros con el método de máxima verosimilitud. Los resultados para 23 de las 28 estaciones se presentan en la Tabla 4, donde se incluyen los parámetros del componente básico, del componente atípico y los parámetros  $\theta$  y  $\lambda$  según las definiciones de la expresión 12. Es de interés observar que en los casos que no cuentan con valores atípicos los parámetros de escala estimados para ambas distribuciones son iguales y por consiguiente el valor de  $\theta$  es unitario. Otra consideración válida para aquellas estaciones que presentan caudales pertenecientes a la población atípica es comprobar que en las cuencas Rapel, Mataquito y Maule el parámetro  $\theta$  varía entre 2,5 y 4, mientras que en las cuencas de más al sur su valor fluctúa entre 6,5 y 7,4.

TABLA 4  
PARAMETROS DE LA DISTRIBUCION VEDOC

Estación	$\theta_1$	$\lambda_1$	$\theta_2$	$\lambda_2$	$\theta$	
30910	338,17	4,76	338,21	0,99	1,00	0,21
30913	19,97	106,17	69,45	4,66	3,48	1,22
30916	75,29	5,32	75,29	0,98	1,00	0,18
31001	13,68	2,83	34,20	1,52	2,50	1,00
31005	50,35	7,92	194,55	1,37	3,86	0,80
31009	56,22	10,98	194,50	0,31	3,46	0,15
31120	78,70	29,74	78,70	0,60	1,00	0,02
31139	109,29	6,08	331,67	1,44	3,04	0,80
31142	174,43	4,58	174,43	0,57	1,00	0,13
31145	15,02	4,04	62,24	0,40	4,14	0,28
31207	8,79	57,99	57,43	1,98	6,54	1,06
31213	101,16	5,20	101,15	0,98	1,00	0,19
31214	201,74	3,94	201,74	0,87	1,00	0,22
31216	109,10	10,11	109,11	0,89	1,00	0,09
31321	229,96	9,43	1483,55	0,40	6,45	0,29
31324	91,69	23,23	245,18	0,20	2,67	0,06
31326	31,28	28,04	231,84	1,55	7,41	0,99
31333	32,10	6,36	210,59	0,62	6,56	0,47
31335	79,26	5,89	79,28	0,75	1,00	0,13
21602	56,63	2,72	56,64	1,08	1,00	0,40
21609	159,35	11,41	1031,88	0,08	6,48	0,06
40110	26,95	13,02	26,95	0,53	1,00	0,04
31501	138,59	52,54	138,61	0,30	1,00	0,01

Procediendo conforme a la manera antes descrita, las crecidas de cada estación se adimensionalizaron mediante la transformación lineal de la relación (5) y se formó una nueva muestra de variables adimensionales lo cual permite reunir en un sólo conjunto a todas las estaciones. De acuerdo al estudio de Rossi (1984) esta variable aleatoria tiene una distribución VEDOC y es válida para todas las estaciones de la región en estudio. Su FDA es la siguiente

$$F_Y(y) = \exp(-1,14 e^{-y/1,04} - 0,19 e^{-y/5,75}) \quad (14)$$

Este modelo se ha validado como una distribución adecuada de los valores estandarizados, comparando las funciones teóricas y observadas del coeficiente de asimetría y del estadígrafo de orden  $n$  (Rossi et al, 1984).

## VI. CONCLUSIONES

Este trabajo explora la posibilidad de utilizar la distribución de valores extremos de dos componentes para representar las crecidas máximas diarias de una región amplia con características hidrológicas diferentes. Los resultados indican que este modelo representa adecuadamente aquellas situaciones donde se producen por causas diversos fenómenos bastante más extremos que lo usual. Estas grandes crecidas pueden deberse a una combinación de factores atípicos que produce un efecto anormal y la distribución VEDOC se plantea como una generalización de la distribución valores extremos tipo I, y se reduce a ella cuando no existe el componente atípico.

Los métodos de máxima verosimilitud y de momentos ponderados por probabilidad permiten calcular los 4 parámetros de la distribución. Ambos procedimientos dan origen a sistemas de ecuaciones imposibles de resolver en forma explícita y deben abordarse por procedimientos de aproximaciones sucesivas. En general, se encontró que ambos métodos convergen a soluciones similares excepto en algunos casos particulares. Si los datos se estandarizan y el número de valores atípicos es pequeño se tienden a producir situaciones de inestabilidad numérica y divergencia en los métodos de aproximaciones. En la actualidad, está en desarrollo un estudio comparativo de ambos métodos en relación al sesgo y a la varianza de los estimadores que ellos entregan.

En síntesis el modelo VEDOC, representa en buena forma la variable estandarizada de la región y las distribuciones acumuladas del coeficiente de asimetría de la muestra y del estadígrafo de mayor orden y aparece como una distribución premisaria, quedando para estudios futuros relacionar sus parámetros a las características geomorfológicas de las cuencas y su utilización para representar otras variables de interés en la hidrología.

## VII. AGRADECIMIENTOS

Este trabajo se ha realizado como parte del proyecto DIUC 15/86 el cual cuenta con financiamiento de la Dirección de Investigación de la Pontificia Universidad Católica de Chile.

## VIII. REFERENCIAS

1. BERAN, M. ; HOSKING, J.R.M. y ARNELL, N. (1986). "Comment on Two-component extreme value. Distribution for flood frequency analysis", Water Resources Research, vol. 22, Nº2, pp. 263-266.
2. FIORENTINO, M. , VERSACE, P. , ROSSI, F. (1986). "Regional flood frequency estimation using the two-component extreme value distribution". Hydrological Sciences Jour. vol. 30, Nº1, pp.51-63.
3. HOSKING, J.R.M. , WALLIS, J.R. ; WOOD, E.F. (1985), "estimation of the generalized Extreme-value distribution by the method of probability-weighted moments", Technometrics, vol. 27, Nº3, pp.251-261.
4. NATIONAL ENVIRONMENTAL RESEARCH COUNCIL, (1975). "Flood studies report". Whitefriars Press Ltd., Londres.
5. ROSSI, F. ; FIORENTINO, M. y VERSACE, P. (1984). "Two-component extreme value distribution for flood frequency analysis", Water Resources Res., vol. 20, Nº7, pp.847-856.67.
- WAYLEN, P. y WOO, M.K. (1982). "Prediction of annual flood's generated by mixed processes", Water Resources Res., vol. 18, Nº4, pp. 1283-1286.
7. ZELENHASIC, E. (1970). "Theoretical Probability Distribution for flood peaks", Hydrol. Paper 42, Colorado State University, Fort Collins.

SOCIEDAD CHILENA DE INGENIERIA HIDRAULICA  
VIII CONGRESO NACIONAL

MODELACION DE LA INFILTRACION Y SU INFLUENCIA  
EN LA RESPUESTA DE UNA CUENCA PLUVIAL

BONIFACIO FERNANDEZ LARRAÑAGA (1)

## RESUMEN

La modelación de la infiltración a nivel de cuencas es aún un problema difícil de resolver satisfactoriamente en hidrología, recurriéndose, en general, a procedimientos empíricos sin una base física rigurosa. En este trabajo se muestra un modelo simple para la estimación de la infiltración basado en la física del fenómeno y aplicable para el caso de cuencas hidrográficas. Se informa además sobre un procedimiento de estimación de los parámetros del suelo utilizando para ello información general descriptiva de la cuenca y del uso del suelo. La metodología propuesta se aplica a una cuenca de régimen pluvial en la zona central de Chile. En base a esta aplicación, y con datos de una tormenta real, se analiza el efecto que tiene el disponer de diferentes niveles de información espacial y temporal de la lluvia sobre la infiltración y la crecida resultante.

(1) Ing. Civil, Ph.D. Prof. Adj. Esc. de Ing. Universidad Católica de Chile.