

UNIVERSIDAD AUSTRAL DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS AGRARIAS
ESCUELA DE AGRONOMIA

**Análisis de eventos extremos de precipitación y su
efecto en el diseño de drenaje superficial de tierras
agrícolas del sur de Chile**

Tesis presentada como parte de los
requisitos para optar al grado de
Licenciado en Agronomía.

Fulvio Maurizio Rivano Gutiérrez

VALDIVIA – CHILE

2004

Profesor patrocinante:

ROBERTO DAROCH P.
Ing. Agr. M.Sc.

Profesor copatrocinante:

LEOPOLDO ORTEGA C.
Ing. Agr.

Profesor informante:

SERGIO PARRA A.
Prof. de Estado en Matemática M.S.

AGRADECIMIENTOS

El autor desea expresar sus más sinceros agradecimientos a todas aquellas personas que de una u otra manera hicieron posible la realización de este trabajo.

Al profesor Roberto Daroch, por su confianza y enorme paciencia.

A Viviana Bustos, Leopoldo Ortega y Sergio Parra por su valiosa cooperación.

A mi madre, por su constante e incondicional apoyo.

A la memoria de mi abuelo José Gavino Gutiérrez,
a quien sentí como el padre que tempranamente perdí...

INDICE DE MATERIAS

Capítulo		Página
1	INTRODUCCION	1
2	REVISION BIBLIOGRAFICA	2
2.1	Análisis numérico	2
2.2	Precipitación	3
2.2.1	Tipos de precipitación	3
2.2.2	Medición de la precipitación	4
2.2.3	Año hidrológico	4
2.3	Análisis de frecuencia	5
2.3.1	Modelos y procesos hidrológicos	6
2.3.2	Quantiles y período de retorno	6
2.3.3	Series de información hidrológica	7
2.3.4	Regionalización	9
2.3.5	Relaciones precipitación-duración-frecuencia	10
2.3.6	Procedimiento de análisis	10
2.3.6.1	Análisis de confiabilidad de datos hidrológicos	11
2.3.6.1.1	Método propuesto por Porras	11
2.3.6.1.2	Método del "Bulletin 17B" para detección de "outliers"	11
2.3.6.2	Modelos de distribución de probabilidades	12
2.3.6.2.1	Estimación de parámetros	13
2.3.6.2.1.1	Método de los momentos	14
2.3.6.2.1.2	Método de máxima verosimilitud	15
2.3.6.2.1.3	Método de los momentos ponderados por probabilidad	16
2.3.6.2.1.3.1	L momentos	18
2.3.6.2.2	Distribución normal	19
2.3.6.2.3	Distribución log normal	20
2.3.6.2.4	Distribución log normal de 3 parámetros	22

Capítulo		Página
2.3.6.2.5	Distribución Pearson tipo 3	24
2.3.6.2.6	Distribución log Pearson tipo 3	28
2.3.6.2.7	Distribución de valores extremos tipo 1	32
2.3.6.2.8	Distribución general de valores extremos	34
2.3.6.2.9	Distribución Wakeby	35
2.3.6.3	Selección de modelos	39
2.3.6.3.1	Posiciones de graficación	39
2.3.6.3.2	Pruebas de bondad de ajuste	41
2.3.6.3.2.1	Prueba chi-cuadrado	42
2.3.6.3.2.2	Prueba Kolmogorov-Smirnov	43
2.3.6.3.2.3	Prueba del coeficiente de correlación de la gráfica de probabilidades	43
2.3.6.3.3	Prueba análoga a la del grupo de trabajo sobre métodos de análisis frecuencia del U. S. Water Resources Council	45
2.3.7	Estudios nacionales	46
2.4	Drenaje agrícola	47
2.4.1	Drenaje superficial	47
2.4.1.1	Diseño agronómico	48
2.4.1.2	Diseño hidrológico	48
2.4.1.2.1	Lluvia de diseño	48
2.4.1.2.2	Escorrentía de diseño	48
2.4.1.2.3	Coefficiente de drenaje	50
2.4.1.2.4	Dimensionamiento de la red	51
2.4.1.3	Diseño hidráulico	51
2.4.1.4	Acondicionamiento de tierras	51
2.4.2	Situación regional	51
3	MATERIAL Y METODO	53
3.1	Materiales	53
3.2	Método	53

Capítulo		Página
3.2.1	Determinación de las relaciones precipitación-duración-frecuencia	53
3.2.1.1	Series de información pluviométrica	53
3.2.1.2	Análisis de frecuencia	54
3.2.1.2.1	Distribución normal	54
3.2.1.2.2	Distribución log normal	54
3.2.1.2.3	Distribución log normal de 3 parámetros	55
3.2.1.2.4	Distribución Pearson tipo 3	55
3.2.1.2.5	Distribución log Pearson tipo 3	55
3.2.1.2.6	Distribución de valores extremos tipo 1	56
3.2.1.2.7	Distribución general de valores extremos	56
3.2.1.2.8	Distribución Wakeby	57
3.2.1.2.9	Selección de modelos	57
3.2.1.2.9.1	Prueba Kolmogorov-Smirnov	57
3.2.1.2.9.2	Prueba del coeficiente de correlación de la gráfica de probabilidades	57
3.2.1.2.9.3	Prueba análoga a la del grupo de trabajo sobre análisis de frecuencia del U. S. Water Resources Council	58
3.2.2	Determinación del impacto que se produce al usar distintas relaciones precipitación-duración-frecuencia en la estimación del caudal de diseño de un sistema de drenaje superficial	58
3.2.2.1	Diseño agronómico	59
3.2.2.2	Diseño hidrológico	59
4	PRESENTACION Y DISCUSION DE RESULTADOS	60
4.1	Relaciones precipitación-duración-frecuencia	60
4.1.1	Análisis de frecuencia	60
4.1.2	Comparación de estimaciones	70
4.2	Caudal de diseño de un sistema de drenaje superficial	73

Capítulo		Página
5	CONCLUSIONES	75
6	RESUMEN	77
	SUMMARY	78
7	BIBLIOGRAFIA	79
	ANEXOS	93

INDICE DE CUADROS

Cuadro		Página
1	Posiciones de graficación	40
2	Clasificación de las condiciones antecedentes de humedad (CAH) para el método del número de la curva	50
3	Estadígrafos de las series anuales máximas	60
4	Umbrales para definir “outliers” en series anuales máximas, según el método del “Bulletin 17B”	60
5	Parámetros de los modelos probabilísticos ajustados a series anuales máximas	61
6	Estadígrafo D de la prueba Kolmogorov-Smirnov	63
7	Estadígrafo r de la prueba del coeficiente de correlación de la gráfica de probabilidades	64
8	Valores $D_H(T)$ (mm) obtenidos por interpolación entre observaciones adyacentes	65
9	Quantiles de precipitación $Q_{H,J}(T)$ (mm) para los períodos de retorno considerados	65
10	Promedio de las desviaciones relativas $A_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Hazen	67
11	Promedio de las desviaciones cuadráticas $B_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Hazen	67
12	Promedio de las desviaciones relativas $A_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Chegodayev	68
13	Promedio de las desviaciones cuadráticas $B_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Chegodayev	68
14	Promedio de las desviaciones relativas $A_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Weibull	69
15	Promedio de las desviaciones cuadráticas $B_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Weibull	69

Cuadro		Página
16	Relaciones precipitación-duración-frecuencia para El Tepual	71
17	Caudal de diseño final ($\text{m}^3 \text{s}^{-1}$) estimado con diferentes relaciones precipitación-duración-frecuencia de El Tepual	73

INDICE DE ANEXOS

Anexo		Página
1	Series anuales máximas (registros pluviométricos definitivos)	94
2	Superficies aportantes a la red de drenaje (Proyecto Frutillar-Pellines)	95
3	Plano de la red de drenaje Proyecto Frutillar-Pellines	96

1 INTRODUCCION

La Dirección General de Aguas (DGA) publica en 1989 y 1991 el atlas “Precipitaciones máximas en 1, 2 y 3 días” que presenta las relaciones precipitación-duración-frecuencia de Chile. Con esto, se entrega a proyectistas una herramienta para estimar el o los eventos hidrológicos de diseño de obras hidráulicas.

Considerando que el costo y la seguridad de las obras están en estrecha relación con el evento de diseño estimado, es importante comprobar la confiabilidad de las estimaciones del atlas de la DGA, para establecer la conveniencia de su uso o la necesidad de adoptar nuevas metodologías de análisis de frecuencia.

Los objetivos de este trabajo son: (1) determinar las relaciones precipitación-duración-frecuencia para duraciones de 1, 2 y 3 días en la estación meteorológica El Tepual y comparar estas relaciones con aquellas publicadas por la DGA aplicables al lugar, y (2) determinar el impacto que se produce al utilizar ambas relaciones precipitación-duración-frecuencia en la estimación del caudal de diseño de un sistema de drenaje superficial.

2 REVISION BIBLIOGRAFICA

2.1 Análisis numérico.

Por estos días, todo trabajo que se considere científico o de carácter tecnológico y que trate con el análisis de datos, cualquiera sea su naturaleza, no está exento del uso de máquinas de cálculo, y por ende, del empleo de métodos numéricos.

La introducción progresiva de veloces procesadores en nuestra sociedad brinda mayores posibilidades de cómputo y hace más importantes las herramientas de análisis numérico. Estas máquinas pueden efectuar un número muy grande pero no ilimitado de operaciones de cálculo. Por consiguiente, los procedimientos para la resolución de problemas, que llevan consigo una infinidad de operaciones, tienen que transformarse necesariamente, si se utiliza una máquina, en algoritmos aproximativos (DEMIDOWITSCH *et al.*, 1980).

GONZÁLEZ (2002) señala que para entender el proceso de cálculo numérico es necesario definir ciertos conceptos elementales:

- problema matemático: es una descripción clara y no ambigua de la conexión funcional entre los datos de entrada (variable independiente) y los datos de salida (resultado buscado)
- problema numérico: es también una descripción clara y no ambigua de la conexión funcional entre los datos de entrada y los datos de salida, con la salvedad que los datos de entrada y salida deben estar conformados por una cantidad finita de números reales o complejos, y la conexión funcional entre estos datos debe implicar una cantidad finita de operaciones elementales realizables por computadora. Por ende, todo problema matemático es un problema numérico, pero la recíproca no siempre es válida
- método numérico: es un procedimiento comúnmente útil para aproximar un problema matemático con un problema numérico, o para reducir un problema matemático a otro que pueda ser aproximado más fácilmente por un problema numérico

- algoritmo: es, para un problema numérico dado, una descripción completa y bien definida de una cantidad finita de operaciones elementales a través de las cuales es posible transformar los datos de entrada en los de salida.

En general, CONTE y DE BOOR (1974) señalan que el proceso de resolución de problemas puede dividirse en tres etapas. La primera etapa es la formulación de un modelo matemático, determinando los objetivos específicos, datos adecuados y verificaciones. La segunda etapa consiste en la selección o construcción de el o los algoritmos apropiados, junto con un análisis preliminar del error, para resolver el problema. La etapa final es la programación, es decir, la transformación del algoritmo sugerido en un conjunto de instrucciones detalladas y sin ambigüedad para el computador.

Los tipos de error cometidos en este proceso de cálculo pueden ser clasificados, según GONZÁLEZ (2002), en:

- errores inherentes, que son los generados en los datos de entrada. Estos pueden estar afectados por la precisión del instrumento de medición
- errores por redondeo, que son posibles errores de representación que se producen al realizar cada cálculo que indique un algoritmo con más dígitos de los que la máquina puede operar
- errores de discretización o truncamiento, que son los que se producen al pasar del problema matemático al problema numérico, cuando este pasaje implica el truncamiento de un proceso de límite, ya sea aproximando una derivada o una función no lineal por otra que sí lo es, o truncando procesos infinitos.

2.2 Precipitación.

La precipitación es el agua procedente de la atmósfera, y que en forma líquida o sólida se deposita sobre la superficie terrestre. Las formas significativas de precipitación en hidrología de superficie son: llovizna, lluvia, nieve, aguanieve y granizo (WIESNER, 1970).

2.2.1 Tipos de precipitación. WIESNER (1970); LABBÉ (1979) y MONSALVE (1999), señalan que la precipitación puede ser clasificada de acuerdo al mecanismo

responsable del levantamiento de aire que produce la condensación y agregación. Se distinguen los siguientes tipos:

- precipitación convectiva: es causada por el ascenso de aire cálido más liviano que el aire frío de los alrededores
- precipitación orográfica: resulta del ascenso mecánico sobre una cadena de montañas
- precipitación ciclónica: resulta del levantamiento de aire, que converge en un área de baja presión. Este tipo de precipitación puede clasificarse en frontal o no frontal.

Varas y Sánchez (1984), citados por HIDALGO (1988), señalan que en general las lluvias en Chile son de origen frontal orográfico.

2.2.2 Medición de la precipitación. Según MONSALVE (1999), la cantidad de precipitación se expresa en unidades de lámina caída y acumulada sobre una superficie plana e impermeable. Para dichas mediciones se utilizan pluviómetros y pluviógrafos.

La altura pluviométrica (Δh), expresada usualmente en mm, es registrada en las denominadas horas sinópticas durante el día. Generalmente se utiliza para expresar la precipitación diaria (0800 h – 0800 h), mensual y anual. La altura pluviográfica, al ser un registro de tipo continuo, se utiliza además para el cálculo de la intensidad de la precipitación ($i = \Delta h / \Delta t$), valor expresado generalmente en mm h^{-1} y que es fundamental en el diseño de obras hidráulicas.

WIESNER (1970) y CHILE, MINISTERIO DE OBRAS PUBLICAS, DIRECCION DE RIEGO (1990), señalan que las principales fuentes de error que surgen al usar instrumentos para evaluar la precipitación de una cuenca son:

- deficiencias en el instrumento
- falta de representatividad o exposición de la estación en la cuenca
- redes de estaciones planeadas pobre o insuficientemente.

2.2.3 Año hidrológico. Según WIESNER (1970), el año hidrológico es el período que abarca la estación húmeda sin dividirla. Comienza en el mes en que los caudales son normalmente mínimos y antes que las lluvias estacionales hayan comenzado. Cuando

la lluvia y la escorrentía son distribuidas uniformemente a través del año no hay claramente definido un año hidrológico y los datos pueden ser registrados en el año calendario.

LABBÉ (1979) señala que esta división pierde importancia cuando se trata de regiones muy lluviosas, o existe una estación húmeda bien caracterizada, como sucede en el sur de Chile.

2.3 Análisis de frecuencia.

Uno de los problemas más importantes en hidrología es la interpretación de registros pasados de eventos hidrológicos, en términos de obtener probabilidades de ocurrencia futuras. Este problema se extiende a la estimación de frecuencias de avenidas, sequías, precipitación, calidad de agua y oleajes, entre otros. El procedimiento involucrado es conocido como análisis de frecuencia (CHOW, 1964; AYALA y FERRER, 1973 y LABBÉ, 1979).

El análisis de frecuencia de datos hidrológicos comienza con el tratamiento de datos brutos y finalmente determina la frecuencia o probabilidad de un valor de diseño (CHOW, 1964).

Según KITE (1977); LABBÉ (1979) y ARUMÍ *et al.* (2000), desde el punto de vista práctico, el análisis de frecuencia es sólo un procedimiento para ajustar los datos hidrológicos a un modelo matemático de distribución de probabilidades. Para efectuar dicho análisis tres suposiciones están implícitas:

- los datos analizados describen eventos aleatorios
- los procesos naturales son estacionarios con respecto al tiempo
- los parámetros de la población pueden ser estimados desde la muestra.

BRADLEY (1997) indica que el tratamiento de eventos hidrológicos extremos como un proceso aleatorio implica que la variabilidad climática natural no afecta la ocurrencia de estos eventos.

Un proceso estacionario respecto al tiempo significa que presenta eventos independientes e idénticamente distribuidos por un modelo probabilístico que no cambia a través del tiempo (BRADLEY y ZHAO, 1997).

2.3.1 Modelos y procesos hidrológicos. OBREGÓN (1977) y Clark, citado por SALGADO (1988), señalan que un modelo matemático es una simplificación de una situación real, expresada mediante una serie de hipótesis o suposiciones, traducidas en lenguaje matemático y que conducen, después de una adecuada manipulación, utilizando para ello las técnicas matemáticas apropiadas, a una serie de resultados de cuyo análisis se espera sacar a la luz aspectos de la situación original no fácilmente apreciables a simple vista.

CHOW (1964) señala que los modelos matemáticos son aplicados para simular el fenómeno hidrológico natural, el cual es considerado como un proceso o sistema.

Cualquier fenómeno que esté sometido a cambios, particularmente con respecto al tiempo, es llamado un proceso. Como prácticamente todos los fenómenos hidrológicos cambian con el tiempo pueden ser llamados procesos hidrológicos. Si la oportunidad de ocurrencia de las variables envueltas en tal proceso es ignorada y el modelo se considera que sigue una ley de certeza pero ninguna ley de probabilidad, el proceso y el modelo son descritos como determinísticos. De otra forma, si la oportunidad de ocurrencia de la variable es tomada en consideración y el concepto de probabilidad es introducido en la formulación del modelo, el proceso y el modelo son descritos como estocásticos o probabilísticos (CHOW, 1964).

Estrictamente hablando, un proceso estocástico es diferente a uno probabilístico en que el primero es considerado dependiente del tiempo y el segundo independiente del tiempo. Podría decirse, entonces, que los modelos probabilísticos hacen predicciones, mientras que los modelos estocásticos hacen pronósticos (CHOW et al., 1994).

En realidad, todos los procesos hidrológicos son más o menos estocásticos. Se asumen determinísticos o probabilísticos sólo para simplificar su análisis.

2.3.2 Cuantiles y período de retorno. En hidrología, los percentiles o cuantiles de una función de distribución de probabilidades son a menudo utilizados como eventos de diseño. Estos corresponden a valores de la variable asociados a una probabilidad de excedencia $P(X \geq x)$ o no excedencia $P(X \leq x)$ (STEDINGER et al., 1993).

En la práctica de la ingeniería, el período de retorno (T) (a veces llamado intervalo de recurrencia) es a menudo utilizado en vez de una probabilidad de excedencia o no excedencia (APARICIO, 1999).

Según BENJAMIN y CORNELL (1981) y VARAS y BOIS (1998), el período de retorno es una forma de expresar la probabilidad de excedencia. Corresponde, por lo tanto, al período para el cual en promedio, y solamente en promedio, la variable es igualada o excedida en la realización de un experimento.

La relación entre probabilidad y período de retorno es la siguiente (MONSALVE, 1999):

$$T = \frac{1}{P(X \geq x)} \quad (2.1)$$

De esta manera, cuando la variable aleatoria representa un evento máximo anual, el período de retorno es el valor esperado del número de años que transcurren hasta que ocurra un evento de magnitud igual o superior que la de un evento predefinido como crítico o de diseño. El término es desafortunado, puesto que su uso conduce al profano a concluir que hay T años entre tales magnitudes de eventos, cuando en efecto la probabilidad de tal magnitud en cualquier período sigue siendo T^{-1} , independiente que ocurra tal evento en el año anterior o en un año reciente (STEDINGER et al., 1993 y FERNÁNDEZ y SALAS, 1995).

CHOW et al. (1994) señalan que en realidad la probabilidad de que un evento ocurra en promedio una vez durante n años es lo que se conoce como riesgo hidrológico (R):

$$R = 1 - [1 - P(X \geq x)]^n \quad (2.2)$$

Según CHOW (1964), a pesar de que estadísticamente hablando $P(X \geq x)$ no es exactamente igual a $1 - P(X \leq x)$ sino a $1 - P(X < x)$, el valor de $P(X = x)$ es tan pequeño para variables aleatorias continuas que $P(X \geq x)$ se puede tomar igual a $1 - P(X \leq x)$.

2.3.3 Series de información hidrológica. Se entiende por serie de información al conjunto de datos de una determinada variable a la cual se desea realizar un análisis de frecuencia (ARUMÍ et al., 2000).

Según CHOW et al. (1994), una serie de duración completa está compuesta por toda la información disponible. Una serie de duración parcial es una serie de datos seleccionados de tal manera que su magnitud es mayor que un valor base predefinido. Si el valor base se selecciona de tal manera que el número de valores en la serie sea igual al número de años de registro, la serie se conoce como una serie de excedencia anual. Una serie de valor extremo incluye el valor máximo o mínimo que ocurre en cada uno de los intervalos de tiempo de igual longitud del registro. La longitud del intervalo de tiempo usualmente se toma como un año, y una serie seleccionada de esta manera se conoce como serie anual. Si se utilizan los valores máximos anuales es una serie anual máxima y si se utilizan los valores mínimos es una serie anual mínima.

La experiencia ha mostrado que muchos de los datos originales no tienen significancia práctica, puesto que el diseño hidrológico de proyectos está usualmente gobernado por condiciones críticas. En consecuencia, es frecuente el uso de dos tipos de series: anuales y de duración parcial (CHOW, 1964).

Considerando que las series anuales toman un evento por cada año de registro, una desventaja de esta técnica de abstracción es que el segundo o tercer evento mayor en un año particular puede ser mayor que el máximo evento de otro año. De esta forma, KITE (1977) indica que la decisión de usar series anuales o de duración parcial depende del uso que se le dará al análisis de frecuencia.

AYALA y FERRER (1973) y ARUMÍ et al. (2000), señalan que en algunos estudios como el diseño de obras de drenaje de aguas lluvias, es importante la sucesión o repetición de sucesos desfavorables, por lo que utilizar series de duración parcial sería más conveniente. Sin embargo, STEDINGER et al. (1993) indican que una desventaja de los análisis basados en series de duración parcial, es que se debe tener el criterio para identificar y considerar sólo los eventos máximos independientes y no múltiples máximos correspondientes a un mismo evento. De esta forma los análisis realizados en base a series de duración parcial pueden ser más complicados que aquellos que usan series anuales máximas.

CUNNANE (1973), al comparar la eficiencia en la estimación de quantiles usando series anuales máximas y series de duración parcial, concluye que estimaciones con períodos de retorno mayores o iguales a 10 años tienen mayor varianza con series de duración parcial que con series anuales máximas. Agrega que

una serie de duración parcial debiera contener $1,65n$ elementos para que sus estimaciones sean tan o más eficientes que con una serie anual máxima, siendo n el número de años de registro. Esta comparación asume que el modelo probabilístico subyacente es conocido, sin embargo, el estudio no cubre la situación en que el modelo es desconocido.

Considerando lo anterior, CHOW *et al.* (1994) señalan que, aunque las series de duración parcial son útiles para algunos propósitos, usualmente es recomendable utilizar series anuales máximas.

Al utilizar series de información pluviométrica es necesario señalar que la precipitación máxima diaria (1 día) obtenida sobre una base pluviométrica es menor que la obtenida en cualquier período de 24 h (base pluviográfica), dado que una tormenta puede haberse registrado en dos días consecutivos. WIESNER (1970); McKAY (1973); WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION (WMO) (1973); SAMANI y HARGREAVES (1989) y STEDINGER *et al.* (1993), señalan que la verdadera máxima anual en 24 h se estima en promedio, 1,13 veces mayor que la máxima anual de 1 día.

2.3.4 Regionalización. Los análisis de frecuencia son un problema en hidrología dado que rara vez se dispone de suficiente información que sea adecuada para determinar la frecuencia de eventos extraordinarios en estaciones o lugares particulares (STEDINGER *et al.*, 1993).

CHOW (1964) y STEDINGER *et al.* (1993) señalan que la extensión de los resultados de un análisis de frecuencia de una estación a una superficie geográfica requiere de un análisis regional. Es necesario, entonces, definir una región estadísticamente homogénea. Dentro de esta región los resultados de los análisis de frecuencia de las estaciones pueden ser promediados para representar la frecuencia característica de toda la región.

BRADLEY Y ZHAO (1997) señalan que por homogeneidad (también llamada homogeneidad espacial) se entiende que los cuantiles estimados en todos los lugares difieren sólo por un factor de escala específico del lugar.

CUNNANE (1988) describe las principales características de 12 técnicas de regionalización y destaca su importancia en la estimación de cuantiles en lugares donde no existen registros o estos son poco extensos.

2.3.5 Relaciones precipitación-duración-frecuencia. Uno de los primeros pasos que debe seguirse en muchos proyectos de diseño hidrológico es la determinación de el o los eventos de precipitación que deben usarse. La forma más común de hacerlo es utilizar una lluvia de diseño o un evento que involucre una relación entre la precipitación, la duración de esta, y las frecuencias o períodos de retorno apropiados para la obra y el sitio. Estos eventos, por otra parte, pueden estar basados en análisis regionales o de sitio específico (CHOW et al., 1994 y ZALINA et al., 2002).

2.3.6 Procedimiento de análisis. AYALA y FERRER (1973) señalan que el procedimiento de análisis de frecuencia comprende las siguientes etapas:

- verificar la confiabilidad de los datos hidrológicos
- suponer ciertos modelos probabilísticos
- estimar los parámetros estadísticos de las funciones de distribución de probabilidades de cada modelo elegido
- realizar pruebas que permitan seleccionar el modelo probabilístico que mejor describe el fenómeno que se intenta representar
- estimar él o los valores de diseño correspondientes al período de retorno de interés.

Según BROWN y VARGAS (1986); JARA (1986); BOOY y LYE (1989); CHOW et al. (1994) y VARAS y BOIS (1998), al estimar estos valores de diseño, existen varias fuentes de incertidumbre hidrológica que pueden ser divididas en tres categorías:

- incertidumbre natural o inherente con respecto al proceso de generación aleatoria del fenómeno de interés
- incertidumbre de modelo, al representar un proceso con un modelo inadecuado
- incertidumbre de parámetro, asociada a la metodología usada en la estimación de los parámetros del modelo.

2.3.6.1 Análisis de confiabilidad de datos hidrológicos. VARAS (1996) indica que en un análisis de frecuencia la confiabilidad de las estimaciones depende esencialmente de la longitud, continuidad, precisión y representatividad de los registros disponibles. En consecuencia, LABBÉ (1979) y CHILE, MINISTERIO DE VIVIENDA Y URBANISMO (MINVU) (1996) señalan que previo a usar la información recogida en una estación, esta debe ser examinada por posibles errores. Si tales errores son apreciables, ellos debieran ser analizados y corregidos antes de que el análisis de frecuencia sea realizado.

2.3.6.1.1 Método propuesto por Porras. Es un método muy simple propuesto por PORRAS y PORRAS (2001), que analiza la confiabilidad de las series anuales máximas que serán utilizadas para construir relaciones precipitación-duración-frecuencia.

El procedimiento se basa en el análisis colectivo de todas las series de datos de distinta duración. Si las series son confiables, entonces el promedio y la desviación estándar de cada serie aumentan a medida que aumenta la duración, pero el coeficiente de variación se mantiene constante, independiente de la duración. En consecuencia, una serie que presente un coeficiente de variación diferente del patrón presentado por las otras series se considera poco confiable y debiera ser eliminada.

2.3.6.1.2 Método del “Bulletin 17B” para detección de “outliers”. STEDINGER *et al.* (1993) señalan que la U. S. Interagency Advisory Committee on Water Data (IACWD) recomienda, en el “Bulletin 17B”, un procedimiento para detectar “outliers” en series anuales. Aunque esta metodología fue desarrollada originalmente para el análisis de frecuencia de avenidas en Estados Unidos, puede también utilizarse para el análisis de frecuencia de precipitación.¹

Según Kendall y Buckland (1957) y Grubbs (1959) citados por TIETJEN (1986), “outliers” son datos que se alejan significativamente de la tendencia de la información de la muestra y que dan lugar a cuestionar su procedencia en términos de que pueden pertenecer a una población diferente.

¹ SALGADO, L. (2003). Ing. Agr. M.Sc. Ph.D. Departamento de Riego y Drenaje, Universidad de Concepción. Comunicación personal.

STEDINGER *et al.* (1993) indican que la metodología consiste en calcular umbrales que definan “outliers” altos y bajos. Estos umbrales en espacio logarítmico son:

$$\bar{y} \pm K_n S_y \quad (2.3)$$

donde \bar{y} y S_y son el promedio y desviación estándar de los logaritmos base 10 de la serie anual, excluyendo los “outliers” previamente detectados. K_n es un valor crítico para la muestra de tamaño n , que se usa para detectar “outliers” con un 10% de nivel de significancia en datos normalmente distribuidos. Valores de K_n para $5 \leq n \leq 100$ pueden ser calculados usando el logaritmo base 10 del tamaño de la muestra:

$$K_n = -0,9043 + 3,345\sqrt{\log(n)} - 0,4046 \log(n) \quad (2.4)$$

CHOW *et al.* (1994) y ZALINA *et al.* (2002), señalan que los “outliers” bajos deben descartarse si el estudio está enfocado en el análisis de eventos extremos máximos, dado que estos valores pueden influir en el ajuste de alguna distribución de probabilidades. Por el contrario, si no hay información histórica útil para compararla con los “outliers” altos, estos deben ser retenidos como parte del registro sistemático.

2.3.6.2 Modelos de distribución de probabilidades. GRAY (1973) y KITE (1977) indican que el criterio más importante en la elección de un modelo particular es que hay una teoría sólida describiendo un fenómeno y que el modelo debe extraer la máxima información de los datos usando apropiadas técnicas de estimación.

AYALA y FERRER (1973) señalan que de acuerdo a las propiedades de los datos hidrológicos, en general, las funciones de densidad de probabilidades de cada modelo deben tener las siguientes características:

- la función debe ser continua y estar definida para todo valor positivo de la variable
- el límite inferior debe ser cero o un valor positivo de la variable
- el límite superior debe estar definido hasta el infinito
- para valores grandes de la variable, la función debe hacerse asintótica con cero. Esto es lógico por cuanto valores menos frecuentes de las variables hidrológicas son aquellos valores altos

- la forma general de la función debe ser de campana unimodal con dos colas y con gran variedad de asimetría.

BENJAMIN y CORNELL (1981) y DUAN et al. (1998), señalan que la habilidad de un modelo probabilístico para ajustarse a los datos de precipitación depende de la flexibilidad y la naturaleza intrínseca de la forma de la función de distribución de probabilidades (fdp). Mientras más parámetros tenga un modelo, más versátil se vuelve su fdp y mejor se la puede ajustar a los datos.

Según HARGREAVES (1988); BOBÉE et al. (1993) y ZALINA et al. (2002), no existe en hidrología ninguna base teórica sólida para justificar una función específica de distribución de probabilidades. Como no hay un procedimiento teórico para decidir que modelo probabilístico es el “mejor” en un análisis de frecuencia particular, es habitual verificar y comparar la conveniencia o conformidad de muchas distribuciones candidatas y hacer una elección entre ellas basándose en consideraciones como ajuste de datos disponibles, facilidad computacional y consistencia con varios tamaños de muestra.

2.3.6.2.1 Estimación de parámetros. AYALA y FERRER (1973) y KITE (1977), señalan que una vez que un modelo probabilístico ha sido escogido, la segunda fuente de error es aparente: los parámetros estadísticos de la función de distribución de probabilidades deben ser estimados desde la muestra. Dado que la muestra está sujeta a errores, el método de estimación debe minimizar estos errores.

Según OBREGÓN (1977) y YEVJEVICH (1978), un estimador es un estadígrafo cuyo valor observado intentamos usar para estimar el valor de un parámetro desconocido de una función de distribución de probabilidades. De este modo, pueden ser clasificados en términos de sesgo, eficiencia, consistencia, suficiencia y eficiencia asintótica.

Se dice que un estimador es insesgado si su valor esperado es igual al parámetro que se intenta estimar, sea cual fuere el tamaño de la muestra.

Se dice que un estimador es más eficiente que otro si, teniendo ambos el mismo valor esperado (en particular si ambos son insesgados), la varianza del primero es menor que la del segundo.

Se dice que el estimador es consistente si, cuando el tamaño de la muestra tiende a infinito, su media tiende al parámetro que intenta estimar y su varianza tiende a cero (en otras palabras si converge en probabilidad al parámetro que intenta estimar).

Se dice que un estimador es suficiente, si hace uso de toda la información que está contenida en la muestra.

Se dice que un estimador es asintóticamente eficiente si es consistente y además, para tamaños de muestra suficientemente grandes, su varianza es menor que la de cualquier otro estimador del mismo parámetro.

Kuczera (1982), citado por ARORA y SINGH (1989); WALLIS y WOOD (1985) y BOBÉE *et al.* (1993), indican que un estimador es robusto, si las cualidades de éste (sesgo, varianza, entre otras) son insensibles a pequeñas desviaciones respecto de la suposición que justifica el procedimiento de estimación. Por ende, un estimador robusto es estable (resistente) y eficiente frente a fluctuaciones del tamaño de la muestra, como la adición o sustracción de un dato.

2.3.6.2.1.1 Método de los momentos. Este método fue desarrollado por Karl Pearson a fines del siglo XIX, y se apoya en un teorema fundamental de la teoría de muestreo que expresa que los momentos de la muestra son buenos estimadores de los momentos de la población o universo (AYALA y FERRER, 1973; CHOW *et al.*, 1994 y VARAS y BOIS, 1998).

Según BENJAMIN y CORNELL (1981), los momentos de una distribución de probabilidades tienen una definición análoga a los momentos usados en mecánica. La probabilidad de una variable puede ser considerada como una masa, y los momentos son tomados respecto a algún punto conveniente o valor de una variable.

De esta manera, los momentos de la población de una variable continua, x , pueden considerarse respecto al origen o respecto de su valor medio o centroide. La ecuación de los momentos de orden r respecto al origen es:

$$\mu'_r = E[X^r] = \int_D x^r f(x) dx \quad (2.5)$$

donde $E[]$ es el operador de la esperanza, $f(x)$ es la función de densidad de probabilidades de la población y D es el intervalo definido para la variable x . La ecuación de los momentos centrales de orden r es:

$$\mu_r = E[(X - \mu'_1)^r] = \int_D (x - \mu'_1)^r f(x) dx \quad (2.6)$$

Los momentos de la muestra de una variable continua, x , también pueden considerarse respecto al origen o respecto de su valor medio o centroide. La ecuación de los momentos de orden r respecto al origen es:

$$m'_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^r \quad (2.7)$$

donde n es el número total de elementos de la muestra. La ecuación de los momentos centrales de orden r es:

$$m_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - m'_1)^r \quad (2.8)$$

YEVJEVICH (1978), indica que el número de momentos estimados, teóricamente, puede ser infinito. En la práctica, sin embargo, sólo los primeros cuatro momentos son usados dado que la precisión de las estimaciones (de los momentos de la muestra) decrece a medida que el orden del momento aumenta.

Según CHOW (1964) y AYALA y FERRER (1973), la principal ventaja de este método es que conduce a ecuaciones relativamente simples que permiten el cálculo sencillo de los parámetros. Presenta, sin embargo, la desventaja de dar demasiada importancia a puntos extremos, donde el brazo del momento es largo, los cuales no siempre son confiables.

2.3.6.2.1.2 Método de máxima verosimilitud. Según AYALA y FERRER (1973); KITE (1977) y CHOW et al. (1994), este método fue desarrollado en 1920 por Ronald Fisher y en principio establece que si $f(x; a, b, \dots)$ es la función de densidad de probabilidades de una distribución con a, b, \dots parámetros que deben ser estimados, entonces la probabilidad de obtener un valor de x , x_i , es proporcional a $f(x_i; a, b, \dots)$ y la probabilidad

conjunta, L , de obtener una muestra de n valores x_1, x_2, \dots, x_n es proporcional al producto:

$$L = \prod_{i=1}^n f(x_i; a, b, \dots) \quad (2.9)$$

que se denomina función de verosimilitud.

Según YEVJEVICH (1978), este procedimiento consiste en seleccionar aquel valor del parámetro que maximiza la función de verosimilitud. Esto se obtiene derivando parcialmente esta función con respecto a cada uno de los parámetros e igualando la expresión a cero. Frecuentemente se utiliza el logaritmo de la función de verosimilitud para simplificar el cálculo:

$$\frac{\partial \ln(L)}{\partial a} = 0 ; \frac{\partial \ln(L)}{\partial b} = 0 ; \dots \quad (2.10)$$

Se obtienen, de esta forma, tantas ecuaciones como parámetros tenga la distribución de probabilidades.

Según YEVJEVICH (1978); BENJAMIN y CORNELL (1981) y BOBÉE et al. (1993), los estimadores por máxima verosimilitud presentan muy buenas propiedades estadísticas en muestras grandes y la experiencia ha mostrado que generalmente funcionan bien en los registros hidrológicos usualmente disponibles. Sin embargo, producen malas estimaciones en muestras pequeñas.

KITE (1977) y STEDINGER et al. (1993), indican que muchas veces estimadores por máxima verosimilitud no pueden ser reducidos a fórmulas simples, por lo que las estimaciones deben ser calculadas usando métodos numéricos.

2.3.6.2.1.3 Método de los momentos ponderados por probabilidad. GREENWOOD et al. (1979) señalan que una función de distribución de probabilidades $F \equiv F(x) = P(X \leq x)$ puede ser caracterizada por momentos ponderados por probabilidad, los cuales son definidos como

$$M_{r,j,k} = E[X^r F^j (1-F)^k] = \int_0^1 x^r F^j (1-F)^k dF \quad (2.11)$$

donde r, j, k son números reales. Si $j = k = 0$ y r es un entero no negativo, entonces $M_{r,0,0}$ representa los momentos convencionales respecto al origen de orden r . Si $M_{r,0,0}$ existe

y X es una función continua de F , entonces $M_{r,j,k}$ existe para todo j y k números reales no negativos. Si j y k son enteros no negativos, entonces:

$$M_{r,o,k} = \sum_{j=0}^k \binom{k}{j} (-1)^j M_{r,j,0} \quad (2.12)$$

$$M_{r,j,0} = \sum_{k=0}^j \binom{j}{k} (-1)^k M_{r,o,k} \quad (2.13)$$

donde, si $M_{r,o,k}$ existe y X es una función continua de F , entonces $M_{r,j,0}$ también existe. En general, aún cuando $M_{r,j,k}$ existe, puede ser difícil derivar su forma analítica particularmente si el inverso de la distribución, $x = x(F)$, no puede ser definido analíticamente. De esta forma, las expresiones más simples son obtenidas en términos de $M_{r,o,k}$ ó $M_{r,j,0}$, adoptando la siguiente convención para su expresión:

$$M_{(k)} \equiv M_{1,0,k} \quad \text{y} \quad B_{(j)} \equiv M_{1,j,0}$$

Según LANDWEHR et al. (1979a) y STEDINGER et al. (1993), para estimar $M_{(k)} = E[X(1-F)^k]$ y $B_{(j)} = E[X^j F]$, desde una muestra de tamaño n (donde k y j son números enteros no negativos), se utilizan $\hat{M}_{(k)}$ y $\hat{B}_{(j)}$, que son estimadores insesgados de $M_{(k)}$ y $B_{(j)}$:

$$\hat{M}_{(k)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-k} x_i \frac{\binom{n-i}{k}}{\binom{n-1}{k}} ; \quad \hat{B}_{(j)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-j} x_i \frac{\binom{n-i}{j}}{\binom{n-1}{j}} \quad (2.14)$$

$\hat{M}_{(k)}$ y $\hat{B}_{(j)}$ son idénticos en su expresión matemática, pero difieren en la forma de ordenar los datos. El cálculo de $\hat{M}_{(k)}$ considera los elementos, x_i , de la muestra ordenados en forma creciente ($x_1 < x_2 < \dots < x_n$), mientras que para el cálculo de $\hat{B}_{(j)}$ los elementos de la muestra son ordenados en forma decreciente ($x_1 > x_2 > \dots > x_n$).

LANDWEHR et al. (1979b); LANDWEHR et al. (1979c) y STEDINGER et al. (1993), señalan que estimadores moderadamente sesgados de $M_{(k)}$ y $B_{(j)}$ pueden ser obtenidos de la siguiente manera:

$$\hat{M}_{(k)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \left[1 - \frac{i-0,35}{n} \right]^k ; \hat{B}_{(j)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \left[1 - \frac{i-0,35}{n} \right]^j \quad (2.15)$$

donde el cálculo de $\hat{M}_{(k)}$ utiliza los datos ordenados en forma creciente y el cálculo de $\hat{B}_{(j)}$ utiliza los datos ordenados en forma decreciente. Bajo ciertas circunstancias, se señala que los estimadores, $\hat{M}_{(k)}$ y $\hat{B}_{(j)}$, son preferidos aún siendo sesgados porque cuantiles estimados de esta forma presentan menor error cuadrático medio que los estimados por $\hat{M}_{(k)}$ y $\hat{B}_{(j)}$.

2.3.6.2.1.3.1 L momentos. Según HOSKING (1996), los L momentos son combinaciones lineales de momentos ponderados por probabilidad que tienen interpretaciones simples como medidas de localización, dispersión y forma, de los datos de la muestra o de la población. Generalmente los L momentos son funciones lineales de $\hat{B}_{(j)}$ ó $B_{(j)}$. Los primeros cuatro L momentos son:

$$l_1 = B_{(0)} \quad (2.16)$$

$$l_2 = 2B_{(1)} - B_{(0)} \quad (2.17)$$

$$l_3 = 6B_{(2)} - 6B_{(1)} + B_{(0)} \quad (2.18)$$

$$l_4 = 20B_{(3)} - 30B_{(2)} + 12B_{(1)} - B_{(0)} \quad (2.19)$$

El primer L momento es el promedio. El segundo L momento es una medida de dispersión respecto a la media. Dividiendo L momentos de mayor orden por la medida de dispersión se obtienen razones entre L momentos:

$$\tau_j = \frac{l_{(j)}}{l_{(2)}} \quad (2.20)$$

Estas son cantidades adimensionales e independientes de la unidad de medida de los datos. Así, τ_3 es una medida de la asimetría y τ_4 es una medida de la curtosis o aplanamiento, y por ello, son denominadas L-asimetría y L-curtosis, respectivamente.

Según VARAS (1996), la gran ventaja de los momentos ponderados por probabilidad es que producen estimaciones mucho más eficientes, en muestras de tamaño pequeño, que las obtenidas por máxima verosimilitud.

2.3.6.2.2 Distribución normal. Según CHOW (1964) y KITE (1977), la distribución normal es una distribución simétrica, que se define como:

$$P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{a\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-b)^2}{2a^2}} dx \quad (2.21)$$

donde a y b corresponden a la desviación estándar (σ) y la media de la población (μ), respectivamente. Tiene la particular característica de que la media, moda y mediana corresponden al mismo valor.

Si la variable, x, se estandariza de la forma:

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \quad (2.22)$$

se obtiene una nueva variable, z, distribuida normalmente con media igual a cero y varianza unitaria. La función de distribución de probabilidades se puede expresar, entonces, como:

$$P(X \leq x) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (2.23)$$

la cual es conocida como distribución normal estándar.

Hastings (1955), citado por ZELEN y SEVERO (1965), proporciona aproximaciones numéricas de tipo polinomial y racional para valuar la integral de la distribución normal estándar con errores del orden de $10^{-3} > |\epsilon| > 10^{-8}$.

Estimaciones de los parámetros por máxima verosimilitud resultan en las mismas expresiones obtenidas por método de los momentos aplicados a datos de la muestra.

Según AYALA y FERRER (1973); CHOWDHURY y STEDINGER (1991); STEDINGER et al. (1993) y CHOW et al. (1994), la media de la muestra o promedio (\bar{x}) es un estimador insesgado de la media de la población (μ); sin embargo, la desviación estándar de la muestra (S) es un estimador sesgado de la desviación estándar de la población (σ) por lo que usualmente se corrige por el factor:

$$\sqrt{\frac{n}{n-1}}$$

De esta forma, los parámetros expresados en relación a los primeros momentos, resultan en:

$$a = \sigma = \mu_2^{1/2} \approx S = m_2^{1/2} * \sqrt{\frac{n}{n-1}} \quad (2.24)$$

$$b = \mu = \mu'_1 \approx \bar{x} = m'_1 \quad (2.25)$$

El inverso de la distribución normal no puede ser definido analíticamente, por lo que la estimación de cuantiles se realiza con factores de frecuencia de la siguiente forma:

$$x_T = \mu + z\sigma \quad (2.26)$$

siendo z la variable normal estándar. Este valor de z, asociado a una probabilidad de no excedencia, puede obtenerse por aproximaciones numéricas con los polinomios de Hastings que presentan errores del orden de $10^{-3} > |\epsilon| > 10^{-4}$ (ZELEN y SEVERO, 1965).

La distribución normal es el caso límite de muchas distribuciones. En especial, el teorema del límite central establece que la distribución del promedio de n variables aleatorias provenientes de distribuciones cualesquiera, con promedio y varianza definidas, se aproxima a una distribución normal a medida que n crece. Este teorema rige, si las variables son independientes e idénticamente distribuidas, independientes y de diferente distribución, o aún si ellas no son independientes (VARAS y BOIS, 1998).

2.3.6.2.3 Distribución log normal. Este modelo probabilístico, a menudo llamado ley de Galton, establece que si los logaritmos neperianos, $\ln x$, de la variable aleatoria x se

distribuyen normalmente, entonces la variable x se distribuye de forma logarítmico normal y su función de distribución de probabilidades es:

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{1}{ax\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln x - b)^2}{2a^2}} dx \quad (2.27)$$

donde a y b corresponden a la desviación estándar (σ_y) y la media de los logaritmos de la variable x (μ_y), respectivamente (KITE, 1977).

Si la variable, $y = \ln x$, se estandariza de la forma:

$$z = \frac{y - \mu_y}{\sigma_y} \quad (2.28)$$

se obtiene una variable, z , distribuida normalmente con media igual a cero y varianza unitaria que da origen a una distribución normal estándar. En consecuencia, la integral de la distribución log normal puede ser valuada con las mismas aproximaciones numéricas utilizadas en la distribución normal (APARICIO, 1999).

KITE (1977) y STEDINGER *et al.* (1993) señalan que estimadores de los parámetros por método de los momentos resultan en las siguientes expresiones:

$$a = \sigma_y = \left[\ln \left(1 + \frac{\sigma^2}{\mu^2} \right) \right]^{1/2} \approx S_y = \left[\ln \left(1 + \frac{S^2}{\bar{x}^2} \right) \right]^{1/2} \quad (2.29)$$

$$b = \mu_y = \ln \mu - \frac{\sigma_y^2}{2} \approx \bar{y} = \ln \bar{x} - \frac{S_y^2}{2} \quad (2.30)$$

estando μ , σ , \bar{x} y S definidos anteriormente en las ecuaciones (2.24) y (2.25).

Según AYALA y FERRER (1973) y KITE (1977), las siguientes expresiones resultan para los estimadores por máxima verosimilitud:

$$a = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln x_i - b)^2}{n-1}} \quad (2.31)$$

$$b = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i \quad (2.32)$$

estando el parámetro a corregido para ser insesgado por el mismo factor de la ecuación (2.24).

Como el inverso de la distribución log normal no puede ser definido analíticamente, la estimación de cuantiles se realiza a través de factores de frecuencia de la siguiente forma:

$$x_T = e^{\mu_y + z\sigma_y} \quad (2.33)$$

siendo z la variable normal estándar. Su resolución es análoga a la estimación de cuantiles de la distribución normal.

CHOW (1964) proporcionó una justificación teórica para el uso de esta distribución señalando que los factores causantes de muchas variables hidrológicas actúan de forma multiplicativa más que de forma aditiva. La variable hidrológica será, en consecuencia, el producto de estos factores causantes.

2.3.6.2.4 Distribución log normal de 3 parámetros. Según KITE (1977), si la distribución log normal representa la distribución normal de los logaritmos de la variable x , entonces, la distribución log normal de 3 parámetros representa la distribución normal del logaritmo de la variable reducida $(x-c)$, donde c es un límite inferior. La función de distribución de probabilidades es:

$$P(X \leq x) = \int_c^x \frac{1}{a(x-c)\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\ln(x-c)-b]^2}{2a^2}} dx \quad (2.34)$$

donde a y b son parámetros de escala y de forma, que corresponden a la desviación estándar y la media de los logaritmos de $(x-c)$, respectivamente.

Si el límite inferior es conocido, entonces la variable reducida puede ser determinada y es posible usar los mismos procedimientos de estimación de parámetros descritos para la distribución log normal. Si el límite inferior es desconocido, entonces la estimación de este parámetro precede la estimación de los parámetros a y b (YEVJEVICH, 1978).

AYALA y FERRER (1973) obtienen las siguientes expresiones al estimar los parámetros por máxima verosimilitud:

$$a = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln(x_i - c) - b)^2}{n - 1}} \quad (2.35)$$

$$b = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(x_i - c) \quad (2.36)$$

El parámetro c puede ser obtenido desarrollando la ecuación (2.37) por métodos iterativos:

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{(x_i - c)} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln(x_i - c))^2 - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(x_i - c) \right)^2 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(x_i - c) \right] + \sum_{i=1}^n \frac{\ln(x_i - c)}{(x_i - c)} = 0 \quad (2.37)$$

Expresiones para estimar los parámetros a , b y c por método de los momentos están ampliamente desarrolladas por KITE (1977), quién describe, además, los métodos alternativos de Sangal-Biswas y Condie para la estimación del parámetro c .

STEDINGER *et al.* (1993) señalan que estimadores por método de los momentos resultan ser relativamente ineficientes. Indican, no obstante, que un estimador simple y eficiente del parámetro c es:

$$c = \frac{x_1 x_n - x_{\text{mediana}}^2}{x_1 + x_n - 2x_{\text{mediana}}} \quad (2.38)$$

si y sólo si, $x_1 + x_n - 2x_{\text{mediana}} > 0$; donde x_1 y x_n son el mayor y el menor valor observado, respectivamente, y x_{mediana} es la mediana de la muestra. Si el denominador resultara negativo la ecuación proporciona un límite superior y con ello la variable reducida $\ln(c-x)$ estaría normalmente distribuida.

La estimación de cuantiles puede realizarse por medio de factores de frecuencia utilizando la variable normal estándar, z , de la siguiente forma:

$$x_T = c + e^{\mu_y + z\sigma_y} \quad (2.39)$$

siendo μ_y y σ_y , la media y la desviación estándar de los logaritmos de la variable $(x-c)$, respectivamente.

2.3.6.2.5 Distribución Pearson tipo 3. Según MATALAS y WALLIS (1973) y KITE (1977), la función de distribución de probabilidades de la distribución Pearson tipo 3 es:

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{1}{a\Gamma(b+1)} \left(\frac{x-c}{a}\right)^b e^{-\left(\frac{x-c}{a}\right)} dx \quad (2.40)$$

donde a , b y c son parámetros de escala, forma y localización, respectivamente, y

$$\Gamma(b+1) = \int_0^\infty t^b e^{-t} dt \quad (2.41)$$

es la función gama, definida para cualquier argumento real positivo de b .

Según LALL y BEARD (1982), la técnica más robusta de estimación de parámetros es el método de los momentos. La relación entre los parámetros y los momentos resulta en las siguientes expresiones:

$$a = \frac{\gamma\sigma}{2} \quad (2.42)$$

$$b = \frac{4}{\gamma^2} - 1 \quad (2.43)$$

$$c = \mu - \frac{2\sigma}{\gamma} \quad (2.44)$$

donde μ y σ , son la media y la desviación estándar, y γ es el coeficiente de asimetría de la población definido como:

$$\gamma = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} \quad (2.45)$$

KIRBY (1974) demostró que el coeficiente de asimetría de la muestra (G) tiene límites que dependen exclusivamente del tamaño de la muestra (n), independiente de

la población desde la cual la muestra es generada. Estos límites son una propiedad del álgebra que define los estadígrafos y son:

$$-\frac{n-2}{\sqrt{n-1}} \leq G \leq \frac{n-2}{\sqrt{n-1}} \quad (2.46)$$

WALLIS et al. (1974) señalan que estimaciones del coeficiente de asimetría (G) son bastante variables (poco estables) debido a la poca longitud de los registros históricos disponibles. MATALAS et al. (1975) confirman a través de experimentos Monte Carlo, con secuencias de longitud comparable a la de registros históricos, que estimaciones de G no sólo están sujetas a errores de muestreo, sino que son sesgadas y limitadas. Agregan, que como G está limitado, entonces si n tiende a infinito, G tiende al verdadero valor de asimetría, siendo un estimador consistente de γ .

VOGEL y McMARTIN (1991) indican que la IACWD recomienda, en el "Bulletin 17B", el uso del factor que Fisher (1929) especificó para eliminar sesgo en la estimación de asimetría cuando la población subyacente es normal. El estimador de asimetría obtenido es:

$$G_{(1)} = \frac{\sqrt{n(n-1)}}{n-2} G \quad (2.47)$$

BOBÉE y ROBITAILLE (1977) señalan que Hazen (1930) especificó un factor adicional para usar con la distribución Pearson tipo 3 que provee estimadores insesgados en el rango $0,5 < G_{(2)} < 2$. El estimador así corregido es:

$$G_{(2)} = \frac{\sqrt{n(n-1)}}{n-2} \left(1 + \frac{8,5}{n}\right) G \quad (2.48)$$

BOBÉE y ROBITAILLE (1975) basados en los resultados de WALLIS et al. (1974), han propuesto otro factor para corregir el coeficiente de asimetría de la muestra. Este factor es sólo válido para la distribución Pearson tipo 3, para asimetría en el rango $0,25 < G_{(3)} < 5,0$ y tamaño de muestra $20 < n < 90$:

$$G_{(3)} = G \left[\left(1 + \frac{6,51}{n} + \frac{20,20}{n^2}\right) + \left(\frac{1,48}{n} + \frac{6,77}{n^2}\right) G^2 \right] \quad (2.49)$$

LALL y BEARD (1982) desarrollaron un estimador insesgado del coeficiente de asimetría de la muestra aplicable para todos los rangos de asimetría:

$$G_{(4)} = 6,55(G)^{1,21} \left(\frac{n-2}{\sqrt{n-1}} \right)^{-0,75} \quad (2.50)$$

El uso de este estimador con valores de $G_{(4)} > 4,5$ debe ser tratado, sin embargo, con cierta reserva.

BOBÉE y ROBITAILLE (1977) comparan las estimaciones de cuantiles con los diferentes estimadores de γ de las ecuaciones (2.47), (2.48) y (2.49); VOGEL y McMARTIN (1991) comentan las ventajas de cada uno de ellos.

MATALAS y WALLIS (1973) señalan que si la distribución tiene asimetría positiva, entonces $a > 0$ y $c \leq x < \infty$. Si tiene asimetría negativa, entonces $a < 0$ y $-\infty < x \leq c$, y no es apropiada para el análisis series anuales máximas. Cuando $c = 0$ esta distribución es conocida como la distribución gama.

BOBÉE y ROBITAILLE (1977) y BOBÉE (1979) señalan que no hay evidencia teórica de ventaja en estimaciones por máxima verosimilitud con respecto al método de los momentos. Máxima verosimilitud debiera ser usada sólo cuando $b > 1$ y con muestras de gran tamaño.

KITE (1977) y STEDINGER *et al.* (1993) agregan que el método de máxima verosimilitud rara vez es utilizado dado que no es posible obtener soluciones para valores de asimetría muy pequeños, así como tampoco existe solución si $b < 0$. Si $b > 0$, entonces el valor de asimetría no puede exceder de 2.

AYALA y FERRER (1973); KITE (1977); FIERRO (1982) y JARA (1986) han desarrollado ampliamente expresiones que permiten la estimación de parámetros por máxima verosimilitud.

Según JOHNSON y KOTZ (1970); KITE (1977) y BUCKETT y OLIVER (1977), haciendo la sustitución:

$$y = \frac{x - c}{a} \quad (2.51)$$

la función de distribución de probabilidades se puede expresar, entonces, como:

$$P(Y \leq y) = \int_0^y \frac{1}{\Gamma(b+1)} y^b e^{-y} dy \quad (2.52)$$

Según ZELEN y SEVERO (1965),

$$P(Y \leq y) = P(\chi^2 | \nu) \quad (2.53)$$

donde

$$P(\chi^2 | \nu) = \left[2^{\nu/2} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) \right]^{-1} \int_0^{\chi^2} (t)^{\frac{\nu}{2}-1} e^{-\frac{t}{2}} dt \quad (2.54)$$

es la distribución chi-cuadrado con $2(b+1)$ grados de libertad (ν) y $\chi^2 = 2y$. Estos autores también entregan aproximaciones numéricas para el cálculo de la distribución chi-cuadrado.

La estimación de cuantiles se realiza con factores de frecuencia de la siguiente forma:

$$x_T = \mu + K\sigma \quad (2.55)$$

JOHNSON Y KOTZ (1970); BROWN (1986) y STEDINGER et al. (1993), señalan que Wilson e Hilferty (1931) desarrollaron un factor de frecuencia que es una buena aproximación para períodos de retorno entre $1 < T < 100$ y asimetría $|\gamma| < 2$:

$$K_{(1)} = \frac{2}{\gamma} \left(1 + \frac{z\gamma}{6} - \frac{\gamma^2}{36} \right)^3 - \frac{2}{\gamma} \quad (2.56)$$

siendo z la variable normal estándar.

KIRBY (1972) desarrolló una modificación de la aproximación de Wilson e Hilferty adecuada para un rango de asimetría más amplio:

$$K_{(2)} = A \left\{ \max \left[H, 1 - \left(\frac{F}{6} \right)^2 + z \left(\frac{F}{6} \right) \right]^3 - B \right\} \quad (2.57)$$

donde A , B , F y H son funciones de γ .

KITE (1976) usando una aproximación para la distribución chi-cuadrado desarrolló un factor de frecuencia de la forma:

$$K_{(3)} = z + (z^2 - 1)\frac{\gamma}{6} + \frac{(z^3 - 6z)}{3}\left(\frac{\gamma}{6}\right)^2 - (z^2 - 1)\left(\frac{\gamma}{6}\right)^3 + z\left(\frac{\gamma}{6}\right)^4 + \frac{1}{3}\left(\frac{\gamma}{6}\right)^5 \quad (2.58)$$

BOBÉE (1979) desarrolló un factor de frecuencia ajustando un polinomio de Chebyshev de cuarto orden a los valores de K tabulados por Harter para 15 valores de T, resultando en:

$$K_{(4)} = a_0 + a_1\gamma + a_2\gamma^2 + a_3\gamma^3 + a_4\gamma^4 \quad (2.59)$$

donde los valores de los coeficientes a_i corresponden a un valor específico de T.

CHOWDHURY y STEDINGER (1991) comparan y evalúan los factores de frecuencia de las ecuaciones (2.56) a (2.59) con los valores de K tabulados por Harter para distintos rangos de asimetría y períodos de retorno.

2.3.6.2.6 Distribución log Pearson tipo 3. Según BOBÉE (1975) y KITE (1977), la distribución log Pearson tipo 3 puede ser derivada de la distribución Pearson tipo 3 de la misma manera que se obtiene la distribución log normal de la distribución normal. Por ende, si los logaritmos de la variable x tienen una distribución Pearson tipo 3, entonces la variable x tiene una distribución log Pearson tipo 3 y su función de distribución de probabilidades es:

$$P(X \leq x) = \int_0^x \frac{1}{|a|x\Gamma(b+1)} \left(\frac{\ln x - c}{a}\right)^b e^{-\left(\frac{\ln x - c}{a}\right)} dx \quad (2.60)$$

donde a, b y c son parámetros de escala, forma y localización, respectivamente, y $\Gamma(b+1)$ es la función gama definida en la ecuación (2.41).

En términos generales la distribución log Pearson tipo 3 es más flexible que la distribución Pearson tipo 3. En particular, su función de densidad de probabilidades puede tomar 12 formas básicas dependiendo del valor que adopten los parámetros. Sin embargo, su aplicación en hidrología es muy limitada y sólo es atractiva cuando $a > 0$ y $b > 0$, que es una distribución unimodal, con forma de campana y sin límite superior ($e^c \leq x < \infty$).

Al igual que en la distribución Pearson tipo 3, la solución en la estimación de parámetros por máxima verosimilitud no es posible si la asimetría es muy pequeña o si

$b < 0$. BOBÉE (1975); BOBÉE y ROBITAILLE (1977) y ARORA y SINGH (1989), confirman que estimadores por máxima verosimilitud muchas veces no tienen solución, y aún cuando una solución existe, estos resultan insuficientes y poco robustos.

KITE (1977) y JARA (1986) han desarrollado ampliamente expresiones que permiten la estimación de parámetros por máxima verosimilitud.

Si se calcula la media (μ_y), la desviación estándar (σ_y) y el coeficiente de asimetría de los logaritmos de la variable x (γ_y), la estimación de parámetros, por método de los momentos, es análoga a la definida para la distribución Pearson tipo 3.

BOBÉE (1975) y LANDWEHR *et al.* (1978) señalan que siendo la asimetría de la muestra positiva en espacio real, puede llegar a ser tanto positiva o negativa en espacio logarítmico. En consecuencia, una condición de asimetría negativa en espacio logarítmico indica que $a < 0$ y $0 < x \leq e^c$, resultando una distribución poco apropiada para el análisis de eventos máximos anuales.

Debido a la alteración de signo producida al estimar la asimetría en espacio logarítmico, BOBÉE (1975) propone estimar los parámetros no con los logaritmos de los datos de la muestra, sino con los valores reales, conservando así los momentos de los datos observados. La aplicación del método conduce a tres ecuaciones simultáneas:

$$\ln \mu'_1 = c - (b + 1)\ln(1 - a) \quad (2.61)$$

$$\ln \mu'_2 = 2c - (b + 1)\ln(1 - 2a) \quad (2.62)$$

$$\ln \mu'_3 = 3c - (b + 1)\ln(1 - 3a) \quad (2.63)$$

que manipulándolas se pueden expresar como:

$$\frac{\ln \mu'_3 - 3\ln \mu'_1}{\ln \mu'_2 - 2\ln \mu'_1} = \frac{\ln \left[\frac{(1-a)^3}{(1-3a)} \right]}{\ln \left[\frac{(1-a)^2}{(1-2a)} \right]} \quad (2.64)$$

En la práctica se puede estimar

$$B = \frac{\ln \mu'_3 - 3\ln \mu'_1}{\ln \mu'_2 - 2\ln \mu'_1}$$

desde los datos de la muestra, y el parámetro a puede ser obtenido desarrollando la ecuación (2.64) por métodos iterativos.

KITE (1977) ha desarrollado un aproximación polinomial para determinar el parámetro a , realizando la siguientes sustituciones:

$$a = \frac{1}{A + 3} \quad (2.65)$$

$$C = \frac{1}{B - 3} \quad (2.66)$$

Dado que sólo interesa la distribución con $a > 0$, esto implica que $B > 3$. Dos regresiones se han desarrollado para cubrir el rango $3 < B < 6$.

Si $3 < B \leq 3,5$:

$$A = -0,47157 + 1,99955C \quad (2.67)$$

Si $3,5 < B \leq 6$:

$$A = -0,23019 + 1,65262C + 0,20911C^2 - 0,04557C^3 \quad (2.68)$$

Habiendo calculado el parámetro a , los parámetros b y c pueden obtenerse reorganizando las ecuaciones (2.61) y (2.62).

Los parámetros así calculados son, entonces, usados para calcular la media (μ_y), la desviación estándar (σ_y) y el coeficiente de asimetría de los logaritmos de la variable x (γ_y):

$$\mu_y = m + a(b + 1) \quad (2.69)$$

$$\sigma_y = |a|(b + 1)^{1/2} \quad (2.70)$$

$$\gamma_y = \frac{a}{|a|} \frac{2}{(b + 1)^{1/2}} \quad (2.71)$$

La desviación estándar y el coeficiente de asimetría, sin embargo, son estimadores sesgados por lo que debieran ser corregidos.

LETTENMAIER y BURGESS (1980) desarrollaron un proceso iterativo para corregir sesgo en la estimación de la desviación estándar y el coeficiente de asimetría,

válido para la distribución log Pearson tipo 3, basados en el coeficiente de variación (CV) y asimetría de la muestra (G).

Con el objetivo de evitar el uso del coeficiente de asimetría en la estimación de parámetros, Rao (1983) citado por ARORA y SINGH (1989), propone la estimación de parámetros por método de los momentos mixtos, que conserva la media (μ) y varianza de los datos en espacio real (σ), y la media de los datos en espacio logarítmico (μ_y).

Siendo la variable $y = \ln x$, entonces:

$$\frac{\ln\left[\frac{\sigma^2 + \mu^2}{\mu^2}\right]}{\mu_y - \ln \mu} = \frac{\ln\left[\frac{(1-a)^2}{(1-2a)}\right]}{\ln(1-a) + a} \quad (2.72)$$

En la práctica se puede estimar

$$P = \frac{\ln\left[\frac{\sigma^2 + \mu^2}{\mu^2}\right]}{\mu_y - \ln \mu} \quad (2.73)$$

desde los datos de la muestra, y el parámetro a puede ser obtenido desarrollando la ecuación (2.72) por métodos iterativos.

La estimación de los parámetros b y c se logra mediante las siguientes expresiones:

$$b = \frac{\mu_y - \ln \mu}{a + \ln(1+a)} - 1 \quad (2.74)$$

$$c = \mu_y - a(b+1) \quad (2.75)$$

La estimación de cuantiles se realiza con factores de frecuencia de la siguiente manera:

$$x_T = e^{\mu_y + K\sigma_y} \quad (2.76)$$

donde K puede ser obtenido por cualquiera de las aproximaciones definidas para la distribución Pearson tipo 3, utilizando la estimación de asimetría en espacio logarítmico en lugar del coeficiente de asimetría de los datos observados.

BOBÉE y ROBITAILLE (1977) y ARORA y SINGH (1989), comparan diferentes métodos de estimación de parámetros de la distribución log Pearson tipo 3 y confirman

la robustez de las estimaciones por método de los momentos en espacio real y en espacio mixto, respectivamente.

2.3.6.2.7 Distribución de valores extremos tipo 1. Según CHOW (1964); JOHNSON y KOTZ (1970); WALLIS et al. (1974); VARAS (1982); CHOW et al. (1994) y VARAS y BOIS (1998), la distribución de valores extremos tipo 1 de Fisher y Tippett, también conocida como distribución Gumbel, es una distribución de asimetría constante e igual a 1,139547, con función de distribución de probabilidades:

$$P(X \leq x) = e^{-e^{-\frac{x-b}{a}}} \quad (2.77)$$

definida para $-\infty < x < \infty$, donde a es un parámetros de escala y b es la moda de la distribución.

La estimación de parámetros por método de los momentos resulta en las siguientes expresiones:

$$a = \frac{\sqrt{6}}{\pi} \sigma \quad (2.78)$$

$$b = \mu - \kappa \frac{\sqrt{6}}{\pi} \sigma \quad (2.79)$$

donde μ y σ son la media y desviación estándar de la población, y κ es la constante de Euler. LIEPMAN (1965) proporciona el valor de esta constante con 25 decimales significativos:

$$\kappa = 0,577215664901532860606512 \quad (2.80)$$

RODRÍGUEZ (1971) señala que el método de los momentos es poco robusto, y concluye que mientras más corto es el registro de datos, mayor es la sobrestimación de cuantiles.

Jenkinson (1969), citado por BAGHIRATHAN y SHAW (1978); AYALA y FERRER (1973); KITE (1977); BONOMELLI (1986) y JARA (1986), obtienen las siguientes expresiones al estimar los parámetros por máxima verosimilitud:

$$an - \sum_{i=1}^n x_i + \frac{n}{\sum_{i=1}^n e^{-x_i/a}} \sum_{i=1}^n \left(x_i e^{-x_i/a} \right) = 0 \quad (2.81)$$

$$b = a \ln \left(\frac{n}{\sum_{i=1}^n e^{-x_i/a}} \right) \quad (2.82)$$

donde el parámetro a puede ser obtenido desarrollando la ecuación (2.81) por métodos iterativos.

Según GREENWOOD et al. (1979); LANDWEHR et al. (1979a); LANDWEHR et al. (1980) y STEDINGER et al. (1993), estimadores de los parámetros usando L momentos resultan en las siguientes expresiones:

$$a = \frac{l_2}{\ln 2} \quad (2.83)$$

$$b = l_0 - \kappa \frac{l_2}{\ln 2} \quad (2.84)$$

siendo κ la constante de Euler.

Lowery y Nash (1970), citados por KITE (1977), señalan que al comparar varios métodos de estimación de parámetros, el método de máxima verosimilitud entrega estimadores más eficientes. LANDWEHR et al. (1979a) confirman, a través de experimentos Monte Carlo, que la estimación de parámetros por máxima verosimilitud resulta en estimadores asintóticamente más eficientes, aunque no necesariamente insesgados.

Como el inverso de la distribución de valores extremos tipo 1 puede ser definido analíticamente, la estimación de cuantiles resulta de invertir la función de distribución de probabilidades. En consecuencia,

$$x_T = b - a \ln \left[\ln \left(\frac{T}{T-1} \right) \right] \quad (2.85)$$

siendo T el período de retorno.

2.3.6.2.8 Distribución general de valores extremos. Según JOHNSON y KOTZ (1970); CHOW et al. (1994) y VARAS (1996), la distribución general de valores extremos introducida por Jenkinson (1955) combina en una forma matemática general, las distribuciones de valores extremos tipo 1, 2 y 3 para máxima. La función de distribución de probabilidades es:

$$P(X \leq x) = e^{-\left[1 - b \left(\frac{x-c}{a}\right)^b\right]^{\frac{1}{b}}} \quad (2.86)$$

$\forall b \neq 0$, donde a, b y c son parámetros de escala, forma y localización, respectivamente.

PHIEN y FANG (1989); WANG (1990b) y LU y STEDINGER (1992), señalan que el parámetro b determina el tipo de distribución que es representada. Cuando $b > 0$ la distribución corresponde a la distribución de valores extremos tipo 3 para máxima con límite superior ($-\infty < x \leq c+a/b$). Cuando $b < 0$ la distribución corresponde a la distribución de valores extremos tipo 2 para máxima con límite inferior ($c+a/b \leq x < \infty$). Cuando $b = 0$ se obtiene la distribución de valores extremos tipo 1.

STEDINGER et al. (1993) entregan estimadores de los parámetros expresados en términos de los momentos. Sin embargo, el parámetro b, al igual que el coeficiente de asimetría en la distribución log Pearson tipo 3, describe el comportamiento de la cola superior de la distribución y es difícil de estimar adecuadamente con longitudes cortas o moderadas de registro.

Hinkey (1978); Hosking (1985); Otten y van Montfort (1980) y Prescott y Walden (1980), citados por PHIEN y FANG (1989), han desarrollado expresiones para estimar parámetros por máxima verosimilitud.

WANG (1990a) indica, sin embargo, que estimaciones por máxima verosimilitud no son completamente satisfactorias, dado que a menudo se descomponen y no convergen en una solución.

CHOWDHURY et al. (1991) y STEDINGER et al. (1993), señalan que según Hosking et al. (1985) y Hosking (1990), estimadores de los parámetros usando L momentos resultan en las siguientes expresiones:

$$\tau_3 = \frac{2(1-3^{-b})}{1-2^{-b}} - 3 \quad (2.87)$$

$$a = l_2 \frac{b}{(1-2^{-b})\Gamma(b+1)} \quad (2.88)$$

$$c = l_1 + \frac{a}{b} [\Gamma(b+1) - 1] \quad (2.89)$$

donde el parámetro b puede ser obtenido desarrollando la ecuación (2.87) por métodos iterativos y $\Gamma(b+1)$, la función gama, puede estimarse por métodos numéricos con las aproximaciones de Davis (1933), Hastings (1955) o Lanczos (1964) que presentan errores del orden de $10^{-7} > |\epsilon| > 10^{-10}$ (DAVIS, 1965; WEISSTEIN, 1999 y TOTH, 2003).

Hosking et al. (1985), citados por STEDINGER et al. (1993), han desarrollado una aproximación para determinar el parámetro b , realizando los siguientes cálculos:

$$E = \frac{2l_2}{l_3 + 3l_2} \quad (2.90)$$

$$b = 7,8590E + 2,9554E^2 \quad (2.91)$$

WANG (1990a) y Hosking et al. (1985) y Farquharson et al. (1987), citados por LU y STEDINGER (1992), señalan que usualmente el parámetro b se encuentra en el rango $-0,5 < b < 0,5$.

Como el inverso de la función general de valores extremos puede ser definido analíticamente, la estimación de cuantiles resulta de invertir la función de distribución de probabilidades. Por consiguiente,

$$x_T = c + \frac{a}{b} \left\{ 1 - \left[\ln \left(\frac{T}{T-1} \right) \right]^b \right\} \quad (2.92)$$

siendo T el período de retorno.

2.3.6.2.9 Distribución Wakeby. La distribución Wakeby fue introducida para el análisis de frecuencia de variables hidrológicas por HOUGHTON (1978a). Esta distribución está caracterizada por 5 parámetros, lo cual le confiere mayor capacidad de ajuste a

los datos, en comparación con otras distribuciones caracterizadas por menos parámetros. Esta distribución sólo presenta su forma inversa definida analíticamente:

$$x = m + a \left[1 - (1 - F)^b \right] - c \left[1 - (1 - F)^{-d} \right] \quad (2.93)$$

donde $F \equiv F(x) = P(X \leq x)$, b y d son parámetros de forma, a y c son parámetros de escala y m es el límite inferior.

LANDWEHR et al. (1978) y LANDWEHR et al. (1979d), señalan que existe cierta combinación en los signos de los parámetros que validan o invalidan la distribución. Por ende, la distribución será siempre válida si:

- $a > 0$, $b > 0$, $c > 0$ y $d > 0$
- $a > 0$, $b > 0$, $c < 0$ y $d < 0$
- $a < 0$, $b < 0$, $c > 0$ y $d > 0$
- $a < 0$, $b < 0$, $c < 0$ y $d < 0$

Otras combinaciones podrían, eventualmente, validar la distribución con ciertas restricciones en la combinación de los valores de los parámetros.

LANDWEHR et al. (1978) proporcionan expresiones que permiten la estimación de parámetros por método de los momentos. La existencia de momentos de orden r depende de los valores que tomen los parámetros. En consecuencia, la media

$$\mu = m + \frac{ab}{1+b} + \frac{cd}{1-d} \quad (2.94)$$

existe si y sólo si, $d < 1$ y $b > -1$, y la desviación estándar

$$\sigma = |a| \left[\frac{b^2}{(1+b)^2(1+2b)} + \frac{c^2 d^2}{a^2 (1-d)^2 (1-2d)} + \frac{2cbd}{a(1+b)(1-d)(1+b-d)} \right]^{1/2} \quad (2.95)$$

existe sólo si $d < 1/2$ y $b > -1/2$.

Como el uso de momentos de orden mayor a tres introduce mucho error en el proceso de estimación de parámetros, HOUGHTON (1978b) desarrolló un método denominado algoritmo de las medias incompletas, que usa solamente momentos de primer orden. Este algoritmo logra una solución, al asumir ciertos valores de los

parámetros b y d , y realizar iteraciones para determinar por mínimos cuadrados, los valores de los parámetros a , c y m que satisfacen algún criterio de mejor ajuste.

Dado que las estimaciones de los parámetros por máxima verosimilitud no son fácilmente obtenibles, LANDWEHR *et al.* (1979bc) desarrollaron un algoritmo basado en la derivación de GREENWOOD *et al.* (1979), en la cual los parámetros son expresados como funciones de momentos ponderados por probabilidad.

El algoritmo desarrollado cubre la situación cuando el límite inferior es conocido y cuando es desconocido:

- cuando el límite inferior es conocido, se le puede sustraer a los valores de la muestra $(x-m)$, y se utiliza la rutina $(m = 0; \forall m)$
- cuando el límite inferior es desconocido, se utiliza la rutina $(\forall m; m = 0)$

El algoritmo se descompone en dos partes. Primero se intenta estimar los parámetros basándose en la solución específica derivada por GREENWOOD *et al.* (1979) siguiendo alguna ruta, dependiendo si el límite inferior es conocido $(m = 0)$ ó desconocido $(\forall m)$. Si la solución obtenida resulta inaceptable, la estimación del parámetro b se realiza por métodos iterativos en un rango específico y los demás parámetros se calculan utilizando la rutina $(m = 0; \forall m)$ ó $(\forall m; m = 0)$, según sea el límite inferior conocido o desconocido, respectivamente. Si la asignación iterativa de valores de b no produce una solución aceptable, se dice que el algoritmo falla.

En términos generales, la cola izquierda de la distribución está influenciada por el parámetro b y la cola derecha por el parámetro d , aunque no exclusivamente. La cola derecha es esencialmente independiente de b cuando b asume un valor positivo grande. Por esto, en el contexto del análisis de frecuencia, donde existe interés en la estimación de cuantiles asociados a altos períodos de retorno, el valor de b es presumiblemente menor que algún valor límite $b_{m\acute{a}x}$, con lo cual no se elimina la contribución del término $(1-F)^b$. Por esto, aunque no requerido en la derivación específica de los parámetros, el algoritmo asume $d < 1$ y $0 < b_{m\acute{i}n} \leq b \leq b_{m\acute{a}x}$. En particular, $b_{m\acute{i}n} = 0,3$ y $b_{m\acute{a}x} = 50$.

Según LANDWEHR *et al.* (1979bc), cuando los estimadores de b y d son valores cercanos a cero, se presentan errores de cómputo al calcular los parámetros a y b . En consecuencia, cuando $|d| < 5 \cdot 10^{-5}$, ambos d y c son igualados a cero.

Las condiciones de solución inaceptable son:

- valor inválido de b (b es imaginario ó $b > b_{\text{máx}}$ ó $b < b_{\text{mín}}$)
- $d \geq 1$, no existe la media
- función de densidad de probabilidades inválida: $f(m) = 1/(ab+cd) < 0$
- función de distribución de probabilidades definida incorrectamente: para la combinación en los signos de los parámetros, $F(x_1) > F(x_2)$ cuando $x_1 < x_2$
- función de distribución de probabilidades definida incorrectamente: para los valores de los parámetros a, b, c y d, $F(x_1) > F(x_2)$ cuando $x_1 < x_2$

La solución específica obtenida por GREENWOOD et al. (1979) para estimar los parámetros en función de momentos ponderados por probabilidad sigue dos rutas:

$$b = \frac{(N_3C_1 - N_1C_3) + \left[(N_1C_3 - N_3C_1)^2 - 4(N_1C_2 - N_2C_1)(N_2C_3 - N_3C_2) \right]^{1/2}}{2(N_2C_3 - N_3C_2)} \quad (2.96)$$

$$d = \frac{N_1 + bN_2}{N_2 + bN_3} \quad (2.97)$$

$$m = \frac{\{3\} - \{2\} - \{1\} + \{0\}}{4} \quad (2.98)$$

$$a = \frac{(b+1)(b+2)}{b(b+d)} \left[\frac{\{1\}}{2+b} - \frac{\{0\}}{1+b} - m \right] \quad (2.99)$$

$$c = \frac{(1-d)(2-d)}{d(b+d)} \left[-\frac{\{1\}}{2-d} + \frac{\{0\}}{1-d} + m \right] \quad (2.100)$$

donde,

$$\{k\} = (k+1)(k+1+b)(k+1-d)M_{(k)} \quad (2.101)$$

Si $m = 0$:

$$N_{4-i} = -(3)^i M_{(2)} + (2)^{1+i} M_{(1)} - M_{(0)} \quad (2.102)$$

$$C_{4-i} = -(4)^i M_{(3)} + 2(3)^i M_{(2)} - (2)^i M_{(1)} \quad (2.103)$$

Si $\forall m$:

$$N_{4-i} = (4)^i M_{(3)} - (3)^{1+i} M_{(2)} + 3(2)^i M_{(1)} - M_{(0)} \quad (2.104)$$

$$C_{4-i} = (5)^i M_{(4)} - 3(4)^i M_{(3)} + (3)^{1+i} M_{(2)} - (2)^i M_{(1)} \quad (2.105)$$

Según LANDWEHR et al. (1979c), en análisis de frecuencia de eventos extremos máximos no hay diferencia en las rutinas que sigue el algoritmo, aunque la rutina ($\forall m$; $m = 0$) pareciera ser preferible.

LANDWEHR et al. (1980) y WALLIS y WOOD (1985), al analizar distintas metodologías en la estimación de cuantiles, señalan que como la distribución Wakeby tiene 5 parámetros, estimaciones de sitio específico (de una sola estación) resultan pobres y poco robustas y sólo estimaciones regionales son de interés en análisis de frecuencia.

2.3.6.3 Selección de modelos. Como no un hay acuerdo general entre hidrólogos en relación a qué modelo probabilístico usar, es decir, ninguna distribución es aceptable para todos los hidrólogos, KITE (1975) señala que la selección de una distribución debe estar basada en los objetivos y condiciones que deben ser cumplidos y satisfechos por esta distribución. En consecuencia, bondad de ajuste es una condición necesaria pero no suficiente para la aceptación.

Por consiguiente, aunque métodos estadísticos no pueden por ellos mismos determinar la distribución de probabilidades correcta, ellos pueden, en algunos casos, proveer razones de porqué ciertas distribuciones pueden no ser apropiadas (KITE, 1977 y VARAS, 1982).

2.3.6.3.1 Posiciones de graficación. Las posiciones de graficación fueron diseñadas para asignar a cada elemento de la muestra una determinada probabilidad, y de esta manera, poder representar los datos en un papel de probabilidades particular (STEDINGER et al., 1993 y CHOW et al., 1994).

El uso del papel de probabilidades, según KIMBALL (1960) e HIRSCH et al. (1993), tiene como propósito:

- probar si la muestra indicada corresponde al modelo supuesto, midiendo el grado de ajuste de la recta asociada a los datos
- estimar los parámetros de la distribución usando métodos gráficos
- extrapolación de eventos extremos al prolongar la recta ajustada.

CUADRO 1 Posiciones de graficación.

Autor	Año	Fórmula	Ecuación
Hazen	1914	$P(X \geq x) = \frac{i - 0,5}{n}$	(2.106)
California	1923	$P(X \geq x) = \frac{i}{n}$ ó $P(X \geq x) = \frac{i-1}{n}$	(2.107)
Weibull	1939	$P(X \geq x) = \frac{i}{n+1}$	(2.108)
Beard	1943	$P(X \geq x) = \frac{i - 0,3175}{n + 0,365}$ *	(2.109)
Bernard y Bos-Levenbach	1953	$P(X \geq x) = \frac{i - 0,3}{n + 0,2}$	(2.110)
Chegodayev	1955	$P(X \geq x) = \frac{i - 0,3}{n + 0,4}$	(2.111)
Blom	1958	$P(X \geq x) = \frac{i - 3/8}{n + 1/4}$	(2.112)
Tukey	1962	$P(X \geq x) = \frac{i - 1/3}{n + 1/3}$	(2.113)
Gringorten	1963	$P(X \geq x) = \frac{i - 0,44}{n + 0,12}$	(2.114)
Sitpp y Young, y Cunnane	1971, 1978	$P(X \geq x) = \frac{i - 0,4}{n + 0,2}$	(2.115)
Nguyen, In-na y Bobée	1989	$P(X \geq x) = \frac{i - 0,42}{n + 0,3\gamma + 0,05}$	(2.116)

* Para $i = 2, \dots, n - 1$. Cuando $i = 1$, $P(X \geq x) = 1 - 0,5^{1/n}$ y cuando $i = n$, $P(X \geq x) = 0,5^{1/n}$

FUENTE: CHOW (1964); STIPP y YOUNG (1971); CUNNANE (1978); VOGEL y McMARTIN (1991) y STEDINGER et al. (1993).

Se han propuesto numerosas fórmulas para determinar las posiciones de graficación, la mayoría de las cuales son empíricas. El Cuadro 1 presenta las posiciones de graficación más conocidas, donde i es el número de serie de los datos ordenados en forma decreciente ($x_i > x_{i+1} > \dots > x_n$) y n es el número total de elementos de la muestra.

CUNNANE (1978) señala que la probabilidad correspondiente a una posición de graficación puede ser aproximada por la fórmula de Blom en la distribución normal y por la fórmula de Gringorten en la distribución de valores extremos tipo 1.

STIPP y YOUNG (1971); Sutcliffe *et al.* (1975) citados por VOGEL y McMARTIN (1991) y CUNNANE (1978), sugieren la ecuación (2.115) como un razonable compromiso para la distribución Pearson tipo 3 y log Pearson tipo 3, mientras que Guo (1990), citado por STEDINGER *et al.* (1993), señala que esta fórmula es también una posición razonable para usarla con la distribución general de valores extremos.

Nguyen *et al.* (1989), citados por VOGEL y McMARTIN (1991), desarrollaron la ecuación (2.116) como una posición de graficación optimizada para la distribución Pearson tipo 3 y log Pearson tipo 3, que es adecuada para asimetría en el rango $-3 \leq \gamma \leq 3$ y tamaño de muestras $5 \leq n \leq 100$.

A pesar de que la fórmula de Weibull es una posición de graficación insesgada en probabilidad de excedencia para todas las distribuciones, en la actualidad aún no hay consenso respecto de cual posición de graficación es mejor para uso general (STEDINGER *et al.*, 1993 y ARUMÍ *et al.*, 2000).

2.3.6.3.2 Pruebas de bondad de ajuste. Según BENJAMIN y CORNELL (1981), el propósito de las pruebas de bondad de ajuste es únicamente responder a la cuestión de si los datos se desvían una cantidad estadísticamente significativa respecto del modelo de predicción. En consecuencia, este procedimiento permite rechazar un modelo por no ser adecuado, pero no permite probar que un modelo probabilístico es correcto (VARAS, 1982).

Más aún, la selección del nivel de significancia sigue siendo sólo una cuestión de convención, pues el equilibrio entre probabilidades de error tipo I y de error tipo II, que se realizaría en principio, se hace imposible a la luz de la forma de la hipótesis alterna, pues esta última contiene no sólo el mismo modelo con otros valores de los

parámetros, sino también una infinita variedad de otras formas de distribuciones (BENJAMIN y CORNELL ,1981 e HIRSCH *et al.*, 1993).

Por lo anterior, JARA (1986) recomienda utilizar pruebas de bondad de ajuste como una forma de ver si una determinada distribución es aceptada o rechazada, pero no como una manera de elegir la distribución con mejor ajuste.

2.3.6.3.2.1 Prueba chi-cuadrado. AYALA y FERRER (1973) señalan que la prueba chi-cuadrado permite probar si existen diferencias significativas entre un número dado de valores observados clasificados en categorías y el respectivo número de valores esperados, determinados a partir de la distribución en estudio.

Según OBREGÓN (1977); BOWKER y LIEBERMAN (1981) y APARICIO (1999), para aplicar la prueba, los datos se dividen en intervalos de clase (k) y se calcula el estadígrafo:

$$D = \sum_{i=1}^k \frac{O_i - E_i}{E_i} \quad (2.117)$$

donde O_i y E_i es la frecuencia absoluta observada y la frecuencia teórica en el intervalo i , respectivamente.

La frecuencia teórica en cada intervalo es:

$$E_i = n[F(S_i) - F(l_i)] \quad (2.118)$$

donde $F(S_i)$ y $F(l_i)$ es la función de distribución de probabilidades en el límite superior e inferior del intervalo i , respectivamente, y n es el tamaño de la muestra.

El estadígrafo D se calcula para cada modelo probabilístico y se compara con el valor de una variable aleatoria con distribución χ^2 con $v = k - m - 1$ grados de libertad y α nivel de significancia, siendo m el número de parámetros estimados a partir de los datos. Para aceptar un modelo probabilístico se debe cumplir:

$$D \leq \chi^2_{\alpha, v}$$

VARAS (1982) y VARAS y BOIS (1998), señalan que esta prueba es aplicable estrictamente a cualquier tipo de distribución siempre que los parámetros de ella hayan sido estimados mediante el método de máxima verosimilitud.

Según BENJAMIN y CORNELL (1981), la prueba chi-cuadrado fue diseñada para variables discretas por Karl Pearson en 1900. En consecuencia, al utilizarla en variables continuas no existe ninguna regla satisfactoria que permita establecer el número más adecuado de intervalos de clase a utilizar.

Es por esto, que diferentes elecciones en el número y longitud de los intervalos de clase que se hagan de un mismo conjunto de valores observados y para una misma variable, inevitablemente llevarán a distribuciones de frecuencias observadas distintas, lo que se traducirá en diferencias entre la distribución teórica y la observada. De este modo dos pruebas chi-cuadrado con los mismos datos, llevan a conclusiones contradictorias al usar distintos intervalos de clase (AYALA y FERRER, 1973).

2.3.6.3.2.2 Prueba Kolmogorov-Smirnov. Según BENJAMIN y CORNELL (1981); APARICIO (1999) y ROSS (2002), esta prueba, que es sólo válida para distribuciones continuas, consiste en comparar el máximo valor absoluto de la diferencia, D , entre la función de distribución de probabilidades hipotética, $F(x)$, y el histograma acumulado observado, $F_0(x)$,

$$D = \max|F(x) - F_0(x)| \quad (2.119)$$

con un valor crítico d , que depende del tamaño de la muestra y el nivel de significancia. Para aceptar un modelo probabilístico se debe cumplir:

$$D \leq d_{\alpha,n}$$

AYALA y FERRER (1973) señalan que esta prueba compara los datos sin alterarlos, pues evita la pérdida de información sufrida con el agrupamiento de datos realizado por la prueba chi-cuadrado, siendo un contraste exacto para todo tipo de muestras.

Sin embargo, GRAY (1973) señala que esta prueba es solamente válida para muestras grandes, pues para valores de muestra relativamente pequeños, los valores críticos tienden a ser altos con lo cual muchas veces pierde poder.

2.3.6.3.2.3 Prueba del coeficiente de correlación de la gráfica de probabilidades. Como las clásicas pruebas de bondad de ajuste no son suficientemente poderosas para

discriminar entre alternativas razonables de distribuciones, Filliben (1975), citado por VOGEL (1986), desarrolló una prueba que combina dos conceptos fundamentales y simples: la grafica de probabilidades (en papel de probabilidades) y el coeficiente de correlación. Esta prueba es una alternativa simple, atractiva y poderosa, que mide el grado de asociación lineal entre los datos ordenados de una muestra y los cuantiles correspondientes al modelo probabilístico, asociados a probabilidades asignadas por alguna posición de graficación. La estadística de prueba es:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{(i)} - \bar{x})(w_i - \bar{w})}{\left[\sum_{i=1}^n (x_{(i)} - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (w_i - \bar{w})^2 \right]^{1/2}} \quad (2.120)$$

donde \bar{x} y \bar{w} representan el promedio de los valores observados en la muestra y el promedio de cuantiles ajustados, respectivamente.

El estadígrafo r se compara con un valor crítico, \hat{r} , que para cada distribución en contraste depende de la posición de graficación utilizada, nivel de significancia y tamaño de la muestra. En el caso de distribuciones de 3 parámetros el valor crítico es dependiente, además, del parámetro de forma ó momento equivalente. En general, la prueba no varía con respecto a la metodología usada en la estimación de parámetros cuando la distribución tiene asimetría constante. En consecuencia, para aceptar un modelo probabilístico se debe cumplir:

$$r \geq \hat{r}_{\alpha,n}$$

Filliben (1975), citado por VOGEL (1986) desarrolló esta prueba para contrastar hipótesis normales o log normales, usando la posición de graficación de Beard.

STEDINGER et al. (1993) entregan valores críticos para contrastar hipótesis normales o log normales, basados en la posición de graficación de Blom.

VOGEL (1986); VOGEL (1987) extendió esta prueba para contrastar hipótesis de distribución de eventos extremos tipo 1, usando la posición de graficación de Gringorten.

VOGEL y McMARTIN (1991) extendieron esta prueba para contrastar hipótesis de distribución Pearson tipo 3 y log Pearson tipo 3, usando la posición de graficación

de Blom. Los valores críticos, que consideran una estimación de la asimetría de la muestra en el rango $-5 \leq \gamma \leq 5$, pueden ser aproximados, para un nivel de significancia de 0,05, por la siguiente expresión:

$$100(1 - \hat{r}_{0,05}) = e^{(2,97 - 0,0307\gamma^2 - 0,000796n)} n^{(0,103\gamma - 0,652)} \quad (2.121)$$

CHOWDHURY *et al.* (1991) extendieron esta prueba para contrastar hipótesis de distribución general de valores extremos usando la posición de graficación de Cunnane. Los valores críticos dependen del tamaño de la muestra, nivel de significancia y parámetro de forma en el rango $-0,3 < b < 0,2$.

2.3.6.3.3 Prueba análoga a la del grupo de trabajo sobre métodos de análisis de frecuencia del U. S. Water Resources Council. Según BOBÉE y ROBITAILLE (1977), esta prueba, que tiene su origen en el grupo de trabajo sobre métodos de análisis de frecuencia del U. S. Water Resources Council (WRC), permite comparar los diferentes modelos probabilísticos cuando estos son ajustados a series de más de una duración.

Por cada modelo probabilístico J ajustado a cada serie de duración H, se comparan los cuantiles estimados $Q_{H,J}(T)$ y los valores $D_H(T)$ para diferentes períodos de retorno T. Los valores $D_H(T)$ se obtienen de los datos ordenados de la muestra, usando alguna ecuación de graficación e interpolando entre dos valores adyacentes que encierren una probabilidad específica.

Por cada serie de duración H y cada modelo J, es posible entonces, computar la desviación relativa porcentual, entre $Q_{H,J}(T)$ y $D_H(T)$ para cada período de retorno T:

$$q_{H,J}(T) = \frac{Q_{H,J}(T) - D_H(T)}{D_H(T)} * 100 \quad (2.122)$$

Para poder comparar el ajuste de cada modelo J en cada serie de duración H, se calculan:

$$A_{H,J} = \frac{1}{K} \sum_T |q_{H,J}(T)| \quad (2.123)$$

$$B_{H,J} = \frac{1}{K} \sum_T q_{H,J}^2(T) \quad (2.124)$$

donde $A_{H,J}$ y $B_{H,J}$ son el promedio del valor absoluto de las desviaciones relativas y la desviación cuadrática promedio, respectivamente, en el rango de K períodos de retorno seleccionados.

En consecuencia, las cantidades $A_{H,J}$ y $B_{H,J}$ son índices objetivos de la concordancia general de los diferentes modelos a lo largo del rango de períodos de retorno de interés para el análisis de frecuencia.

La prueba indica que un modelo es adecuado si presenta el menor valor de la suma de $A_{H,J}$ y $B_{H,J}$ al considerar todas las series de duración H .

2.3.7 Estudios nacionales. CHILE, MINISTERIO DE OBRAS PUBLICAS, DIRECCION GENERAL DE AGUAS (DGA) (1989 y 1991) publica un atlas que cubre las relaciones precipitación-duración-frecuencia para todo Chile. El estudio fue realizado sobre la base de series anuales máximas (año calendario) de 614 estaciones de tipo pluviométrico catastradas a lo largo de todo el país, utilizando información proporcionada por la DGA, Dirección Meteorológica de Chile y ENDESA, así como información básica contenida en los trabajos de RAMÍREZ (1974) y BONOMELLI (1986).

El análisis de frecuencia fue realizado con un programa desarrollado en GWbasic, ajustando a las series de 1, 2 y 3 días las distribuciones normal, log normal, de valores extremos tipo 1, Pearson tipo 3 y log Pearson tipo 3. El programa también lleva incorporado las pruebas de bondad de ajuste de chi-cuadrado y Kolmogorov-Smirnov.

Los parámetros fueron estimados por método de los momentos, utilizando un estimador sesgado del coeficiente de asimetría, pero insesgado de la desviación estándar. En el caso de las distribuciones Pearson tipo 3 y log Pearson tipo 3, se utilizaron factores de frecuencia con un aproximación que pierde precisión para asimetría $|\gamma| > 1,5$.

El criterio para definir zonas homogéneas se basó en el tipo de distribución de probabilidades con mejor ajuste y el valor de los coeficientes de frecuencia y duración, aceptando una dispersión máxima de un 10% con respecto al promedio.

Se establecieron dos indicadores para definir la distribución con mejor ajuste en las distintas zonas homogéneas: el número de veces que una determinada distribución

resultaba aceptada por las pruebas de bondad de ajuste considerando las series de 1, 2 y 3 días, y el número de veces que una distribución era rechazada a un nivel de significancia del 5% al aplicarle la prueba chi-cuadrado.

El programa finalmente entrega los coeficientes de frecuencia y duración adoptados para cada zona homogénea, que permiten, junto a los planos de isoyetas, la estimación de cuantiles de precipitación para duraciones de 1, 2 y 3 días y períodos de retorno de 2, 5, 10, 20, 50 y 100 años, en cualquier punto geográfico del país.

2.4 Drenaje agrícola.

Por drenaje agrícola se entiende el conjunto de técnicas destinadas a eliminar el exceso de agua que se puede acumular en el suelo, con el fin de proporcionar a los cultivos un medio adecuado para su normal desarrollo (ORTEGA, 2000).

El objetivo del drenaje es habilitar y conservar tierra para la agricultura. Esto significa, incrementar el rendimiento de los cultivos, poder desarrollar más de un cultivo o cultivos más rentables y reducir los costos de producción (OOSTERBAAN, 1988).

A fin de enfrentar el tema, se acostumbra subdividirlo en drenaje superficial y subsuperficial, según la localización de los excesos de agua (GRASSI, 1991).

2.4.1 Drenaje superficial. Por drenaje superficial se entiende la remoción de los excesos de agua que se acumulan sobre la superficie del terreno a causa de lluvias muy intensas y frecuentes, topografía muy plana e irregular y suelos poco permeables (ROJAS, 1984 y EDMINSTER, 1990).

En el diseño de drenaje superficial sólo se considera el exceso de agua en la superficie y no el flujo subsuperficial y subterráneo, ya que el tiempo de retardo es muy largo y no tiene influencia en el dimensionamiento de la red (ROJAS, 1984).

En consecuencia, el sistema hidrológico considera una superficie independiente, sin aportes externos, y en tal caso las entradas se reducen sólo a la precipitación, la cual es afectada por el sistema suelo-cobertura que regula las salidas: evapotranspiración, infiltración y escorrentía (ROJAS, 1984).

Conociendo el comportamiento de la precipitación, la variación de la evaporación e infiltración y el efecto regulador del sistema suelo-cobertura, se puede

determinar la escorrentía, la cual constituye la información básica para el cálculo de la red de drenaje (ORTEGA, 2000).

El diseño de obras de drenaje superficial comúnmente comprende tres etapas: diseño agronómico, diseño hidrológico y diseño hidráulico.

2.4.1.1 Diseño agronómico. El diseño agronómico consiste en la determinación del tiempo de drenaje, el cual es el lapso de inundación que un cultivo tolera sin que se reduzca sustancialmente su producción. El tiempo de drenaje es una función del cultivo, el suelo y las condiciones climáticas (ROJAS, 1991 y SALGADO, 2000).

2.4.1.2 Diseño hidrológico. El diseño hidrológico consiste en determinar la capacidad y dimensionamiento de la red de drenaje.

2.4.1.2.1 Lluvia de diseño. La lluvia de diseño se estima a través de un análisis de frecuencia de eventos extremos de precipitación. El tiempo de drenaje determina su duración y el período de retorno se escoge de acuerdo al riesgo que se puede correr según ciertos criterios agro-económicos. Según SALGADO (2000) y CHILE, COMISION NACIONAL DE RIEGO (CNR) (2004), las bases técnicas de los concursos de la ley 18.450 indican utilizar períodos de retorno de 5 años, lo cual está en acuerdo con las recomendaciones del U. S. Soil Conservation Service (SCS) (1972), citado por ROJAS (1991); KESSLER y DE RAAD (1972); GRAY (1973) y la U. S. National Academy of Sciences (1983), citada por CHOW *et al.* (1994), quienes recomiendan utilizar períodos de retorno entre 5 a 10 años.

2.4.1.2.2 Escorrentía de diseño. La escorrentía de diseño es la lámina de exceso de agua superficial que hay que evacuar en el tiempo de drenaje.

Existen muchos procedimientos para estimar escorrentía, pero la mayoría de ellos han sido diseñados para estimar crecidas máximas para cuencas sin datos. Entre estos podemos citar la fórmula racional, el método de Cook, el hidrograma unitario y la fórmula de McMath. Como en drenaje superficial lo importante es evacuar el exceso de agua en un tiempo razonable de acuerdo a la sensibilidad del cultivo, lo que más

interesa no es precisamente la crecida máxima, sino la escorrentía total. De esta manera, parte de la cuenca puede estar inundada durante algunas horas, y sólo en caso de diseño de algunas estructuras como alcantarillas y puentes, sería necesario el conocimiento de las crecidas máximas (ROJAS, 1984).

ROJAS (1984); ROJAS (1991); ORTEGA (2000) y BRASIL, MINISTERIO DO MEIO AMBIENTE, SECRETARIA DOS RECURSOS HIDRICOS (2002), señalan que como las fórmulas de Grunsky, Coutagne, Turc y Peñuelas fueron diseñadas para estimar la escorrentía total anual, es una práctica generalizada utilizar el método del número de la curva desarrollado por el SCS, a partir de la siguiente expresión:

$$E = \frac{(P - 0,2)^2}{P + 0,8S} \quad (2.125)$$

donde E es la escorrentía de diseño (mm), P es la lluvia de diseño (mm) y S es la infiltración potencial (mm).

Para aplicar la ecuación (2.125) es necesario conocer la infiltración potencial (S), la cual es una función del suelo, las condiciones de la superficie del terreno y la humedad inicial. El SCS después de estudiar un gran número de pequeñas cuencas determinó estimar S a través del número de la curva:

$$S = \frac{25400}{CN} - 254 \quad (2.126)$$

El número de la curva (CN) depende del tipo suelo (clasificación de acuerdo a su potencial de escorrentía), condición hidrológica de la cuenca y uso de la tierra. Este valor, sin embargo, considera una condición antecedente de humedad promedio (CAH II) (CHOW *et al.*, 1994). El Cuadro 2 permite definir la condición antecedente de humedad de la cuenca en estudio.

Según Chow (1964) y Hawkins *et al.* (1985), citados por MANOLIADIS y SACHPAZIS (2000), para condiciones secas (CAH I) o condiciones húmedas (CAH III), los números de curva equivalentes puede calcularse por las siguientes expresiones:

$$CN_I = \frac{CN_{II}}{2,281 - 0,01281 * CN_{II}} \quad (2.127)$$

$$CN_{III} = \frac{CN_{II}}{0,427 + 0,00573 * CN_{II}} \quad (2.128)$$

CUADRO 2 Clasificación de las condiciones antecedentes de humedad (CAH) para el método del número de la curva.

Grupo CAH	Precipitación antecedente acumulada en 5 días (mm)
I	0 – 35,6
II	35,6 – 53,3
III	> 53,3

FUENTE: U. S. Soil Conservation Service (1972) citado por CHOW et al. (1994).

2.4.1.2.3 Coeficiente de drenaje. El coeficiente de drenaje puede definirse como el exceso de agua que debe ser removido por unidad de tiempo, el cual generalmente se considera como 24 h (ROJAS, 1984).

ROJAS (1984); ROJAS (1991); ORTEGA (2000) y BRASIL, MINISTERIO DO MEIO AMBIENTE, SECRETARIA DOS RECURSOS HIDRICOS (2002) señalan que cuando la superficie a drenar es muy pequeña, el caudal de diseño del colector se calcula multiplicando la cantidad total de agua escurrida en el tiempo de drenaje por la superficie drenada. Sin embargo, a medida que la superficie de la cuenca de drenaje aumenta, el caudal producido por unidad de superficie disminuye por efecto del almacenamiento y pérdidas en la red colectora, y el tiempo de concentración. Dado que en Chile aún no existen estudios que permitan determinar este decrecimiento, la experiencia del SCS ha demostrado que esa disminución puede ser obtenida utilizando una variante de la fórmula de Cypress Creek:

$$Q = C * A^{5/6} \quad (2.129)$$

donde Q es el caudal de diseño del colector ($L s^{-1}$), A es la superficie a drenar (ha) y C es el coeficiente de drenaje ($L s^{-1} ha^{-1}$), que según la adaptación de Stephen y Mills (1965), citados por ROJAS (1984), resulta en:

$$C = 4,573 + 0,162 \left(\frac{E * 24}{td} \right) \quad (2.130)$$

siendo E la escorrentía de diseño (mm) y td el tiempo de drenaje (h).

2.4.1.2.4 Dimensionamiento de la red. El dimensionamiento de la red consiste en el cálculo de la capacidad de cada colector en cualquier punto de la red de drenaje proyectada. Para ello se utiliza la ecuación (2.129) y la superficie de influencia del colector. En consecuencia, el caudal aguas abajo será la sumatoria de los caudales afluentes, y puede apreciarse que mientras más desarrollada sea la red de drenaje, existirá una mayor y pronta respuesta a la precipitación en términos de escorrentía directa (ORTEGA, 2000).

2.4.1.3 Diseño hidráulico. Esta etapa consiste en el establecimiento y cálculo de los elementos y parámetros hidráulicos que permitan diseñar tanto los canales de la red de drenaje, como la ampliación de los cauces naturales (ORTEGA, 2000).

2.4.1.4 Acondicionamiento de tierras. La red de drenaje proyectada se diseña bajo el supuesto que el escurrimiento superficial ocurra en los tiempo previstos. Por el contrario, el escurrimiento superficial desde el terreno hacia la red colectora no puede ser determinado con tanta certidumbre, puesto que el terreno se encuentra en las condiciones topográficas originales, con todas las irregularidades propias de un terreno agrícola (ROJAS, 1984).

En consecuencia, para garantizar este escurrimiento es necesario modificar la pendiente, el micro-relieve y/o la longitud de recorrido. Esto se logra acondicionando el terreno a través de prácticas como la nivelación, emparejamiento y formación de camellones. Cuando el suelo presenta un mínimo de 20% de arcilla, es posible además, construir drenes topo (ROJAS, 1984; EDMINSTER, 1990; ROJAS, 1991 y ORTEGA, 2000).

2.4.2 Situación regional. Los problemas de drenaje del sur de Chile y en particular los de la X Región, conocidos comúnmente como ñadis, hualves y vegas, son

fundamentalmente de tipo superficial. Esto es, hay un exceso de agua que se acumula sobre la superficie del suelo debido a la alta pluviometría de la zona, al origen y formación de los suelos y a la topografía imperante (SALGADO y ORTEGA, 1988; ORTEGA, 1988; ORTEGA, 1997 y ORTEGA, 2000).

3 MATERIAL Y METODO

3.1 Materiales.

Todos los problemas numéricos fueron resueltos con Microsoft Excel 2000. Este programa permite la entrada de sólo 15 dígitos significativos, truncando el ingreso de más dígitos en caso de ser decimales o convirtiendo a cero los dígitos adicionales en caso de ser enteros. Las operaciones de cálculo son redondeadas hasta alcanzar una precisión de 15 dígitos significativos.

Para el desarrollo del análisis de frecuencia se utilizaron 39 años de registro pluviométrico diario de la estación meteorológica El Tepual (código Banco Nacional de Aguas (BNA) N° 10425098) que corresponden al período comprendido entre el 1 de enero de 1964 y el 31 de diciembre de 2002. La estación se encuentra ubicada, en coordenadas UTM*, a 5.411.517 m Norte y 659.361 m Este, a una altitud de 90 msnm.

La estimación del caudal de diseño de un sistema de drenaje superficial, utilizando ambas relaciones precipitación-duración-frecuencia, se realizó sobre la base de un proyecto de drenaje superficial extra-predial elaborado por ORTEGA (1998). Este proyecto, que abarca una superficie de 8.316,6 has, está ubicado en la provincia de Llanquihue, comuna de Frutillar, entre las coordenadas UTM*: 5.435.000 a 5.446.700 m Norte y 652.600 a 664.700 m Este.

3.2 Método.

3.2.1 Determinación de las relaciones precipitación-duración-frecuencia. La metodología que se describe a continuación está definida sobre la base de lo indicado en el punto 2.3.6.

3.2.1.1 Series de información pluviométrica. Los 39 años de registro pluviométrico diario de la estación meteorológica El Tepual corresponden a la serie de duración completa de 1 día. Sumando pares y tríadas de eventos diarios consecutivos, se

* coordenadas referidas al elipsoide internacional.

construyeron las series de duración completa para 2 y 3 días, respectivamente. Por cada serie de duración completa se seleccionaron los máximos anuales para componer las series anuales máximas que serán consideradas como registros pluviométricos definitivos (ver Anexo 1).

Las series anuales se construyeron sobre la base del año calendario, al igual que las de la DGA (1989 y 1991).

3.2.1.2 Análisis de frecuencia. Para analizar la confiabilidad de las series anuales se utilizaron el método propuesto por PORRAS Y PORRAS (2001), descrito en el punto 2.3.6.1.1, y el método del "Bulletin 17B" para detección de "outliers" descrito en el punto 2.3.6.1.2.

Los modelos de distribución de probabilidades utilizados en el desarrollo del análisis de frecuencia fueron:

- distribución normal (N)
- distribución log normal (LN)
- distribución log normal de 3 parámetros (LN3)
- distribución Pearson tipo 3 (P3)
- distribución log Pearson tipo 3 (LP3)
- distribución de valores extremos tipo 1 (EV1)
- distribución general de valores extremos (GEV)
- distribución Wakeby (WAK).

3.2.1.2.1 Distribución normal. Los parámetros de la distribución N fueron estimados por máxima verosimilitud. Las estimaciones de cuantiles y períodos de retorno se realizaron, según lo descrito en el punto 2.3.6.2.2, utilizando las aproximaciones polinomiales de Hastings que están contenidas en las funciones estadísticas de Microsoft Excel 2000.

3.2.1.2.2 Distribución log normal. Los parámetros de la distribución LN fueron estimados por máxima verosimilitud, por ser la técnica de estimación más eficiente. Conforme a lo descrito en el punto 2.3.6.2.3, las estimaciones de cuantiles y períodos

de retorno se realizaron, al igual que en la distribución normal, utilizando las funciones estadísticas de Microsoft Excel 2000.

3.2.1.2.3 Distribución log normal de 3 parámetros. Los parámetros de la distribución LN3 fueron estimados por máxima verosimilitud, por ser la técnica de estimación más eficiente, según lo descrito en el punto 2.3.6.2.4. Para calcular el parámetro c se utilizó el método iterativo de la posición falsa o regula falsi, empleando como valores iniciales las estimaciones obtenidas por el método indicado por STEDINGER *et al.* (1993). El error aceptable fijado para la aplicación de este método fue de $1 \cdot 10^{-11}$. Las estimaciones de cuantiles y períodos de retorno se realizaron, al igual que en la distribución normal, utilizando las funciones estadísticas de Microsoft Excel 2000.

3.2.1.2.4 Distribución Pearson tipo 3. Los parámetros de la distribución P3 fueron estimados por método de los momentos, por ser la técnica de estimación más robusta. Conforme a lo descrito en el punto 2.3.6.2.5, se utilizó el estimador del coeficiente de asimetría de la ecuación (2.48), por ser, según BOBÉE y ROBITAILLE (1977), el más eficiente en el rango de asimetría de los datos analizados. La estimación de los períodos de retorno se realizó utilizando las aproximaciones numéricas de la distribución chi-cuadrado desarrolladas por ZELEN y SEVERO (1965), que están contenidas en las funciones estadísticas de Microsoft Excel 2000. La estimación de cuantiles se realizó con el factor de frecuencia de Wilson e Hilferty, según la evaluación y comparación realizada por CHOWDHURY y STEDINGER (1991).

3.2.1.2.5 Distribución log Pearson tipo 3. Los parámetros de la distribución LP3 fueron estimados por método de los momentos en espacio real, en espacio logarítmico y en espacio mixto, según lo descrito en el punto 2.3.6.2.6. En espacio real, el parámetro a fue calculado utilizando el método iterativo de la posición falsa, empleando como valores iniciales las aproximaciones polinomiales desarrolladas por KITE (1977). En espacio mixto, el parámetro a también fue calculado utilizando el método de la posición falsa. El error aceptable fijado para la aplicación de este método fue de $1 \cdot 10^{-11}$. En espacio real y en espacio logarítmico, se utilizó el estimador del coeficiente de asimetría de la ecuación (2.48). Las estimaciones de cuantiles y períodos de retorno se

realizaron de forma análoga a la descrita para la distribución Pearson tipo 3, utilizando las funciones estadísticas de Microsoft Excel 2000 y el factor de frecuencia de Wilson e Hilferty, respectivamente.

3.2.1.2.6 Distribución de valores extremos tipo 1. Los parámetros de la distribución EV1 fueron estimados por máxima verosimilitud, por ser la técnica de estimación más eficiente. Conforme a lo descrito en el punto 2.3.6.2.7, el parámetro a fue calculado utilizando el método iterativo de la posición falsa, empleando como valores iniciales las estimaciones obtenidas por método de los momentos. El error aceptable fijado para la aplicación de este método fue de $1 \cdot 10^{-11}$. Las estimaciones de cuantiles y períodos de retorno fueron realizadas según lo descrito en el punto 2.3.6.2.7.

3.2.1.2.7 Distribución general de valores extremos. Los parámetros de la distribución GEV fueron estimados usando L momentos, según lo descrito en el punto 2.3.6.2.8, utilizando los estimadores de la ecuación (2.14). El parámetro b fue calculado utilizando el método iterativo de la posición falsa, empleando como valores iniciales la aproximación desarrollada por Hosking et al. (1985), citada por STEDINGER et al. (1993). El error aceptable fijado para la aplicación de este método fue de $1 \cdot 10^{-11}$. La función gama fue aproximada por un polinomio desarrollado por Hastings (1955) citado por DAVIS (1965), que es una buena aproximación en el rango $0 \leq b \leq 1$, presentando un error $|\epsilon| \leq 3 \cdot 10^{-7}$

$$\Gamma(b + 1) = 1 + \sum_{i=1}^8 q_i b^i \quad (3.1)$$

donde:

$$q_1 = -0,577191652$$

$$q_2 = 0,988205891$$

$$q_3 = -0,897056937$$

$$q_4 = 0,918206857$$

$$q_5 = -0,756704078$$

$$q_6 = 0,482199394$$

$$q_7 = -0,193527818$$

$$q_8 = 0,035868343$$

Las estimaciones de cuantiles y períodos de retorno fueron realizadas conforme a lo descrito en el punto 2.3.6.2.8.

3.2.1.2.8 Distribución Wakeby. Los parámetros de la distribución WAK fueron estimados, conforme a lo descrito en el punto 2.3.6.2.9, por método de los momentos ponderados por probabilidad con el algoritmo desarrollado por LANDWEHR *et al.* (1979bc), siguiendo la rutina ($\forall m; m = 0$) y utilizando los estimadores de la ecuación (2.14).

3.2.1.2.9 Selección de modelos. Para decidir qué modelo probabilístico será utilizado en la construcción de las relaciones precipitación-duración-frecuencia, se utilizaron las siguientes técnicas de selección:

- prueba Kolmogorov-Smirnov
- prueba del coeficiente de correlación de la gráfica de probabilidades
- prueba análoga a la del grupo de trabajo sobre análisis de frecuencia del U. S. Water Resources Council.

La prueba chi-cuadrado no fue considerada debido a las razones señaladas por AYALA y FERRER (1973) y BENJAMIN y CORNELL (1981) en el punto 2.3.6.3.2.1.

3.2.1.2.9.1 Prueba Kolmogorov-Smirnov. La prueba se realizó según lo descrito en el punto 2.3.6.3.2.2 para un nivel de significancia de 0,05 y 0,1.

No se pudo contrastar hipótesis de distribución WAK, puesto que esta distribución está definida solamente de forma inversa.

3.2.1.2.9.2 Prueba del coeficiente de correlación de la gráfica de probabilidades. La prueba se realizó según lo descrito en el punto 2.3.6.3.2.3. Para contrastar hipótesis N y LN se utilizó la posición de graficación de Blom y los valores críticos presentados por STEDINGER *et al.* (1993) para un nivel de significancia de 0,05 y 0,1.

Para contrastar hipótesis de distribución EV1 se utilizó la posición de graficación de Gringorten y los valores críticos presentados por VOGEL (1986) para un nivel de significancia de 0,05 y 0,1.

Para contrastar hipótesis de distribución P3 y LP3 se utilizó la posición de graficación de Blom y los valores críticos calculados con la aproximación desarrollada por VOGEL y McMARTIN (1991) para un nivel de significancia de 0,05.

Para contrastar hipótesis de distribución GEV se utilizó la posición de graficación de Cunnane y los valores críticos presentados por CHOWDHURY et al. (1991) para un nivel de significancia de 0,05 y 0,1.

No se pudo contrastar hipótesis LN3 ya que aún no se han desarrollado valores críticos para la prueba.

Tampoco se pudo contrastar hipótesis de distribución WAK ya que no es posible desarrollar valores críticos para la prueba. La distribución WAK, al ser un modelo de 5 parámetros, es muy flexible y en consecuencia nunca fallaría la prueba de hipótesis.²

3.2.1.2.9.3 Prueba análoga a la del grupo de trabajo sobre análisis de frecuencia del U. S. Water Resources Council. La prueba se realizó según lo descrito en el punto 2.3.6.3.3, para series de 1, 2 y 3 días de duración. Los períodos de retorno considerados fueron: 2, 5, 10, 20, 30, 40 y 50 años y las posiciones de graficación utilizadas fueron las de Hazen, Weibull y Chegodayev. Estas posiciones de graficación representan diferentes alternativas de asignación de probabilidad a variables hidrológicas.

La interpolación de valores $D_H(T)$ asociados a un período de retorno específico (T) se realizó de forma sencilla ya que $D_H(T)^{1/2}$ y $\ln(T)$ están linealmente relacionados.

3.2.2 Determinación del impacto que se produce al usar distintas relaciones precipitación-duración-frecuencia en la estimación del caudal de diseño de un sistema de drenaje superficial. Aunque el proyecto de drenaje superficial realizado por ORTEGA (1998) se encuentra ubicado a 29 km de la estación meteorológica El Tepual, su utilización es posible por cuanto:

- la comparación comprende eventos de diseño estimados para el mismo lugar geográfico

² VOGEL, R. (2003). B.S. M.S. Ph.D. Department of Civil and Environmental Engineering, Tufts University. Comunicación personal.

- la superficie del proyecto comprende una subcuenca del río Maullín, y por ende representa en forma adecuada las características hidrológicas, geológicas y topográficas del sector.

3.2.2.1 Diseño agronómico. Como el tiempo de drenaje es una función del cultivo y de las características físicas del suelo, es posible utilizar el mismo tiempo de drenaje determinado por ORTEGA (1998) para una pradera permanente. Este valor corresponde a 72 h.

3.2.2.2 Diseño hidrológico. Las lluvias de diseño se estimaron sobre la base del atlas de la DGA (1989 y 1991), para la estación El Tepual, y sobre la base de las relaciones precipitación-duración-frecuencia determinadas con los datos pluviométricos de la estación El Tepual. Se consideraron valores de duración de 3 días y período de retorno de 5, 10 y 20 años.

La escorrentía de diseño se estimó utilizando el método del número de la curva, según lo descrito en el punto 2.4.1.2.2. Al igual que con el tiempo de drenaje, se puede utilizar el número de la curva (CN) determinado por ORTEGA (1998), por ser el parámetro que describe las características de la cuenca. Este valor de CN que es 80, sin embargo, corresponde a una condición antecedente normal (CAH II) y fue corregido por la ecuación (2.128) para representar una condición antecedente húmeda (CAH III).

El caudal de diseño final es, según lo descrito en los puntos 2.4.1.2.3. y 2.4.1.2.4, la sumatoria de los caudales afluentes. Estos caudales afluentes se determinaron con las superficies aportantes a la red de drenaje determinadas por ORTEGA (1998) (ver Anexo 2). La forma y desarrollo de la red de drenaje del proyecto puede ser apreciada en el Anexo 3.

4 PRESENTACION Y DISCUSION DE RESULTADOS

4.1 Relaciones precipitación-duración-frecuencia.

4.1.1 Análisis de frecuencia. Según el análisis realizado por el método propuesto por Porras y el método del “Bulletin 17B” para detectar “outliers”, las series anuales máximas de 1, 2 y 3 días son confiables y pueden ser utilizadas, íntegramente, en la realización del análisis de frecuencia.

El Cuadro 3 presenta los estadígrafos calculados para cada serie anual. Se puede apreciar que el coeficiente de variación (CV) es el mismo para todas las series, independiente de la duración.

CUADRO 3 Estadígrafos de las series anuales máximas.

Estadígrafo	1 día	2 días	3 días
\bar{x}	57,4	81,5	97,2
S	15,3	22,1	26,9
CV	0,27	0,27	0,28
G*	1,12	0,84	1,11

* Estimador insesgado de la ecuación (2.48)

El Cuadro 4 presenta los umbrales superiores e inferiores que definen “outliers” altos y bajos en cada serie anual, según el método del “Bulletin 17B”. Esta prueba no detecta “outliers” en ninguna serie analizada (ver Anexo 1).

CUADRO 4 Umbrales para definir “outliers” en series anuales máximas, según el método del “Bulletin 17B”.

Umbral	1 día	2 días	3 días
superior	110,4	159,3	189,0
inferior	27,9	38,9	46,6

Los parámetros de los modelos probabilísticos ajustados a las series anuales máximas se presentan en el Cuadro 5. Es posible observar que la distribución LP3-ER ajustada a la serie anual de 2 días, presenta $a < 0$ y $b > 1$. Esto significa que su función de densidad de probabilidades tiene forma de campana unimodal limitada superiormente en 1731,2 mm.

CUADRO 5 Parámetros de los modelos probabilísticos ajustados a series anuales máximas.

Modelo	a	b	c	d	m
..... 1 día					
N	15,28	57,37	-	-	-
LN	0,26	4,02	-	-	-
LN3	0,36	3,68	15,07	-	-
P3	8,55	2,19	30,06	-	-
LP3-ER*	0,01	593,05	-2,31	-	-
LP3-EL [†]	0,03	69,76	1,85	-	-
LP3-EM [‡]	0,03	52,30	2,17	-	-
EV1	12,03	50,45	-	-	-
GEV	12,60	0,04	50,58	-	-
WAK	21,90	2,76	29,27	0,23	32,38
..... 2 días					
N	22,06	81,48	-	-	-
LN	0,26	4,37	-	-	-
LN3	0,37	4,01	22,29	-	-
P3	9,27	4,66	29,03	-	-
LP3-ER	-0,02	129,20	7,46	-	-
LP3-EL	0,03	79,97	1,99	-	-
LP3-EM	0,02	137,41	1,31	-	-
EV1	17,34	71,37	-	-	-
GEV	17,83	-0,01	71,07	-	-
WAK	13,67	18,63	-129,04	-0,26	41,82

(continúa)

(Continuación Cuadro 5)

Modelo	a	b	c	d	m
	 3 días			
N	26,91	97,16	-	-	-
LN	0,26	4,54	-	-	-
LN3	0,60	3,67	50,78	-	-
P3	15,00	2,22	48,88	-	-
LP3-ER*	0,01	2288,71	-8,42	-	-
LP3-EL [†]	0,07	12,61	3,58	-	-
LP3-EM [‡]	0,05	27,83	3,15	-	-
EV1	19,77	85,15	-	-	-
GEV	19,96	-0,08	83,97	-	-
WAK	11,22	29,99	-187,84	-0,21	54,03

*LP3-ER: log Pearson tipo 3 en espacio real

[†]LP3-EL: log Pearson tipo 3 en espacio logarítmico

[‡]LP3-EM: log Pearson tipo 3 en espacio mixto

La distribución GEV ajustada a la serie anual de 1 día, presenta $b > 0$. Esto significa que corresponde a la distribución de valores extremos tipo 3 para máxima, limitada superiormente en 369,4 mm.

Estas distribuciones, al estar limitadas superiormente en las duraciones señaladas, no tienen significancia física y por ende no son adecuadas para construir relaciones precipitación-duración-frecuencia, aún cuando el alto valor de sus límites pareciera ser inalcanzable desde el punto de vista climático.

El Cuadro 6 presenta el estadígrafo D de la prueba Kolmogorov-Smirnov calculado para los modelos probabilísticos ajustados a las series anuales, excepto la distribución WAK. Es posible apreciar que con el tamaño de muestra disponible, según lo señalado por GRAY (1973), la prueba no tiene poder y es incapaz de discriminar algún modelo. Por consiguiente, su uso aislado podría llevar a concluir que cualquier distribución es adecuada para estimar eventos de diseño.

CUADRO 6 Estadígrafo D de la prueba Kolmogorov-Smirnov.*

Modelo	1 día	2 días	3 días
N	0,13	0,14	0,12
LN	0,10	0,10	0,08
LN3	0,10	0,07	0,08
P3	0,11	0,06	0,09
LP3-ER	0,10	0,11	0,07
LP3-EL	0,09	0,06	0,07
LP3-EM	0,08	0,07	0,06
EV1	0,09	0,08	0,08
GEV	0,10	0,07	0,07

* $d_{(\alpha = 0,05)} = 0,22$

$d_{(\alpha = 0,1)} = 0,20$

El Cuadro 7 presenta el estadígrafo r de la prueba del coeficiente de correlación de la gráfica de probabilidades, calculado para los modelos probabilísticos ajustados a las series anuales, excepto las distribuciones LN3 y WAK. Es posible apreciar que la prueba sólo rechaza la hipótesis normal, con un nivel de significancia de 0,1 en todas las series y con un nivel de significancia de 0,05 en la series de 1 y 3 días. Esto se explica, principalmente, porque la distribución N posee una función de densidad de probabilidades que es simétrica alrededor de la media, y las series de información pluviométrica, al contrario, son asimétricas (ver Cuadro 3).

Es evidente la falta de poder de la prueba, al ser incapaz de discriminar alternativas asimétricas de 2 ó 3 parámetros.

El desarrollo de una prueba análoga a la del grupo de trabajo sobre análisis de frecuencia del WRC es presentado en los Cuadros 8–15.

El Cuadro 8 presenta los valores $D_H(T)$ obtenidos con cada posición de graficación utilizada. Es posible observar que estos valores son similares con períodos de retorno bajos pero varían a medida que el período de retorno aumenta, especialmente entre las posiciones de Hazen y Weibull, donde las diferencias pueden ser de 20 años.

CUADRO 7 Estadígrafo r de la prueba del coeficiente de correlación de la gráfica de probabilidades.

Modelo	r	$\hat{r}_{(\alpha = 0,05)}$	$\hat{r}_{(\alpha = 0,1)}$
..... 1 día			
N	0,967	0,971	0,976
LN	0,988	0,971	0,976
P3	0,989	0,975	-
LP3-ER	0,989	0,982	-
LP3-EL	0,990	0,981	-
LP3-EM	0,990	0,981	-
EV1	0,990	0,959	0,968
GEV	0,990	0,963	0,971
..... 2 días			
N	0,973	0,971	0,976
LN	0,989	0,971	0,976
P3	0,990	0,977	-
LP3-ER	0,988	0,984	-
LP3-EL	0,988	0,981	-
LP3-EM	0,988	0,982	-
EV1	0,986	0,959	0,968
GEV	0,987	0,958	0,967
..... 3 días			
N	0,959	0,971	0,976
LN	0,985	0,971	0,976
P3	0,990	0,975	-
LP3-ER	0,986	0,982	-
LP3-EL	0,986	0,979	-
LP3-EM	0,987	0,980	-
EV1	0,987	0,959	0,968
GEV	0,984	0,947	0,960

CUADRO 8 Valores $D_H(T)$ (mm) obtenidos por interpolación entre observaciones adyacentes.

Serie	T = 2	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50
..... Hazen							
1 día	56,1	66,5	75,9	91,3	95,3	96,8	98,0
2 días	75,2	102,1	117,9	125,0	127,4	128,6	129,5
3 días	91,1	120,4	140,1	155,5	156,6	158,2	159,5
..... Chegodayev							
1 día	56,1	66,5	76,4	92,5	96,2	98,1	99,6
2 días	75,2	102,4	117,9	125,7	128,1	129,6	130,8
3 días	91,1	121,6	141,1	155,6	157,6	159,6	161,2
..... Weibull							
1 día	56,1	66,6	77,2	94,5	97,9	100,4	-
2 días	75,2	102,9	117,9	126,8	129,5	131,4	-
3 días	91,1	123,4	142,8	155,8	159,4	162,0	-

CUADRO 9 Cuantiles de precipitación $Q_{H,J}(T)$ (mm) para los períodos de retorno considerados.

Modelo	T = 2	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50
..... 1 día							
N	57,4	70,2	77,0	82,5	85,4	87,3	88,8
LN	55,5	68,9	77,2	84,8	89,0	91,9	94,2
LN3	54,8	68,8	77,9	86,6	91,6	95,2	97,9
P3	54,6	68,7	77,8	86,3	91,1	94,4	97,0
LP3-ER	55,3	69,0	77,6	85,6	90,1	93,3	95,7
LP3-EL	55,0	68,7	77,6	86,2	91,1	94,6	97,2
LP3-EM	54,9	68,4	77,3	85,7	90,6	94,1	96,8
EV1	54,9	68,5	77,5	86,2	91,2	94,7	97,4
GEV	55,2	68,9	77,7	85,9	90,5	93,7	96,1
WAK	56,2	67,4	75,1	83,9	89,8	94,3	98,0

(continúa)

(Continuación Cuadro 9)

Modelo	T = 2	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50
..... 2 días							
N	81,5	100,0	109,7	117,8	121,9	124,7	126,8
LN	78,7	98,3	110,4	121,5	127,7	132,1	135,4
LN3	77,6	98,1	111,6	124,5	132,0	137,3	141,4
P3	78,4	98,5	110,9	122,2	128,4	132,7	136,0
LP3-ER	79,3	99,0	110,7	121,1	126,8	130,7	133,7
LP3-EL	78,0	98,0	111,0	123,5	130,6	135,7	139,6
LP3-EM	78,2	97,7	110,3	122,2	129,0	133,8	137,5
EV1	77,7	97,4	110,4	122,9	130,1	135,1	139,0
GEV	77,6	97,9	111,5	124,5	132,1	137,4	141,5
WAK	76,8	99,7	113,7	125,4	131,4	135,2	138,0
..... 3 días							
N	97,2	119,8	131,6	141,4	146,5	149,9	152,4
LN	93,9	117,0	131,3	144,4	151,8	156,9	160,8
LN3	90,0	115,9	135,6	156,3	169,0	178,3	185,7
P3	92,3	117,0	133,1	148,0	156,5	162,4	166,9
LP3-ER	93,6	117,7	132,8	146,8	154,7	160,2	164,5
LP3-EL	91,7	115,9	132,8	149,8	159,9	167,2	173,0
LP3-EM	92,4	116,0	131,8	147,3	156,4	162,8	167,9
EV1	92,4	114,8	129,6	143,9	152,1	157,8	162,3
GEV	91,4	115,7	133,1	150,8	161,4	169,1	175,1
WAK	90,4	118,6	136,6	152,2	160,3	165,7	169,7

El Cuadro 9 presenta los cuantiles de precipitación $Q_{H,J}(T)$ obtenidos para los períodos de retorno considerados. Es posible observar que las diferencias entre cada modelo se acentúan a medida que se estiman cuantiles con períodos de retorno altos.

Los Cuadros 10–15 presentan el promedio de las desviaciones relativas $A_{H,J}$ y el promedio de las desviaciones cuadráticas $B_{H,J}$, obtenidos con cada posición de graficación considerada. Para dar una mejor interpretación de los resultados, las

sumas de las desviaciones de cada modelo J en las series H, se calificaron de 1 a 10 en orden de magnitud creciente, donde la calificación 1 corresponde al menor valor, o sea, al mejor modelo.

CUADRO 10 Promedio de las desviaciones relativas $A_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Hazen.

Modelo	1 día	2 días	3 días	Suma S_J	Calificación
N	6,9	4,6	5,5	17,1	10
LN	4,2	3,6	3,4	11,2	3,5
LN3	2,7	4,6	6,5	13,9	6,5
P3	3,1	3,6	3,0	9,7	1,9
LP3-ER	3,6	3,3	3,1	9,9	2,1
LP3-EL	3,0	4,4	4,2	11,6	3,9
LP3-EM	3,1	4,0	3,5	10,7	2,9
EV1	2,9	4,4	3,7	11,0	3,2
GEV	3,4	4,7	4,6	12,7	5,1
WAK	2,7	3,3	2,9	8,9	1

CUADRO 11 Promedio de las desviaciones cuadráticas $B_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Hazen.

Modelo	1 día	2 días	3 días	Suma S_J	Calificación
N	60,6	26,7	36,0	123,3	10
LN	22,0	15,9	16,8	54,8	2,7
LN3	9,8	28,2	74,4	112,4	8,8
P3	11,6	15,3	12,4	39,3	1
LP3-ER	15,5	14,1	12,0	41,7	1,3
LP3-EL	11,1	23,3	23,4	57,8	3,0
LP3-EM	12,5	19,3	16,3	48,1	1,9
EV1	10,7	22,9	21,0	54,5	2,6
GEV	13,9	29,0	28,9	71,7	4,5
WAK	15,5	14,5	11,8	41,8	1,3

CUADRO 12 Promedio de las desviaciones relativas $A_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Chegodayev.

Modelo	1 día	2 días	3 días	Suma S_J	Calificación
N	7,5	5,1	6,1	18,7	10
LN	4,8	3,4	3,8	12,0	3,6
LN3	3,4	4,4	6,4	14,1	5,6
P3	3,7	3,4	3,1	10,2	1,9
LP3-ER	4,2	3,2	3,1	10,5	2,2
LP3-EL	3,6	4,1	4,1	11,8	3,4
LP3-EM	3,7	3,8	3,6	11,1	2,8
EV1	3,5	4,1	4,0	11,6	3,3
GEV	4,0	4,5	4,4	12,9	4,5
WAK	3,5	3,0	2,8	9,3	1

CUADRO 13 Promedio de las desviaciones cuadráticas $B_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Chegodayev.

Modelo	1 día	2 días	3 días	Suma S_J	Calificación
N	74,2	30,0	41,5	145,7	10
LN	30,3	15,0	20,0	65,3	3,0
LN3	13,7	24,0	65,9	103,5	6,3
P3	16,5	14,0	12,7	43,2	1
LP3-ER	21,9	14,0	13,2	49,2	1,6
LP3-EL	15,9	20,1	21,5	57,5	2,3
LP3-EM	18,1	17,4	16,7	52,2	1,8
EV1	15,4	20,1	24,3	59,9	2,5
GEV	19,8	24,7	25,9	70,4	3,4
WAK	21,9	11,4	9,6	42,9	1

CUADRO 14 Promedio de las desviaciones relativas $A_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Weibull.

Modelo	1 día	2 días	3 días	Suma S_J	Calificación
N	7,8	6,0	7,0	20,8	10
LN	5,4	3,6	5,2	14,2	4,7
LN3	4,4	3,6	4,8	12,8	3,5
P3	4,7	3,3	3,4	11,4	2,4
LP3-ER	5,0	3,7	4,0	12,8	3,5
LP3-EL	4,6	3,5	3,5	11,6	2,6
LP3-EM	4,7	3,5	3,8	12,0	2,9
EV1	4,5	3,6	5,4	13,5	4,1
GEV	4,9	3,6	3,7	12,2	3,0
WAK	4,9	2,4	2,4	9,7	1

CUADRO 15 Promedio de las desviaciones cuadráticas $B_{H,J}$ utilizando la posición de graficación de Weibull.

Modelo	1 día	2 días	3 días	Suma S_J	Calificación
N	88,2	39,4	53,3	180,9	10
LN	45,7	17,0	31,1	93,8	3,8
LN3	25,7	14,8	33,7	74,2	2,4
P3	29,5	14,5	17,2	61,3	1,5
LP3-ER	36,2	17,6	20,2	74,1	2,4
LP3-EL	29,1	14,8	18,7	62,6	1,6
LP3-EM	32,3	16,3	21,7	70,3	2,2
EV1	28,5	16,4	36,9	81,9	3,0
GEV	33,6	15,2	19,3	68,0	2,0
WAK	40,0	6,4	7,6	54,0	1

Es posible observar que los resultados obtenidos son poco sensibles a la posición de graficación utilizada, y en general entregan conclusiones similares.

Las distribuciones WAK Y P3 presentan los mejores resultados en relación a los otros modelos.

Las distribuciones LP3-ER, LP3-EL, LP3-EM presentan, en términos generales, mejores resultados que las distribuciones LN y EV1. No obstante, los resultados de las distribuciones LP3-ER y LP3-EM son mejores que los de la distribución LP3-EL, lo cual concuerda con lo señalado por BOBÉE y ROBITAILLE (1977) y ARORA y SINGH (1989).

Los peores resultados corresponden a la distribución N, seguida por las distribuciones LN3 y GEV.

Considerando los resultados de las pruebas de selección utilizadas, así como las limitaciones de cada modelo probabilístico, es posible señalar que la distribución P3 es la más adecuada para describir la precipitación máxima anual de 1, 2 y 3 días de duración. Esta distribución presenta un buen balance entre la flexibilidad de su función de densidad de probabilidades y la robustez de sus estimaciones.

El uso de la distribución WAK no es adecuado para el análisis de frecuencia de sitio específico, puesto que las estimaciones de sus parámetros y cuantiles son muy inestables (poco robustas). El haberla considerado en el análisis de frecuencia responde a la necesidad de verificar su capacidad de ajuste a los datos.

4.1.2 Comparación de estimaciones. El Cuadro 16 presenta las relaciones precipitación-duración-frecuencia determinadas por el atlas de la DGA (1989 y 1991) y por el análisis de frecuencia de sitio específico (AFSE) realizado para la estación El Tepual. Es posible observar que los cuantiles presentados por el atlas de la DGA son menores que los estimados por el AFSE. La diferencia, en términos generales, aumenta con la duración y el período de retorno.

Para la duración de 1 día, las estimaciones del atlas de la DGA son 9–14% menores que las del AFSE, y para la duración de 3 días esta diferencia es de 11–21%.

Para 2 años de período de retorno, las estimaciones del atlas de la DGA son 9–11% menores que las del AFSE, y para 100 años de período de retorno esta diferencia es de 14–21%.

CUADRO 16 Relaciones precipitación-duración-frecuencia para El Tepual.*

Duración	Análisis de frecuencia de sitio específico (AFSE)	Atlas de la DGA (1989 y 1991)
..... T = 2		
1 día	54,6	50,0
2 días	78,4	71,4
3 días	92,3	82,2
..... T = 5		
1 día	68,7	62,0
2 días	98,5	86,5
3 días	117,0	102,7
..... T = 10		
1 día	77,8	69,4
2 días	110,9	96,0
3 días	133,1	113,4
..... T = 20		
1 día	86,3	76,2
2 días	122,2	104,7
3 días	148,0	123,0
..... T = 50		
1 día	97,0	84,7
2 días	136,0	116,3
3 días	166,9	135,1
..... T = 100		
1 día	104,9	90,8
2 días	146,0	123,0
3 días	180,7	143,6

* Precipitación en mm y T en años

Se puede apreciar, además, que el cuantil de precipitación 1 día-10 años del atlas de la DGA es similar al 1 día-5 años estimado por el AFSE. El cuantil de precipitación 1 día-50 años del atlas de la DGA es también similar al 1 día-20 años del

AFSE, y el cuantil 3 días-100 años del atlas de la DGA es menor que el 3 días-20 años estimado por el AFSE.

Lo anterior deja en evidencia que el atlas de la DGA presenta cuantiles de precipitación más bajos que los estimados por el AFSE, principalmente para altos períodos de retorno. Esta situación puede ser explicada por los procedimientos metodológicos utilizados en la elaboración del atlas de la DGA:

- Años de registro. La DGA utilizó en las estaciones de la IX y X Regiones registros de 30 años de longitud. En la estación meteorológica el Tepual se utilizó un registro que abarca los años comprendidos entre 1958 y 1987. Sin embargo, la estación comenzó su registro en Junio de 1963, por lo que datos anteriores fueron extendidos por correlación cruzada.
- Análisis de confiabilidad de los datos pluviométricos. La DGA no utilizó metodologías para detectar “outliers” o confirmar la confiabilidad de los registros pluviométricos, cuestión no menor al trabajar con series anuales máximas que presentan valores sintéticos.
- Estimación de parámetros. La DGA al utilizar el método de los momentos en todos los modelos probabilísticos considerados, pierde eficiencia y robustez en ciertas estimaciones, ya que este no es el mejor método de estimación para todas las distribuciones. Más aún, el utilizar un estimador sesgado del coeficiente de asimetría, afecta significativamente el ajuste de las distribuciones P3 y LP3.
- Criterios de selección de modelos. La DGA utilizó las pruebas Kolmogorov-Smirnov y chi-cuadrado para seleccionar las distribuciones que presentaban mejor ajuste. AYALA y FERRER (1971) y BENJAMIN y CORNELL (1981), en el punto 2.3.6.3.2.1, entregan razones de porqué la prueba chi-cuadrado no debe ser utilizada en variables continuas, y los resultados del Cuadro 6 confirman la falta de poder que tiene la prueba Kolmogorov-Smirnov con los tamaños de muestra usualmente disponibles en hidrología.
- Modelo probabilístico considerado. Conforme a los procedimientos indicados anteriormente, la DGA determinó que el modelo LN se ajustaba mejor a los datos de la zona homogénea que comprende la estación el Tepual.

4.2 Caudal de diseño de un sistema de drenaje superficial.

Los caudales de diseño estimados sobre la base del proyecto realizado por ORTEGA (1998), utilizando las relaciones precipitación-duración-frecuencia publicadas por el atlas de la DGA (1989 y 1991) y las estimadas por el análisis de frecuencia de sitio específico (AFSE) se presentan en el Cuadro 17.

CUADRO 17 Caudal de diseño final ($\text{m}^3 \text{s}^{-1}$) estimado con diferentes relaciones precipitación-duración-frecuencia de El Tepual.

T (años)	Valores basados en el análisis de frecuencia de sitio específico (AFSE)	Valores basados en el atlas de la DGA (1989 y 1991)
5	30,54	28,14
10	33,24	29,92
20	35,79	31,55

Es posible observar que los cuantiles de precipitación publicados en el atlas de la DGA producen un caudal de diseño menor que los estimados por el AFSE. Para un período de retorno 5 años la disminución es de 8%, pero para un período de retorno de 10 y 20 años la disminución es de 10% y 12%, respectivamente.

Del Cuadro 16 puede apreciarse que el cuantil de precipitación 3 días-5 años publicado por la DGA es 14% menor que el estimado por el AFSE. Esta diferencia en la lluvia de diseño, que es de 14,3 mm, equivale a una descarga de $2,4 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ al estimar el caudal final del sistema de drenaje (ver Cuadro 17). De igual forma los cuantiles de precipitación 3 días-10 años y 3 días-20 años publicados por la DGA son, respectivamente, 15 y 17% menores que los estimados por el AFSE. Estas diferencias, que son de 19,7 y 25 mm equivalen a una reducción en la descarga de $3,32 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ y $4,24 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$.

Lo anterior deja en evidencia que la utilización de las estimaciones del atlas de la DGA subestiman considerablemente el caudal de diseño final del sistema de drenaje.

A la luz de lo anterior y considerando el hecho de que las diferencias encontradas entre el atlas de la DGA y el AFSE aumentan con el período de retorno,

sería inapropiado utilizar estos valores del atlas de la DGA en el diseño de obras con altos períodos de retorno.

5 CONCLUSIONES

De los resultados anteriormente expuestos en el presente trabajo se puede concluir lo siguiente:

- El principal impedimento en la selección de una distribución adecuada para modelar eventos de diseño de precipitación es la falta de poder de las pruebas de bondad de ajuste de sitio específico.
- Según una prueba análoga a la del grupo de trabajo sobre análisis de frecuencia del WRC, y considerando la forma y limitaciones de la función de densidad de probabilidades de cada modelo considerado, se puede establecer que la distribución Pearson tipo 3 es la más adecuada para construir relaciones precipitación-duración-frecuencia en la estación El Tepual.
- Las relaciones precipitación-duración-frecuencia determinadas por un análisis de frecuencia de sitio específico (AFSE) demuestran que el atlas de la DGA presenta, para la estación El Tepual, una subestimación de 9–21% en los cuantiles de precipitación.
- Esta subestimación en los cuantiles de precipitación, implica una disminución de 8–12% en el caudal de diseño de un sistema de drenaje superficial ($5 \leq T \leq 20$)
- Las diferencias entre los cuantiles presentados por el atlas de la DGA y los estimados por AFSE se deben, básicamente, a los procedimientos metodológicos utilizados en la elaboración del atlas de la DGA.

- A la luz de lo señalado anteriormente, los métodos de análisis de frecuencia del atlas de la DGA debieran ser revisados y actualizados, en términos de mejorar la estimación de parámetros, incorporar otras distribuciones con características regionales y aplicar nuevos procedimientos de selección de modelos.

6 RESUMEN

Con el propósito de establecer la confiabilidad de las estimaciones del atlas “Precipitaciones máximas en 1, 2 y 3 días” publicado por la Dirección General de Aguas (DGA) en 1989 y 1991, se determinaron las relaciones precipitación-duración-frecuencia para duraciones de 1, 2 y 3 días en la estación meteorológica El Tepual y se compararon con aquellas del atlas de la DGA aplicables al lugar. Los resultados obtenidos indican que el atlas de la DGA presenta una subestimación de 9–21% en los cuantiles de precipitación.

Con el fin de determinar el impacto de esta diferencia, se utilizaron ambas relaciones precipitación-duración-frecuencia en la estimación del caudal de diseño de un sistema de drenaje superficial. Los resultados obtenidos indican que el uso del atlas de la DGA reduce en 8–12% el caudal de diseño final.

Estos resultados revelan la necesidad de revisar y actualizar los procedimientos metodológicos utilizados en la elaboración del atlas de la DGA, con el objeto de contar con estimaciones más confiables.

SUMMARY

With the aim of verifying the estimates reliability of the 1989 and 1991 Dirección General de Aguas (DGA) “Precipitaciones máximas en 1, 2 y 3 días” atlas, depth-duration-frequency relationships were determined for 1, 2 and 3 days at El Tepual station and were compared with those published by the DGA applicable to this site. The results indicate that DGA precipitation quantiles are 9–21% underestimated.

In order to determine the impact of these differences on runoff estimates, the depth-duration-frequency relationships were used to assess the design discharge of a surface drainage system. When using DGA data, the results indicate that the design discharge is lowered by 8–12%.

It is concluded that DGA estimates are not reliable enough and there is a need to amend and revise that information.

7. BIBLIOGRAFIA

- APARICIO, F. 1999. Fundamentos de hidrología de superficie. México, D. F. Limusa. 303 p.
- ARORA, K. y SINGH, V. 1989. A comparative evaluation of the estimators of the log Pearson type (LP) 3 distribution. *Journal of Hydrology* 105: 19-37.
- ARUMÍ, J.; JARA, J. y SALGADO, L. 2000. Análisis hidrológico. In: Curso de formulación de proyectos de aspersión para la ley N° 18.450. Temuco. 10-28 julio. Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA), Centro Regional de Investigación Carillanca. 46 p.
- AYALA, L. y FERRER, P. 1973. Análisis de frecuencia de datos hidrológicos mediante computación. Santiago. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Departamento de Obras Civiles. 128 p.
- BAGHIRATHAN, V. y SHAW, E. 1978. Rainfall depth-duration-frequency studies for Sri Lanka. *Journal of Hydrology* 37: 223-239.
- BENJAMIN, J. y CORNELL, C. 1981. Probabilidad y estadística en ingeniería civil. Traducido por Sin, A. y Prieto, V. Bogotá. McGraw-Hill. 685 p.
- BOBÉE, B. 1975. The log Pearson type 3 distribution and its application in hydrology. *Water Resources Research* 11 (5): 681-689.
- BOBÉE, B. y ROBITAILLE, R. 1975. Correction of bias in the estimation of the coefficient of skewness. *Water Resources Research* 11 (6): 851-854.

- BOBÉE, B. y ROBITAILLE, R. 1977. The use of the Pearson type 3 and log Pearson type 3 distributions revisited. *Water Resources Research* 13 (2): 427-443.
- BOBÉE, B. 1979. Comment on 'Fitting the Pearson type 3 distribution in practice' by J. Buckett and F. R. Oliver. *Water Resources Research* 15 (3): 730.
- BOBÉE, B.; CAVADIAS, G.; ASHKAR, F.; BERNIER, J. y RASMUSSEN, P. 1993. Towards a systematic approach to comparing distributions used in flood frequency analysis. *Journal of Hydrology* 142: 121-136.
- BONOMEELLI, A. 1986. Mapas de isoyetas de precipitaciones máximas de 24 - 48 - 72 horas para diferentes períodos de retorno. Memoria Ing. Civil. Santiago. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas. v 1. 614 p.
- BOOY, C. y LYE, L. 1989. A new look at flood risk determination. *Water Resources Bulletin* 25 (5): 933-943.
- BOWKER, A. y LIEBERMAN, G. 1981. Estadística para ingenieros. Traducido por Pérez, C. y Lee, L. Bogotá. Prentice-Hall. 657 p.
- BRADLEY, A. 1997. Regional frequency analysis methods for evaluating changes in hydrologic extremes (Submitted to *Water Resources Research*). University of Iowa. <<http://www.icaen.uiowa.edu/~abradley/publications/rfa1.pdf>> (20 nov. 2002).
- BRADLEY, A. y ZHAO, H. 1997. Climatic variations in extreme precipitation in the Midwest (Submitted to *Journal of Hydrologic Engineering*). University of Iowa. <<http://www.icaen.uiowa.edu/~abradley/publications/rfa2.pdf>> (20 nov. 2002).

- BRASIL, MINISTERIO DO MEIO AMBIENTE, SECRETARIA DOS RECURSOS HIDRICOS. 2002. Drenagem como instrumento de dessalinização e prevenção da salinização de solos. Brasilia. 216 p.
- BROWN, E. 1986. La distribución log-Pearson tipo III y su uso en hidrología. Revista de la Sociedad Chilena de Ingeniería Hidráulica 1 (2): 39-51.
- BROWN, E. y VARGAS, X. 1986. Criterios de selección de modelos probabilísticos en hidrología. In: Anais do XII Congresso Latino-Americano de Hidráulica. Sao Paulo, Brasil. 31 agosto - 4 septiembre. Departamento de Aguas e Energía Elétrica. v 2. pp: 180-190.
- BUCKETT, J. y OLIVER, F. 1977. Fitting the Pearson type 3 distribution in practice. Water Resources Research 13 (5): 851-852.
- CHILE, COMISION NACIONAL DE RIEGO (CNR). 2004. Bases técnicas de drenaje; sistema concursal ley N° 18.450, sobre fomento a la inversión privada en obras de riego y drenaje. <http://www.chileriego.cl/ley_fomento/bases/2004/Bases%20T%E9c%20Drenaje%20Contral..doc> (7 feb. 2004).
- CHILE, MINISTERIO DE OBRAS PUBLICAS, DIRECCION DE RIEGO. 1990. Investigación de riego y drenaje en la X Región. Santiago. R & Q Ingeniería. p. irr.
- CHILE, MINISTERIO DE OBRAS PUBLICAS, DIRECCION GENERAL DE AGUAS (DGA). 1989. Investigación de eventos hidrometeorológicos extremos; precipitaciones máximas en 24, 48 y 72 horas. Santiago. bf Ingenieros Civiles. p. irr.

CHILE, MINISTERIO DE OBRAS PUBLICAS, DIRECCION GENERAL DE AGUAS (DGA). 1991. Precipitaciones máximas en 1, 2 y 3 días. Santiago. p. irr.

CHILE, MINISTERIO DE VIVIENDA Y URBANISMO (MINVU). 1996. Técnicas alternativas para soluciones de aguas lluvias en sectores urbanos; guía de diseño. Santiago. Pontificia Universidad Católica de Chile, Escuela de Ingeniería, Departamento de Ingeniería Hidráulica y Ambiental, Dirección de Investigaciones Científicas y Tecnológicas (DICTUC). 663 p.

CHOW, V. 1964. Statistical and probability analysis of hydrologic data; part I: frequency analysis. In: _____. Handbook of applied hydrology; a compendium of water resources technology. New York. McGraw-Hill. pp: 8.1-8.42.

CHOW, V.; MAIDMENT, D. y MAYS, L. 1994. Hidrología aplicada. Traducido por Saldarriaga, J. Bogotá. McGraw-Hill. 584 p.

CHOWDHURY, J. y STEDINGER, J. 1991. Confidence interval for design floods with estimated skew coefficient. ASCE Journal of Hydraulic Engineering 117 (7): 811-831.

CHOWDHURY, J.; STEDINGER, J. y LU, L. 1991. Goodness of-fit tests for regional generalized extreme value flood distributions. Water Resources Research 27 (7): 1765-1776.

CONTE, S. y DE BOOR, C. 1974. Análisis numérico elemental; un enfoque algorítmico. Traducido por Castillo, H. 2a ed. Bogotá. McGraw-Hill. 418 p.

CUNNANE, C. 1973. A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction. Journal of Hydrology 18: 257-271.

- CUNNANE, C. 1978. Unbiased plotting positions-a review. *Journal of Hydrology* 37: 205-222.
- CUNNANE, C. 1988. Methods and merits of regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology* 100: 269-290.
- DAVIS, P. 1965. Gamma function and related functions. *In*: Abramowitz, M. y Stegun, I. (eds). *Handbook of mathematical functions; with formulas, graphs, and mathematical tables*. New York. Dover. pp: 253-293.
- DEMIDOWITSCH, B.; MARON, I. y SCHUWALOWA, E. 1980. *Métodos numéricos de análisis*. Traducido por Hernández, J. Madrid. Paraninfo. 483 p.
- DUAN, J.; SELKER, J. y GRANT, G. 1998. Evaluation of probability density functions in precipitation models for the pacific northwest. *Journal of the American Water Resources Association*, 34 (3): 617-627.
- EDMINSTER, T. 1990. Drenaje superficial. *In*: Luthin, J. (ed). *Drenaje de tierras agrícolas*. Traducido por Blackaller, A. México, D. F. Limusa. pp: 413-426.
- FERNÁNDEZ, B. y SALAS, J. 1995. Período de retorno de eventos hidrológicos. *Anales del Instituto de Ingenieros de Chile* 107 (1): 23-30.
- FIERRO, E. 1982. Probabilidades de lluvia mediante el uso de la función gama incompleta. Tesis Ing. Agr. Chillán. Universidad de Concepción, Facultad de Ciencias Agropecuarias y Forestales. 23 p.
- GONZÁLEZ, H. 2002. *Análisis numérico*. Buenos Aires. Nueva librería. 384 p.

- GRASSI, C. 1991. Métodos de drenaje. In: _____. Drenaje de tierras agrícolas. Mérida, Venezuela. Centro Interamericano de Desarrollo e Investigación Ambiental y Territorial (CIDIAT), Serie Riego y Drenaje RD-39. pp: 235-252.
- GRAY, D. 1973. Statistical methods-fitting frequency curves, regression analyses. In: _____. Handbook on the principles of hydrology. New York. Water Information Center. pp: 12.1-12.34.
- GREENWOOD, J.; LANDWEHR, J.; MATALAS, N. y WALLIS, J. 1979. Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research* 15 (5): 1049-1054.
- HARGREAVES, G. 1988. Extreme rainfall for Africa and other developing areas. *ASCE Journal of Irrigation and Drainage Engineering* 114 (2): 324-333.
- HIDALGO, F. 1988. Relación lluvia-escorrentía en una cuenca hidrográfica de la provincia de Ñuble; comparación entre diferentes métodos. Memoria Ing. Agr. Chillán. Universidad de Concepción, Facultad de Ciencias Agronómicas, Forestales y Veterinarias. 88 p.
- HIRSCH, R.; HELSEL, D.; COHN, T. y GILROY, E. 1993. Statistical analysis of hydrologic data. In: Maidment, D. (ed). *Handbook of hydrology*. New York. McGraw-Hill. pp: 17.1-17.55.
- HOSKING, J. 1996. L-moments: definitions. IBM Research Division, Thomas J. Watson Research Center. <<http://www.research.ibm.com/people/h/hosking/lmoments.defn.html>> (5 oct. 2003).
- HOUGHTON, J. 1978a. Birth of a parent: the Wakeby distribution for modeling flood flows. *Water Resources Research* 14 (6): 1105-1109.

- HOUGHTON, J. 1978b. The incomplete means estimation procedure applied to flood frequency analysis. *Water Resources Research* 14 (6): 1111-1115.
- JARA, J. 1986. Análisis de frecuencias bayesiano de series de datos hidrológicos. Memoria Ing. Civil. Santiago. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas. 128 p.
- JOHNSON, N. y KOTZ, S. 1970. *Distributions in statistics; continuous univariate distribution-1*. New York. Wiley. 300 p.
- KESSLER, J. y DE RAAD, S. 1972. Analysing rainfall data. In: Ritzema, H. (ed). *Drainage principles and applications; survey and investigations*. Wageningen. International Institute for Land Reclamation and Improvement (ILRI). pp: 13-52.
- KIMBALL, B. 1960. On the choice of plotting positions on probability paper. *Journal of the American Statistical Association* 55: 546-560.
- KIRBY, W. 1972. Computer-oriented Wilson-Hilferty transformation that preserves the first three moments and the lower bound of the Pearson type 3 distribution. *Water Resources Research* 8 (5): 1251-1254.
- KIRBY, W. 1974. Algebraic boundedness of sample statistics. *Water Resources Research* 10 (2): 220-222.
- KITE, G. 1975. Confidence limits for design events. *Water Resources Research* 11 (1): 48-53.
- KITE, G. 1976. Reply to comment on 'Confidence limits for design events'. *Water Resources Research* 12 (4): 826.

- KITE, G. 1977. Frequency and risk analyses in hydrology. Fort Collins, Colorado. Water Resources Publications. 224 p.
- LABBÉ, D. 1979. Análisis de datos de lluvia. Tesis Ing. Agr. Chillán. Universidad de Concepción, Facultad de Ciencias Agropecuarias y Forestales. 95 p.
- LALL, U. y BEARD, L. 1982. Estimation of Pearson type 3 moments. Water Resources Research 18 (5): 1563-1569.
- LANDWEHR, J.; MATALAS, N. y WALLIS, J. 1978. Some comparisons of flood statistics in real and log space. Water Resources Research 14 (5): 902-920.
- LANDWEHR, J.; MATALAS, N. y WALLIS, J. 1979a. Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles. Water Resources Research 15 (5): 1055-1064.
- LANDWEHR, J.; MATALAS, N. y WALLIS, J. 1979b. Estimation of parameters and quantiles of Wakeby distributions 1; known lower bounds. Water Resources Research 15 (6): 1361-1372.
- LANDWEHR, J.; MATALAS, N. y WALLIS, J. 1979c. Estimation of parameters and quantiles of Wakeby distributions 2; unknown lower bounds. Water Resources Research 15 (6): 1373-1379.
- LANDWEHR, J.; MATALAS, N. y WALLIS, J. 1979d. Correction to 'Some comparisons of flood statistics in real and log space'. Water Resources Research 15 (6): 1672.
- LANDWEHR, J.; MATALAS, N. y WALLIS, J. 1980. Quantile estimation with more or less floodlike distributions. Water Resources Research 16 (3): 547-555.

- LETTENMAIER, D. y BURGESS, S. 1980. Correction for bias in estimation of the standard deviation and coefficient of skewness of the log Pearson 3 distribution. *Water Resources Research* 16 (4): 762-766.
- LIEPMAN, D. 1965. Mathematical constants. In: Abramowitz, M. y Stegun, I. (eds). *Handbook of mathematical functions; with formulas, graphs, and mathematical tables*. New York. Dover. pp: 1-3.
- LU, L. y STEDINGER, J. 1992. Variance of two- and three-parameter GEV/PWM quantile estimators: formulae, confidence intervals, and a comparison. *Journal of Hydrology* 138: 247-267.
- MANOLIADIS, O. y SACHPAZIS, K. 2000. Geomorphological investigation of the drainage networks and calculation of the peak storm runoff of Skarmaga and Agia Triada streams. *Electronic Journal of Geotechnical Engineering* <<http://www.ejge.com/2000/Ppr0016/Ppr0016.htm>> (7 feb. 2004).
- MATALAS, N. y WALLIS, J. 1973. Eureka! It fits a Pearson type 3 distribution. *Water Resources Research* 9 (2): 281-289.
- MATALAS, N.; SLACK, J. y WALLIS, J. 1975. Regional skew in search of a parent. *Water Resources Research* 11(6): 815-826.
- McKAY, G. 1973. Precipitation. In: Gray, D. (ed). *Handbook on the principles of hydrology*. New York. Water Information Center. pp: 2.1-2.111.
- MONSALVE, G. 1999. *Hidrología en la ingeniería*. 2a ed. Bogotá. AlfaOmega. 382 p.
- OBREGÓN, I. 1977. *Teoría de la probabilidad*. México, D. F. Limusa. 448 p.

- OOSTERBAAN, R. 1988. Agricultural criteria for subsurface drainage: a systems analysis. *Agricultural Water Management* 14: 79-90.
- ORTEGA, L. 1988. Diagnóstico del drenaje de la Xa Región. Osorno. Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA), Estación Experimental Remehue, Boletín Técnico N° 127. 17 p.
- ORTEGA, L. 1997. Normas técnicas para la construcción de obras de drenaje superficial. Osorno. Comisión Nacional de Riego (CNR), Departamento de Proyectos, e Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA), Centro Regional de Investigación Remehue, Cartilla Divulgativa N° 3. 37 p.
- ORTEGA, L. 1998. Proyecto drenaje Frutillar-Pellines. Santiago. Biblioteca-Archivo de la Comisión Nacional de Riego (CNR), Certificado de Bonificación N° 3667. p. irr.
- ORTEGA, L. 2000. Diseño drenaje superficial. In: Curso de formulación de proyectos de drenaje para la ley N° 18.450. Osorno. 12-30 junio. Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA), Centro Regional de Investigación Remehue. 48 p.
- PHIEN, H. y FANG, T. 1989. Maximum likelihood estimation of the parameters and quantiles of the general extreme-value distribution from censored samples. *Journal of Hydrology* 105: 139-155.
- PORRAS, P. y PORRAS, P. 2001. New perspective on rainfall frequency curves. *ASCE Journal of Hydrologic Engineering* 6 (1): 82-85.

- RAMÍREZ, E. 1974. Análisis probabilístico y estadística de precipitaciones máximas en 24 horas - totales anuales. Santiago. Corporación de Fomento de la Producción (CORFO), División de Recursos Hidráulicos, Publicación N° 236. p. irr.
- RODRÍGUEZ, J. 1971. Errores en la estimación de valores extremos con estadísticas cortas de precipitaciones y caudales. Memoria Ing. Civil. Santiago. Pontificia Universidad Católica de Chile, Escuela de Ingeniería. 124 p.
- ROJAS, R. 1984. Drenaje superficial de tierras agrícolas. Mérida, Venezuela. Centro Interamericano de Desarrollo e Investigación Ambiental y Territorial (CIDIAT), Serie Riego y Drenaje RD-21. 96 p.
- ROJAS, R. 1991. Diseño de drenaje superficial. In: Grassi, J. (ed). Drenaje de tierras agrícolas. Mérida, Venezuela. Centro Interamericano de Desarrollo e Investigación Ambiental y Territorial (CIDIAT), Serie Riego y Drenaje RD-39. pp: 285-317.
- ROSS, S. 2002. Probabilidad y estadística para ingenieros. Traducido por Hano, M. 2a ed. México, D. F. McGraw-Hill. 585 p.
- SALGADO, L. 1988. Uso de modelos hidrológicos en la generación de estadísticas de caudales. Agro-Ciencia (Chile) 4 (1): 49-57.
- SALGADO, L. y ORTEGA, L. 1988. Análisis de los problemas de drenaje de la X Región. Chillán. Universidad de Concepción, Facultad de Ciencias Agropecuarias y Forestales, Departamento de Ingeniería Agrícola, Boletín de Extensión N° 32. 32 p.

- SALGADO, L. 2000. Criterios de drenaje. In: Curso de formulación de proyectos de drenaje para la ley N° 18.450. Osorno. 12-30 junio. Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA), Centro Regional de Investigación Remehue. 45 p.
- SAMANI, Z. y HARGREAVES, G. 1989. Applications of a climatic data base for Africa. *Computers and Electronics in Agriculture* 3: 317-325.
- STEDINGER, J.; VOGEL, R. y FOUFOULA-GEORGIU, E. 1993. Frequency analysis of extreme events. In: Maidment, D. (ed). *Handbook of hydrology*. New York. McGraw-Hill. pp: 18.1-18.66.
- STIPP, J. y YOUNG, G. 1971. Plotting positions for hydrologic frequencies. *Journal of the Hydraulics Division, Proceedings of the ASCE* 97 (HY1): 219-222.
- TIETJEN, G. 1986. The analysis and detection of outliers. In: D'Agostino, R. y Stephens, M. (eds). *Goodness-of-fit-techniques*. New York. Marcel Dekker. pp: 497-522.
- TOTH, V. 2003. Programmable calculators: calculators and the gamma function. <<http://www.rskey.org/gamma.htm>> (4 ene. 2004).
- VARAS, E. 1982. *Fundamentos de probabilidad y estadística para hidrología*. Lima, Perú. Universidad Nacional Agraria La Molina, Facultad de Ingeniería Agrícola, Departamento de Recursos de Agua y Tierra, Publidrat N° 104. 141 p.
- VARAS, E. 1996. Características regionales de caudales máximos. *Apuntes de Ingeniería (Chile)* 19 (2): 49-62.
- VARAS, E. y BOIS, P. 1998. *Hidrología probabilística*. Santiago. Universidad Católica de Chile. 156 p.

- VOGEL, R. 1986. The probability plot correlation coefficient test for the normal, lognormal, and Gumbel distributional hypotheses. *Water Resources Research* 22 (4): 587-590.
- VOGEL, R. 1987. Correction to "The probability plot correlation coefficient test for the normal, lognormal, and Gumbel distributional hypotheses". *Water Resources Research* 23 (10): 2013.
- VOGEL, R. y McMARTIN, D. 1991. Probability plot goodness-of-fit and skewness estimation procedures for the Pearson type 3 distribution. *Water Resources Research* 27 (12): 3149-3158.
- WALLIS, J.; MATALAS, N. y SLACK, J. 1974. Just a moment!. *Water Resources Research* 10 (2): 211-219.
- WALLIS, J. y WOOD, E. 1985. Relative accuracy of log Pearson III procedures. *ASCE Journal of Hydraulic Engineering* 111 (7): 1043-1056.
- WANG, Q. 1990a. Estimation of the GEV distribution from censored samples by method of partial probability weighted moments. *Journal of Hydrology* 120: 103-114.
- WANG, Q. 1990b. Unbiased estimation of probability weighted moments and partial probability weighted moments from systematic and historical flood information and their application to estimating the GEV distribution. *Journal of Hydrology* 120: 115-124.
- WEISSTEIN, E. 1999. Gamma function. Wolfram Research.
<<http://mathworld.wolfram.com/GammaFunction.html>> (4 ene. 2004).

- WIESNER, C. 1970. Hydrometeorology. Londres. Chapman and Hall. 232 p.
- WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION (WMO). 1973. Manual for estimation of probable maximum precipitation. Ginebra, Suiza. Operational Hydrology Report N° 1, WMO-N° 332. 190 p.
- YEVJEVICH, V. 1978. Probability and statistics in hydrology. Fort Collins, Colorado. Water Resources Publications. 302 p.
- ZALINA, M.; DESA, M.; NGUYEN, V. y KASSIM, A. 2002. Selecting a probability distribution for extreme rainfall series in Malaysia. Water Science and Technology 45 (2): 63-68.
- ZELEN, M. y SEVERO, N. 1965. Probability functions. In: Abramowitz, M. y Stegun, I. (eds). Handbook of mathematical functions; with formulas, graphs, and mathematical tables. New York. Dover. pp: 925-995.

ANEXOS

ANEXO 1 Series anuales máximas (registros pluviométricos definitivos).

Año	1 día		2 días		3 días	
	Precipitación*	Fecha	Precipitación	Fecha	Precipitación	Fecha
1964	63,9	13-jul	123,3	04-may	136,5	05-may
1965	67,1	15-jun	106,9	15-jun	114,0	15-jun
1966	74,1	24-jun	102,9	24-jun	127,0	26-jun
1967	50,1	09-feb	93,8	10-feb	100,6	11-feb
1968	59,7	10-ago	74,8	10-ago	89,1	08-may
1969	51,8	26-jul	93,9	26-jul	123,4	27-jul
1970	37,6	24-dic	54,9	19-abr	80,3	24-dic
1971	67,0	24-mar	78,7	07-jul	86,4	09-ago
1972	47,0	20-jul	85,3	21-jul	104,0	22-jul
1973	43,2	24-jun	64,3	09-ene	68,0	19-jun
1974	59,5	08-may	72,2	09-may	84,2	28-jul
1975	36,2	06-nov	54,0	11-abr	64,8	29-may
1976	41,4	02-may	66,6	13-jun	73,7	14-jun
1977	66,2	23-may	73,2	02-jun	96,4	02-jun
1978	51,7	07-ago	69,6	08-ago	96,6	06-may
1979	54,0	17-ago	83,9	18-ago	110,7	19-ago
1980	50,9	10-feb	61,3	10-feb	68,8	11-may
1981	56,3	14-may	80,5	07-jun	88,5	08-jun
1982	94,5	29-may	131,4	29-may	162,0	30-may
1983	35,8	20-oct	59,8	18-may	77,4	18-may
1984	62,4	30-abr	73,8	09-jun	81,6	10-jun
1985	44,1	19-may	67,5	12-jul	80,5	13-jul
1986	66,2	12-feb	100,5	12-feb	108,4	12-feb
1987	52,3	05-may	60,4	06-may	64,7	15-jul
1988	35,2	18-ago	47,4	19-ago	66,5	18-ago
1989	64,6	04-ago	84,5	05-ago	91,1	05-ago
1990	58,8	08-abr	79,5	08-abr	81,9	08-abr
1991	63,0	19-dic	117,9	19-dic	155,3	19-dic
1992	100,4	17-feb	126,8	18-feb	142,8	18-feb
1993	51,8	27-oct	74,0	13-abr	93,8	13-abr
1994	59,0	09-ago	69,4	19-sep	81,2	20-may
1995	56,1	06-may	92,9	07-may	103,3	08-may
1996	42,4	12-sep	48,0	25-oct	62,8	16-mar
1997	88,4	03-jun	105,4	04-jun	126,0	05-jun
1998	39,6	06-ago	61,9	07-ago	67,7	07-ago
1999	54,0	12-jun	75,2	09-ago	101,0	09-ago
2000	77,2	02-jun	117,8	03-jun	155,8	04-jun
2001	66,6	29-ene	75,8	30-ene	91,8	01-ago
2002	47,4	02-may	67,6	25-feb	80,6	26-feb

* Valores en mm

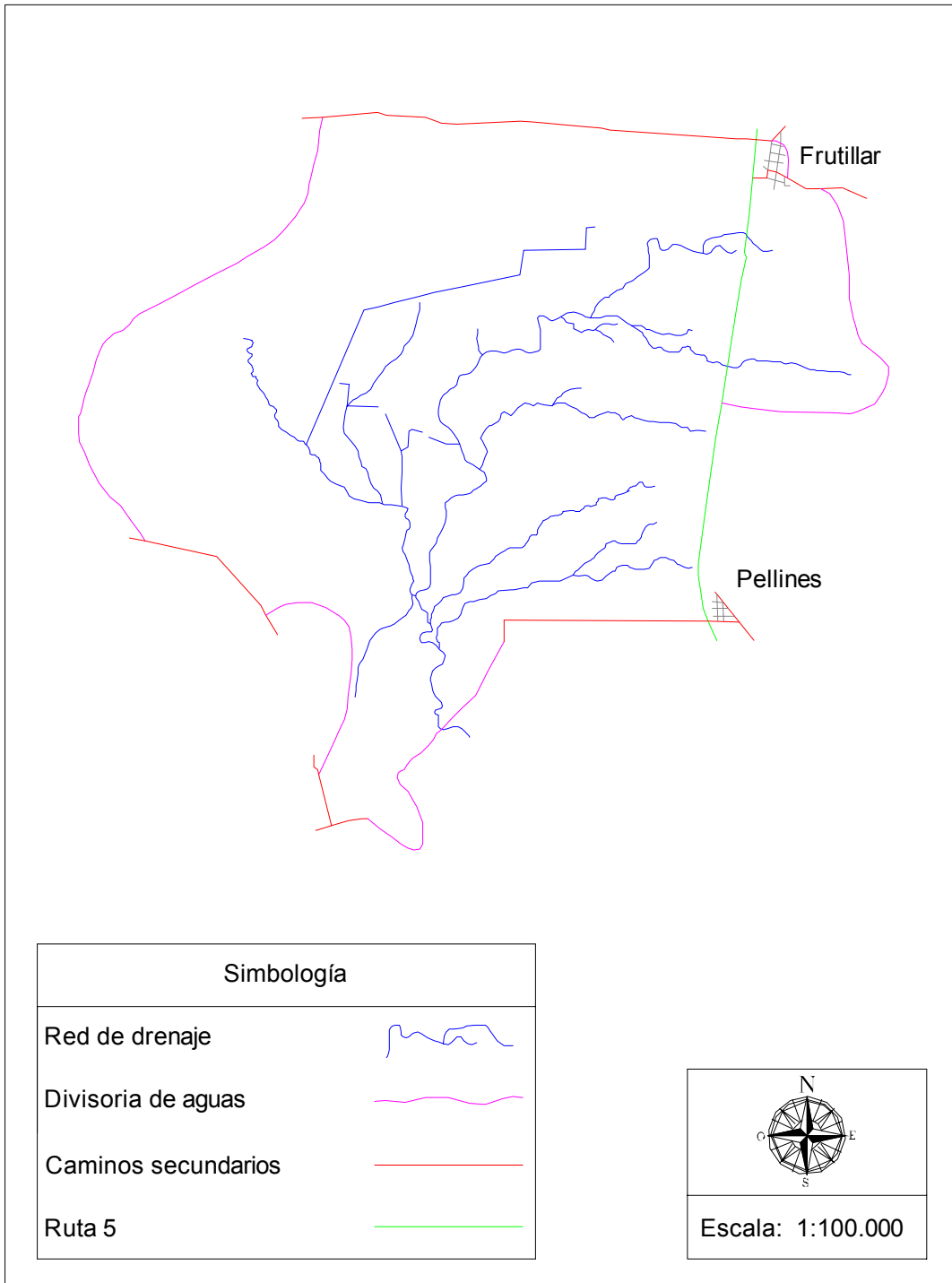
ANEXO 2 Superficies aportantes a la red de drenaje (Proyecto Frutillar-Pellines).

Símbolo*	Superficie (has)	Símbolo	Superficie (has)
M.1.1	339,8	C.11	4,6
M.1.2	32,3	C.12	437,7
M.1.3	9,2	C.13	39,2
M.1.4	75,5	C.14	2,6
M.1.5	10,2	C.15	521,6
M.1.6	12,8	C.16	21,3
M.1.7	107,8	C.17	60,2
M.1.8	960,1	C.18	375,3
M.1.9	173,6	K.1	306,7
M.1.10	177,3	K.2	20,0
M.2.1	95,0	K.3	25,0
M.2.2	12,5	K.4	14,7
M.3.2	28,8	K.5	34,9
M.4.1	40,8	K.6	71,9
M.4.2	33,5	K.7	77,1
M.5.1	8,5	K.8	12,3
M.5.2	5,6	K.9	634,6
M.6.1	4,6	K.10	15,3
M.6.2	1,2	K.11	78,3
P.2.1	122,1	K.12	102,0
P.2.2	40,4	K.13	102,5
P.2.3	56,8	K.14	83,2
C.1	1457,8	K.15	44,3
C.2	127,1	K.16	38,0
C.3	21,8	K.17	104,1
C.4	28,3	K.18	50,7
C.5	26,5	K.19	16,5
C.6	37,2	K.20	492,8
C.7	87,4	K.21	84,5
C.8	76,4	K.22	92,0
C.9	2,3	K.23	52,4
C.10	53,1	K.24	34,0

* Simbología original del proyecto

FUENTE: ORTEGA (1998).

ANEXO 3 Plano de la red de drenaje Proyecto Frutillar-Pellines.



FUENTE: ORTEGA (1998).